

구조조정기업의 주가반응에 대한 연구 : 화외와 회사정리를 중심으로

이상우

전주대학교 경영학부
(minna@jeonju.ac.kr)

최기호

서울시립대학교 세무학과
(cgh@uos.ac.kr)

본 연구에서는 회사정리와 화외를 신청하고 구조조정을 개시한 기업들의 주가반응을 살펴보고자 하였다. 투자자들은 구조조정기업의 재무상황에 기초하여 최종적인 파산가능성을 사전적으로 예측하고 있으며 구조조정과 관련된 사건들이 갖고 있는 정보내용에 의하여 예측을 수정한다. 따라서 구조조정의 사건일에서의 주가반응은 투자자들이 사전적 예측을 수정하는 크기와 방향에 의하여 결정될 수 있다. 이러한 맥락에서 본 연구에서는 97년과 98년에 화외 및 회사정리를 신청한 65개 기업과 법원으로부터 개시결정을 받은 50개 기업을 대상으로 주가반응을 살펴보았다. 주요 실증결과는 다음과 같다.

첫째, 구조조정 신청일과 개시결정일에서의 서로 다른 주가반응을 관찰할 수 있었다. 즉, 구조조정 신청일에서는 음의 누적 초과수익률이 나타났으며 개시결정일에서는 양의 누적초과수익률이 나타났다.

둘째, 기업의 재무상황에 따라 서로 다른 주가반응이 관찰되었다. 재무상황이 양호한 집단은 신청일에서 보다 큰 음의 누적 초과수익률을 보였으며 개시결정일에서 보다 큰 양의 누적초과수익률을 보였다.

셋째, 화외와 회사정리로 구분된 구조조정 유형별로 주가반응이 다른지를 살펴보았다. 재무상황이 통제되지 않은 상황에서는 서로 다른 주가반응을 보였으나 재무상황이 통제된 후에는 구조조정 유형에 따른 차별적 주가반응은 관찰되지 않았다.

1. 서 론

기업의 도산은 기업과 관련된 여러 사건 중에서 가장 중요한 사건이라 할 수 있다¹⁾. 기업이 도산하게 되면 그 기업의 영업은 사실상 정지되며, 이로 인해 매출액이 감소하고 거래처가 이탈하며, 유능한 종업원이 회사를 떠나게 되고 기업의 이미지도 크게 실추된다. 이러한 부정적인 사실은 즉시 기업의 주가에 반영되어 주가는 급락하고 투자자들은 큰 손실을 입게 된다.²⁾

이러한 이유로 어떠한 기업이 도산할 것인가를 사전적으로 예측하려는 연구들이 많이 이루어져 왔다. Altman(1968)은 판별분석을 통해 기업도산을 예측하려는 시도를 하였고, Ohlson(1980)은 로짓분석을 통해 기업의 부실징후를 예측하였다. 이러한 연구는 우리나라에서도 많이 시도되었는데 황석하(1991)의 연구나 김건우(1987)의 연구가 이와 관련된 논문들이다.

기업이 채무지급불능상태에 처한 것을 도산(failure)이라고 부르고 기업이 해체되어 자산, 부채가 이해관계자에게 배분되는 것을 파산(bankruptcy)

논문 접수일 : 2001.4 게재확정일 : 2001.11

1) 기업의 도산은 여러 가지 의미로 해석될 수 있다. 본 연구에서는 기업의 도산을 ① 부도 발생업체 ② 회사정리절차 신청, 개시 또는 진행중인 업체 ③ 화외신청, 개시, 또는 진행중인 업체로 정의하기로 한다.

2) Clark와 Weinstein(1983)은 뉴욕증권거래소에 상장된 기업 중에서 1938년 6월과 1979년 9월 사이에 파산한 기업을 대상으로 월간 수익률을 분석한 결과, 공시일의 비정상 수익률이 -30.5%에 이른다고 보고하고 있다.

이라고 부른다면 기업의 도산이 곧바로 파산을 의미하는 것은 아니다. 즉, 기업이 도산을 한다고 하여 즉시 기업의 영업을 정지되고 기업이 해체되어 채권자에게 배분되는 것은 아니다. 현대의 산업구조하에서는 모든 기업들이 유기적으로 연결되어 상호 의존관계에 있기 때문에 개별기업의 도산은 다른 기업들의 연쇄도산을 초래하게 된다. 특히 우리나라와 같은 대기업 위주의 경제구조하에서는 하나의 대기업이 파산하면 관련 중소기업과 가정경제가 큰 타격을 입을 수밖에 없으며, 금융질서의 혼란이나 대량실업을 유발하고 산업 전체가 어려움을 겪게 되며,³⁾ 이 파장은 결국 경제 전체로 이어지게 된다. 이에 따라 갱생의 가능성이 있고, 장기적으로 기업을 회생시키는 것이 파산시키는 것보다 유리하다고 판단되는 경우 기업을 회생시키기 위한 구조조정을 실시하는데 현재 우리나라에서 실시하고 있는 구조조정방법에는 회사정리(법정관리), 화의, 기업개선작업(워크아웃) 등이 있다.⁴⁾ 이 중에서 회사정리나 화의는 법원의 개시결정이 필요하다는 점에서 법적 구조조정 혹은 강제적 구조조정으로 구분할 수 있으며 워크아웃은 법원의 결정을 요하지 않는다는 점에서 자율적 구조조정 혹은 사적인 구조조정으로 구분할 수 있다.

대부분의 도산한 기업들은 자신들이 처한 상황에 따라 구조조정방식을 선택하여 채권단과 협상하고 법원에 이를 신청하게 된다. 법원이 이를 받아들이면 채무는 일정기간 유예 또는 감축되며, 기업은 구조조정을 시도하게 된다. 따라서 기업이 최종적으로 파산될 때까지는 기업의 주식은 시장에서 거

래되며, 구조조정 성과에 따라 주가가 변동하게 된다. 과거에는 기업이 도산하는 경우는 많지 않았으며, 특히 상장된 기업이 도산하는 경우는 극히 예외적인 일이었기 때문에 도산기업의 주가행태에 대해서는 별다른 관심을 기울이지 않았다. 그러나 IMF로부터 구제금융을 받았던 1997년을 전후하여 경제사정이 악화되고 이로 인해 많은 상장기업이 도산하게 되면서 이에 대한 관심이 점차 고조되고 있다.

기업이 일단 도산한 이후의 주가 움직임에 대한 연구는 대개 구조조정유형별로 주가가 어떻게 반응하는가와 관련된 연구가 주를 이루고 있다. 미국의 경우 Gilson, John과 Lang(1990)은 1978년부터 1988년까지 Chapter 11을 통해 강제적으로 회사정리를 실시한 89개 기업과 사적으로 채권단과 협의하여 구조조정을 실시한 80개 기업의 비정상수익률을 연구한 결과 강제적으로 기업의 구조조정을 한 기업의 공시일 (0, +1) 시점의 누적초과수익률은 -16%로 유의적이었으나 사적으로 기업의 구조조정을 한 기업의 경우 공시일 (0, +1) 시점의 누적초과수익률은 통계적으로 0과 유의한 차이를 보이지 않음을 보여 사적인 구조조정이 더 효율적이라는 사실을 보여주고 있다.

우리나라의 경우에도 이명철, 이기환과 박주철(1999), 선우석호(2000), 김석진과 김정우(2000)가 유사한 연구를 실시한 바 있다. 이명철, 이기환과 박주철(1999)의 경우 1998년에 워크아웃을 신청한 45개 기업과 법정관리 및 화의를 신청한 41개 기업의 공시일 전후 주가반응을 분석한 결과, 워크

3) Lang과 Stulz(1992)는 1970년과 1989년 사이에 Chapter 11을 이용한 회사정리의 공시가 동일산업의 기업에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 다른 기업의 주가도 유의적으로 부정적인 영향을 받는 것으로 나타났다. 최정호와 나종길(2001)의 연구에 의하면 우리나라에서도 부실기업의 도산은 산업내 다른 건전기업에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났다.

4) 이밖의 구조조정 방법에는 산업합리화제도, 은행관리제도, 부도유예협약 등이 있는데 이에 대한 내용은 최도성과 지현열(1998) 참조

아웃 기업은 공시 (-30, -6)일과 (-5, +5)일에 각각 -10% 및 4%의 누적초과수익률을 보였고 법정관리 및 화의신청기업은 (-30, -6)일, (-5, +5)일 및 (+6, +30)일에 각각 -29%, -41%, -24%의 통계적으로 유의한 누적초과수익률을 보임을 발견하였다. 선우석호(2000)의 경우에도 이명철, 이기환과 박주철의 연구와 유사한 결과를 보이고 있다. 그는 구조조정의 유형을 워크아웃기업과 화의나 회사정리기업, 자산매각이나 합병 등의 자율적 구조조정기업 등 4가지 유형으로 나누고 이들 포트폴리오간의 초과수익률과 누적초과수익률의 차이를 비교하였다. 그 결과 공시일 전후 (-3, +6)월에서 워크아웃, 자발적 구조재편, 화의, 회사정리 기업의 누적초과수익률은 0.8826, 0.3685, 0.1152, 0.0461로 나타나 워크아웃이나 자발적 기업재편 기업의 성과가 유의적으로 높다는 사실을 발견하였다.

이렇게 사적인 구조조정형식을 취하는 것이 강제적 구조조정형식을 취하는 것보다 효율적이라는 연구와는 반대로 김석진과 김정우(2000)의 경우 강제적인 구조조정형식이 사적인 구조조정보다 오히려 효율적이라는 주장을 하고 있다. 그들은 누적초과수익률과 매입보유비정상수익률(BHAR), 상대적 부(WR)를 이용하여 1998년도의 회사정리기업 25개, 화의기업 40개, 워크아웃기업 44개의 기업의 성과를 측정한 결과 공시일 전후 (-5, +5)일 동안 화의기업은 20.09%, 회사정리기업은 14.75%로 유의한 양의 누적초과수익률을 기록한 반면 워크아웃기업의 누적초과수익률은 0.77%로 유의하지 않음을 발견하였다. 그러나 중기적으로 평가하는 경우 공시 후 6개월간의 BHAR은 유의하지 않았으며

WR도 0.96~0.99사이의 값을 가져 1의 값과 차이가 없었다. 이들은 공시일 전후의 양의 초과수익률이 계속 이어지지 못하고 있다는 사실을 토대로 회사재건의 제 수단이 기업구조조정 차원에서 그다지 효과를 거두지 못하는 것으로 결론짓고 있다.

이렇듯 다양한 구조조정방식의 성과에 대한 논의는 연구기간이나 방법론에 따라 약간의 차이를 보이지만 이들 연구간에는 공통적인 가정이 있는데 그것은 부실기업의 재무상태와 그들이 선택한 구조조정방식간에는 서로 관계가 없다고 보는 것이다. 즉, 부실기업은 그들의 재무적 상황과 독립적으로 구조조정방식을 선택할 것이며 이에 따라 구조조정 이후에 발생하는 주가반응은 순수하게 구조조정방식에 의한 영향 때문이라고 가정하는 것이다. 그러나 기업이 선택하는 구조조정방식은 그들이 처한 재무적 상황과 무관할 수 없다. 비록 도산기업이라고 하더라도 그들간에는 상대적으로 재무상황이 양호한 기업과 불량한 기업이 있을 수 있다. 예를 들어 재무적 상황이 극단적으로 불량하지 않은 기업의 경영자들은 경영권을 유지하기 위하여 자율적 구조조정 혹은 화의를 선택하겠지만 재무적 상황이 극단적으로 불량한 기업의 경영자들은 자신의 경영권을 포기하고서라도 회사정리를 선택할 수밖에 없다.⁵⁾ 따라서 기업이 선택한 구조조정방식은 그들의 재무적 상황과 밀접한 관련을 맺게 된다. 그리고 기업이 그들의 재무적 상황을 고려하여 특정한 구조조정방식을 선택하였다면 투자자들이 보이는 주가반응은 구조조정방식에 대한 반응이라기보다는 기업의 재무상황이 반영된 주가반응이라고 볼 수 있을 것이다.

5) 화의는 경영권을 유지하는 대신에 추가적 자금조달이 어렵다. 반면에 회사정리는 경영권을 박탈하는 대신에 채권자들로부터 추가적 자금지원을 받기에 용이하다. 따라서 추가적 자금지원 없이도 갹생할 수 있는 기업의 경영자는 회사정리보다는 화의를 선택할 가능성이 높다. 이와 같은 사실은 II. 연구가설에서 다시 논의한다.

만일 구조조정이 성공하여 기업이 회생할 가능성이 높다면 주식의 가격은 오를 것이지만 구조조정이 실패하고 결국 기업이 파산할 가능성이 크다면 주가가 떨어질 수밖에 없다. 따라서 구조조정 기간 중에 부실기업에 대한 주가를 결정하는 가장 중요한 요인은 해당 기업의 파산가능성에 대한 투자자들의 예측이다. 그런데 기업의 파산가능성은 기업의 재무적 상황과 밀접한 관련이 있을 것이기 때문에 구조조정 기간 중 투자자들이 보이는 주가 반응은 기본적으로 그 기업의 재무적 상황에 따라서 상이할 것이다. Gilson, John과 Lang(1990), 이명철, 이기환과 박주철(1999), 선우석호(2000)의 연구에서 사적인 구조조정이 유의적으로 높은 수익률을 가져온 이유도 이러한 이유 때문에 벌어졌다고 추론할 수도 있다. 즉, 워크아웃 등 사적인 구조조정을 실시한 기업은 상대적으로 재무적 상황이 건전하여 채권단이 자산매각이나 사업의 축소 등으로 회생이 가능하다고 판단한 기업이라 할 수 있으며, 강제적 구조조정을 실시한 기업은 그와는 반대로 자율적으로는 회생이 불가능하다고 판단된 기업일 가능성이 크다. 따라서 투자자들은 구조조정을 하는 기업들 중 사적인 구조조정을 하는 기업은 재무상황이 좋으므로 갱생가능성이 크다고 보고, 긍정적으로 반응하나 강제적 구조조정을 하는

기업은 재무적 여건이 매우 부실하기 때문에 성공 여부를 불투명하게 보고 주가가 부정적으로 반응한다고 생각할 수 있다.⁶⁾ 이러한 면들을 감안한다면 구조조정과 관련된 선행연구들의 가장 큰 한계는 구조조정을 실행한 기업들의 재무적 상황을 전혀 고려하지 않았다는 점이 된다.

투자자들은 기업이 구조조정을 신청하기 이전부터 그 기업의 재무제표 등을 이용하여 파산가능성을 예측하고 있다. 그렇다면 구조조정에 대한 투자자들의 주가반응은 구조조정과 관련된 사건(예를 들면 구조조정신청 혹은 법원의 결정) 등이 전달하는 정보를 이용하여 해당 기업의 재무상황에 기초한 파산가능성에 대한 예측을 얼마나 수정하는가에 달려있을 것이다. 즉, 특정사건이 가져다주는 정보가 투자자들이 예측하는 파산가능성을 증대시킨다면 부정적 주가반응이 나타날 것이며 감소시킨다면 긍정적 주가반응이 나타날 것이다.

이러한 생각을 바탕으로 본 연구에서는 1997년과 1998년에 법적인 구조조정 즉, 화의나 회사정리를 신청한 65개 기업을 대상으로 구조조정에 관련한 사건들에 대한 투자자들의 주가반응을 살펴보고자 한다. 본 연구에서는 워크아웃 기업은 제외하였는데 그 이유는 회사정리 및 화의와 워크아웃은 결정이 매우 상이한 형식으로 이루어지며,⁷⁾ 워크아웃이 실

6) 물론 워크아웃 뿐 아니라 화의나 회사정리의 경우에도 채권단의 동의가 필요하다. 하지만 사회적 파장을 고려하여 법정에서는 가급적 대기업은 일단 회사정리를 받아들여려는 경향이 있고 채권단도 파산시 실제적으로 청구할 수 있는 금액이 얼마 되지 않으므로 이를 수용하는 경향이 있다. 회생의 가능성이 적은 기업에 대해 은행 등의 채권단이 계속적으로 자금을 지원하는 것은 일종의 도덕적 해이(moral hazard)의 문제라 볼 수 있다.

7) 회사정리 및 화의의 절차는 다음과 같다.

회사정리 : 정리절차개시신청 → 재산보전처분 결정 → 정리절차개시 결정 → 관리인 선임 → 정리계획안 작성 → 정리계획안 인가 → 정리계획 실행

화의 : 화의개시 신청 → 보전처분 신청 → 화의개시 결정 → 관재인 선임 → 화의채권 신고 → 화의인가 → 화의조건 이행

이에 비해 기업개선작업(워크아웃)의 절차는 다음과 같다.

채권금융기관협의회 소집통보 → 채권금융기관협의회 개최 → 기업개선계획마련 및 확정 → 기업개선약정서 체결 → 사후관리

이러한 내용을 볼 때 화의와 회사정리는 대단히 유사한 절차를 거치지만 기업개선작업은 상이한 형태로 진행이 되며 특히 회사정리나 화의는 대부분 부도라는 이벤트가 존재하는 반면 기업개선작업은 그러한 이벤트가 없다는 점에서 주가의 움직임이 동질적이지 않을 가능성이 크다고 할 수 있다.

제적으로 회사재건의 수단으로 이용된 때는 1998년 후반기부터이므로 표본기간이 다름에 의한 실증 결과의 왜곡현상이 나타날 수 있기 때문이다.⁸⁾

본 연구에서는 구체적으로 다음과 같은 연구 목적을 설정하고자 한다.

첫째, 구조조정이 실행되기 위해서는 기업의 자발적 신청과 법원의 개시결정이 있어야 한다. 이러한 두 가지 사건은 구조조정이 실행되기 위한 가장 중요한 사건이라고 할 수 있다. 이에 따라 기업이 구조조정을 신청한 사실이 공시된 날(신청일)과 법원으로부터 내려지는 법적 구조조정 개시결정이 공시된 날(개시일)⁹⁾의 주가반응을 검토하고자 한다. 구조조정의 신청은 파산가능성을 증대시키며 법원의 개시결정은 파산가능성을 감소시킨다는 점에서 신청일에는 부정적 주가반응을 예측할 수 있으며 개시일에는 긍정적 주가반응이 있을 것으로 예측한다.

둘째, 신청일과 개시일의 주가반응이 신청일 이전의 재무적 상황에 따라 상이하게 나타나는지를 검토하고자 한다. 신청일에 나타나는 부정적 주가반응은 상대적으로 재무상태가 양호한 기업이 클 것이며 개시일에 나타나는 긍정적 주가반응은 재무상태가 불량한 기업이 클 것으로 예상한다.

셋째, 신청일과 개시일의 주가반응이 구조조정의 유형(화의 혹은 회사정리)에 따라서 상이하게 나타나는지를 검토한다. 신청일과 개시일에서 화의는 회사정리에 비하여 모두 긍정적인 주가반응을 보일 것으로 예측한다.

II. 연구가설

2.1 가설 1: 구조조정 신청일과 개시일의 주가반응 차이

일단 도산한 기업들은 화의 혹은 회사정리를 신청하게 되며 법원은 기업의 신청을 받아 이를 심사하여 개시결정을 내리게 된다. 따라서 기업의 신청과 법원의 개시결정은 가장 중요한 사건이 된다. 먼저 구조조정의 신청과 개시가 주가반응에 미치는 영향을 검증해 보기로 한다.

화의나 회사정리 중 어떠한 유형의 구조조정을 신청했는지 신청시점에서는 기업의 주가는 하락할 것이다. 강제적 구조조정을 신청했다는 것은 채권자와의 자율적 구조조정에 실패했다는 정보와 더불어 더 이상 이들 기업이 채권단 등 외부의 도움이 없는 유지가 불가능하다는 정보를 제공해 준다. 또한 구조조정의 신청이 반드시 구조조정의 개시결정을 이끌어 내지는 못하며, 경우에 따라서는 기업이 파산할 수도 있다.¹⁰⁾ 이러한 정보들은 모두 투자자들이 당초 기업에 대하여 갖고 있던 파산가능성을 증대시키는 것이며 이로 인해 구조조정 신청일에는 부정적 주가반응이 나타날 것으로 예측할 수 있다.

반대로 구조조정의 개시일에는 기업의 파산이라는 극단적인 경우는 피할 수 있다라는 기대감과 구조조정과정을 통해 나타나게 되는 채권자로부터 주주로의 부의 이전,¹¹⁾ 그리고 구조조정을 통한 기업

8) 앞으로 본 연구에서 구조조정은 법적 구조조정을 의미하는 것으로 한정한다.

9) 법정관리나 화의의 개시일은 증권시장에 공시된 날로 하였다. 그러나 실제로 법원에서 개시를 허가한 날은 대부분 증권시장에 공표된 날보다 하루정도 빠르므로 전달을 공시일로 볼 수도 있을 것이다.

10) 1990년과 1996년의 7년 사이에 회사정리를 신청한 412개 기업 중 221개 기업에 대하여 회사정리개시 결정이 내려져, 회사정리개시 결정확률은 53.6%가 된다.

11) 강호정(2000)의 연구에 의하면 회사정리의 경우 절대우선순위가 위배되어 주주로의 부의 이전이 발생하고 있다. Weiss(1990), Franks와 Torous(1994), Betker(1995) 등은 미국의 경우에도 절대우선순위의 위배는 일상적인 것으로 보고하고 있다.

의 경쟁력이나 수익성의 개선 등 기업의 가치에 관한 긍정적인 정보가 이전되는 시점이므로 투자자들은 신청일 이후에 기업에 대하여 형성하였던 파산가능성을 하향 조정할 것이며 이는 긍정적 주가반응으로 나타날 것이다. 투자자들의 주가반응을 사건일을 전후한 누적초과수익률로 측정한다면 이러한 추론을 통해 다음과 같은 가설을 수립할 수 있다.

가설 I-1 : 구조조정 신청일 전후에는 음의 누적초과수익률을 보일 것이다.

가설 I-2 : 구조조정 개시일 전후에는 양의 누적초과수익률을 보일 것이다.

이러한 가설과 더불어 구조조정의 개시라는 정보가 주가에 주는 정보효과를 검증할 수 있다. 일반적으로 기업이 구조조정을 신청했다는 정보는 그 기업의 주가에 큰 영향을 줄 것이라는 사실을 예측할 수 있으나 구조조정의 개시라는 정보가 그 기업의 주가에 유의한 영향을 줄 것인가는 미지수이다. 구조조정신청기업의 개시여부에 대한 예측을 시장에서 정확히 하고 있었다면 구조조정의 개시라는 정보는 별달리 시장에 충격을 주지 못하겠지만 시장의 예측이 정확하지 못하다면 구조조정의 개시라는 정보는 공시일에 기업의 주가에 유의적인 영향을 줄 것이다.

2.2 가설II : 재무상태에 따른 구조조정에 대한 주가 반응 차이

다음으로는 구조조정의 신청과 개시가 주가에 미치는 영향을 기업의 재무적 상황과 관련하여 검증해 보기로 한다.

구조조정 신청은 재무상태에 관계없이 투자자들로 하여금 모든 기업의 파산가능성을 신청 전에 비하여 상향조정하게 하므로 부정적 주가반응이 나타난다. 그러나 투자자들이 기업의 파산가능성에 대한 기대치를 형성하는데 가장 기본적인 정보는 해당 기업의 재무제표에 나타나는 재무상태¹²⁾이다. 당연히 재무제표 상 재무상태가 양호한 기업의 파산가능성은 불량한 기업에 비하여 낮게 평가된다. 그러나 주가반응의 크기를 결정하는 것은 신청 전에 비하여 파산가능성이 얼마나 증가하는가 - 즉 투자자가 자신의 기대를 얼마나 수정했는가 이다.¹³⁾ 이 경우 재무상태가 양호한 기업과 불량한 기업 중에 어떤 기업의 파산가능성이 더 크게 상승할 것인가는 이론적으로 명백하게 결정하기 어려우며 실증적으로 규명해야 할 문제라고 할 수 있다. 그러나 일반적으로 재무상태가 불량한 기업에 대해서는 화의나 회사정리의 신청이 사전에 어느 정도 예측되었을 것이기 때문에 실제 사건이 발생했을 때 투자자들에게 주는 충격은 상대적으로 덜할 것이라고 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서는 비록 단정할 수는 없지만 상향 조정의 크기는 당초 파산가능성이 낮게 평가되었던 재무상태가 양호한 기업에서 더욱 클 것으로 예상한다.¹⁴⁾ 이에 따라

12) 본 연구에서는 재무제표상 재무상태를 신청일 직전 2년전과 3년전의 총자산수익률, 부채비율, 유동비율을 이용하여 측정한 파산확률의 평균값으로 하였다. 이에 대해서는 3장, 주요변수의 측정을 참고하라.

13) Clark과 Weinstein(1983)

14) 물론 이와 반대의 예측도 가능하다. 만일 구조조정이 신청되었어도 재무상태가 양호한 기업에 대해서는 투자자들이 곧 회생할 것으로 보기 때문에 오히려 부정적 주가반응의 크기가 작을 것으로 생각할 수도 있다. 결국, 이 문제는 실증적으로 규명되어야 한다.

비록 신청 후에도 재무적 상황이 양호한 기업이 그렇지 못한 기업에 비해 여전히 파산확률이 낮게 평가된다고 하여도 신청에 따른 파산확률의 상향조정 폭이 큰 재무적 상황이 양호한 기업에서 더욱 큰 부정적 주가반응이 나타날 것으로 예상된다.¹⁵⁾¹⁶⁾

구조조정 신청과 반대로 구조조정의 개시가 결정된 경우에는 파산의 가능성이 이전에 비하여 줄어들기 때문에 긍정적 주가반응이 나타날 것이다. 이 경우에도 긍정적 주가반응의 크기는 파산가능성의 감소 폭에 의해 결정되는데 이때는 재무적 상황이 불량한 기업의 파산가능성 감소 폭이 더욱 클 것으로 예상된다. 왜냐 하면 법원은 기업의 회생가능성을 일차적으로 고려하여 구조조정의 개시를 결정하는데 재무상태가 양호한 기업은 어느 정도 개시가 결정될 것을 예상할 수 있으므로 개시결정이 가져다주는 긍정적 정보효과가 상대적으로 작을 것으로 보이나 재무상태가 불량한 기업은 개시결정이 사전적으로 불확실한 상태이므로 개시결정의 긍정적 정보효과가 상대적으로 클 것이기 때문이다.¹⁷⁾

일반투자자들이 기업의 재무상태를 신청일 전의 재무제표에 의하여 판단한다고 가정하면 위와 같은

배경 하에서 다음과 같은 가설을 수립할 수 있다.

가설 II-1 : 구조조정 신청일 전후에는 재무제표 상 재무상태가 양호한 기업들이 재무상태가 불량한 기업들에 비하여 더욱 큰 음의 누적초과수익률을 보일 것이다.

가설 II-2 : 구조조정 개시일 전후에는 재무제표 상 재무상태가 불량한 기업들이 재무상태가 양호한 기업들에 비하여 더욱 큰 양의 누적초과수익률을 보일 것이다.

2.3 가설III : 구조조정 유형에 따른 주가반응 차이

이번에는 구조조정의 유형이 주가에 미치는 추가적인 정보효과를 고찰해 보자.

화의와 회사정리의 경우, 동일한 강제적 구조조정에 속하지만 권리와 의무에는 몇 가지 차이가 있는데 가장 큰 차이는 화의의 경우 현 경영진의 경영권이 유지되지만 추가적 자금의 지원이 어렵다는 것이다.¹⁸⁾ 즉, 화의의 경우에는 신청일부터 개시결

- 15) 간단히 주가는 $\text{예상이익} \times (1 - \text{파산확률})$ 이라 가정하자. 기업 1은 재무상태가 건전한 기업이며, 기업 2는 재무상태가 불량한 기업이다. 투자자들은 기업 1의 주가를 $10,000(\text{예상이익}) \times 0.9(1 - \text{파산확률}) = 9,000$ 원, 기업 2의 주가를 $10,000(\text{예상이익}) \times 0.7(1 - \text{파산확률}) = 7,000$ 원으로 평가하고 있다고 가정하자. 이 경우 두 기업이 모두 화의나 회사정리를 신청했다고 하자. 이에 따라 투자자는 기업 1의 파산확률을 0.5, 기업 2의 파산확률을 0.6으로 재평가한다면 기업 1의 주가는 5,000원으로 44% 하락하게 되며, 기업 2의 주가는 4,000원으로 42%가 하락하게 된다. 이렇듯 재무적 곤경에 빠진 경우 재무상태가 건전한 기업의 주가가 더 많이 하락하는 것은 시장에서 두 기업을 동일하게 나쁜 기업으로 간주한다기 보다는(pooling) 투자자는 여전히 재무상태가 좋은 기업을 우수한 기업으로 평가하지만(separating) 재무상황이 좋은 기업의 파산확률이 더 급격히 커지기 때문이라고 할 수 있다.
- 16) Clark와 Weinstein(1983)은 Chapter 10에 들어간 기업보다 Chapter 11에 들어간 기업이 갱생가능성이 큼에도 불구하고 신청일까지의 월별 누적초과수익률은 Chapter 10에 들어간 기업은 -0.46이나 Chapter 11에 들어간 기업의 월별 누적초과수익률은 -0.74로 오히려 Chapter 11 기업의 수익률이 낮음을 발견하였다.
- 17) 신청일에서와 마찬가지로 이 경우에도 반대방향에 예측이 가능하다. 만일 투자자들이 재무상태가 불량한 기업은 법원의 개시결정에 불구하고 결국 파산할 것이라고 예상한다면 긍정적 반응의 크기는 오히려 작아질 수 있다. 이 역시 실증적으로 규명되어야 할 문제라고 생각한다.
- 18) 화의와 회사정리를 비교하면 다음 표와 같다(최도성, 지현열(1998), p. 206).

	화의	회사정리
법	화의법	회사정리법

정일까지의 채권에 대한 우선변제권이 없고¹⁹⁾ 또한 개시결정일 이후에도 경영자와 채권자의 합의에 의하여 자금지원이 이루어지기 때문에 회사정리에 비하여 대규모의 자금이 신속하게 지원되기 어렵다. 따라서 특별한 추가적인 자금의 지원이 없이도 회생이 가능하다고 판단될 경우 경영자는 자신의 경영권을 보호하기 위해 화의를 우선적으로 신청할 것이며, 이것이 받아들여지지 않거나 원천적으로 추가적인 자금의 지원이 없는 회생이 불가능한 경우에는 회사정리를 신청할 것이다.²⁰⁾ 이에 따라 평균적으로 화의기업이 회사정리보다 신청전의 재무상태가 양호한 기업일 것이라는 사실을 예측할 수 있다. 따라서 구조조정 신청전의 재무상태를 재무제표를 이용하여 판단할 수 있음을 전제로 다음과 같이 가설을 세우기로 한다.

가설 III-1 : 화의기업은 회사정리기업에 비해 구조조정 신청전의 재무상태가 양호할 것이다.

구조조정을 신청하는 기업의 경영자는 기업의 진정

한 재무상태에 대하여 일반투자자들보다 많은 정보를 보유하고 있으며 이러한 정보를 이용하여 진정한 재무상태에 대한 보다 정확한 판단이 가능할 것이다. 마찬가지로 개시결정을 하기 위하여 법원은 일반투자자들보다 기업의 재무상태에 대한 많은 정보와 더불어 보다 정확한 판단을 할 수 있다고 생각된다. 그리고 만일 일반투자자들이 경영자나 법원의 우월한 의사결정에 대하여 신뢰하고 있다면 경영자가 어떠한 구조조정방식을 선택하는가와 법원이 어떠한 구조조정방식에 대하여 개시결정을 내렸는가는 기업의 진정한 재무적 상태에 대한 신호로 작용할 것이다. 이러한 맥락에서 경영자의 구조조정방식 선택이나 법원의 개시결정은 투자자들에게 해당 기업의 재무상태에 대한 추가적 정보효과를 가져다 줄 수 있다.²¹⁾ 따라서 만일 앞선 가설에 따라 재무상태가 상대적으로 양호한 기업이 회사정리보다는 화의를 신청하고, 또한 법원도 재무상태가 양호한 기업에 대해서 화의를 결정하는 것이라면 비록 신청 전 재무제표에 의하여 동일한 재무상태에 있다고 판단되는 기업이라고 하더라도 화의를 선택하거나 화의의 개시가 결정

적용대상	제한없음	자산 200억, 자본금 20억원 이상 기업
들어가는 조건	채무불능기업	채무불능기업
신청	기업가	기업가, 주주, 채권자
영업의 주체	기업가	법원에서 선정한 관리인
경영권	유지	박탈
동의조건	의결권을 행사할 수 있는 출석채권자의 과반수 및 그 채권액이 신고를 한 채권자의 채권총액의 3/4 이상이 되는 자의 동의	정리담보권자는 채권총액의 4/5 이상 동의, 정리채권자는 채권총액의 2/3 이상 동의, 주주는 의결권 주식 총수의 1/2 이상 동의
채권 동결	일반채권 동결, 담보권 행사가능	모든 채권 동결, 담보권 행사 불가능
추가자금지원	우선권이 없으므로 자금조달이 어려움	우선권이 있으므로 자금조달이 쉬움
채무변제기간	평균 5~7년	10년 이상, 최장 20년

- 19) 1998년에 화의법이 개정되어 화의의 경우에도 신청일부터 개시결정일사이의 채권에 대한 우선변제권이 인정되었다. 이에 따라 추가적 자금조달의 어려움은 다소 완화되었다고 볼 수 있으나 여전히 회사정리에 비하여 까다롭고 어렵다고 볼 수 있다. 또한 본 연구의 표본기간은 1997년과 1998년이므로 본 연구의 표본기간에는 개정전의 화의법이 적용되어야 한다.
- 20) 표본기간동안 화의를 먼저 신청했다가 기각되어 회사정리에 들어간 기업은 13개로 결과적으로 회사정리를 선택한 기업 중 화의가 기각된 비율은 40%에 이른다.
- 21) 이때의 정보효과란 투자자들이 어떤 기업이 재무적으로 열악하기 때문에 외부적 자금의 지원이 없는 갱생가능성이 없다고 판단하는 상황에서 이 기업이 화의를 선택함으로써 갖게 되는 기업의 재무상황에 대한 재평가효과를 말한다.

되었을 때에는 회사정리보다는 재무상태가 양호할 것이라는 신호로 받아들여져 파산가능성을 감소시켜줄 것이며 이에 따라 긍정적 주가반응을 보일 것이다. 따라서 다음과 같은 가설을 수립할 수 있다.

가설 III-2 : 재무제표 상 재무상태가 동일하다면 화의를 신청하거나 화의가 개시된 기업은 회사정리를 신청하거나 회사정리가 개시된 기업에 비하여 신청일과 개시일 전후에 양(음)의 누적 초과수익률이 클(작을) 것이다.

III. 연구방법

3.1 주요 변수의 측정

3.1.1 사건일(event date)

본 연구에서 주가반응을 관찰하고자 하는 사건은 강제적 구조조정의 신청과 이에 대한 법원의 개시 결정이다. 이에 따라서 사건일은 강제적 구조조정 즉, 화의 및 회사정리를 법원에 신청이 공시된 날과 법원으로부터 화의 및 회사정리에 대한 개시결정이 공시된 날이다. 강제적 구조조정의 신청일과 개시결정에 대한 공시일은 증권거래소에서 발행하는 "주식"지로부터 파악할 수 있다.

3.1.2 누적초과수익률(CAR)

사건일을 전후한 주가반응을 보기 위해서는 초과수익율을 계산하여야 한다. 선행연구에서는 다양한 방법으로 초과수익율을 계산하였다. 김석진과 김정우(2000)는 초과수익율을 계산하기 위하여 시장-위험조정모형(market-and-risk adjusted model)을 이용하였다. 이는 비사건일의 개별기업수익률과 시장수익률의 시계열적인 관계를 이용하여 정상수익률을 추정하고 정상수익율을 이용하여 사건일의 초과수익율을 계산하는 방법이다. 그러나 본 연구에서와 같이 법적 구조조정을 신청한 기업들은 대부분 사건일을 전후하여 커다란 구조적 변화를 겪게 되므로 시계열적 안정성을 보장하기 어렵다. 따라서 시장-위험조정모형을 이용한 초과수익률 계산은 본 연구에서는 적합하지 않다고 판단하였다. 또한 선우석호(2000)는 비사건일의 개별기업의 평균수익률을 정상수익률로 보고 초과수익율을 계산하는 평균조정수익률모형(mean adjusted return model)을 이용하였으나 법적 구조조정을 신청한 기업들이 사건일 이전부터 심각한 재무적 곤경에 처해 있는 상황을 감안하면 개별기업의 비사건일에서의 평균수익률을 정상수익률로 이용하는 것은 문제가 있을 수 있다. 따라서 본 연구에서는 개별기업의 초과수익률은 개별기업의 일별 주가수익률에서 일별 종합주가지수수익률을 차감한 값으로 정의하였다.²²⁾

또한 누적초과수익률은 사건일을 0으로 보았을 때, 사건일 -10일부터 +5일까지 일별초과수익률

22) 정상적인 기업이라면 초과수익율은 김석진과 김정우(2000)의 연구에서와 같이 시장-위험 조정모형을 이용하는 것이 일반적이다. 본 연구에서도 선행연구에서와 같이 시장모형을 추정하고 시장모형을 검증기간인 사건일을 전후한 -10일부터 +5일까지 적용하여 시장모형에 의한 누적초과수익율을 다시 산출하여보았다. 이렇게 시장-위험조정모형에 의하여 다시 산출된 누적초과수익율과 본 연구에서 사용한 누적초과수익율간의 상관관계를 보면 신청일표본에서는 0.951(n=65)이며 개시일표본에서는 0.920(n=50)이었다. 이러한 상관계수를 통하여 볼 때 시장위험조정여부에 관계없이 본 연구의 결과가 크게 영향을 받지 않는다는 것을 알 수 있다. 그리고 본 연구의 실증분석을 시장위험조정수익율을 이용하여 다시 수행한 결과도 이러한 예상에서 벗어나지 않았다.

을 누적한 값으로 정의한다.²³⁾ 이는 다음과 같이 표현된다.

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt} \quad CAR_i = \sum_{t=-10}^{+5} AR_{it}$$

CAR_i : i 기업의 사건일을 전후한 누적초과수익률

AR_{it} : i 기업 t 시점의 일별초과수익률

R_{it} : i 기업 t 시점의 일별주가수익률

R_{mt} : t 시점의 일별종합주가수익률

3.1.3 재무상태의 구분

기업의 재무상태는 다양한 재무비율을 이용하여 나타낼 수 있다. 선행연구에서는 다양한 재무비율의 선형결합을 통하여 기업의 파산확률을 측정하고 이를 기업의 재무상태를 나타내는 하나의 척도로 사용하고 있다. 본 연구에서는 이러한 선행연구 중에서 가장 최근에 행하여졌으며 우리나라 상장기업의 자료를 이용하여 구축된 박종성과 손성규(2000)의 연구에서 제시된 파산확률모형으로 기업의 재무상태를 측정하고자 한다.²⁴⁾ 이 모형에 따르면 i 기업의

t 시점에서 파산확률 P_{it} 은 다음과 같이 산출된다.

$$z_{it} = -5.3693 - 19.8650 \cdot ROA_{it} + 4.9834 \cdot LEV_{it} + 0.6954 \cdot LIQ_{it}$$

$$P_{it} = \frac{e^{z_{it}}}{e^{z_{it}} + 1}$$

ROA_{it} : i 기업 t 기간의 당기순이익을 t 시점의 총자산장부가액으로 나눈 값

LEV_{it} : i 기업 t 시점의 총부채 장부가액을 t 시점의 총자산장부가액으로 나눈 값

LIQ_{it} : i 기업 t 시점의 유동자산 장부가액을 t 시점의 유동부채 장부가액으로 나눈 값

본 연구에서는 법적 구조조정 신청일에 해당하는 연도의 2년 전과 3년 전의 파산확률을 위와 같이 구하고 이들의 평균값을 기업의 재무상태를 나타내는 척도로 사용하고자 한다. 직전연도 파산확률을 제외한 것은 법적 구조조정을 신청하기 직전연도 재무제표는 왜곡 표시되었을 가능성이 높으므로 신뢰성에 의문이 제기될 수 있기 때문이다.²⁵⁾ 그리고 2년 전과 3년 전 파산확률의 평균값을 이용한 것은

23) 사건일 전후 (-10, +5)일을 넓게 확대하여도 결론은 거의 달라지지 않는다.

24) 박종성과 손성규(2000)는 1991년부터 1994년까지 파산기업 42개와 비파산기업 124개를 이용하여 재무상황의 건전성을 나타내는 지표를 개발하였다. 이들은 장휘용(1997)의 연구결과에서 파산기업과 비파산기업간에 유의적인 차이를 보이는 세 가지 변수 즉, 총자산순이익률, 유동비율, 부채비율을 이용하여 파산예측모형을 개발하였다. 분석결과 총자산이익률(ROA)과 부채비율(FINL)의 계수 값은 각각 1%와 5%수준 하에서 유의적임을 보였으며 유동비율(LIQ)은 유의성이 없다. 모형의 적합도(Goodness-of-Fit) 측정치를 나타내주는 Log Likelihood 값에 대한 χ^2 통계량도 1% 수준에서 유의적으로 나타나 부채비율과 총자산이익률, 유동비율을 이용한 파산예측모형의 구성이 적합한 것으로 나타났다. Zmijewski(1984)도 40개의 파산기업과 800개의 비파산기업 자료를 이용하여 다음과 같은 기업의 재무상황을 나타내는 financial condition index를 개발하였다. 본 연구에서 인용한 재무상황지표도 기본적으로 Zmijewski의 financial condition index와 동일하다. 다만, 91-94년까지의 한국자료를 사용하여 모형을 개발하였기 때문에 계수값만 차이를 보인다. 물론 계수값의 부호는 두 모델이 일치하고 있다.

$$ZSCORE_{i,t} = -4.336 - 4.513(ROA_{i,t}) + 5.679(FINL_{i,t}) + 0.004(LIQ_{i,t})$$

ROA = 총자산이익률(당기순이익/총자산)

$FINL$ = 부채비율(부채총액/자산총액)

LIQ = 유동비율(유동자산/유동부채)

25) 장휘용(1997)의 연구 등에 의하면 기업이 파산하기 직전에는 재무제표에 대한 분석행위가 증가하는 것으로 나타나고 있다. 또한 나종길과 최정호(2000)의 연구에서도 부도발생기업과 회사정리신청기업을 대상으로 이익조정행위를 분석한 결과, 유의적인 이익조정행위가 발견되고 있어 부실연도의 재무제표에 대한 의문을 제기하고 있다.

일시적 재무상태보다는 보다 장기적 재무상태를 측정하고자 함이다. 따라서 본 연구에서 t 시점에서 법적 구조조정을 신청한 i 기업의 재무상태 $PROB_{it}$ 는 다음과 같이 표시된다.

$$PROB_{it} = \frac{P_{it-2} + P_{it-3}}{2}$$

위와 같이 측정된 $PROB$ 변수는 0부터 1의 값을 가지며 그 값이 클수록 파산확률이 높은 것이므로 재무상태가 불량한 것이 된다.

3.2 표본

본 연구의 표본은 법적 구조조정(화의 및 회사정리)을 신청한 기업과 법원으로부터 법적 구조조정에 대한 개시결정을 받은 기업이다. 표본의 추출과정은 다음과 같다(〈표 1〉 참조).

첫째, 증권거래소에서 발행하는 “주식”지에서 금융업을 제외하고 1997년과 1998년 사이에 화의 및 회사정리를 신청한 상장기업 87개를 추출하였다. 1997년과 1998년만을 표본추출기간으로 정한 것은 이들 기간이 소위 “IMF시대”에 해당하는 기간으로 화의 및 회사정리를 신청한 기업이 다른 연도에 비하여 월등하게 많았으며 다른 기간과 여러 가지 환경적 요인이 다르기 때문에 만일 다른 기간

의 표본이 포함된다면 분석의 동질성이 유지되기 어렵다고 판단하였기 때문이다. 또한 금융업을 제외한 것은 금융업의 경우, 재무제표 작성기준이 상이하여 다른 업종과 비교가 어렵고 공적 자금의 투입 등으로 인한 외부환경의 영향이 지나치게 크기 때문이다.

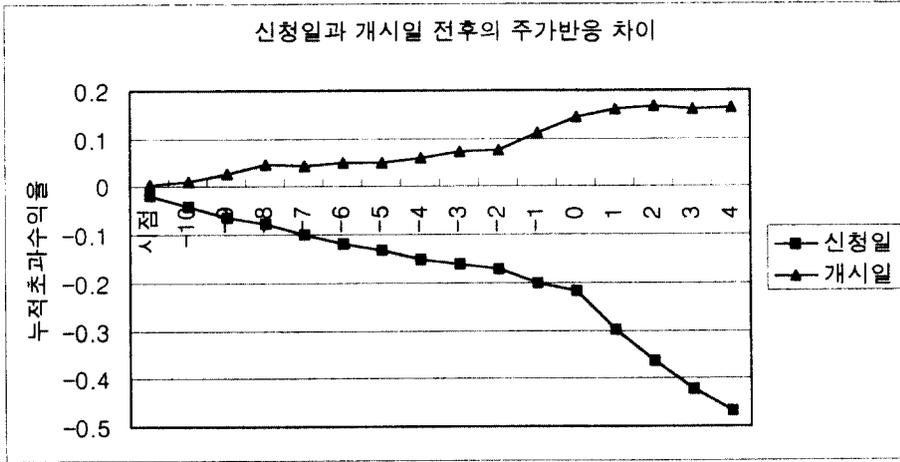
둘째, 상장회사협의회 데이터베이스에서 직전연도 재무제표 자료를 입수할 수 없는 기업을 제외하였다. 구조조정을 신청한 기업 중에는 직전연도 재무제표를 제출하지 않은 기업이 많기 때문에 모두 20개 기업이 표본에서 제외되었다. 또한 (주)한국 신용평가의 데이터베이스에서 신청일 전후의 주가수익률 자료를 입수할 수 없는 기업을 제외하였는데 2개 기업이 추가로 표본에서 제외되었다. 따라서 최종적으로 화의 및 회사정리 신청기업으로 분석에 포함된 기업표본은 총 65개이다.

셋째, 구조조정을 신청한 기업 중에서 법원으로부터 개시결정을 받은 기업을 “주식”지로부터 추출하였는데, 13개 기업은 개시일이 파악이 되지 않아서 제외하였으며 개시일 전후의 주가수익률 자료를 입수할 수 없었던 기업 2개를 추가로 제외하여 최종적으로 법적 구조조정의 개시가 결정된 기업으로 총 50개 기업이 추출되었다.

다음의 〈표 2〉는 표본으로 추출된 기업의 연도별 산업별 분포를 보여주고 있다. 연도별 분포를 보면

〈표 1〉 표본의 추출과정

97-98년 화의 및 회사정리 신청기업	87
직전연도 재무제표 미제출 기업	-20
신청일 전후의 주가수익률 자료가 없는 기업	-2
화의 및 회사정리 신청 기업	65
화의 및 회사정리 개시 결정일에 대한 자료가 없는 기업	-13
개시일 전후의 주가수익률 자료가 없는 기업	-2
화의 및 회사정리 개시 결정 기업	50



〈그림 1〉 구조조정 신청일과 개시일을 전후한 주가반응의 차이

〈표 2〉 표본의 산업별 연도별 구성

패널(A) 연도별 구성

연도	신청기업 표본 ^{a)}		개시결정 기업 표본 ^{b)}	
	화의	회사정리	화의	회사정리
1997	26	15	20	12
1998	8	16	7	11
합계	34	31	27	23

패널(B) 산업별 구성

산업	신청기업 표본		개시결정 기업 표본	
	화의	회사정리	화의	회사정리
음식료, 섬유	8	6	5	4
종이, 제약, 금속	6	10	5	8
통신, 전자, 자동차	12	6	11	5
건설	5	5	4	3
유통	2	3	1	3
운송	1	0	1	0
합계	34	31	27	23

a) 사건일을 구조조정 신청일로 보고자 하는 표본

b) 사건일을 구조조정 개시일로 보고자 하는 표본

회사정리기업은 1997년과 1998년에 걸쳐 고루 분포되어있으나 화의기업은 1997년에 1998년보다 2배 이상의 기업이 분포되어 있음을 알 수 있다. 또한 산업별 분포를 보면 특정 산업에 치우치지 않

고 대체로 골고루 분포되어 있음을 알 수 있다.

IV. 실증분석

4.1 가설 I : 구조조정 신청일과 개시일의 주가반응 차이

본 연구의 첫 번째 가설은 구조조정(화의 및 회사정리)의 신청에 대해서 투자자들은 부정적 반응을 보이지만(가설 I-1) 구조조정의 개시일에는 긍정적인 반응을 보인다는 것이다(가설 I-2). 이에 대한 분석결과는 다음과 같다.

〈그림 1〉에서는 구조조정의 신청일과 개시일을 전후하여 -10일부터 +5일까지의 표본기업의 평균 누적초과수익률을 보여주고 있다. 이를 보면 신청일을 전후하여 부의 누적초과수익률을 지속적으로 보이고 있으나 개시일을 전후하여 양의 누적초과수익률을 보인다는 것을 알 수 있다. 이러한 차이는 본 연구의 가설 I 과 일치하는 결과이다.

〈표 3〉에서는 사건일 -10일부터 +5일간의 누적 초과수익률에 대하여 0과 유의적 차이가 있는지에 대하여 t검정을 실시한 결과를 보여준다. 이를 보

면 구조조정 신청일을 전후한 -10일부터 +5일까지의 평균누적초과율은 -48.8%로 0과 유의적 차이가 나타나고 있다.²⁶⁾ 반면에 법적 구조조정 개시일을 전후한 -10일부터 +5일까지의 평균누적초과 수익률은 +15.1%로서 0과 유의적 차이가 있음을 알 수 있다.²⁷⁾ 이러한 결과는 본 연구의 가설 I-1 과 가설 I-2에서 예측한 것과 정확하게 일치한다.

이번에는 구조조정의 개시결정이 정보적 역할을 하는지에 대해 판단해 보기로 한다. 개시일 전후 (-1, +1)일 간의 누적 초과수익률은 8.58%로 유의적으로 0보다 큰데($t=4.701$, $p \text{ value}=0.000$) 이 결과는 시장에서 법원의 개시결정을 제대로 판단하지 못하고 있었다는 증거이다. 따라서 구조조정의 신청보다는 개시결정이 정보로서 갖는 영향력은 작지만 나름대로 충분한 정보로서의 가치를 갖는다고 말할 수 있다.²⁸⁾

4.2 가설 II : 재무상태에 따른 주가반응의 차이

본 연구의 두 번째 가설은 구조조정(화의 및 회사정리)에 대한 주가반응이 사건일 이전의 기업의

〈표 3〉 구조조정 신청일과 개시일에서 누적초과수익률(CAR)에 대한 t검정

사건일	CAR ^{a)} 평균값	t statistics ^{b)}	p value
신청일(n=65)	-0.488	-8.670	0.000
개시일(n=50)	0.151	3.334	0.002

- a) 개별 기업의 종합주가지수 대비 일별초과수익률을 사건일 -10일부터 +5일까지 누적한 누적초과수익률
b) 0과 유의적 차이가 있는가에 대한 단일표본 t검정통계량

26) 미국의 경우를 대상으로 한 Clark과 Weinstein(1983)의 연구에서는 기업정리 공시일을 기준으로 (-5, +5) 동안 -39.4%의 누적 초과수익률을 보였으며 Lang과 Stulz(1990)는 -28.3%의 누적초과수익률을 보고하였다. 본 연구에서 동일하게 신청일을 전후한 (-5, +5) 기간 동안 누적초과수익률을 보면 -39.01%로 앞선 Clark 과 Weinstein(1983)의 연구결과와 유사하다. 따라서 신청일 기준으로 보았을 때, 법적 구조조정이 시장에 주는 충격은 우리나라와 미국이 상당히 유사하다는 것을 알 수 있다.

27) 이러한 결과는 김석진과 김정우(2000)의 연구결과와 비슷하다.

28) 흥미로운 점은 다른 집단은 모두 개시결정이 정보로서의 가치를 갖는데 비해 회사정리를 신청한 규모가 크면서 재무상태가 불량한 집단은 개시결정이 정보로서의 가치를 갖지 못한다는 사실이다. 이는 투자자들이 규모가 큰 기업은 일단은 회사정리가 법원에서 수용될 것이라는 사실을 알고 있으며 현실적으로도 그렇게 결정이 나타난다는 사실을 보여주는 것이라 할 수 있다.

재무상태에 따라 차별화된다는 것이다. 구체적으로는 구조조정 신청일에서는 재무상태가 양호한 기업(파산확률이 낮은 기업)이 불량한 기업(파산확률이 높은 기업)에 비하여 상대적으로 큰 부정적 주가반응이 나타나고(가설 II-1) 구조조정의 개시일에서는 재무상태가 불량한 기업이 양호한 기업에 비하여 상대적으로 큰 긍정적 주가반응이 나타날 것으로 예측하였다(가설 II-2).

분석을 위하여 재무상태에 따라서 표본을 두 집단으로 구분하였는데 하나는 재무상태가 양호한 집단이며 다른 하나는 재무상태가 불량한 집단이다. 집단구분은 신청일 직전 2년 전과 3년 전의 파산확률 평균값인 *PROB* 변수의 중위값을 기준으로 작은 기업은 양호한 집단으로, 큰 기업은 불량한 집단으로 각각 구분하였다.²⁹⁾

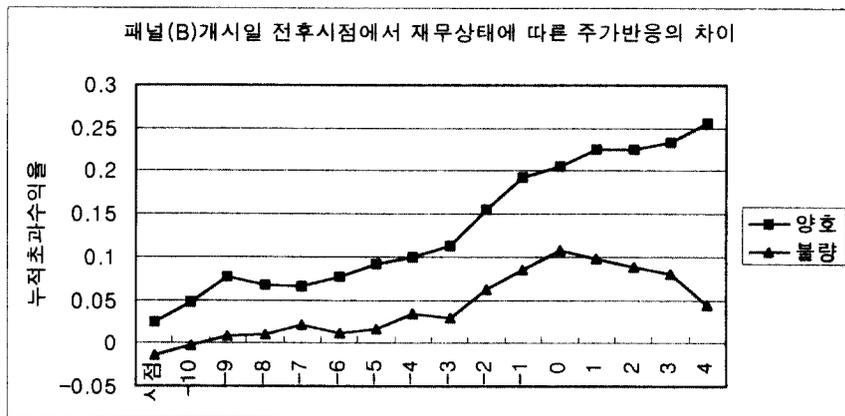
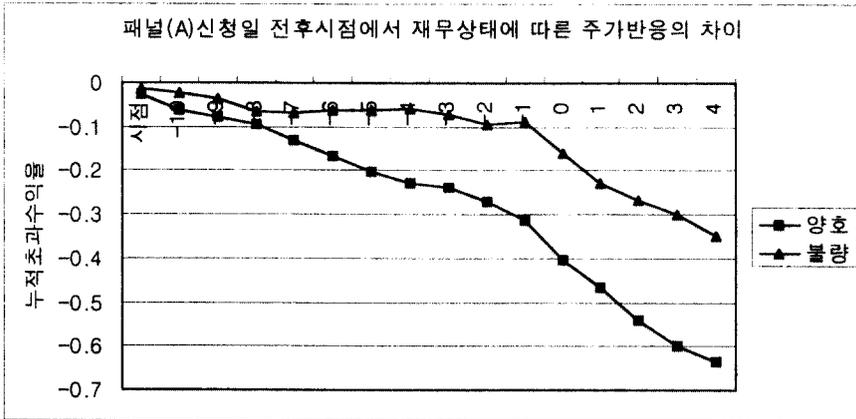
〈그림 2〉에서는 구조조정 신청일과 개시일 전후(-10, +5)일간의 누적초과수익률을 재무상태가 양호한 집단과 불량한 집단으로 구분하여 나타낸 것이다. 패널(A)은 구조조정 신청일을 전후한 누적초과수익률을 집단별로 구분한 것인데 이를 보면 전반적으로 재무상태가 불량한 집단이 양호한 집단에 비하여 상대적으로 높은 누적초과수익률을 보인다. 또한 재무상태가 양호한 집단은 -10일부터 지속적으로 초과수익률이 감소하는 행태를 보이지만 재무상태가 불량한 집단은 사건일인 0시점까지 별다른 주가반응을 보이지 않다가 0시점 이후부터 초과수익률이 감소하는 행태를 보인다. 그리고 0시점 이후에는 집단별로 그 행태가 유사하다. 이는 본 연구의 가설 II-1 과 일치한다.

〈그림 2〉패널(B)는 구조조정 개시일을 전후한 누적초과수익률을 집단별로 구분하여 본 것이다. 이를 보면 전반적으로 재무상태가 양호한 집단이 불량한 집단에 비하여 상대적으로 높은 누적초과수익률을 보인다. 시점별로 보면 사건일인 0시점 이후부터 두 집단간의 차이가 보다 벌어지고 있다. 이와 같은 행태는 본 연구의 가설 II-2에서 예측한 것과는 반대이다.

〈표 4〉에서는 사건일 -10일부터 +5일간의 누적초과수익률이 재무상태가 양호한 집단과 불량한 집단간에 유의적 차이가 있는지에 대하여 *t*검정을 실시한 결과를 보여준다. 이를 보면 구조조정 신청일을 전후한 -10일부터 +5일까지의 평균누적초과수익률은 재무상태가 양호한 집단은 -63.4%인데 비하여 재무상태가 불량한 집단은 -34.7%로 재무상태가 불량한 집단이 양호한 집단보다 유의적으로 높다. 이는 구조조정 신청일을 전후해서는 재무상태가 양호한 기업이 불량한 기업에 비하여 부정적 주가반응을 보일 것이라는 본 연구의 가설 II-1과 일치한다.

〈표 4〉에서 구조조정의 신청일 시점을 전후한 경우와는 달리 구조조정의 개시일을 전후한 -10일부터 +5일까지의 평균누적초과수익률은 재무상태가 양호한 집단은 +25.6%인데 비하여 재무상태가 불량한 집단은 4.58%에 불과하여 재무상태가 양호한 집단이 유의적으로 높다. 따라서 이는 구조조정 개시일을 전후하여 재무상태가 불량한 기업이 양호한 기업에 비하여 보다 큰 긍정적 주가반응을 보일 것이라는 가설 II-2과 반대의 결과이다.

29) 이렇게 재무상태변수를 이분화함으로써 집단간의 시간적인 비교가 가능하고 극단치가 결과에 미치는 영향을 제거할 수 있는 장점이 있지만 반면에 연속형 변수가 갖는 정보가 상실될 가능성이 있다. 그러나 *PROB*변수를 이분화하지 않고 *CAR*와 같은 상관관계를 보면 개시일표본에서는 0.254($p=0.044$), 그리고 신청일표본에서는 -0.257($p=0.038$)로서 이분화하였을 경우와 결과가 크게 달라지지 않는다는 것을 알 수 있다. 따라서 이분화함으로써 나타나는 정보의 상실정도가 연구결과에 영향을 줄 만큼 크지 않다고 판단할 수 있다.



〈그림 2〉 재무상태가 양호한 집단과 불량한 집단간의 구조조정 신청일과 개시일을 전후한 주가반응 차이

〈표 4〉 구조조정 신청일과 개시일에서 재무상태가 양호한 집단과 불량한 집단간에 누적초과수익률(CAR)의 차이에 대한 t검정

사건일	재무상태에 따른 집단구분 ^{a)}	CAR ^{b)} 평균값	t statistics ^{c)}	p value
신청일(n=65)	양호(n=32)	-0.6340	-2.666	0.010
	불량(n=33)	-0.3470		
개시일(n=50)	양호(n=25)	0.2563	2.438	0.019
	불량(n=25)	0.0458		

- a) 신청일 직전 2년전과 3년전의 파산확률의 평균값이 중위값을 기준으로 작은(큰) 경우에 양호(불량)로 구분
- b) 개별 기업의 종합주가지수 대비 일별초과수익률을 사건일 -10일부터 +5일까지 누적한 누적초과수익률
- c) 두집단간의 평균값이 유의적 차이가 있는가에 대한 독립표본 t검정통계량

결론적으로 <표 4>에서의 분석결과는 가설Ⅱ-1과는 일치했지만 가설Ⅱ-2과는 반대되는 결과를 보였다. 이에 대해서는 다음과 같은 해석이 가능하다.

첫째, 구조조정 승인이나 기각에 대한 법원의 결정은 기업의 회생가능성을 고려하여 이루어진다. 그러나 현실적으로 법원은 기업의 회생가능성과 관련없는 다른 요인에 의하여 구조조정을 승인할 수 있다. 예를 들어, 규모가 큰 기업 등은 비록 재무상태가 불량하여 회생가능성이 극히 적음에도 불구하고 사회적 파장을 고려하여 법원으로부터 승인되는 경우가 적지 않다. 따라서 이러한 현실을 반영하여 재무상태가 불량한 집단의 경우, 법원의 구조조정개시에 대한 결정이 파산가능성을 크게 감소시키지 못하였을 가능성이 있다. 즉, 일반투자자들은 재무상태가 불량한 경우에는 법원의 개시결정에도 불구하고 그들의 구조조정 이후의 파산가능성에 대하여 크게 수정하지 않으므로 재무상태가 양호한 기업에 비하여 상대적으로 긍정적 주가반응이 작게 나타났다는 것이다. <그림 3>을 보더라도 이러한 상황을 어느 정도 짐작할 수 있는데 재무상태가 우량한 기업들은 초과수익률이 계속 상승하고 있고 이에 따라 누적 초과수익률이 유의적으로 0보다 크며³⁰⁾ 이 크기는 계속 증가하고 있다. 이에 비해 재무상태가 불량한 기업은 개시일 전에만 잠깐 상승할 뿐 초과수익률의 상승이 지속되지 못하며 누적초과수익률도 0과 유의적으로 다르지 않다.³¹⁾ 이러한 사실은 투자자들이 재무상태가 우량한 기업들은 회생가능성이 크며, 재무상태가 불량한 기업들은 법원의 개시결정에도 불구하고 회생가능성에

대해 여전히 부정적으로 판단한다는 사실을 말해주는 것이라 할 수 있다.

둘째, 재무상태가 양호한 기업에 대하여 구조조정 신청일에 보였던 부정적 주가반응에 대한 반등 효과가 개시일을 전후하여 나타났을 가능성이 있다. 즉, 구조조정 신청의 충격에 대하여 일반투자자들이 과잉반응을 보였고 이러한 과잉반응이 개시일에서 조정됨에 따라 재무상태가 양호한 기업에 오히려 과도한 긍정적 주가반응이 보일 가능성이 있다는 것이다.

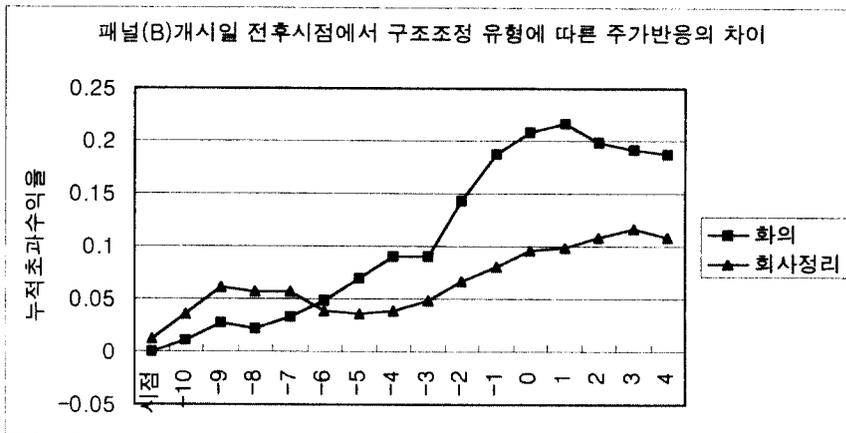
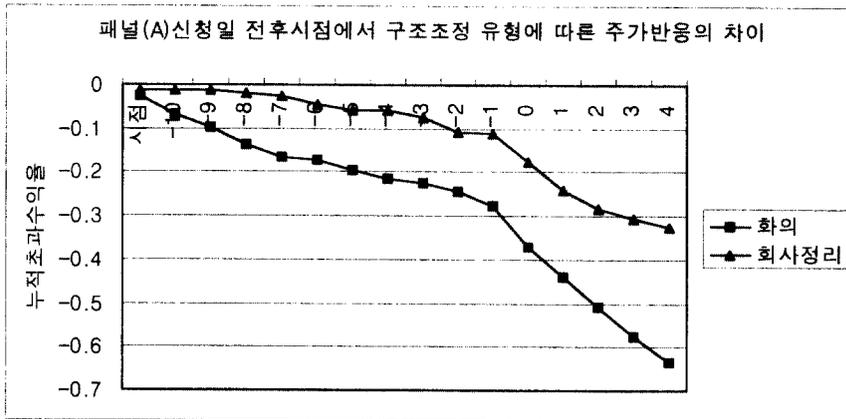
4.3 가설 III: 구조조정 유형에 따른 주가반응의 차이

본 연구의 세 번째 가설은 기업이 어떠한 구조조정 유형을 선택하는가 그리고 법원이 어떠한 구조조정 유형에 대한 개시결정을 내렸는가는 기업의 재무상태에 의하여 달라지며(가설 III-1), 이에 따라 신청한 구조조정 유형이나 개시결정된 구조조정 유형은 기업 재무상태에 대한 추가적 정보효과를 가진다는 것이다(가설 III-2)라는 것이다. 이러한 가설을 검증하기 위해 앞서 구조조정 유형에 따른 신청일과 개시일 전후의 주가반응을 보기로 한다. 아래의 <그림 3>과 <표 6>는 구조조정 유형에 따라 주가반응이 차이가 있는지를 각각 신청일과 개시일을 전후하여 살펴본 결과이다.

<그림 3>은 구조조정 유형에 따른 주가반응을 검토하기 위하여 사건일 -10일부터 +5일까지의 누적초과수익률을 살펴본 것이다. 패널(A)은 구조조정의 신청일을 전후한 주가반응을 보여준다. 이를

30) <표 4>에서 재무상태가 양호한 집단의 개시일을 전후한 누적초과수익률은 25.63%인데 이에 대하여 0과 차이에 대한 독립표본 t검정을 실시하면 $t=3.933$ 이며 $p=0.001$ 로 0과 유의적 차이가 있음을 알 수 있다.

31) <표 4>에서 재무상태가 불량한 집단의 개시일을 전후한 누적초과수익률은 4.58%인데 이에 대하여 0과 차이에 대한 독립표본 t검정을 실시하면 $t=0.808$ 이며 $p=0.427$ 로 0과 유의적 차이가 없다.



〈그림 3〉 구조조정 신청일과 개시일을 전후한 유형별 주가반응의 차이

〈표 6〉 구조조정 신청일과 개시일에서 구조조정 유형간에 누적초과수익률(CAR)의 차이에 대한 t검정

사건일	구조조정 유형구분	CAR ^{a)} 평균값	t statistics ^{b)}	p value
신청일(n=65)	화의(n=34)	-0.6361	-2.902	0.001
	회사정리(n=31)	-0.3263		
개시일(n=50)	화의(n=27)	0.1878	0.877	0.345
	회사정리(n=23)	0.1079		

a) 개별 기업의 종합주가지수 대비 일별초과수익률을 사건일 -10일부터 +5일까지 누적한 누적초과수익률

b) 두 집단간의 평균값이 유의적 차이가 있는가에 대한 독립표본 t검정통계량

〈표 6〉 구조조정 유형에 따른 재무상태의 차이에 대한 t검정 및 교차분석

패널(A): 구조조정유형에 따른 PROB변수 차이에 대한 t검정

	화의	회사정리	t-statistic	p value
신청기업표본(n=65)	0.2836	0.3675	-1.577	0.120
개시기업표본(n=50)	0.2853	0.3753	-1.479	0.146

패널(B-1): 구조조정 유형과 재무상태에 의하여 구분된 집단간의 교차분석(신청기업 표본)

구조조정유형	재무상태	양호	불량	합계
	화의신청		21	13
회사정리신청		11	20	31
합계		32	33	65
χ^2 statistics (p value)		4.481(0.034)		

패널(B-2): 구조조정 유형과 재무상태에 의하여 구분된 집단간의 교차분석(개시기업 표본)

구조조정유형	재무상태	양호	불량	합계
	화의개시		17	10
회사정리개시		8	15	23
합계		25	25	50
χ^2 statistics (p value)		3.945(0.045)		

보면 회사정리를 신청한 기업이 화의를 신청한 기업에 비하여 평균적으로 높은 누적초과수익률을 보인다는 것을 알 수 있다. 패널(B)은 구조조정의 개시일을 전후한 주가반응을 보여주는데 패널(A)과 달리 -7일까지는 회사정리기업의 누적초과수익률이 다소 높지만 그 이후 반전되어 화의기업이 회사정리기업에 비하여 높은 누적초과수익률이 보인다. 전반적으로 〈그림 3〉을 보면 구조조정 신청일 전후에는 회사정리기업이 높은 평균누적초과수익률을 보이거나 반대로 구조조정 개시일 전후에는 화의기업이 높은 평균누적초과수익률을 보인다는 것을 알 수 있다.

〈표 5〉는 사전일 -10일부터 +5일까지의 구조조정 유형에 따른 누적초과수익률을 살펴본 것이다. 우

선 구조조정의 신청일을 전후한 -10일부터 +5일까지의 누적초과수익률은 회사정리기업은 -32.6%이고 화의기업은 -63.6%이므로 통계적으로 유의하게 회사정리기업이 화의기업에 비하여 높다는 것을 알 수 있다. 다음으로 구조조정의 개시일을 전후한 -10일부터 +5일까지의 누적초과수익률은 화의기업이 18.8%, 회사정리기업이 10.8%로 화의기업이 높지만 이 차이는 통계적으로 유의적이지는 않다.

이상에서 살펴본 바와 같이 〈그림 3〉과 〈표 5〉의 결과는 대체로 신청일 전후에서는 회사정리기업이, 반대로 개시일 전후에서는 화의기업이 높은 초과수익률을 보인다는 점에서 일치한다. 그런데 이는 앞선 재무상태로 구분한 집단별로 살펴본 주가반응과 유사하다. 즉, 화의기업은 재무상태가 양호

한 집단과 유사한 주가반응 행태를 보이고 회사정리기업은 재무상태가 불량한 집단과 유사한 주가반응 행태를 보인다는 것이다. 그러나 화의기업이 회사정리기업에 비하여 평균적으로 재무상태가 양호할 것으로 예상한다면 이러한 현상은 전적으로 구조조정 유형에 따른 주가반응이라기보다는 재무상태에 따른 주가반응이 상당 부분 포함되어 있을 것으로 볼 수 있다.

4.3.1 가설 III-1 : 구조조정 유형과 재무상태와의 관련성

〈표 6〉에서는 구조조정 유형에 따른 재무상태의 차이를 검정한 결과이다. 패널(A)은 구조조정 유형에 따른 *PROB*의 평균값에 대한 *t*검정을 실시한 결과이다. 이를 보면 구조조정 신청기업이나 개시기업에 있어서 모두 화의기업이 회사정리기업에 비하여 낮은 *PROB*값을 보이고 있어 파산확률이 낮고 재무상태가 양호하다는 것을 알 수 있다. 그러나 그 차이가 명백하게 통계적으로 유의하지는 않다. 패널(B-1)과 패널(B-2)에서는 *PROB*값의 중위값을 기준으로 재무상태가 양호한 집단과 불량한 집단으로 이분한 뒤 구조조정 유형과 교차분석을 실시한 결과인데 *t*검정 결과와 유사하게 재무상태가 양호(불량)한 집단에서 화의(회사정리)를 신청하거나 화의개시결정이 내려지는 기업의 빈도수가 높고 이는 통계적으로 5% 이내에서 유의적인 것으로 나타나고 있다. 결론적으로 〈표 6〉을 보면 화의기업과 회사정리기업은 원천적으로 재무상태가 차이가 있음을 알 수 있고 예상한대로 화의기업의 재무상태는 회사정리기업의 재무상태에 비하여 양호하다는 것을 알 수 있다. 따라서 본 연구의 가설 III-1은 채택할 수 있다.

4.3.2 가설III-2 : 구조조정유형이 재무상태에 대하여 갖는 추가적 정보효과

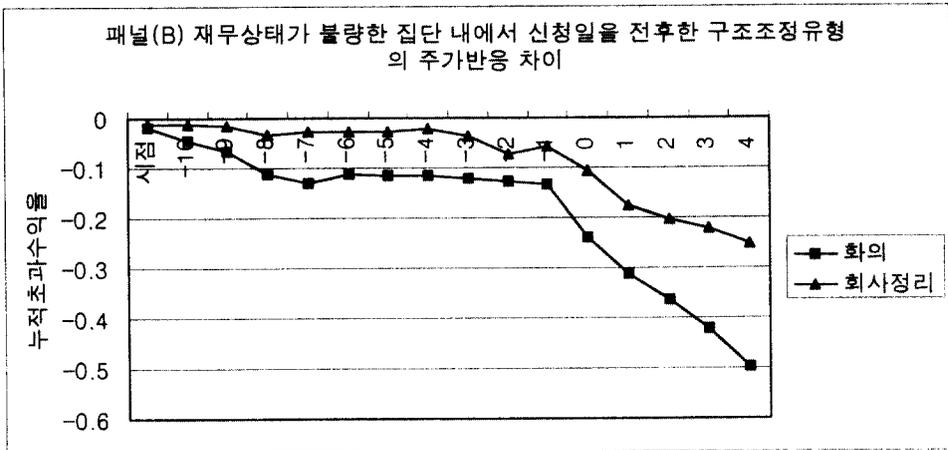
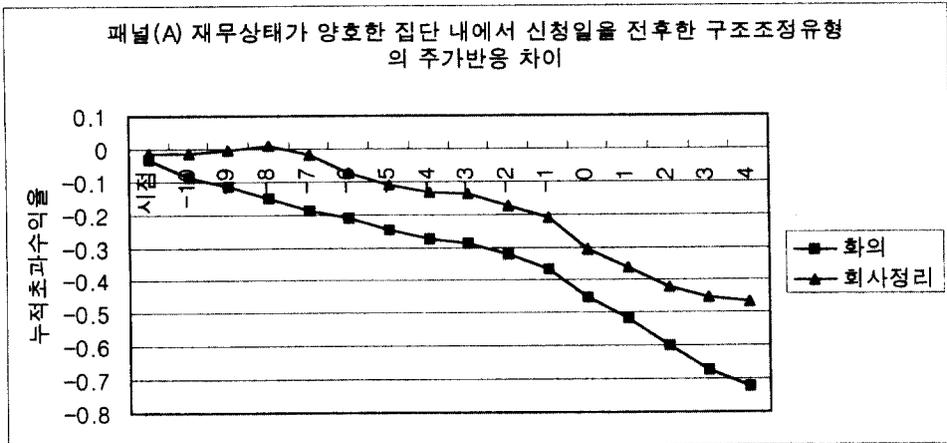
본 연구의 세 번째 가설인 구조조정 유형이 재무상태에 대하여 갖는 추가적 정보효과를 확인하기 위하여 구조조정 신청일과 개시일 각각 표본기업을 재무상태가 양호한 집단과 불량한 집단으로 이분한 뒤, 각 집단별로 각각의 구조조정 유형별로 주가반응의 차이가 존재하는지를 검정하고자 한다. 만일 구조조정 유형 중 화의에 대한 신청 혹은 개시결정이 회사정리의 신청 및 개시결정에 대하여 긍정적인 추가적 정보효과가 존재한다면 재무상태가 양호한 집단과 불량한 집단 모두에서 화의를 신청하거나 개시결정이 내려진 기업의 초과수익률이 회사정리가 신청되거나 개시결정이 내려진 기업에 비하여 높아야 한다.

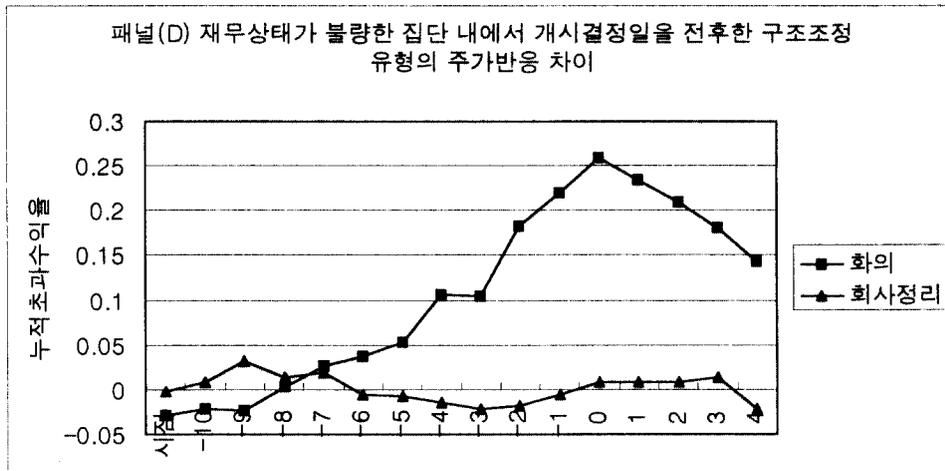
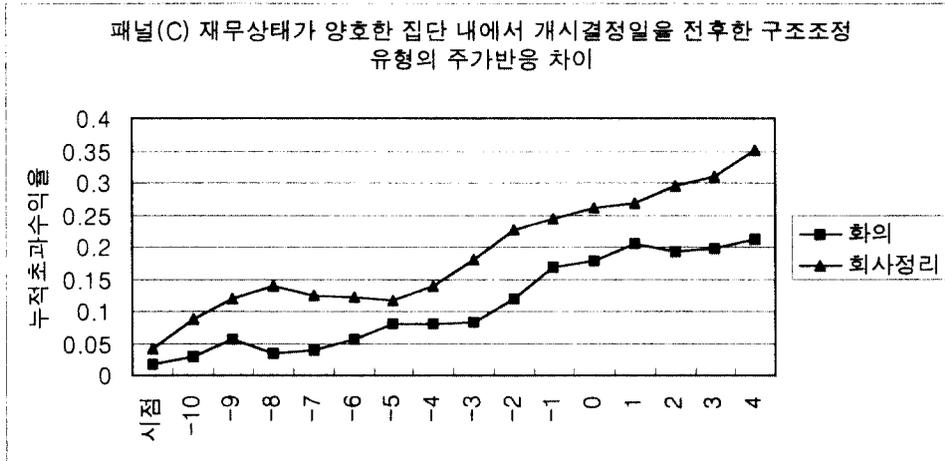
〈그림 4〉는 재무상태를 통제한 후의 구조조정 유형에 따른 주가반응을 검토하기 위하여 사건일 -10일부터 +5일까지의 누적초과수익률을 살펴본 것이다. 패널(A)는 재무상태가 양호한 집단 내에서 구조조정 유형의 신청일을 전후한 주가반응을 보여주고 패널(B)는 재무상태가 불량한 집단 내에서 구조조정 유형의 신청일을 전후한 주가반응을 보여준다. 이를 보면 대체적으로 회사정리를 신청한 기업이 화의를 신청한 기업에 비하여 유의적이지는 않지만 약간 높은 평균누적초과수익률을 보이고 있다. 만약 화의신청이 회사정리신청에 대하여 낮은 파산가능성을 보여주는 추가적 정보효과가 있다면 재무상태를 통제한 후에는 화의기업이 회사정리기업에 비하여 높은 초과수익률을 보여줘야 하지만 결과는 이와 상반되고 있다.

〈그림 4〉 패널(C), 패널(D)는 구조조정의 개시

일을 전후한 주가반응을 보여준다. 패널(A)에서 재무상태가 양호한 집단 내에서는 회사정리가 개시결정된 기업이 화의가 개시결정된 기업에 비하여 높은 누적초과수익률을 보이지만 패널(D)에서 재무상태가 불량한 집단 내에서는 화의가 개시결정된 기업이 회사정리가 개시결정된 기업에 비하여 높은 누적초과수익률을 보인다. 그러나 이 모든 차이는 통계적으로 유의성이 없어 전체적으로 보면 재무상태를 통제 한 후에는 구조조정 유형에 따른 추가적 주가 반응이 존재하지 않는 것으로 보인다.

〈표 7〉는 사건일 -10일부터 +5일까지의 재무상태에 따른 집단별로 구조조정 유형에 따른 누적초과수익률에 대한 t검정을 실시한 결과이다. 구조조정 신청일 -10일부터 +5일까지의 누적초과수익률을 보면 재무상태가 양호한 집단 내에서 회사정리를 신청한 기업 -46.5%, 화의를 신청한 기업 -72.26%이고 재무상태가 불량한 집단 내에서 회사정리를 신청한 기업 -25.0%, 화의를 신청한 기업 -49.6%이다. 이는 앞선 〈그림 4〉패널(A)과 패널(B)을 보고 추론한 것과 동일한 결과이고 본 연구의 가설에서 예측한 방향과 일치하지 않는다.





〈그림 4〉 재무상태로 구분된 집단 내에서 구조조정 유형에 따른 신청일과 개시일 전후의 주가반응

〈표 7〉에서 구조조정의 개시일을 전후한 -10일 부터 +5일까지의 누적초과수익률은 재무상태가 양호한 집단 내에서는 화의개시결정이 내려진 기업 21.1%, 회사정리개시결정이 내려진 기업 35.1%이며 재무상태가 불량한 집단 내에서는 화의개시결정이 내려진 기업 14.7%, 회사정리개시결정이 내려진 기업 -0.2%이다.

결론적으로 구조조정 신청일과 개시일을 전후한

주가반응에서는 구조조정유형의 추가적 정보효과가 존재하지 않는 것으로 나타나 우리의 가설과 일치하지 않는 것으로 나타났다.

화의기업의 경우에는 사건일을 전후하여 상당한 폭의 주가상승을 보인다. 이러한 이유로는 화의기업의 규모가 작고 재무상황이 좋지 않으므로, 화의신청이 기각될 가능성을 높게 예측한 결과라고 볼 수 있다. 만약 투자자들이 화의라는 구조조정유형

〈표 7〉 재무상태로 구분된 집단 내에서 구조조정 유형간에 신청일과 개시일을 전후한 누적초과수익률(CAR)의 차이에 대한 t검정

사건일	재무상태에 따른 집단 구분 ^{a)}	구조조정 유형구분	CAR ^{b)} 평균값	t statistics ^{c)}	p value
신청일(n=65)	양호(n=32)	화의(n=21)	-0.7226	-1.901	0.067
		회사정리(n=11)	-0.4650		
	불량(n=33)	화의(n=13)	-0.4963	-1.462	0.154
		회사정리(n=20)	-0.2500		
개시일(n=50)	양호(n=25)	화의(n=17)	0.2116	-1.001	0.327
		회사정리(n=8)	0.3514		
	불량(n=25)	화의(n=10)	0.1474	1.502	0.147
		회사정리(n=15)	-0.0022		

- a) 신청일 2년 전과 3년 전의 파산확률의 평균값(PROB)이 중위값을 기준으로 작은(큰) 경우에 양호(불량)로 구분
- b) 개별 기업의 종합주가지수 대비 일별초과수익률을 사건일 -10일부터 +5일까지 누적한 누적초과수익률
- c) 두 집단간의 평균값이 유의적 차이가 있는가에 대한 독립표본 t검정통계량

에 대해 추가적인 반응을 보인다면 이러한 주가의 상승은 장기적으로 이어져야 할 것이지만 다시 주가가 하락하여 누적 초과수익률이 다시 0에 접근하게 된다는 사실은 순간적인 정보효과의 가능성을 보여주는 대목이라 할 수 있다.

입될 가능성이 있기 때문에 이에 대한 통제가 필요하다고 생각하였다. 회귀분석모형은 다음과 같이 설정하였다.

$$CAR = \beta_0 + \beta_1 PROB + \beta_2 TYPE + \beta_3 SIZE$$

4.5 추가분석

본 연구의 가설Ⅱ와 가설Ⅲ에 대하여 다변량회귀분석을 이용하여 추가분석을 실시하고자 한다. 다변량회귀분석에는 기업규모를 통제변수로 추가하고자 한다. 규모가 클수록 사전에 정보가 자본시장에 유출되어 추가반응이 크지 않을 것으로 예상되는데 일반적으로 화의는 규모가 큰 대기업이 사용하기 어려운 구조조정방법이므로 상장법인이라고 하더라도 구조조정유형에 따라 규모의 차이가 존재할 것이다.³²⁾ 따라서 기업규모의 효과가 연구결과에 개

- CAR : 사건일 -10일부터 +5일까지의 누적초과수익률
- PROB : 파산확률
- TYPE : 화의인 경우 0, 회사정리인 경우 1.
- SIZE : 구조조정신청전 총자산장부가액에 자연로그를 취한 값.

위와 같은 모형에 대한 회귀분석결과는 아래의 〈표 8〉과 같다. 아래의 〈표 8〉에서 모형1은 PROB, TYPE, SIZE를 모두 동시에 독립변수로 투입한 모형이며 모형2는 SIZE를 제외하고 PROB, TYPE만

32) 신청일을 기준으로 할 때 화의기업의 총자산규모는 평균 3,210억원인데 반하여 회사정리기업의 총자산규모는 평균 7,940억원으로 회사정리기업이 유의적으로 크다.

을 독립변수로 투입한 모형이고 모형3은 TYPE을 제외하고 PROB, SIZE만을 독립변수로 투입한 모형이다. 이렇게 모형을 구분한 것은 이미 언급한 바와 같이 구조조정유형(TYPE)과 기업규모(SIZE)간에 상관관계가 높기 때문에 이들 변수들을 모두 동시에 투입한 모형1과 함께 개별적으로 하나씩 투입한 모형2,3과의 결과를 비교하여 보기 위함이다.

〈표 8〉에서의 회귀분석결과는 다음과 같다.

첫째, 본 연구의 가설Ⅱ와 관련하여 PROB변수에 대한 회귀계수를 보면 모형1, 2, 3에서 모두 누적초과수익율과 신청일에서는 양의 관계를 보였고 개시일에는 음의 관계를 보이고 있다. 그리고

이러한 영향은 10%이내에서 통계적으로 유의함을 보이고 있다. 이는 〈표 4〉의 결과와 일치하는 것으로 가설Ⅱ-1을 지지하는 결과이며 가설Ⅱ-2와는 상반된 결과이다.

둘째, 본 연구의 가설Ⅲ-2와 관련하여 TYPE변수의 회귀계수를 보면 모형 1, 2, 3에서 모두 신청일에서는 양의 값을 보이며 개시일에서는 음의 값을 보이지만 통계적으로 유의적이지 않다. 따라서 재무상태를 통제한 후에는 구조정유형이 주가반응이 관찰되지 않는다는 〈표 7〉의 결과를 다시 한번 확인하여 준다.

셋째, 기업규모(SIZE)는 신청일과 개시일에서

〈표 8〉 다변량회귀분석

패널(A) 구조조정 신청일을 전후한 주가반응에 대한 회귀분석(n=65)

	모형1 ^{a)}			모형2 ^{b)}			모형3 ^{c)}		
	계수	통계량 ^{d)}	p 값 ^{e)}	계수	통계량	p 값	계수	통계량	p 값
PROB	0.468	1.733	0.088	0.474	1.820	0.074	0.508	1.761	0.083
TYPE	0.124	1.100	0.243	0.170	1.598	0.112			
SIZE	0.015	0.256	0.799				0.030	0.516	0.608
상수	-0.839	-0.792	0.432	-0.770	-7.637	0.000	-1.238	-1.132	0.262
Adj. R sq.	0.120			0.135			0.039		
F	3.735(0.016) ^{f)}			5.699(0.005)			2.224(0.117)		

패널(B) 구조조정 개시일을 전후한 주가반응에 대한 회귀분석(n=50)

	모형1			모형2			모형3		
	계수	통계량	p 값	계수	통계량	p 값	계수	통계량	p 값
PROB	-0.459	-1.968	0.056	-0.429	-1.999	0.052	-0.462	-2.004	0.051
TYPE	-0.020	-0.208	0.837	-0.011	-0.118	0.907			
SIZE	0.017	0.346	0.731				0.015	0.304	0.762
상수	-0.002	-0.021	0.983	0.310	3.614	0.001	0.029	0.031	0.975
Adj. R sq.	0.027			0.046			0.048		
F	1.418(0.251)			2.109(0.133)			2.152(0.128)		

a) $CAR = \beta_0 + \beta_1 PROB + \beta_2 TYPE + \beta_3 SIZE$

b) $CAR = \beta_0 + \beta_1 PROB + \beta_2 TYPE$

c) $CAR = \beta_0 + \beta_1 PROB + \beta_3 SIZE$

d) 회귀계수에 대한 t통계량과 모형전체에 대한 F통계량

e) 양측 검정

f) 괄호안은 양측검정에 의한 유의수준

모두 별다른 영향을 보이고 있지 않다. 이러한 결과는 모형 1, 2, 3에서 모두 일정하다. 따라서 본 연구의 결과에 기업규모의 효과가 미치는 영향이 크지 않다고 결론을 내릴 수 있다.

결국 <표 8>에서의 회귀분석결과는 대체로 앞선 실증분석결과와 크게 다르지 않으며 앞선 실증분석결과를 다시 한번 확인하여 주고 있다고 판단된다.³³⁾

V. 결론 및 시사점

본 연구에서는 구조조정에 있어서 재무상태와 구조조정의 유형이 주가에 어떠한 영향을 미치는가에 대해 살펴보았다. 본 연구의 결론은 다음과 같다.

첫째, 재무상황에 따라 구조조정의 신청일과 개시일의 주가반응에 차이가 있었다. 구조조정의 신청일에는 재무상황이 양호한 기업들이 유의적으로 낮은 초과수익률을 보였으며, 개시일에는 반대로 재무상황이 양호한 기업들이 유의적으로 높은 초과수익률을 보였다. 재무상황이 양호한 기업이 신청일에 낮은 초과수익률을 보인 이유는 투자자들이 이 기업의 파산가능성을 예측하지 못했기 때문으로 풀이되며, 반대로 개시일에 높은 초과수익률을 보인 이유는 이 기업의 갱생가능성을 높이 평가하기 때문으로 해석된다. 재무상태가 불량한 기업들은 개시일에 정의 주가반응을 보이기는 하나 누적초과수익률이 0과 다르지 않은데 이것은 법원의 개시

결정에도 불구하고 투자자들이 이들 기업의 갱생가능성을 크지 않게 보는 증거라 할 수 있다.

둘째, 구조조정의 유형에 따라 주가반응의 차이가 있었다. 화의기업의 경우 재무상황이 양호한 기업과 유사한 양상을 보였으며, 회사정리기업의 경우에는 재무상황이 불량한 기업과 유사한 양상을 보였다. 그러나 평균적으로 보아 화의기업의 재무상황이 양호하기 때문에 이러한 현상이 반드시 구조조정의 유형에 따른 주가반응의 차이라고 보기는 어렵다.

셋째, 투자자들이 특정한 구조조정의 유형을 선호하는가 혹은 특정한 구조조정 유형의 선택이 정보적 가치를 갖는가를 보기 위해 재무상황으로 통제 후 화의와 회사정리 기업간의 주가반응을 살펴보았다. 그러나 신청일과 개시일 모두에 있어 유의한 차이를 보이지 않았는데 이는 투자자들이 구조조정의 유형보다는 개별적 기업의 회생가능성에 따라 주가를 평가한다는 사실을 보여주는 부분이라 할 수 있다.

본 논문이 갖는 시사점은 다음과 같다.

첫째, 투자자들은 개별적인 기업의 회생가능성을 가지고 구조조정기업의 주가를 평가한다는 점이다. 따라서 기존의 연구에서처럼 재무적 상황이나 기업의 갱생가능성을 통제하지 않은 상황에서 구조조정의 성과나 투자자의 선호도를 평가한다는 것은 잘못된 결론을 내릴 수 있다. 재무적 상황이 양호하고, 갱생가능성이 큰 기업은 유의적으로 특정 구조조정유형을 선호하며, 특정 구조조정유형 집단의 주가반응이 긍정적으로 나타나는 경우 이를 통해

33) <표 8>에서와 같이 SIZE변수뿐만 아니라 화의기업과 회사정리기업의 업종별 분포의 차이가 누적초과수익률에 영향을 미칠 수도 있다. 그러나 앞선 <표 2>에서 볼 수 있듯이 화의기업과 회사정리기업간에는 업종별 분포에서 특별한 차이가 발견되지 않는다. 그리고 업종을 제조업과 비제조업으로 구분한 더미변수를 <표 8>의 회귀식에 추가한 분석결과도 업종별 더미변수가 누적초과수익률에 유의한 영향을 미치고 있지 않았다.

특정 구조조정유형이 성과가 높다는 결론을 내려서는 않될 것이다. 비교적 동질적이라 여겨지는 화의와 회사정리기업간에도 유의적인 재무상태의 차이가 있다는 점을 고려해 보면, 자율적 구조조정집단은 더욱 큰 차이를 가질 가능성이 많다.

둘째, 특정한 구조조정의 유형이 선호되거나 정보적 가치를 갖지 못한다면 굳이 여러 가지의 구조조정유형을 제시할 이유가 없다는 사실이다. 우리의 연구에서와 같이 동일한 갱생가능성을 갖는 기업은 어느 구조조정 유형을 선택하여도 시장의 반응이 다르지 않다면 이는 현재와 같은 여러 가지 유형을 놓고 선택할 이유가 없다는 것을 의미한다. 따라서 구조조정의 형태를 단순하게 하고, 이를 신속히 처리하도록 하는 것이 바람직할 것이다.³⁴⁾ 예를 들면 도산법을 하나로 통일하되 금융기관 등 채권자 수가 적은 중소기업은 거래은행과 해결하면 되는 화의 절차를, 채권단이 큰 대기업은 법원이 주도하는 법정관리 절차를 많이 준용하는 것도 하나의 방법이 될 수 있다.³⁵⁾

셋째, 법원의 개시결정의 효율성문제이다. 개시결정이 내려진 기업 중에서 재무적 상황이 우수한 기업들은 유의적 정의 주가반응을 보였지만 재무적 상황이 불량한 기업에 대해서는 유의적 주가반응을 보이지 않았는데 이는 법원이 갱생가능성이 아닌 다른 요소들을 고려했을 가능성을 보여준다. 예를 들어 규모가 큰 기업은 사회적 파장을 고려해서 쉽게 파산결정을 내리지 못하는 경향이 있는데 투자자의 판단이 옳다면, 이는 사회적 부담을 계속 지속시키는 결과밖에는 가져오지 못할 것이다. 따라

서 법원이나 채권단의 의사결정이 단기적인 경제적 파장이나 부실채권의 누적이라는 부담에서 벗어나 보다 "희생가능성"이라는 본래의 취지에 맞게 이루어져야 할 것이다.

참고 문헌

- 강호정(2000), "법정관리의 부의 이전효과에 관한 실증연구," **한국재무학회 추계 학술연구 발표논문집(1)**, pp. 41-76
- 김건우(1987), "재무비율로 판단한 기업부실 징후와 예측," **경영학연구**,
- 김석진과 김정우(2000), "회사재건 제 수단의 평가," **재무연구 제13권 제1호**, pp. 1-25
- 나종길과 최정호(2000), "부실기업의 이익조정과 주식시장의 반응," **회계학연구 제25권 4호**, pp. 55-85.
- 박종성과 손성규(2000), "감사의견 표명후 감사인이 부담하게 될 잠재적 비용이 감사의견 형성에 미치는 영향," **회계학연구 제25권 3호**, pp.57-77.
- 선우석호(2000), "구조조정방식의 선택과 경제효과," **한국재무학회 추계 학술연구 발표논문집(II)**, pp. 63-83
- 이명철, 이기환과 박주철(2000), "WORKOUT 기업의 주가반응에 관한 실증적 분석," **증권학회지**, pp. 143-181.
- 장휘용(1997), "부실기업표본을 이용한 우리나라 상장기업의 회계조정 행위분석" **회계학연구(12월)**, pp.61-90.
- 최도성과 지현열(1998), **회사정리제도**, 서울대학교 출판부
- 최성근(2001), "도산 3법의 개정방향-도산절차의 일원화를 중심으로," **월간공인회계사 4월호**, pp.42-48.
- 최정호와 나종길(2001), "부실기업공시의 산업 내 정보이전

34) Gilson, John과 Lang(1990)는 소요되는 시간이나 법적인 비용 등으로 인해 강제적 구조조정이 비효율적이라고 말하고 있다.

35) 미국의 경우 1978년에 부실기업의 재조직을 위한 파산법이 Chapter 11로 단일화되었고, 현재 우리나라에서도 기업의 도산 관련 법규를 단순화하려는 움직임이 있다(중앙일보 2001년 01월 22일 기사 참조). 또한 최근 최성근(2001)의 연구에서도 우리나라의 도산 3법, 즉, 파산법, 화의법, 회사정리법을 단일화하자는 주장을 제기하고 있다.

- 효과,” 증권학회지(제 27집), pp. 261-299.
- 황석하(1991), “기업부실예측에 관한 연구,” 회계학연구, pp. 57-78
- Altman, E. I.(1968), “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy,” *Journal of Finance*, pp. 589-609
- Betker B. L.(1995), “Management Incentives, Equity’s Bargaining Power, and Deviations from Absolute Priority in Chapter 11 Bankruptcies,” *Journal of Business*, pp. 161-183
- Clark, T. and M. Weinstein(1983), “The Behavior of the Common Stock of Bankrupt Firms,” *Journal of Finance*, pp. 1415-1431
- Franks, J. and W. Torous(1994), “A Comparison of Financial Recontracting in Distressed Exchanges and Chapter 11 Reorganizations,” *Journal of Financial Economics*, pp. 349-370
- Gilson S., K. John and L. Lang(1990), “Troubled Debt Restructurings: An Empirical Study of Private Reorganization of Firms in Default,” *Journal of Financial Economics*, pp. 315-353
- Lang L. and R. Stulz(1992), “Contagion and Competitive Intra-Industry Effects of Bankruptcy Announcement: An Empirical Analysis,” *Journal of Financial Economics*, pp. 45-61
- Ohlson(1980), “Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy,” *Journal of Accounting Research*, pp. 119-133
- Weiss L.(1990), “Bankruptcy Resolution: Direct Costs and Violation of Priority of Claims,” *Journal of Financial Economics*, pp. 477-488
- Zmijewski, M. (1984), “Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models,” *Journal of Accounting Research*(Supplement), pp.59-82.

Do the Reorganization Types of Firms in Default Affect Stock Prices?

Sang Woo Lee* · Gi Ho Choi**

Abstract

Previous studies investigated whether the returns of firms which have selected private reorganization are higher than those of legally reorganized firms. The implicit assumption of these studies is that there are no differences between the financial status of the two groups. But financial status of the groups may be different. Hence we must consider financial status of the firm.

We investigate the market reaction when the firms in default select the type of legal reorganizations(type 1 : hwaoui, type 2 : jeongri) after controlling their financial status. Our results are followings.

First, there are significant differences between the firms in type 1 group and the firms in type 2 group.

Second, we grouped these firms into "good firms" and "bad firms" by their financial status. Then the cumulative excessive returns of good firms are significantly lower than those of bad firms at the petition date for legal reorganization. However, at the starting date of legal reorganization, the cumulative excessive returns of good firms are significantly higher than those of bad firms.

Third, there are no differences between the excessive returns of two groups(type 1 and type 2) after we control their financial status.

Key Words: the type of legal reorganizations, financial status, stock prices

* College of Business, Jeonju University

** Department of Science in Taxation, University of Seoul