

구조조정기업의 주식성과에 관한 연구

장범식* · 황인덕**

〈요 약〉

본 연구는 기업도산절차의 목표라 할 수 있는 사후적 효율성(ex post efficient outcome)을 분석한다. 1980~2004년 기간중 구조조정을 신청한 기업을 대상으로 구조조정 종결 이후의 주식성과를 분석한 결과 종결 공시 이전부터 공시일까지는 대부분 양(+의) AR을 보였으나, 공시일 이후에는 워크아웃을 제외하고는 음(-)의 반응을 보였다.

장기성과를 분석한 결과 워크아웃 종결기업의 경우 공시일 이후에 고성과(overperformance)의 특성을 보인 반면, 화의 및 회사정리 종결기업은 종결공시일 이전에는 고성과, 공시일 이후에는 저성과(underperformance)를 보였다.

시장모형기준 종결후 24개월 누적비정상수익률을 종속변수로 한 횡단면 분석에서는 자산감축 비율과 주주집중도, 최대주주지분율이 높을수록 장기성과는 긍정적이었으나, 최대주주 변경은 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

구조조정 수단별 성과측면에서는 워크아웃의 성과가 가장 우월하며, 구조조정 신청시 공시효과와 종결 이후의 장기성과에서 화의의 성과가 가장 취약함을 확인하였다. 구조조정 개시 및 종결 공시효과에서는 회사정리의 성과가 가장 취약함을 확인하였다. 한편, 최대주주 변경기업은 변경되지 않은 기업에 비해 장기성과에서 유의한 저성과를 보였으며, 횡단면 분석에서도 최대주주 변경은 장기성과에 부정적 요인임을 확인하였다. 본 연구결과는 효율성과 수익성이 취약한 기업에 대한 구조조정 조기종결 판단시 M&A를 통한 조기 채무상환 가능성보다 경제적 독자생존 가능성에 대한 보다 신중한 판단이 필요함을 시사한다.

주제어 : 도산, 구조조정, 공시효과, 장기성과, 횡단면 분석

논문접수일 : 2007년 10월 16일 논문게재확정일 : 2007년 12월 18일

* 숭실대 경영학부, E-mail : bsjang@ssu.ac.kr.

** 한국기업평가(주)

*** 본 연구는 숭실대학교 교내연구비 지원으로 이루어졌으며, 본 논문의 질적 향상을 위하여 유익한 심사평을 해 주신 두 분의 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

I. 연구목적 및 배경

본 연구는 1980년~2004년 기간 중 구조조정을 신청한 기업을 대상으로 구조조정 종결 이후의 주식성과를 분석한다. 구체적으로, 기업도산절차의 사후적 효율성에 초점을 맞추어 도산절차의 신청, 개시사건 등 진행단계뿐만 아니라 종결사건에까지 확장하여 공시효과와 구조조정 절차별 추가반응 차이를 살펴봄으로써 구조조정제도의 효율성을 분석한다. 대폭 확장된 표본기업을 대상으로, 구조조정 종결 이후의 장기성과와 결정요인을 분석한 본 연구결과는 향후 기업구조조정의 방향과 정책적 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대된다.¹⁾

기업도산절차는 부도 발생 이후 법원이 주관하는 회사정리 및 화의절차와 채권금융기관이 주관하는 워크아웃으로 구분할 수 있다. 사전적 관점에서 기업도산절차의 목적은 부실경영에 대한 철저한 응징을 제도화함으로써 경영자로 하여금 기업실패를 회피하고자 하는 유인을 제공하여 건전한 경영을 유도하는 것이라고 할 수 있다. 사후적 관점에서의 목적은 기업의 전체 자산가치를 극대화하고 가치의 최적배분을 달성하여 효율성을 극대화하는 데 있다. Hart(2000)도 도산절차의 목표로서 첫째, 도산기업의 전체 가치를 극대화하는 사후적 효율성(ex post efficient outcome)을 달성하는 것, 둘째, 도산에 처한 경영자와 주주에게 적절한 벌칙을 부여하여 부채의 사전적인 제약(ex ante bonding) 역할을 수행하는 것, 셋째, 청구권의 절대우선순위 원칙(APR ; absolute priority rule)을 준수하는 것 등의 세 가지를 제시하였다.

회환위기를 전후한 기업구조조정은 재무적 안정성이나 수익성이 취약해진 많은 기업들을 곧바로 퇴출시키는 것보다는 기업회생의 기회를 제공함으로써 궁극적으로는 금융기관의 잠재적 부실채권을 줄이는 데 주목적을 두어 진행되었다. 따라서 기업의 채권에 대한 개별행사를 금지하고 채권에 대한 감면이나 변제기간의 유예, 이자율 감면, 주식 또는 사채의 발행이나 출자 전환 등을 통하여 회사를 갱생시키고 기업가치를 극대화함으로써 도산상태에 처한 기업의 사후적 효율성(ex post efficient outcome)을 극대화하고자 하였다.

1) 2005년 3월 3일 현행 회사정리법, 화의법, 파산법 및 개인채무자회생법을 폐지하고 기업회생절차를 일원화한 '채무자회생 및 파산에 관한 법률'(일명 통합도산법)을 제정, 2006년 4월 1일부터 시행중이다. 이에 따라 이전의 화의절차가 사라진 것이 구조조정의 사후적 효율성 측면에서 타당한 것인지 검증할 필요가 있다.

그러나 사후적 효율성 문제는 경제적 갱생가능성에 대한 정확한 판단과 신속한 회생 절차 적용을 통해 구조조정 비용을 최소화하고 사후적 기업가치를 극대화하는 데 성공했는지에 달려 있다. 구조조정 관련 국내의 선행연구들은 대체로 기업도산절차의 사후적 효율성을 분석하고 있으나, 대부분이 구조조정 진행단계의 주식성과에만 그 초점을 맞추고 있다. 그러나 사후적 효율성 달성여부는 구조조정의 진행 단계뿐만 아니라 종결 이후의 성과까지도 분석해야만 보다 정확한 판단이 가능하다. 외환위기 전후에 급증한 기업도산절차가 2004년 말 현재 상당부분 종결됨으로써²⁾ 종결이후의 주식성과를 분석한다면, 도산절차의 사후적 효율성 여부에 대한 보다 정확한 판단이 가능할 것이다.

한편, 외환위기 이후 공적자금을 지원받은 주채권은행 등 채권금융기관들은 부실기업의 회생을 위한 지원과정에서 엄청난 비용을 투입한 바 있다.³⁾ 따라서 기업도산절차간 효율성을 비교분석하고 주식성과의 결정요인을 분석할 경우 정부의 구조조정 정책 수립과 기업의 구조조정제도의 방향 결정에 있어서도 매우 중요한 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

본 연구는 선행연구가 주로 금융위기기간(1998~2000)동안 재무곤경을 겪은 기업만을 표본으로 선정한 한계를 극복하기 위하여 분석기간을 선행연구에 비하여 대폭 확장하고 공시효과도 구조조정 신청, 개시 및 종결의 3단계로 구분 분석함으로써 보다 일반적인 연구결과의 도출을 시도한다. 특히 종결 공시효과를 분석한 이남우(2004)에 비하여 대폭 확장된 표본기업을 대상으로 종결후 장기성과에 초점을 맞추었다는 점에서 크게 차별된다.⁴⁾

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 구조조정 제도 및 선행연구를 살펴보고, 제 III장에서는 표본기업의 구성과 연구방법론을 제시한다. 제 IV장에서는 표본의 기술통계와 장단기 주식성과 및 성과 결정요인을 살펴본다. 제 V장에서는 본 논문의 분석결과에 대한 요약과 정책적 시사점을 도출한다.

2) 1980~2004년 동안 도산절차를 개시한 상장기업을 기준으로 회사정리의 경우 130개 개시기업중 종결 83개, 폐지 30개, 진행 17개이며, 화의는 개시기업 78개 중 종결 40개, 폐지 21개, 진행 17개, 워크아웃은 개시기업 62개 중 종결 33개, 폐지등 18개, 진행 11개에 달한다.

3) 공적자금관리위원회에 따르면, 2004년 12월말 현재 금융기관의 부실채권 해소를 위해 총 165조원의 공적자금이 투입되었으며, 이 중 52.6%에 해당하는 86.8조원이 은행부문에 투입되었다.

4) 본 연구에서 사용된 표본은 모두 129개로서, 종결효과를 분석하기 위하여 36개 기업을 분석한 이남우(2004)의 연구와 크게 차별된다.

Ⅱ. 구조조정 제도 및 선행연구

1. 구조조정제도의 고찰

2005년 4월 이전의 국내의 기업구조조정제도는 <표 1>과 같이 회사정리, 화의, 워크아웃으로 대별할 수 있다. 회사정리는 회사정리법에서 정한 법적 절차에 따라 기업체를 회생시키는 제도로서 가장 보편적으로 적용되어 왔다. 회사정리제도는 법원이 주관한다는 점에서 화의와 공통점이 있으나, 대기업 또는 이해조정이 어려운 기업에 적합한 제도라 할 수 있다. 화의법 상의 화의란 채무자에게 파산의 원인(지급불능, 지급정지 또는 채무초과)인 사실이 있거나 그러한 사실이 생길 우려가 있는 경우에 파산적 청산의 예방을 목적으로 화의채권자만을 대상으로 채무자 자신이 채무변제 등에 대한 계획안을 작성하여 법원의 인가를 받아 소수의 반대채권자까지도 구속하는 제도이다.

<표 1> 국내 주요 구조조정제도의 비교

구 분	회사정리	화 의	워크아웃
목 적	주식회사의 갱생, 재건	파산 예방	채무적 곤경기업의 회생
대 상	주식회사에 한정	제한없음(여신 2천 5백억 원 이상 회사는 제한)	부실정후의 초기에 있어 치유가 가능한 기업
신 청 자	채무자, 주주, 채권자	채무자	기업, 주주 및 주관은행
경 영 권	관리인	기업가	기업가
개시결정	법원(1개월 내)	법원(1개월 내)	채권금융기관
감 독	정리계획 인가후에도 법원이 엄격하게 감독	인가후에는 채무자의 자율에 맡김	채권금융기관협의회와 경영관리단을 통한 감독
동의조건	정리담보권 : 채권액 4/5 이상 정리채 : 채권액 2/3 이상 주주 : 의결권의 1/2 이상	출석채권자의 과반수 및 채권총액의 3/4 이상	3/4 이상의 권리를 보유한 채권금융기관의 동의
채권동결	모든 채권 동결, 담보권 행사 불능	일반채권 동결, 담보권 행사 가능	금융기관 채권행사 유보(법적 구속력 없음)
채권상환기간	최장 10년	제한 없음(회사정리수준)	제한 없으나 대부분 3~5년
장 점	기업을 법으로 보호 추가적 자금지원 가능	적용대상 무제한 상대적으로 변제기간 짧음	신속한 구조조정 가능(채무상대기간 평균 5년)
단 점	부실기업·기업주특혜우려 법원의 비전문성 장기간의 변제기간	화의조건이행 강제 불가능 인가 후 감독 부족	이건조정기능 취약 협약 미가입채권자의 비협조

한편 회사정리나 화의 등의 법적 절차와는 달리 워크아웃은 직접적인 법적 규제를 적용받지 않고 이해관계자인 채권자, 주주 등의 자율 협의에 의하여 회사를 재건하는 제도로서 외환위기 이후 집단적 도산 처리를 위하여 기업구조조정 위원회의 주도하에 한시적으로 실시되었다. 워크아웃은 경제적 회생가능성은 있으나, 단기유동성 약화로 재무적 곤경을 겪고 있는 기업을 대상으로 채권금융기관들과 채무자인 기업 간에 출자 전환, 원리금 감면 및 상환연장 등의 지원을 통해 당해기업의 재무구조를 건실화시키기 위한 절차를 말한다.

2. 선행연구 고찰

미국의 경우 Chapter 11⁵⁾ 또는 Workout(워크아웃 : 사적재조정)의 주식 및 영업성과를 중심으로 구조조정의 효율성에 대한 연구가 꾸준히 이루어져 왔다. Chapter 11을 신청한 날짜 전후의 공시효과에 관한 연구에서는 거의 음의 비정상수익률을 보고하고 있다(Clark and Weinstein, 1983 ; Gilson et al., 1990 ; Lang and Stulz, 1992 ; Chatterjee et al., 1996). 워크아웃 신청에 대해서 Gilson et al.(1990)은 유의적이지 않은 양의 비정상수익률을, Chatterjee et al.(1996)는 음의 비정상수익률을 보고하고 있다.

파산이나 재무부실에서 빠져나온 경우에 대해서 Andrade and Kaplan(1998)은 1980년대에 파산이나 재무부실에서 빠져나온 31개의 주식성과를 점검한 결과 양(+)의 비정상수익률을 보임을 밝혔다. Eberhart et al.(1999)도 Chapter 11에서 빠져나온 131개 기업의 주식수익률을 평가하여 200일동안의 수익률이 양(+)의 초과수익률(+8.4%)을 얻음을 발견하였다. Alderson and Betker(1999)는 Chapter 11에서 빠져나온 이후의 영업성과가 비정상적으로 양(+)의 값을 나타냄을 보였으나, Hotchkiss(1995)는 Chapter 11을 빠져나온 이후 약 40%의 기업이 파산 인가 이후 3년이 지나서도 계속 영업손실을 기록하였으며, 32% 정도가 다시 Chapter 11에 들어가거나 사적으로 부채를 재조정하는 등 Chapter 11이 비효율적이라고 주장하였다. LoPucki and Whitford(1993)도 Chapter 11에서 빠져 나온 36개 기업중 12개 기업(33%)이 다시 Chapter 11에 들어갔다고 보고하였다.

한편 주식성과를 고찰한 국내연구에는 <표 2>와 같이 회사정리, 화의 및 워크아웃에 대한 주식시장의 반응을 살펴 본 김석진, 김정우(2000), 워크아웃과 법적정리기업의

5) 1978년에 전면 개정된 미국의 파산법(The United States of Bankruptcy Code)에 의하여 이전의 제10장 회사재건, 제11장 화의, 제12장 부동산화의를 통합, 처리하는 기업재건제도를 의미한다.

공시효과를 분석한 이명철, 이기환, 박주철(2000)와 이상우, 최기호(2002) 등의 연구가 있으며, 워크아웃 출자전환 기업의 주가반응과 영업성과에 대하여 실증연구를 실시한 박경서, 이은정, 장하성(2002)의 연구가 있다.

<표 2> 국내 도산절차 관련 실증연구 비교

Panel A : 공시효과

구 분	사건기간	사건종류	사건범주	표본수	사건기간(일)	결과
이명철, 이기환, 박주철(2000)	1998년 6월~ 1999년 6월 16일	워크아웃	신청	44	0	-0.0340***
			개시	44	0	0.0278***
	1998년	법적정리	신청	41	0	-0.0234***
김석진, 김정우(2000)	1998년	회사정리	개시	25	(-1, 0)	0.0929***
		화의	개시	40	(-1, 0)	0.0796***
		워크아웃	개시	44	(-1, 0)	0.0588***
권세훈(2004)	1991~2002	회사정리	신청	94	(-3, +3)	-0.1442***
			개시	88	(-3, +3)	0.0555**
이상우, 최기호(2002)	1997~1998	법적정리	신청	65	(-10, +5)	-0.488***
			개시	50	(-10, +5)	0.151**
이남우(2004)	1998년 신청	법적정리	신청	41	(-30, +30)	-1.4131***
			종결	21	(-30, +30)	0.0654
	1998년 신청	워크아웃	신청	44	(-30, +30)	-0.1124
			종결	15	(-30, +30)	0.0592
박경서, 이은정, 장하성(2002)	1998~2000	워크아웃	개시(출자전환)	30	(-1, +1)	0.0583**
			(비출자전환)	18	(-1, +1)	0.0637***

Panel B : 중기·장기 성과

구 분	사건기간	사건종류	사건범주	표본수	기간(월)	CAR	BHAR
김석진, 김정우(2000)	1998년	회사정리	개시	25	(0, +6)	0.682	-0.029
		화의	개시	40	(0, +6)	0.074	-0.060
		워크아웃	개시	44	(0, +6)	0.292	-0.067
박경서, 이은정, 장하성(2002)	1998~2000	워크아웃	개시(출자전환)	42	1년	-0.428	-
			개시(비출자전환)		1년	0.007	-
이상우, 박래수(2007)	1998~2000	워크아웃	개시(출자전환)	29	2년	-0.389	-
			개시(비출자전환)	15	2년	0.079	-

주) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적

<표 2>와 같이 구조조정 신청시에는 시장이 부정적 반응을 보였으며, 개시시점에서는 공통적으로 유의적인 양(+)의 반응을 보였다. 구조조정 수단별로는 구조조정 신청시점에서는 법적정리의 경우에 보다 더 부정적인 반응을 보이고 있다. 김석진, 김정우(2000)는 신청시점에서는 법적인 구조조정이 워크아웃보다 오히려 효율적이었으나, 중기적으로는 유의적인 차이가 없음을 보였다.

도산절차의 선택에 관한 연구를 살펴보면, Schwarz(1993)는 사적인 부채 재조정이 Chapter 11보다 비용이 적게 들기 때문에 더 효율적이라고 주장한다. Berkovitch and Israel(1998)은 과잉투자문제에 직면한 기업일수록 사적정리보다는 Chapter 11을 선택함을 보였으나, Li and Li(1999)는 유형자산의 비율이 높거나 청산가치가 낮은 기업일수록 Chapter 11과 사적 정리 중에서 후자를 선택함을 밝혔다. 김석진, 변현수(2004a)의 연구에서는 회사재건 개시 결정 전 성장기회가 높고 기업연수가 짧고 현금흐름이 좋고 상거래채권비율이 낮고 기업규모가 클수록 법적재건보다 사적재건을 선택하는 것으로 나타났다. 이상우, 최기호(2003)는 현금흐름비율이 크고 비적정 감사의견을 받을수록, 기업규모가 작고 경영자의 개인역량이 기업경영에서 차지하는 비중이 높을수록 회사정리보다는 화의를 선택하는 것으로 나타났다.

국내의 기존 실증연구를 살펴보면 주식성과는 대부분 공시효과나 중·단기성과 분석에 그치고 있다. 또한 도산절차의 사후적 효율성을 최종적으로 판단해 볼 수 있는 구조조정 종결의 성과에 대한 연구는 공시효과 1건(이남우, 2004)과 영업성과 1건(강호정, 2000)으로 단 2건에 불과하며, 주식의 장기성과에 대한 분석은 전무한 실정이다. 더구나 2000년대 이후 유가증권시장 및 코스닥시장 상장기업의 구조조정 절차 종결이 급증하여 이들 기업이 종결 이후에 과연 어떠한 성과를 보이고 있는지에 대한 분석과 이를 통한 제도적 시사점 도출이 필요한 상황이다.

Ⅲ. 표본 및 연구방법론

1. 표본 및 자료의 수집

표본의 선정과정은 다음과 같다.⁶⁾ 구조조정 신청 및 개시사건 표본은 1980년부터 2002

6) 2003년 1월 2일부터 유가증권 및 코스닥상장기업이 회사정리 및 화의를 신청한 경우 즉시 증시에서 퇴출되도록 규정이 개정되어 표본선정기간을 2002년까지로 제한하였으며, 워크아웃의 경우 기업구조조정 촉진법(2001년 9월 15일 시행) 시행 이후 신규적용 대상 기업은 제외하였다. 구조조정 중단 또는 종결

년말 기간동안 회사정리, 화의 및 워크아웃을 신청 및 개시 결정을 받은 비금융업 기업 중 추가자료 수집 및 시장모형 모수 산출이 가능한 유가증권시장 및 코스닥시장 상장 기업을 선정하였다. 이 과정을 통하여 선정된 표본은 구조조정 신청 241개, 개시 233개 기업이다.

<표 3> 구조조정 단계별 표본의 구성

Panel A : 구조조정 신청 및 개시

구 분	82	84	86	87	91	92	93	94	95	96	97	98	99	00	01	02	계	
신청	회사정리	5	1	1	2	1	6	3	5	2	5	21	36	8	7	11	4	118
	화의											27	30	3	3	2	1	66
	워크아웃												47	8	2			57
	합 계	5	1	1	2	1	6	3	5	2	5	48	113	19	12	13	5	241
개시	회사정리	2	2	3	1	2	1	4	2	6	5	13	32	18	6	12	4	113
	화의											1	50	10	3		1	65
	워크아웃												31	20	4			55
	합 계	2	2	3	1	2	1	4	2	6	5	14	113	48	13	12	5	233

Panel B : 구조조정 종결

구 분	87	91	92	96	97	98	99	00	01	02	03	04	계
회사정리	1	1	1	2	2	5	3	2	13	22	12	2	66
화의							3	6	6	9	14		38
워크아웃								10	3	8	3	1	25
합 계	1	1	1	2	2	5	6	18	22	39	29	3	129

Panel C : 구조조정 종결 장기성과

구 분	87	91	92	96	97	98	99	00	01	02	계
회사정리	1	1	1	2	2	5	3	2	13	25	55
화의							3	6	6	9	24
워크아웃								10	5	9	24
합 계	1	1	1	2	2	5	6	18	24	43	103

후 연도를 달리하여 구조조정을 재신청하는 경우 별도의 사건으로 보았다. 코스닥상장기업의 경우 구조조정 신청표본 중 40개(표본중 16.6%), 개시표본 중 40개(표본중 17.2%)가 전체 표본에 포함되었다. 구조조정 종결표본의 경우 28개(129개 표본 중 21.7%), 종결 장기성과표본의 경우 22개(103개 표본중 21.4%)를 차지한다.

<표 4> 표본의 업종별 분포

본 논문에서 분석하고자 하는 공시효과(구조조정의 신청, 개시, 종결), 장기성과별로 표준산업분류 중분류를 기준으로 작성하였다. 표본 수는 유가증권시장 상장기업과 코스닥상장기업을 합산하여 표기한 것이며, 괄호 안은 코스닥 상장기업 표본이다.

(단위 : 개, %)

표준산업코드 및 산업명	공시효과 ; 신청		공시효과 ; 개시		공시효과 ; 종결		종결장기성과	
	표본	구성비	표본	구성비	표본	구성비	표본	구성비
D15 음·식료	15(2)	6.2	15(2)	6.4	8(3)	6.2	6(3)	5.8
D17 섬유	18(2)	7.5	16(2)	6.9	5(2)	3.9	2(2)	1.9
D18 봉제의복 및 모피	13(2)	5.4	13(2)	5.6	7	5.4	5	4.9
D19 가죽,가방 및 신발	3	1.2	1	0.4				
D20 목재 및 나무	2	0.8	2	0.9	1	0.8	1	1.0
D21 펄프, 종이 및 종이	10	4.1	9	3.9	7	5.4	6	5.8
D22 출판, 인쇄 및 기록매체	2(1)	0.8	2(1)	0.9	2(1)	1.6	2(1)	1.9
D23 코코스, 정유	1	0.4	1	0.4				
D24 화합물 및 화학	22	9.1	20	8.6	12	9.3	10	9.7
D25 고무 및 플라스틱	5(2)	2.1	5(2)	2.1	2	1.6	2	1.9
D26 비금속 광물	7	2.9	7	3.0	4	3.1	4	3.9
D27 1차 금속	17(3)	7.1	18(3)	7.7	8(1)	6.2	5	4.9
D28 조립금속	10(2)	4.1	10(2)	4.3	5(1)	3.9	2	1.9
D29 기타 기계 및 장비	8(3)	3.3	8(3)	3.4	6(3)	4.7	7(3)	6.8
D30 컴퓨터 및 사무기기	7(2)	2.9	7(2)	3.0	4(2)	3.1	4(2)	3.9
D31 기타전기기계/전기변환장치	4(1)	1.7	4(1)	1.7	4(2)	3.1	2(2)	1.9
D32 전자부품, 영상, 음향 및 통신장비	19(6)	7.9	18(5)	7.7	11(3)	8.5	10(2)	9.7
D33 의료, 정밀, 광학기기 및 시계	1	0.4	1	0.4	1	0.8	1	1.0
D34 자동차 및 트레일러	12(3)	5.0	12(3)	5.2	5(2)	3.9	3(1)	2.9
D35 기타 운송장비	2	0.8	2	0.9	1	0.8	2	1.9
D36 가구 및 기타 제품	4	1.7	3	1.3	2	1.6	3	2.9
F45 종합 건설업	36(8)	14.9	35(8)	15.0	18(4)	14.0	10(3)	9.7
G50 자동차판매 및 차량연료소매	1	0.4	1	0.4	1	0.8	1	1.0
G51 도매 및 상품 중개	10	4.1	10	4.3	7	5.4	7	6.8
G52 소매	6(1)	2.5	6(1)	2.6	3(1)	2.3	3(1)	2.9
I60 육상운송 및 파이프라인 운송	2	0.8	2	0.9	1	0.8	1	1.0
I61 수상운송	2	0.8	2	0.9	1	0.8	1	1.0
J64 통신	1(1)	0.4	2(1)	0.9	2(2)	1.6	2(2)	1.9
M75 사업지원 서비스	1(1)	0.4	1(1)	0.4	1(1)	0.8	1(1)	1.0
합 계	241(40)	100.0	233(40)	100.0	129(28)	100.0	103(22)	100.0

구조조정 종결사건 공시 표본은 1980년부터 2004년 말까지 회사정리, 화의 및 워크아웃을 종결한 기업 중 주가 데이터에 문제가 없는 기업을 표본으로 선정하였다.⁷⁾ 한편, 구조조정 종결사건을 대상으로 한 장기성과 분석 과정에서 최소 1년 이상의 분석기간 확보를 위하여 구조조정 종결시점을 2002년말까지로 제한하였다.

표본기업의 업종 분포는 <표 4>에 나타나 있다. 총 산업수는 29개로 산업별로 비교적 고르게 분포되어 있다. 산업별로는 건설업(F45)의 비중이 가장 높고 화합물 및 화학(D24), 1차금속(D27), 전자부품, 영상, 음향 및 통신장비제조업(D32) 등의 순이다. 이러한 산업별 분포는 상장기업의 업종별 분포와도 관련이 있을 수 있으나, 상장기업 내 일반적인 업종별 분포에 비하여 건설업 표본의 비중이 특히 높은 것⁸⁾은 건설업의 경기민감도가 높아 외환위기와 같은 외부의 충격에 대하여 타업종보다 더 민감하게 반응한 데 기인하였을 것으로 추론할 수 있다.

구조조정 절차의 신청, 개시, 종결일 및 중단일과 관련된 자료는 한국증권선물거래소와 금융감독원의 전자공시자료를 이용하였으며, 보조적으로 행정자치부가 발간한 관보와 해당기업의 홈페이지, 일간 경제지 보도자료 등을 검색하여 확인하였다. 주가수익률 자료는 한국신용평가정보(주)의 KIS-SMAT 데이터베이스를 이용하였다. 횡단면 분석에 필요한 기업현황 및 재무자료는 한국기업평가(주)의 기업재무DB, 한국신용평가정보(주)의 KIS-FAS 및 금융감독원 DART 공시자료를 활용하여 수집하였다.

2. 분석방법론

1) 주식성과

주식성과는 구조조정 기업을 대상으로 공시효과 및 장기성과를 측정한다. 공시효과는 구조조정의 신청, 개시, 종결로 구분하여 시장모형(market model)을 사용하여 비정상수익률(abnormal return ; AR)을 측정하였다.⁹⁾ 시장모형을 적용한 공시효과 분석시

7) 주가데이터를 구할 수 없는 강원산업 외 5개사, 모수 추정기간 중 일별 수익률이 허용된 상하한가를 초과한 주식수익률을 보인 4개사를 표본에서 제외하였다. 종결사건에만 초점을 둔 성과 분석을 위해 종결 이전 모수 추정기간중 유상증자나 감자 등의 요인을 filtering해야 하나, 구조조정 기업의 경우 실질적인 종결을 위하여 증자를 통한 정리채무, 화의채무 상환, 또는 감자가 많아(베타추정 개시시점인 -250일부터 종결 공시일까지 공시효과 표본 129개중 유상증자 95개, 감자 59개, 액면분할 33개이며, 장기성과표본 103개중 유상증자 74개, 감자 44개, 액면분할 24개에 달함) 이를 통제할 수 없었다.

8) 2005년말 현재 상장 건설업체비중은 유가증권시장 5.3%(37/695), 코스닥시장 2.1%(19/901)에 불과하였으나, 본 연구의 신청, 개시 및 종결표본 중 건설업의 구성비는 모두 15% 수준이다.

9) 본 연구에서는 Scholes and Williams(1977)의 추정법과 Dimson(1979)의 통합계수추정법에 의한 검정능

에는 공시 전 250일과 공시일(0일), 공시 후 30일을 포함하여 총 분석기간은 281일로 한다. 이 중 -30일~+30일까지를 사건기간으로 하고 -250일~-31일까지를 추정기간으로 식 (1)을 이용하여 비정상수익률(ARit)을 계산한다. 식 (1)에 의해 산출된 구조조정 기업별 비정상수익률 합을 기초로 식 (3)의 누적초과수익률 CAR(cumulative average abnormal return)을 계산한다.

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{mt} \tag{1}$$

$\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i$: 구조조정 기업(i)의 절편과 기울기

R_{it}, R_{mt} : t일의 구조조정 기업(i) 및 시장포트폴리오의 주식수익률

$$AR_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} AR_{it} \tag{2}$$

$$CAR_t = \sum_{t=t_0}^{t=t_1} AR_t \tag{3}$$

사건기간 동안 t검정을 통하여 AR과 CAR의 통계적 유의성을 검정한다. 검정통계량은 횡단면 독립성을 가정한 Brown and Warner(1985)의 방법을 사용하며, AR과 CAR의 검정통계량은 각각 식 (4)와 식 (5)로 계산된다.¹⁰⁾

$$t_{AR_t} = \frac{AR_t}{\hat{S}(AR)} \tag{4}$$

AR_t : t시점에서의 평균비정상수익률

$$\hat{S}(AR_t) = \sqrt{\sum_{t=-250}^{-31} (AR_t - AR^*)^2 / 219}, \quad AR^* = \frac{1}{220} \sum_{t=-250}^{-31} AR_t$$

$$t_{CAR}(t_1, t_2) = CAR_t / (\hat{S}(AR_t)^* \sqrt{t_2 - t_1 + 1}) \tag{5}$$

력이 OLS에 의한 시장모형보다 미미한 차이를 보인다는 정형찬(1997)의 연구와 국내 성과측정모형의 검정력이 대체로 우수하다는 김찬웅, 김경원(1997) 등의 연구결과를 고려하여 시장모형을 사용하였다. 그러나 시장모형의 경우 구조조정기업의 베타(β)가 불안정(unstationary)하여 미래의 위험에 대한 설명력이 제한되는 한계가 있을 수 있다. 이러한 한계를 보완하기 위하여 시장조정모형도 보조적으로 사용하였다.

10) Brown and Warner(1985)는 횡단면 독립성을 가정하여 검정통계량을 산출하는 것이 횡단면 종속성을 조정한 검정법보다 우수함을 보였다. 정형찬(1997)은 한국주식시장에서도 사건일이 동일 날짜에 집중되지 않는다면 횡단면 독립성을 가정한 검정법이 적합함을 보였다.

$$\hat{S}(AR_t) = \sqrt{\sum_{t=-250}^{-31} (AR_t - AR^*)^2 / 219}, \quad AR^* = \frac{1}{220} \sum_{t=-250}^{-31} AR_t$$

구조조정 수단별 주식성과 차이 검정을 위한 통계량은 식 (6)으로 구한다.

$$t_{n_1+n_2-2} = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\hat{s} \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} \tag{6}$$

$$\hat{s} = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$

구조조정 종결기업을 대상으로 한 장기 주식성과는 Fama(1998)와 Barber and Lyon (1997)의 연구결과¹¹⁾를 감안하여 시장모형과 시장조정모형에 의한 누적 비정상수익률(CAR), 보유기간 비정상수익률(BHAR ; buy and hold abnormal return)을 모두 사용한다. AR과 CAR는 각각 식 (2)와 식 (3)을 적용하여 계산하였으며, BHAR을 산출하기 위한 기준(benchmark)으로는 Barber and Lyon(1997)처럼 규모(size)와 장부-시장가치 비율(book-to-market ratio)을 통제하여 선정된 대응표본(matching sample)을 사용하였다. 장부-시장가치 비율은 결산일 현재 자기자본에서 우선주자본금을 차감한 후 이를 보통주 시가총액으로 나누어 산출하되 보통주 장부가치가 음(-)의 값을 기록한 기업은 제외하였다. 구조조정 종결 공시일 전후 기간의 보유기간 비정상수익률(BHAR ; buy and hold abnormal return)은 식 (7)에 의해서 계산된다.

$$BHAR_i^c(t_1, t_2) = \prod_{t=t_1}^{t_2} (1+R) - \prod_{t=t_1}^{t_2} (1+R_{it}^c)$$

$$= HPR_i(t_1, t_2) - HPR_i^c(t_1, t_2) \tag{7}$$

$HPR_i(t_1, t_2)$: 구조조정 종결기업(i) 보유기간 수익률

$HPR_i^c(t_1, t_2)$: 통제기업 보유기간 수익률

11) Fama(1998)는 AAR과 CAR은 장기 BHAR 계산시 복리수익률 때문에 발생하는 문제(예컨대 극단적인 skewness)를 회피할 수 있는 장점이 있다고 하였으나, Barber and Lyon(1997)은 준거포트폴리오에 기초한 평균월별수익률 합산시에는 수익률이 과대 추정되는 신규상장편의(new listing bias), 포트폴리오 재구성편의(rebalancing bias), 왜도 편향의(skewness bias)로 인해 장기투자자의 수익률 추정에 부적합하며, 통제기업방법(control firm approach)을 활용한 BHAR 방법론이 더욱 우수하다고 주장한다.

평균누적비정상수익률(mean CAR)과 평균보유기간 비정상수익률(mean BHAR)은 식 (8)과 식 (9)로 계산된다. 평균누적비정상수익률과 평균보유기간 비정상수익률이 0이라는 귀무가설 검정을 위하여 식 (10)과 식 (11)의 검정통계량을 사용한다.

$$\overline{CAR}_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} CAR_{it} \quad (8)$$

CAR_{it} : t월의 구조조정 종결기업(i) 누적 비정상수익률

$$\overline{BHAR}_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} BHAR_{it} \quad (9)$$

$BHAR_{it}$: t월의 구조조정 종결기업(i) 보유기간 비정상수익률

$$t_{CAR} = \frac{\overline{CAR}_t}{\sigma(CAR_t)/\sqrt{N_t}} \quad (10)$$

$\sigma(CAR_t)$: 종결기업(i) 누적비정상수익률의 횡단면 표준편차

$$t_{BHAR} = \frac{\overline{BHAR}_t}{\sigma(BHAR_t)/\sqrt{N_t}} \quad (11)$$

$\sigma(BHAR_t)$: 종결기업(i) 보유기간비정상수익률의 횡단면표준편차

2) 장기성가에 대한 횡단면 분석

구조조정 종결기업의 종결이후의 장기성가에 영향을 미치는 요인을 찾기 위해서 다중 회귀분석을 실시한다. 종속변수는 구조조정 종결 24개월 누적평균비정상수익률(CAR24M)을 사용한다.¹²⁾ 설명변수는 자산규모변화율(ASSETCH), 구조조정 신청 후 2개월 간의 시장조정 보유기간 비정상수익률(MHPR2), 이해조정 난이도의 대응변수로서 주주집중도(OWNCEN), 구조조정 종결연도말의 소유구조와 관련된 변수로서 최대주주 지분율(OWN), 이사회 구성 임원 지분율(MGT), 기관투자자 지분율(INST), 외국인지분율(FOREIGN), 더미변수로서 종결일 전후 1년간 최대주주 변경여부(OWNERCH)를 기초로 한 회귀분석을 실시하였다. 구체적인 회귀모형은 식 (12)와 같다.

$$CAR_{24M} = \alpha_0 + \beta_1 ASSETCH + \beta_2 MHPR2 + \beta_3 OWNCEN + \beta_4 OWN + \beta_5 MGT + \beta_6 INV + \beta_7 FOREIGN + \beta_8 OWNERCH \quad (12)$$

12) 보다 장기간의 성과를 종속변수로 사용하고자 하였으나, 36개월 CAR를 사용할 경우 표본수가 대폭 감소하므로 표본을 보다 많이 확보할 수 있는 24개월 CAR을 사용하였다.

각 변수의 정의 및 이들 변수가 장기성과와 가질 것으로 예상되는 관계는 다음과 같다. (1) 자산규모변화율(ASSETCH)은 구조조정기간중 자산규모 변화비율을 의미하며, [(신청 직전연도 총자산-종결연도말 총자산)/신청직전연도 총자산]의 산식으로 구한다. 구조조정과정에서 자산감축 등의 구조조정을 실시하는 것이 일반적이나(강준구, 백재승, 2001 ; Hotchkiss, 1995 ; Ofek, 1993), 과도한 자산규모 감소는 기업의 본질가치의 감소로 이어질 수 있을 것이다. (2) 중기주식성과(MHPR2)는 구조조정 신청 직후 2개월간의 시장조정 보유기간 비정상수익률이다. 김석진, 변현수(2004b)는 중기주식성과를 경제적 갱생가능성의 대용변수로 고려한 바 있으며, Rose-Green and Dawkins(2000)은 1980~1996년 동안 부도처리된 77개 기업을 회생기업과 청산기업으로 구분하여 초과수익률 차이를 분석한 결과 청산기업이 더 큰 음(-)의 초과수익률을 시현함을 발견하였다. (3) 소유집중도(OWNCEN)는 이해조정난이도의 대용변수로서 [보통주주식수 ÷ 주주수]에 자연로그를 취하여 사용한다. 일반적으로 소유집중도가 높으면 대주주에게 더 많은 협상력이 주어져 채권자와의 협상이 지연될 수 있어 구조조정이 지연되거나 장기 성과에 부정적인 영향을 줄 수 있다. 다른 한편, 대주주와의 협상이 용이하지 않을 경우 화의나 워크아웃 기업의 채권단은 회사정리나 청산절차를 상대적으로 더 선호할 수도 있다. 이 경우 대주주 입장에서는 회사정리나 청산절차에 들어가는 것보다는 구조조정과정에 적극 협조하고자 하는 유인이 있을 수 있다(Putnam, 1991 ; 김석진, 변현수, 2004b). (4) 소유구조가 기업가치에 미치는 영향에 관한 연구는 소유구조가 기업가치를 증가시킨다는 이해일치가설(convergence-of-interest hypothesis : Herman, 1981 ; Jensen and Ruback, 1983 ; Demsetz and Lehn, 1985 ; Li and Simerly, 1998 ; Kim, Lee, and Francis, 1988 ; Tsetsekos and DeFusco, 1990 ; Oswald and Jahera, 1991 ; Holderness and Sheehan, 1991 등), 소유구조가 기업가치를 감소시킨다는 이해상충가설 또는 경영자안주가설(entrenchment hypothesis : Radice, 1971 ; Bothwell, 1980 ; Demsetz, 1983 ; Fama and Jensen, 1983 ; DeAngelo and Rice, 1984 등), 경영자의 지분율에 따라 기업가치가 다를 수 있다는 절충가설(Stulz, 1988 ; Morck, Shleifer, and Vishny, 1988 ; McConnell and Servaes, 1990 등)로 구분된다. 국내에서는 내부 소유구조가 기업가치에 미치는 영향은 대주주 1인 지분율 일정수준을 변곡점으로 하락하는 기업가치가 다시 상승하는 곡선관계를 가진다는 절충가설(김주현, 1992 ; 김우택, 장대홍, 김경수, 1993 ; 이해영, 이재춘, 1999 ; 김영숙, 이재춘, 2000 ; 김지수, 정기웅, 2000 ; 박기성, 2002 ; 김병호, 2002 ; 윤병섭, 심준섭, 2004 등)을 지지하고 있다. 외부기관투자자 지분의 존재가 기업가치에 미치는 영향에 대해서는 이들의 감시효과로 기업가치를 증

가시킨다는 적극적 감시가설(Shleifer and Vishny, 1986 ; Jarrell and Poulsen, 1987)과 상반된 사업기회 문제로 기업가치를 감소시킨다는 이해상충가설(Pound, 1988), 외부기관투자가의 존재가 경영자 감시 내지 상충보다 상호협력으로 기업가치를 증가시킨다는 전략적 제휴가설이 있다.

본 연구에서는 소유구조와 관련하여 구조조정 종결연도 말의 최대주주 지분율(OWN), 이사회 구성 임원의 지분율(MGT), 기관투자가 지분율(INST), 외국인지분율(FOREIGN)을 변수로 사용한다. 최대주주 지분율(OWN)은 신현한, 장진호(2003)와 같이 1대주주와 국세기본법시행령 제20조에 해당하는 친족 및 특수관계인이 소유한 주식수의 합을 총발행주식수로 나눈 값으로 정의한다. 외환위기 이전 국내기업들의 전근대적 지배구조가 기업부실화의 한 원인으로 지적되어 왔으므로 구조조정 과정에서의 최대주주 변경(OWNERCH)이 기업의 성과에 어떠한 영향을 미치는 지 분석하는 것은 큰 의의가 있다고 할 수 있다.

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계량

<표 5>는 구조조정 종결기업의 장기성과 횡단면분석에 포함된 표본을 대상으로 기술통계량을 제시한다. 장기성과 횡단면표본에 포함된 79개 기업의 설립후 종결연도까지의 기간은 평균 29.1년에 달하고 있다.¹³⁾ 기업규모는 자산규모 7조원에 육박하는 기업(기아자동차)부터 78억 원에 불과한 기업까지 다양하다. 구조조정 신청 전 평균 부채비율은 82.5%이며, 회사정리가 88.3%, 화의가 78.7%로서 워크아웃보다 다소 높은 편이다.

표본기업은 구조조정기간 중 평균 18.6% (중앙값 37.5%) 만큼 자산이 감소하였으며, 표본중 82.3%가 자산감축을 실시한 것으로 나타났다. 이는 외환위기 직후 구조조정수단으로 자산감축을 선택한 유가증권시장 상장기업의 비율이 30%에 이른다는 강준구, 백재승(2001)의 경우보다 크게 높은 것이다. 회사정리표본의 자산규모 감축비율이 특히

13) 구조조정기업의 경우 재무지표 결측치가 존재하여 103개표본 중 79개 기업만이 본 분석에 포함되었다. 다만, 종결 장기성과표본 103개기업의 구조조정 소요기간을 분석한 결과 평균 4.6년이 소요되었으며, 워크아웃이 평균 2.6년으로 가장 짧고 회사정리 표본은 6.2년으로 최장의 시간이 소요된 것으로 나타났다. 회사정리와 화의간, 회사정리와 워크아웃간에는 1%의 유의수준에서 소요기간의 차이가 있는 것으로 분석되었다.

<표 5> 구조조정 종결 장기성과 표본의 기술 통계량

장기성가에 대한 횡단면분석에 사용된 표본을 기초로 분석한 것으로 재무지표 및 재무비율은 모두 신청 직 전연도말 기준으로 작성하였다. 부채비율은 부채총액 ÷ 총자산가액의 산식으로 산출한 것이다. 자산규모변화율은 구조조정 기간중 자산규모 감축비율을 의미하며, 신청직후 주식성과는 구조조정 신청후 2개월간의 시장조정 보유기간 비정상수익률을 뜻한다. 주주집중도는 보통주주식수를 주주수로 나눈 후 자연로그를 취한다. 대주주지분율은 대주주 1인(친족 및 특수관계인 포함) 기준이며, 지분율은 종결연도 말 기준이다. 최대주주 변경은 최대주주가 변경될 경우 1, 그렇지 않을 경우 0을 부여한다. 설립경과연수, 자산규모, 시가총액은 자연로그를 취하여 차이검정을 실시하였으며, 차이검정은 t-test와 Wilcoxon의 Z-test를 이용하였다. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 이내에서 유의함을 나타낸다.

구 분	구 분	전체표본	회사정리 (A)	화의 (B)	워크아웃 (C)	차이검정		
						A對B	B對C	C對A
표본수	-	79	37	22	20	-	-	-
종결연도까지의 설립경과연수(년)	평균	29.1	31.6	22.7	32.6	2.81***	2.29*	0.26
	중앙값	32.9	34.0	23.5	33.4	2.89***	2.56**	0.29
자산규모(백만원)	평균	163,223	210,610	56,564	326,777	4.92***	6.28***	1.50
	중앙값	155,706	155,706	56,988	247,547	4.46***	4.77***	1.93*
부채비율	평균	0.825	0.883	0.787	0.760	1.35	0.75	1.68*
	중앙값	0.773	0.810	0.774	0.767	0.37	0.69	1.18
시가총액(백만원)	평균	22,836	25,919	15,702	26,998	1.86*	1.97*	0.14
	중앙값	20,089	23,366	15,316	20,936	1.62	1.60	0.22
자산규모변화율 (ASSETCH)	평균	0.1864	0.4774	-0.0379	-0.1052	1.93*	0.15	2.97***
	중앙값	0.3755	0.5859	0.3471	0.1635	2.20**	1.47	3.82***
주주집중도 (OWNCEN)	평균	7.2727	7.1446	7.3757	7.3964	0.62	0.05	0.89
	중앙값	7.0095	6.8463	7.0532	7.3177	0.76	0.79	2.65***
신청직후주식성과 (MHPR2)	평균	-0.0239	-0.3096	0.1161	0.3507	2.56**	1.01	4.59***
	중앙값	-0.1587	-0.3798	-0.0367	0.0777	2.63***	1.18	4.44***
대주주지분율 (OWN)	평균	0.3371	0.4113	0.2075	0.3423	4.37***	3.24***	1.36
	중앙값	0.3274	0.3621	0.2310	0.3447	3.90***	3.01***	0.73
임원지분율 (MGT)	평균	0.0099	0.0105	0.0061	0.0131	0.46	0.89	0.26
	중앙값	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.26	1.35	1.26
기관투자자지분율 (INST)	평균	0.0726	0.0465	0.0714	0.1221	0.91	0.92	1.98*
	중앙값	0.0194	0.0216	0.0073	0.0272	0.67	1.10	0.64
외국인지분율 (FOREIGN)	평균	0.0284	0.0201	0.0222	0.0504	0.09	0.94	1.03
	중앙값	0.0004	0.0001	0.0005	0.0025	0.41	1.28	1.82*
최대주주변경 (OWNERCH)	평균	0.7089	0.9459	0.5909	0.4000	1.34	1.23	2.80***
	중앙값	1.0000	1.0000	1.0000	0.0000	1.05	1.05	2.20**

커 화의나 워크아웃표본에 비해 유의적인 차이를 보이고 있다. 이해조정의 난이도의대 용변수라 할 수 있는 주주집중도는 워크아웃표본에서 크게 나타나 상대적으로 이해조정이 용이할 것임을 시사한다. 구조조정 신청후 2개월간의 시장조정 보유기간 비정상 수익률은 워크아웃표본이 가장 높고 회사정리표본에 비하여 유의적으로 높아 구조조정 이후 갱생가능성에 대한 시장의 기대가 높음을 시사하다. 종결연도말 최대주주지분율은 회사정리표본이 가장 높고 화의표본의 경우 통계적으로 유의하게 낮은 수준을 보이고 있다. 종결기업중 횡단면분석에 포함된 79개기업중 무려 56개 기업의 최대주주가 변경되었고, 장기성과 전체표본 103개 중 66개(64.1%)의 표본에 최대주주 변경이 발생한 것으로 나타나 외환위기 이후 구조조정에 M&A가 활용되면서 많은 구조조정기업들이 최대주주의 변경 등 소유지배구조에 변화가 발생했다는 사실을 알 수 있다.

2. 공시효과 분석

1) 구조조정 신청 공시효과

주식시장은 구조조정 신청에 대하여 선행연구와 마찬가지로 부정적인 반응을 보였다(이명철, 이기환, 박주철, 2001 ; 이남우, 2004 ; 이상호, 최기호, 2002 ; Gilson et al., 1990 ; Clark and Weinstein, 1983). 회사정리, 화의, 워크아웃 신청시 공시일의 비정상수익률(AR)은 각각 -1.7%, -3.4%, -2.7%로 나타나 공히 통계적으로 1% 수준에서 유의하였다. 공시일 전후로도 회사정리와 화의등 법적 구조조정에서는 공시일을 전후한 (-1, +1), (-1, 0) 및 (0, +1) 동안의 CAR은 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 반응을 보였다.¹⁴⁾ 사건일을 공시전 -30일에서 공시후 +30일까지 확장하였을 경우에도 워크아웃만 유의적이지 않았을 뿐 모든 표본에서 유의적인 음(-)의 반응이 나타났다. 즉, 시장은 구조조정 신청사건에 대하여 법원이나 채권단 등 외부의 도움없이 생존이 불가능하며, 기업의 파산가능성이 커진다는 부정적 신호로 인식한다는 점을 보여주고 있다.

구조조정 신청 공시전후의 CAR에 대하여 구조조정 수단별로 유의한 차이를 보이는지 검정한 결과 워크아웃은 회사정리에 비해서는 (-1, 0)윈도우에서만 유의적으로 낮았으며, 공시 2일 이후에는 대부분 회사정리나 화의에 비하여 유의적으로 높은 반응이 나

14) 공시일 기준으로는 회사정리 53.4%, 화의 71.2%, 워크아웃 61.4%, 공시전후 3일 기준으로는 회사정리 59.0%, 화의 60.6%, 워크아웃 60.2%의 표본이 음의 비정상수익률을 나타냈다. 시장조정모형에 의한 공시효과 분석결과도 시장모형을 적용한 경우와 비교할 때 통계적 유의성에 있어서 큰 차이를 발견할 수 없었다.

타나 시장은 워크아웃 표본의 파산가능성이 가장 낮다고 평가하는 것으로 해석할 수 있다. 회사정리와 화의 중에서는 화의신청 시에 보다 더 부정적으로 반응하는 것으로 나타났다.¹⁵⁾

<표 6> 구조조정 수단별 신청일 공시효과

시장모형을 적용하였으며, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

사건일	공시효과				수단간 차이		
	전체표본	회사정리	화 의	워크아웃	회사정리와 화의	화의와 워크아웃	워크아웃과 회사정리
표본수	241	118	66	57	-	-	-
-1	-0.020***	-0.020***	-0.017***	-0.023**	-0.003	0.007	-0.003
0	-0.024***	-0.017***	-0.034***	-0.027***	0.017***	-0.007	-0.010
+1	-0.025***	-0.028***	-0.019***	-0.026***	-0.009	0.007	0.002
(-1, 0)	-0.044***	-0.037***	-0.051***	-0.050***	0.014**	0.000	-0.014**
(0, +1)	-0.049***	-0.045***	-0.053***	-0.053***	0.008	0.000	-0.008
(-1, +1)	-0.069***	-0.065***	-0.070***	-0.076***	0.004	0.007	-0.011
(-5, -1)	-0.080***	-0.065***	-0.112***	-0.071***	0.047***	-0.041***	-0.006
(+1, +5)	-0.159***	-0.163***	-0.250***	-0.044**	0.088***	-0.206***	0.119***
(-5, +5)	-0.262***	-0.245***	-0.396***	-0.142***	0.151***	-0.254***	0.102***
(-30, +30)	-0.627***	-0.686***	-0.995***	-0.079	0.309***	-0.916***	0.607***

2) 구조조정 개시 공시효과

구조조정 개시 결정에 대하여 선행연구와 마찬가지로 주식시장은 긍정적인 반응을 보이는 것으로 나타났다. 회사정리와 워크아웃의 경우 공시일 비정상수익률이 각각 1.8%, 3.0%로 모두 1% 수준에서 유의하였으며, 화의는 1.9%로 5% 수준에서 유의하였다. 공시일 전후로도 (-1, +1), (-1, 0) 및 (0, +1) 윈도우의 CAR은 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 반응을 보였으며, 선행연구와 큰 차이가 없다(김석진, 김정우, 2000 ; 이명철, 이기환, 박주철, 2000 ; 이상우, 최기호, 2002).¹⁶⁾ 이러한 긍정적인 추가반응은 구

15) 시장이 워크아웃기업이 법적정리기업에 비하여 유의적으로 긍정적인 반응을 보인 점은 이명철, 이기환, 박주철(2000), Gilson et al.(1990)의 결과와 유사하다.

16) 공시일에는 회사정리 44.2%, 화의 33.8%, 워크아웃 32.7%, 공시 전 후 3일에는 회사정리 44.0%, 화의 32.8%, 워크아웃 40.0%의 표본만이 음의 비정상수익률을 나타냈다. 1998년 개시표본만을 분석한 김석진, 김정우(2000)는 (-1, 0) 윈도우에서 본 연구에 비해 매우 큰 비정상수익률(회사정리 9.29%, 화의 7.96%, 워크아웃 5.88%)을 보고하고 있으나, 이는 표본수집기간 및 워크아웃 개시일의 정의의 차이(김석진, 김정우(2000)의 경우 채권금융기관협의회 소집통보일, 본 연구는 기업개선계획 확정일 적용) 등에

구조조정 개시 결정이 파산이라는 장래의 불확실성을 일단 해소하는 데 따른 것으로 해석할 수 있다.

구조조정 개시에 따른 구조조정 수단별 차이를 분석한 결과 화의의 CAR이 회사정리 CAR에 비하여 (-1, 0) 윈도우를 제외하고는 모든 구간에서 1% 수준에서 유의적으로 높은 것으로 나타나 신청사건과는 반대의 결과가 나타났다. 그러나 이는 회사정리와 화의간의 제도적 차이에 기인하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 즉, 회사정리에서는 정리계획에 따라 감사 등으로 인한 주주의 피해가 예상되며, 전문성이 떨어지는 법원 및 관리인이 직접 통제하게 되나, 화의는 화의계획 작성시 상대적으로 주주의 피해가 적으며, 화의계획 확정 이후에는 경영자의 자율적인 책임경영이 가능하여 시장의 반응이 보다 긍정적으로 나타났다고 해석할 수 있다. 워크아웃의 경우는 전반적으로 화의에 비해 낮고 회사정리에 비해서는 양호한 반응이 나타났다.

<표 7> 구조조정 수단별 개시일 공시효과

시장모형을 적용하였으며, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

사건일	공시효과				수단간 차이		
	전체표본	회사정리	화 의	워크아웃	회사정리와 화의	화의와 워크아웃	워크아웃과 회사정리
표본수	233	113	65	55	-	-	-
-1	0.015***	0.010*	0.009	0.033***	-0.003	-0.024***	0.022***
0	0.021***	0.018***	0.019**	0.030***	0.017***	-0.011	0.012
+1	0.020**	0.013**	0.040***	0.010	-0.009*	0.029***	-0.002
(-1, 0)	0.036***	0.028***	0.028***	0.063***	0.000	-0.034***	0.035***
(0, +1)	0.041***	0.031***	0.059***	0.041***	-0.028***	0.018*	0.010
(-1, +1)	0.056***	0.041***	0.068***	0.073***	-0.027***	-0.005	0.032***
(-5, -1)	0.033***	0.008	0.054***	0.062***	-0.046***	-0.008	0.054***
(+1, +5)	0.018*	0.009	0.074***	-0.031	-0.066***	0.105***	-0.039**
(-5, +5)	0.073***	0.034*	0.148***	0.063*	-0.113***	0.085***	0.028
(-30,+30)	0.300***	0.148***	0.486***	0.392***	-0.339***	0.094	0.245***

3) 구조조정 종결 공시효과

회사정리의 종결공시일 비정상수익률(AR)은 3.0%로 1% 수준에서, 워크아웃의 경우

기인하는 것으로 보인다. 한편, 시장조정모형을 적용시에는 공시효과 측면에서는 별 차이가 없으나, 분석기간을 확장할수록 회사정리의 CAR가 음(-)의 정도가 커져 (-30, +30) CAR은 -12.1%(1% 수준에서 유의적)로 시장모형의 14.8%(1%에서 유의적)와 대비된다.

AR이 2.5%로 5% 수준에서 유의하였으나, 화의의 AR은 1.7%로서 유의하지 않았다. 또한 회사정리의 (-1, 0), (0, +1) 및 (-1, +1)구간과 워크아웃의 (-1, 0) 구간에서 유의적인 양(+)의 반응을 보인 반면, 화의는 유의적이지 않은 양(+)의 부호를 나타냈을 뿐이다. 한편, 회사정리와 화의의 종결공시일 이후 시간이 경과할수록 CAR이 음(-)의 수치가 커지는 점은 종결 사건이 호재(good news)라는 사실에 비추어 볼 때 정반대의 결과라는 점에서 매우 이례적이다.¹⁷⁾

구조조정 종결공시일 전후의 CAR에 있어서 사건일 주변에서는 회사정리의 CAR이 워크아웃이나 화의에 비하여 유의적인 차이를 보였다. 또한 분석기간을 확대할 경우 워크아웃의 CAR이 타 구조조정 수단에 비해 대부분 유의적으로 높았다. 법적정리수단인 회사정리와 화의 간에는 사건일을 확장할수록 화의의 CAR이 더 크나, 통계적으로 유의한 차이를 발견할 수 없었다.¹⁸⁾

<표 8> 구조조정 수단별 종결일 공시효과

시장모형을 적용하였으며, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

사건일	공시효과				수단간 차이		
	전체표본	회사정리	화 의	워크아웃	회사정리와 화의	화의와 워크아웃	워크아웃과 회사정리
표본수	129	66	38	25	-	-	-
-1	0.001	0.004	-0.005	0.005	0.009	-0.009	0.001
0	0.025***	0.030***	0.016	0.025**	0.014	-0.009	-0.005
+1	-0.004	0.004	-0.003	-0.027**	0.008	0.023*	-0.031***
(-1, 0)	0.026***	0.034***	0.011	0.029**	0.023**	-0.018	-0.005
(0, +1)	0.021***	0.034***	0.013	-0.002	0.022**	0.015	-0.036***
(-1, +1)	0.022***	0.038***	0.008	0.003	0.030**	0.005	-0.036***
(-5, -1)	0.005	-0.022	0.028	0.043*	-0.050***	-0.015	0.065***
(+1, +5)	-0.111***	-0.121***	-0.129***	-0.059**	0.008	-0.069***	0.061***
(-5, +5)	-0.081***	-0.113***	-0.085**	0.009	-0.028	-0.093**	0.121***
(-30,+30)	-0.286***	-0.404***	-0.297***	0.044	-0.107	-0.341***	0.448***

17) 종결일 이후 30일동안 비정상수익률은 회사정리의 경우 시장모형에서는 단 5일, 시장조정모형의 경우 단 7일만 양(+)의 수치를 보였고, 화의의 경우 시장모형에서는 단 7일, 시장조정모형의 경우 단 10일만 양(+)의 수치를 보였을 뿐이다. 공시일 기준으로는 회사정리 36.4%, 화의 50.0%, 워크아웃 40.0%, 공시 전후 3일 기준으로는 회사정리 48.0%, 화의 52.6%, 워크아웃 49.3%의 표본이 음의 비정상수익률을 나타냈다.

18) 이러한 결과는 시장조정모형 적용시에도 거의 일관된다. (-30, +30)의 CAR는 회사정리 -32.6%(1% 수준에서 유의적), 화의는 -8.0%(비유의적)로서 1% 수준에서 유의적인 차이를 보였다.

<표 9>는 종결일 전후 각각 1년간 최대주주 변경그룹과 불변 그룹의 공시효과 및 그 차이를 나타내고 있다. 종결공시일에는 모두 유의적인 양(+)의 비정상수익률을 보였으나, 최대주주 변경그룹의 경우에는 종결공시일을 제외하고 +1일에는 10% 수준에서 유의적인 음(-)의 비정상수익률을 보였다. 종결일 전후의 CAR에 있어서 최대주주가 변경되지 않은 그룹과 변경그룹 간에는 모두 유의적인 차이가 나타났다. 김석진, 변현수(2001)는 구조조정 기업의 최대주주 변경시 시장의 부정적인 반응을 보고하였으며, 임관택, 임석필(1994)과 강동수, 김준경, 최용석(2004)에서도 기업의 효율성과 수익성이 낮으면 M&A의 대상기업이 될 가능성이 높은 점을 발견하였다. 또한 Ang and Chua (1981), Warner et al.(1988), Gilson(1989)는 기업성과가 나쁘고 파산가능성이 높을수록 최고경영자 교체가 가능성이 커진다는 사실을 발견하였다. 따라서 최대주주 변경기업은 효율성과 수익성이 낮아 최대주주 불변 그룹에 비해 종결 공시일 주변의 AR에 유의적인 차이가 발생하였고, 최대주주가 변경되었을 가능성을 추론할 수 있다.

<표 9> 최대주주 변경 여부에 따른 종결 공시효과

시장모형을 적용하였으며, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

사건일	최대주주 불변	최대주주 변경	차이(동일-변경)
표본수	44	85	-
-1	0.009	-0.002	0.012
0	0.027***	0.024***	0.003
+1	0.013	-0.013*	0.025***
(-1, 0)	0.036***	0.022***	0.014*
(0, +1)	0.039***	0.011	0.028***
(-1, +1)	0.048***	0.009	0.040***
(-5, -1)	0.054***	-0.020	0.073***
(+1, +5)	-0.051***	-0.142***	0.091***
(-5, +5)	0.029	-0.138***	0.166***
(-30,+30)	-0.048	-0.409***	0.361***

3. 구조조정 종결 장기성과

장기성과는 구조조정 수단별(회사정리, 화의, 워크아웃), 종결일 전후 1년간 최대주주 변경여부로 구분하여 각각 분석한다. <표 10>은 여러 분석방법론을 활용하여 구조조정 수단별 장기성과를 분석한 결과이다. 모든 방법론에서 구조조정 종결전 11개월전부

터 공시일까지 12개월 동안 양(+)의 반응이 지속되어 160% 이상 상승한 것으로 나타나 종결 공시 오래전부터 구조조정 종결에 대한 정보가 주가에 반영되어 왔다고 해석할 수 있다. 구조조정 수단별로는 화의의 CAR이 가장 많이 상승하였으며, 워크아웃의 경우에도 56% 내지 64% 상승한 것으로 나타났다. 화의와 워크아웃의 경우 [-5, 0] 구간까지도 유의적이었으나, 회사정리는 [-11, 0] 구간에서만 유의적이었으며, 매입보유비정상수익률(BHAR)방법론을 활용하였을 경우 통계적 유의성은 발견할 수 없었다.

그러나 공시일 이후의 주식성과는 부정적으로 반전된다. 공시후 12개월까지 전체표본의 CAR은 시장모형이 -20.7%, 시장조정모형이 -16.7%로 각각 1%, 5% 수준에서 유의하였다. 구조조정 수단별로는 화의종결기업의 저성과가 가장 두드러졌으며, [+1,+12] 구간 이후에는 모든 방법론에서 지속적으로 유의적인 음(-)의 성과를 나타냈다. 반면 회사정리는 분석기간 종료시점까지 저성과 현상은 지속되었으나, [+1, +6] 구간 이후에는 BHAR 방법론의 [+1, +30] 구간을 제외하고는 통계적 유의성은 발견할 수 없었다. 반면 워크아웃기업은 종결 공시후 1년 이후부터는 지속적으로 양(+)의 주가반응을 보였다. 장기성과를 종합하면, 회사정리와 화의 종결기업의 경우 공시전 고성과(overperformance)와 공시후 저성과(underperformance)를 확인할 수 있는 반면 워크아웃 종결기업의 경우 12개월 이후에 장기 고성과를 나타내고 있다. BHAR 방법론에 의한 분석결과는 타방법론과 큰 차이는 발견되지 않았으나, 시장모형이나 시장조정모형에 의한 결과보다 수치가 다소 낮게 나타났다.¹⁹⁾

구조조정 수단별 장기성과 차이의 경우 회사정리와 화의간에는 [-11, 0] 및 [-5, 0]구간의 CAR은 화의기업의 성과가 유의적으로 우월하나 [-2, 0] 구간 이후에는 추세가 반전되어 회사정리 종결기업의 성과가 화의 종결기업에 비하여 보다 우월한 것으로 나타났다. 특히 시장모형에 의한 분석결과에서는, [+1, +18] 및 [+1, +24] 구간에서 통계적으로 유의하게 우월하였다. 화의 대 워크아웃의 경우에도 종결 공시 이전에는 화의가 우월한 것으로 나타나나, 공시 이후에는 워크아웃이 우월한 것으로 나타났으며, 분석방법론에 무관하게 대부분의 구간에서 통계적으로 유의한 차이를 보였다.

워크아웃 대 회사정리의 경우에는 시장모형과 시장조정모형 적용결과 공시 이전에는 유의적이진 않지만 회사정리가 우월한 것으로 나타나나, 공시 이후에는 워크아웃종결기

19) 일반적으로 CAR은 BHAR보다 큰 값을 지니는데, 이는 CAR이 BHAR에 대해 상향편의를 가진 추정치이기 때문이다. Barber and Lyon(1997)은 준거포트폴리오를 감안한 12개월의 CAR이 연간 BHAR에 비하여 최고 13%의 상향 편의를 가짐을 보였다. 한편, 구조조정 기업은 베타가 불안정할 수 있으므로 Ibbotson(1975)의 방법론을 활용하여 구간별로 장기성과를 측정하였을 경우에도 본 결과와 큰 차이를 보이지 않는다.

<표 10> 구조조정 수단별 종결 장기성과

공시일의 수익률은 공시일이 포함된 월력(calendar-time)의 수익률로서 공시일별 비정상수익률을 누적하여 산출한 것이다. *, **, ***는 t검정 기준 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미하며, 괄호 안은 시장모형 기준 표본 크기(모수추정이 가능한 표본만을 분석)이다.

Panel A : 장기성과

공시일별		[-11, 0]	[-5, 0]	[-2, 0]	[+1, +3]	[+1, +6]	[+1, +12]	[+1, +18]	[+1, +24]	[+1, +30]	[+1, +36]
표 본 수	전체	100	102(100)	102(100)	103(101)	103(101)	103(101)	101(99)	96(94)	85(83)	62(60)
	회사정리	54	54	54	55	55	55	54	51	44	33
	화의	24	24	24	24	24	24	24	23	20	17
	워크아웃	22	24(22)	24(22)	24(22)	24(22)	24(22)	23(21)	22(20)	21(19)	12(10)
시 장 모 형	전체	1.659***	0.991***	0.401	-0.116**	-0.132**	-0.207***	-0.223**	-0.198*	-0.194	-0.121
	회사정리	1.323**	0.652	0.575	-0.130**	-0.106	-0.146	-0.174	-0.122	-0.125	0.093
	화의	3.374***	2.303**	0.214	-0.143	-0.253**	-0.469***	-0.623***	-0.676***	-0.703***	-0.802***
	워크아웃	0.611**	0.392**	0.180	-0.049	-0.062	-0.073	0.109	0.157	0.185	0.332
시 장 조 정	전체	1.666**	1.014***	0.387	-0.088**	-0.099*	-0.167**	-0.188**	-0.182*	-0.181	-0.074
	회사정리	1.328**	0.666	0.550	-0.143**	-0.135**	-0.166	-0.208*	-0.233	-0.280	-0.053
	화의	3.363***	2.309**	0.208	-0.091	-0.127	-0.304***	-0.450**	-0.473**	-0.459**	-0.457**
	워크아웃	0.645**	0.504***	0.202*	0.040	0.013	-0.033	0.131	0.240	0.293	0.410*
B H A R	전체	1.625***	1.395*	0.259	-0.121**	-0.305***	-0.308***	-0.495*	-0.346*	-0.294**	-0.357**
	회사정리	0.303	0.344	0.304	-0.152**	-0.177	-0.216	-0.309	-0.364	-0.426**	-0.306
	화의	5.573**	4.748	0.171	-0.147	-0.803**	-0.635***	-1.418	-0.898**	-0.554***	-0.792***
	워크아웃	0.563*	0.407**	0.246	-0.026	-0.101	-0.190	0.030	0.271	0.228	0.116

Panel B : 장기성과 차이

구 분		[-11, 0]	[-5, 0]	[-2, 0]	[+1, +3]	[+1, +6]	[+1, +12]	[+1, +18]	[+1, +24]	[+1, +30]	[+1, +36]
시 장 모 형	회사정리-화의	-2.050*	-1.651*	0.361	0.013	0.147	0.323	0.449*	0.555*	0.578*	0.895**
	화의-워크아웃	2.763***	1.911	0.033	-0.094	-0.191	-0.396**	-0.732***	-0.833***	-0.888***	-1.134***
	워크아웃-회사정리	-0.713	-0.260	-0.394	0.081	0.044	0.073	0.283	0.278	0.311	0.238
시 장 조 정	회사정리-화의	-2.035*	-1.643*	0.342	-0.051	-0.008	0.138	0.241	0.239	0.179	0.404
	화의-워크아웃	2.719**	1.806	0.006	-0.131	-0.140	-0.270	-0.581**	-0.712***	-0.752***	-0.867**
	워크아웃-회사정리	-0.683	-0.162	-0.348	0.182*	0.148	0.132	0.340	0.473*	0.573*	0.463
B H A R	회사정리-화의	-5.270***	-4.405**	0.133	-0.005	0.626**	0.419	1.109	0.534	0.129	0.486
	화의-워크아웃	5.009**	4.342	-0.074	-0.121	-0.703**	-0.445*	-1.448	-1.169***	-0.782**	-0.908**
	워크아웃-회사정리	0.261	0.063	-0.058	0.126	0.077	0.026	0.339	0.635	0.653*	0.422

업의 주식성과가 보다 우월한 것으로 나타났다. BHAR 방법론을 적용한 결과에서는 [-2, 0] 구간을 제외한 전구간에서 워크아웃이 보다 우월한 것으로 나타났으며, [+1, +30] 구

간에서는 위크아웃이 회사정리에 비해 10% 수준에서 유의적으로 우월한 성과를 보였다.

<표 11>는 구조조정 종결표본에 대하여 종결일 전후 1년동안 최대주주가 변경된 그룹과 불변 그룹으로 구분하여 장기성과를 살펴본 것이다. 최대주주 변경그룹은 공시월 이전에는 불변 그룹에 비해 우월한 성과를 보이거나, 공시월 이후에는 역전되어 불변그룹에 비해 열등한 성과를 보이는 것으로 나타났으며, 특히 [+1, +12] 구간 이후에는 지속적으로 유의적인 차이를 보였다. 이러한 결과는 공시효과 분석 결과와 유사하며, 구조조정 기업의 최대주주변경 시 시장의 부정적인 반응을 보고한 김석진, 변현수(2001) 등의 선행연구와 그 맥을 같이한다.

<표 11> 최대주주 변경그룹과 불변그룹의 종결 장기성과

공시월의 수익률은 공시일이 포함된 월력(calendar-time)의 수익률로서 공시월별 비정상수익률을 누적하여 산출한 것이다. *, **, ***는 t검정 기준 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미하며, 괄호 안은 시장모형 기준 표본 크기(모수추정이 가능한 표본만을 분석)이다.

구 분	[-11, 0]	[-5, 0]	[-2, 0]	[+1, +3]	[+1, +6]	[+1, +12]	[+1, +18]	[+1, +24]	[+1, +30]	[+1, +36]	
표본 크기	변경그룹	65	65	65	66	66	66	65	61	52	35
	불변그룹	35	37(35)	37(35)	37(35)	37(35)	37(35)	36(34)	35(33)	33(31)	27(25)
시장 모형	변경그룹	2.184***	1.225**	0.480	-0.111**	-0.174***	-0.368***	-0.428***	-0.515***	-0.553***	-0.447**
	불변그룹	0.684***	0.557***	0.255**	-0.126	-0.052	0.096	0.170	0.388**	0.409**	0.336
	차이분석	1.500*	0.669	0.225	0.015	-0.121	-0.465***	-0.598***	-0.903***	-0.962***	-0.782**
시장 조정 모형	변경그룹	2.200***	1.240**	0.470	-0.095*	-0.161**	-0.357***	-0.376***	-0.512***	-0.583***	-0.441**
	불변그룹	0.676***	0.618***	0.242**	-0.075	0.014	0.172	0.151	0.392**	0.454**	0.402
	차이분석	1.524*	0.622	0.229	-0.020	-0.175	-0.528***	-0.528***	-0.904***	-1.037***	-0.843***
BHAR	변경그룹	2.128**	1.883	0.255	-0.147**	-0.359***	-0.451***	-0.730*	-0.628**	-0.517***	-0.544***
	불변그룹	0.691*	0.538***	0.267*	-0.075	-0.210	-0.053	-0.072	0.145	0.056	-0.115
	차이분석	1.436	1.345	-0.012	-0.073	-0.149	-0.398*	-0.658	-0.774**	-0.573**	-0.429

4. 장기성과 결정요인 분석

<표 12>는 시장모형기준 종결후 24개월 누적비정상수익률을 종속변수로 한 장기성과 결정요인 검증모형에 이용되는 변수 상호간의 상관관계 분석결과이다. 전체 표본을 대상으로 한 Panel A의 경우 구조조정 신청후 2개월간 보유기간 비정상수익률(MHPR2)과 외국인지분율 간에는 1% 수준에서 유의한 상관관계가 있는 것으로 분석되었으나, 상관계수가 0.310에 불과해 변수 상호간에 다중공선성 문제를 초래할 수준은 아닌 것으로 판단된다.

<표 12> 독립변수 간 Pearson 상관관계

자산규모변화율(ASSETCH)은 구조조정 기간중 자산규모 감축비율을 의미하며, 신청직후 주식성가(MHPR2)는 구조조정 신청후 2개월간의 시장조정 보유기간 비정상수익률을 뜻한다. 주주집중도(OWNCEN)는 보통주주식수를 주주수로 나눈 후 자연로그를 취한다. 대주주지분율(OWN)은 대주주 1인(친족 및 특수관계인 포함) 기준이며, 지분율은 종결연도 말 기준으로 하였다. MGT는 종결연도 말 이사회 구성 임원의 지분율, INST는 종결연도 말 기관투자자 지분율, 그리고 FOREIGN은 외국인 지분율을 뜻한다. 최대주주 변경은 최대주주가 변경될 경우 1, 그렇지 않을 경우 0을 부여한다. 아래 통계량은 Pearson 상관관계수로서 *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 이내에서 유의함을 나타낸다.

	ASSETCH	MHPR2	OWNCEN	OWN	MGT	INST	FOREIGN
Panel A : 전체표본							
ASSETCH	1.000						
MHPR2	-0.127	1.000					
OWNCEN	0.160	0.186	1.000				
OWN	0.027	-0.203*	0.025	1.000			
MGT	0.028	-0.098	-0.034	0.033	1.000		
INST	0.096	-0.028	-0.027	0.019	-0.125	1.000	
FOREIGN	0.008	0.310***	0.239**	0.020	-0.088	0.063	1.000
Panel A : 회사정리							
ASSETCH	1.000						
MHPR2	0.209	1.000					
OWNCEN	0.148	0.589***	1.000				
OWN	-0.059	0.085	0.042	1.000			
MGT	0.048	-0.100	-0.187	-0.122	1.000		
INST	-0.034	-0.002	0.000	-0.045	-0.138	1.000	
FOREIGN	0.130	0.790***	0.338**	0.148	-0.055	-0.004	1.000
Panel A : 화의							
ASSETCH	1.000						
MHPR2	-0.106	1.000					
OWNCEN	0.303	0.005	1.000				
OWN	-0.076	-0.226	-0.052	1.000			
MGT	0.023	-0.024	0.071	-0.041	1.000		
INST	0.149	-0.146	-0.146	0.290	-0.094	1.000	
FOREIGN	-0.045	0.345	0.272	-0.452**	-0.099	-0.171	1.000
Panel A : 워크아웃							
ASSETCH	1.000						
MHPR2	0.065	1.000					
OWNCEN	0.004	-0.303	1.000				
OWN	-0.178	-0.354	0.595***	1.000			
MGT	0.055	-0.294	0.572***	0.498**	1.000		
INST	0.218	-0.190	0.049	0.037	-0.239	1.000	
FOREIGN	0.081	-0.174	0.072	0.014	-0.194	0.139	1.000

회사정리 표본을 대상으로 한 Panel B의 경우에서도 구조조정 신청후 2개월간 보유기간 비정상수익률(MHPR2)과 외국인지분을 간에는 1% 유의수준에서 관련성을 나타냈다. 주주집중도(OWNCEN)와 구조조정 신청후 2개월간 보유기간 비정상수익률(MHPR2)에도 1% 수준에서 유의한 상관관계를 보였다. 화의표본에서는 최대주주지분율(OWN)과 외국인지분율(FOREIGN) 간에 5% 유의수준에서 관련성을 보이고 있다. 워크아웃표본에서는 주주집중도(OWNCEN)는 최대주주지분율(OWN) 및 임원지분율(MGT)과 1% 유의수준에서 관련성을 보이고 있으며, 최대주주지분율(OWN)과 임원지분율(MGT)과는 5% 수준에서 유의한 상관관계를 보이고 있다.

횡단면 분석결과는 <표 13>에 나타나 있다. 먼저 구조조정 기간의 자산감축비율(ASSETCH)이 클수록 CAR에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구조조정 수단별로는 화의와 워크아웃에서 부정적 영향이 큰 것으로 나타났다. 회사정리의 경우 자산감축비율이 CAR에 부정적 영향을 미치는 강도는 상대적으로 약한 것으로 나타났다. 구조조정 신청 후 2개월간의 시장조정 보유기간 비정상수익률(MHPR2)은 모형 1과 7에서만 유의적인 양(+)의 부호를 보이고 있어 구조조정 신청 직후의 비정상수익률은 김석진, 변현수(2004b)와 같이 종결후 장기성과에 대한 예측능력을 갖고 있음을 시사한다. 또한 이러한 예측능력은 워크아웃의 경우에서 보다 강하게 나타나고 있다.

이해조정 난이도의 대용변수로서 사용한 주주집중도(OWNCEN)의 경우 모형 1, 모형 3과 모형 4에서 유의한 양(+)의 부호를 보여 소액주주로의 지분이 널리 분산된 경우보다 집중된 소유구조를 지닌 구조조정기업일수록 이해조정의 난이도가 낮아 종결후 성과에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 추론할 수 있다. 그러나 구조조정수단별로는 화의나 워크아웃의 경우 통계적 유의성이 현저히 약한 반면 회사정리에서만 유의적인 것으로 나타나 이해조정난이도가 회사정리기업의 종결 후 성과에 있어서 중요한 영향을 미칠 수 있음을 판단할 수 있다.

구조조정 종결연도말의 소유구조 관련 변수로서 최대주주 지분율(OWN)은 전체표본과 화의에서 유의한 양(+)의 부호를 보이고 있는 반면, 회사정리나 워크아웃에서는 설명력이 약한 것으로 나타났다. 이는 법원이나 채권금융기관협의회의 관리하에서 구조조정을 실행하는 회사정리나 워크아웃에 비하여 기존 경영진의 책임경영 하에 화의조건을 이행하는 화의제도의 특성상 최대주주 지분율이 클수록 기업가치를 증가시킨다는 이해일치가설(convergence-of-interest hypothesis)이 성립함을 보이고 있다. 한편, 경영자지분율(MGT)과 기관투자자지분율(INST)의 경우 회사정리에서는 음(-)의 계수를 보여 구조조정 종결기업의 경우 기관투자자의 적극적인 감시(monotoring)에 의한 기업가치 증가효과를 발견하기 곤란하였다. 반면 워크아웃의 경우 양(+)의 계수를 보였으

나, 통계적으로 유의하지 않았다. 외국인지분율(FOREIGN)은 워크아웃을 제외하고는 모든 회귀모형에서 음(-)의 부호를 보여 구조조정 종결기업의 외국인 지분 보유시 적극적인 감시(monotoring)를 통한 기업가치 증가가능성을 발견하기 어려웠다.

<표 13> 장기성가에 대한 회귀분석 결과²⁰⁾

종속변수는 시장모형 기준 구조조정 종결 24개월 누적비정상수익률을 사용한다. 자산규모변화율(ASSETCH)은 구조조정기간중 자산규모 감축비율을 의미하며, 신청직후 주식성가(MHPR2)는 구조조정 신청후 2개월간의 시장조정 보유기간 비정상수익률을 뜻한다. 주주집중도(OWNCEN)는 보통주주식수를 주주수로 나눈 후 자연로그를 취한다. 대주주지분율(OWN)은 대주주 1인(친족 및 특수관계인 포함) 기준이며, 지분율은 종결연도 말 기준으로 하였다. MGT는 종결연도 말 이사회 구성 임원의 지분율, INST는 종결연도 말 기관투자자 지분율, 그리고 FOREIGN은 외국인 지분율을 뜻한다. 최대주주 변경은 최대주주가 변경될 경우 1, 그렇지 않을 경우 0을 부여한다. 괄호안은 t값의 절댓값이며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 이내에서 유의함을 나타낸다.

설명변수	전체표본		회사정리		화의		워크아웃	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
상수항	-2.1250 (-2.44)**	-1.5197 (-1.64)	-4.4848 (-2.75)***	-1.9425 (-1.18)	-1.8102 (-2.97)***	-1.4653 (-3.08)***	-0.9158 (-0.21)	-0.5740 (-0.14)
ASSETCH	-0.1957 (-3.72)***	-0.1222 (-3.14)***	-0.2448 (-0.41)	0.5679 (0.80)	-0.1699 (-3.03)***	-0.1205 (-1.97)*	-0.2005 (-1.72)	-0.2410 (-3.37)***
MHPR2	0.3333 (1.90)*	0.2456 (1.57)	-0.6161 (-1.09)	-0.2518 (-0.53)	0.2198 (1.47)	0.2939 (1.64)	0.8736 (2.67)**	0.7017 (1.66)
OWNCEN	0.1848 (1.48)	0.1665 (1.32)	0.5255 (2.57)**	0.5324 (2.87)***	0.0517 (0.53)	0.0354 (0.39)	0.0343 (0.05)	0.0444 (0.08)
OWN	2.0108 (2.28)**	1.9764 (2.32)**	1.3418 (1.00)	0.8569 (0.97)	4.0169 (1.93)*	4.0421 (1.88)*	1.1974 (0.91)	0.6393 (0.68)
MGT	-0.2820 (-0.65)	-0.2757 (-0.67)	-2.0692 (-1.13)	-0.5174 (-0.32)	-0.5051 (-0.52)	-0.3928 (-0.37)	-0.1680 (-0.29)	0.0709 (0.15)
INST	-1.5988 (-0.67)	-2.4762 (-1.00)	-2.4935 (-0.70)	-1.4261 (-0.51)	4.3370 (0.66)	3.1775 (0.60)	6.8619 (0.57)	5.3852 (0.50)
FOREIGN	-2.7199 (-1.88)*	-2.1031 (-1.60)	-1.8203 (-1.05)	-2.9886 (-1.83)*	-2.8877 (-1.21)	-2.0704 (-0.80)	0.2283 (0.30)	0.6329 (1.03)
OWNERCH	-	-0.6846 (-2.48)**	-	-2.8823 (-2.93)***	-	-0.4324 (-1.80)*	-	-0.4988 (-1.80)*
관측 수	79		57		22		20	
Adj-R2	0.151	0.218	0.095	0.339	0.149	0.144	0.221	0.245
F	2.983***	3.724***	1.538	3.312***	1.524	1.441	1.769	1.772

20) 본 결과는 Newey-West heteroskedasticity consistent covariance matrix로 계열상관과 이분산을 통제하여 분석한 것이며, 시장조정모형 기준 구조조정 종결 24개월 누적평균비정상수익률(CAR)을 종속변수로 사용한 경우에도 분석결과에 큰 차이를 발견할 수 없었다.

한편 최대주주 변경의 경우 모든 모형에서 통계적으로 유의한 음(-)의 부호를 보여 공시효과 및 장기성과 분석결과에서와 같이 최대주주 변경은 구조조정 종결기업의 성과에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 이러한 부정적인 영향은 회사정리기업에 있어서 가장 강하게 나타나 효율성과 수익성이 취약한 구조조정기업, 특히 회사정리기업의 경우 회사정리절차의 조기 종결 판단시 M&A를 통한 채무상환 가능성보다 경제적 독자생존 가능성에 대한 신중한 판단이 우선되어야 함을 시사한다.

V. 결 론

본 연구는 기업도산절차의 사후적 효율성에 초점을 맞추어 회사정리, 화의, 워크아웃 등 구조조정의 신청, 개시 그리고 종결사건에 대한 주가반응을 살펴봄으로써 구조조정 절차별 주가반응 차이를 비교분석하고 구조조정 절차 종결 이후의 주식장기성과에 대하여 점검하였다. 주요 연구결과는 다음과 같다.

첫째, 구조조정 신청의 경우 구조조정 수단에 관계없이 시장의 부정적 반응을 확인하였다.

둘째, 구조조정 개시에 대해서는 선행연구와 마찬가지로 주식시장은 긍정적인 반응을 나타내 구조조정 개시 결정은 불확실성을 완화시켜 긍정적인 주가반응을 가져오는 것으로 나타났다.

셋째, 구조조정 종결의 경우 공시효과측면에서는 회사정리와 워크아웃은 통계적으로 유의하였으나, 회사정리 및 화의의 공시일 이후 일별 비정상수익률이 거의 지속적으로 음(-)의 값을 보여 종결사건이 호재(good news)임을 감안하면 정반대의 방향이라는 점에서 매우 이례적이다.

넷째, 장기성과 분석결과 회사정리, 화의는 종결 전 고성과(overperformance), 종결 후 저성과(underperformance)가 두드러지게 나타난 반면, 워크아웃의 경우 고성과가 두드러지게 나타났다. 한편, 최대주주 변경그룹과 비변경그룹으로 나누어 살펴본 결과 최대주주 변경그룹은 종결 후 +12개월까지 지속적으로 유의적인 저성과를 보였다. 시장모형기준 종결 후 24개월 누적비정상수익률을 종속변수로 한 회귀분석에서는 자산감축비율과 주주집중도, 최대주주지분율이 높을수록 장기성과는 긍정적이었으나, 최대주주 변경은 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 연구의 결론은 다음과 같다. 첫째, 구조조정 수단별로는 워크아웃의 성과가 법원이 주관하는 회사정리나 화의에 비하여 우월한 성과를 보이는 것으로 나타났다. 한편,

화의의 경우 구조조정 신청시 공시효과 및 종결후 장기성과 측면에서 특히 열위한 결과가 나타났다. 이러한 결과와 화의제도의 채권단 및 법원의 외부감시 취약, 강제적 효력 부족 등의 단점을 고려해 볼 때 2005년 공포된 “채무자 회생 및 파산에 관한 법률”(일명 통합도산법)이 기업회생절차에서 화의절차를 폐지한 점은 도산절차의 효율성 제고취지에서 바람직한 방향으로의 개선조치로 판단된다.

둘째, 최대주주 변경기업의 저성과를 확인하였다. 최대주주 변경기업은 구조조정 종결 공시효과, 장기성과 분석에서 불변기업에 비하여 모두 저성과를 보였으며, 장기성과에 대한 횡단면 분석에서도 최대주주 변경은 부정적 요인임을 확인하였다. 따라서 효율성과 수익성이 취약한 구조조정기업에 대한 조기종결 판단시 M&A를 통한 채무상환 가능성보다 경제적 독자생존 가능성에 대한 신중한 판단이 우선되어야 함을 시사한다.

셋째, 구조조정 종결기업의 장기성과를 분석한 결과 법적정리의 경우 경제적으로 갱생가능한 기업에게 회생의 길을 열어주려는 구조조정의 당초 취지에 비하여 성과가 미흡한 것으로 나타나 도산처리과정에서 법원 및 법관의 전문성 제고 등 효율성 개선에 위한 제반 조치가 필요하다고 할 수 있다. 2005년 4월부터 시행된 통합도산법에서 DIP (Debtor in Possession)제도 도입으로 회생절차를 신청한 기업의 기존 경영진이 계속 경영할 수 있는 길을 열어준 것도 책임경영 확보를 통하여 기업의 경쟁력을 회복시킬 수 있도록 운영되어야 할 것이다.

우리나라의 구조조정은 현재 진행형이다. 회생절차를 통하여 구조조정을 진행중인 많은 기업들이 자체 수익성 개선이나 M&A 등을 통하여 구조조정을 종결하고 있는 한편, 일부 재무부실기업들이 기업회생절차나 사적 워크아웃절차를 이용하여 구조조정을 진행중이다. 따라서 보다 장기간의 자료가 축적되면, 종결이후의 장기 주식성과에 대한 심층적인 분석을 통하여 구조조정의 사후적 효율성을 개선시킬 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 강동수, 김준경, 최용석, “국내 구조조정 성과에 대한 실증분석”, 한국개발연구원, 2004.
- 강준구, 백재승, “외부충격에 따른 기업가치 변화와 구조조정의 결정요인 및 구조조정 효과”, 재무연구, 제14권 제2호, 2001, 199-250.
- 강호정, “법정관리의 부의 이전효과 및 효율성”, 서울대학교 박사학위논문, 2000.
- 권세훈, “회사정리의 경제적 효율성에 관한 연구”, 서울대학교 박사학위논문, 2004.
- 김병호, “기업의 소유구조와 기업가치 및 수익률에 대한 연구 : 임원지분율을 중심으로”, 증권학회지, 제30집, 2002, 391-434.
- 김석진, 김정우, “회사재건 제수단의 평가”, 재무연구, 제13권 제1호, 2000, 1-25.
- 김석진, 변현수, “대주주 변경이 구조조정기업의 성과에 미치는 영향”, 증권학회지, 제28집, 2001, 115-148.
- 김석진, 변현수(2004a), “회사재건 선택에 관한 연구”, 재무연구, 제17권 제1호, 2004, 221-252.
- 김석진, 변현수(2004b), “구조조정의 성공요인에 관한 연구”, 금융학회지, 제9권 제1호, 2004, 99-129.
- 김영숙, 이재춘, “기업가치와 기업 소유구조와의 관계”, 증권학회지 제26집, 2000, 173-197.
- 김우택, 장대홍, 김경수, “기업가치와 소유경영구조에 관한 실증적 연구”, 재무연구 제6호, 1993, 55-76.
- 김주현, “기업의 소유구조와 기업가치의 연관성에 관한 연구”, 재무연구 제5호, 1992, 185-202.
- 김지수, 정기웅, “규모극대화, 경영자 지분과 기업의 자본적 투자지출”, 재무관리연구, 제17권 제2호, 2000, 1-28.
- 김찬웅, 김경원, “사건연구에서의 주식성과 측정”, 증권학회지, 제20집, 1997, 301-327.
- 박경서, 이은정, 장하성, “위크아웃기업의 출자전환에 관한 연구”, 재무연구, 제15권, 2002, 107-141.
- 박기성, “소유 구조와 기업의 회계적 성과 및 Tobin's Q의 관계에 관한 연구”, 증권학회지 제30집, 2002, 297-325.
- 신현한, 장진호, “경영성과와 최고경영자의 교체”, 금융학회지, 제8권, 2003, 15-39.

- 윤병섭, 심준섭, “소유구조가 기업가치에 미치는 영향”, 재무관련 5개학회 공동학술발표회 발표논문, 2004.
- 이상우, 박래수, “은행의 대리문제와 부실기업에의 출자전환”, 재무관리연구 제24권 제2호, 2007, 113-145.
- 이해영, 이재춘, “기업 소유구조와 기업가치와의 관계”, 재무관리연구, 제16권, 1999, 91-118.
- 이남우, “회사재건 유형별 회사재건 시작시와 종료시의 시장반응”, 산업경제연구, 제17권 제5호, 2004, 1939-1960.
- 이명철, 이기환, 박주철, “WORKOUT 기업의 주가반응에 관한 실증적 분석”, 증권학회지, 제26집, 2000, 143-171.
- 이상우, 최기호, “구조조정기업의 주가반응에 관한 연구 : 화의와 회사정리를 중심으로”, 경영학연구, 제31권 제3호, 2002, 723-749.
- 임관택, 임석필, “피합병기업의 재무적 특성과 합병대상기업 예측에 관한 연구”, 재무관리연구, 제11권 제2호, 1994, 41-64.
- 장범식, “기업공개시 장외거래가격의 유용성에 관한 연구”, 벤처경영연구, 제6권 제3호, 2003, 51-89.
- 정형찬, “한국주식시장에 적합한 사건연구방법론의 고안”, 재무관리연구, 제14권 제2호, 1997, 273-312.
- 황인덕, “구조조정기업의 성과에 관한 연구”, 숭실대학교 박사학위논문, 2005.
- Alderson, Michael and Brian Betker, “Assessing postbankruptcy performance : An analysis of reorganized firms’ cash flows,” *Financial Management*, 28, (1999), 68-82.
- Andrade, Gregor and Steven Kaplan, “How costly is financial (not economic) distress? evidence from highly leveraged transactions that became distressed,” *Journal of Finance*, 53, (1998), 1443-1493.
- Ang, J. S. and J. H. Chua, “Corporate bankruptcy and job losses among top level managers,” *Financial Management*, 10, (1981), 70-74.
- Barber, B. M. and J. D. Lyon, “Detecting long-horizon abnormal stock returns : The empirical power and specification of test statistics,” *Journal of Financial Economics*, 43, (1997), 341-372.
- Berkovitch, Elazar, and Ronen Israel, “The bankruptcy decision and debt contract

- renegotiations,” *European Finance Review*, 2, (1998), 1-27.
- Betker, B. L., “Management’s incentives, equity’s bargaining power, and deviations from priority in Chapter 11 bankruptcies,” *Journal of Business*, 68, (1995), 161-183.
- Bothwell, J. L., “Profitability, risk, and the separation of ownership from control,” *Journal of Industrial Economics*, (1980), 303-317.
- Brown, S. J. and J. B. Warner, “Using daily stock returns: The case of event studies,” *Journal of Financial Economics*, 14, (1985), 3-31.
- Chatterjee, Sris, Upinder S. Dhillon, and Gabriel G. Ramirez, “Resolution of financial distress : debt restructurings via Chapter 11, prepackaged bankruptcies, and workouts,” *Financial Management*, 25(1), (1996), 5-18.
- Clark, K. and Eli Ofek, “Mergers as a means of restructuring distressed firms : An empirical investigation,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29(4), (1994), 541-565.
- Clark, T. and M. Weinstein, “The behavior of the common stock of bankrupt firms,” *Journal of Finance*, 38(2), (1983), 489-504.
- DeAngelo, H. and M. Rice, “Going private : Minority freezeouts and stockholder wealth,” *Journal of Law and Economics*, (1984), 367-401.
- Demsetz, Harold, “The structure of ownership and the theory of the firm,” *Journal of Law and Economics*, 26, (1983), 375-390.
- Demsetz, H., and K. Lehn, “The structure of corporate ownership : Cause and consequences,” *Journal of Political Economy*, 93(6), (1985), 1155-1177.
- Denis, Diane K. and Kimberly J. Rodgers, “Reorganization in Chapter 11,” *SSRN Working Paper*, (2002).
- Dimson, E., “Risk measurement when shares are subject to infrequent trading,” *Journal of Financial Economics*, 7, (1979), 197-226.
- Eberhart, Allan, Edward Altman, and Reena Aggawal, “The equity performance of firms emerging from bankruptcy,” *Journal of Finance*, 54, (1999), 1855-1868.
- Fama, E., “Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance,” *Journal of Financial Economics*, 49, (1998), 283-306.
- Fama, E. and M. Jensen, “Separation of ownership and control,” *Journal of Law and*

- Economics*, 26, (1983), 301-325.
- Franks, J. and W. Torous, "A comparison of financial restructuring in distressed exchanges and Chapter 11 reorganization," *Journal of Financial Economics*, 35, (1994), 349-370.
- Gilson, S., "Management turnover and financial distress," *Journal of Financial Economics*, 25, (1989), 241-262.
- Gilson, Stuart C., Kose John, and Larry. H. P. Lang, "Troubled debt restructurings: An empirical analysis of private reorganization of firms in default," *Journal of Financial Economics*, 26, (September 1990), 315-353.
- Hart, Oliver, "Different approach to bankruptcy," *NBER Working Paper*, 7921. (2000).
- Herman, E. S., "Corporate control, corporate power," *Cambridge University Press, Cambridge*, (1981).
- Holderness, C. G. and D. P. Sheehan, "Monitoring an owner : The case of Turner Broadcasting," *Journal of Financial Economics*, (1991), 325-346.
- Hotchkiss, Edith, "Post-bankruptcy performance and management turnover," *Journal of Finance*, 50, (1995), 3-21.
- Ibbotson, Roger G., "Price performance of common stock new issues," *Journal of Financial Economics*, 2, (1975), 235-272.
- Jarrell, G. A. and A. B. Poulsen, "Shark repellents and stock prices : The effect of antitakeover amendments since 1980," *Journal of Financial Economics*, 19, (1987), 127-168.
- Jensen, M. C. and R. S. Ruback, "The market for corporate control : The scientific evidence," *Journal of Financial Economics*, 3, (1983), 5-50.
- Kahl, Matthias, "Financial Distress as a selection mechanism : Evidence from the United States," *Working Paper, University of California, Los Angeles*, (2001).
- Kim, W. S., Lee, J. W. and J. C. Francis, "Investment performance of common stocks in relation to insider ownership," *Financial Review*, 23, (1988), 53-64.
- Lang, L. and R. Stulz, "Contagion and competitive intra-industry effects of bankruptcy announcements," *Journal of Financial Economics*, 32, (1992), 45-60.
- Li, D. and S. Li, "An agency theory of bankruptcy law," *International Review of*

- Economics and Finance*, 8, (1999), 1-24.
- Li, M. and R. L. Simerly, "The moderating effect of environmental dynamism on the ownership and performance relationship," *Strategic Management Journal*, 19, (1998), 169-179.
- LoPucki, Lynn and William Whitford, "Patterns in bankruptcy reorganization of large, publicly-held companies," *Cornell University Law Review*, 78, (1993).
- McConnell, J. and H. Servaes, "Additional evidence on equity ownership and corporate value," *Journal of Financial Economics*, 27, (1990), 595-612.
- Morck, R., A. Schleifer, and R. Vishny, "Management ownership and market valuation : An empirical analysis," *Journal of Financial Economics*, 20, (1988), 295-315.
- Ofek, Eli, "Capital structure and firm response to poor performance : An empirical analysis," *Journal of Financial Economics*, 34, (1993), 3-30.
- Oswald, S. L. and J. S. Jahera, "The influence of ownership on the performance : An Empirical study," *Strategic Management Journal*, 12, (1991), 321-326.
- Pound, J., "Proxy contests and the efficiency of shareholder oversight," *Journal of Financial Economics*, 20, (1988), 237-265.
- Putnam III, G., "Strategies for investing in distressed firms," *In : Levine, S. N.(Ed), Investing in Bankruptcies and Turnarounds, Harper Business, New York*, (1991).
- Radice, H. K., "Control type, profitability and growth in large firms : An empirical study," *Economic Journal*, (1971), 547-562.
- Scholes, M. and J. T. Williams, "Estimating betas from nonsynchronous data," *Journal of Financial Economics*, 5, (1977), 309-327.
- Schwarz, A., "Bankruptcy workouts and debt contracts," *Journal of Law and Economics*, 36, (1993), 595-632.
- Shleifer, A. and R. W. Vishny, "Large shareholders and corporate controls," *Journal of Political Economy*, 94, (1986), 461-488.
- Stulz, R., "Managerial control of voting rights : Financing policies and the market for corporate control," *Journal of Financial Economics*, 20, (1988), 25-54.
- Tsetsekos, G. P. and R. A. DeFusco, "Portfolio performance, managerial ownership,

- and the size effect,” *Journal of Portfolio Management*, 16, (1990), 33-39.
- Warner, J., “Bankruptcy costs : Some evidence,” *Journal of Finance*, 22, (March 1977), 239-276.
- Warner, J. B., R. L. Watts, and K. H. Wruck, “Stock prices and top management changes,” *Journal of Financial Economics*, 20, (1988), 461-492.
- White, M., “Bankruptcy costs and the new bankruptcy code,” *Journal of Finance*, 38(2), (1983), 477-488.
- White, Michelle J., “The corporate bankruptcy decision,” *Journal of Economic Perspectives*, 3, (1989), 129-151.
- Wruck, Karen H., “Financial distress, reorganization, and organizational efficiency,” *Journal of Financial Economics*, 27, (1990), 419-444.

A Study on the Stock Performance of Distressed Restructurings

Beom-Sik Jang* · In-Deok Hwang**

〈abstract〉

This study provides an analysis of ex post efficient outcome, which can be said an objective of distressed restructurings, using the stock return of listed companies.

The findings of this study are as follows :

First, upon completing the distressed restructurings, reorganization and workout cases showed positive announcement effects, which was statistically significant. Also, composition cases displayed a positive value, but it was not statistically significant.

Second, with respect to post-restructuring long-run stock performance, reorganization and composition showed underperformance after completion. However, workout cases showed overperformance after the completion.

Third, multiple regression analysis to find factors affecting post-restructuring long-run stock performance suggests that higher asset decrease(ASSETCH), shareholder concentration(OWNCEN), largest shareholders' stake(OWN) have more positive impacts on long-run performance. However, change of the largest shareholder(OWNERCH) has negative impacts on long-run performance.

Finally, change of the largest shareholder is a negative factor in the performance of the distressed restructurings. Therefore, this study implies that if M&A is used as a way of early completing the distressed restructurings, prudent judgment is required on whether a firm can recover its competitiveness and is likely to be economically viable again.

Keywords : Bankruptcy, Restructuring, Announcement Effect, Long-run Performance, Regression Analysis

* Corresponding Author, College of Business and Economics, Soongsil University

** Korea Ratings Corporation