

법정관리신청 공시의 산업내정보전이효과와 결정요인*

김갑순
동국대학교 경영대학
(kks@dongguk.edu)

본 연구에서는 우리나라 상장기업의 법정관리신청정보공시를 대상으로 공시시점을 전후하여 나타난 산업내정보전이효과와 그 결정요인을 분석하였다. 선행연구를 기초로 실증연구가설을 설정하고, 산업내정보전이효과와 방향은 공시시점별로 법정관리신청기업과 산업내기업의 평균초과수익률의 분석과 그 통계적 유의성을 검증하는 사건연구형태로 진행하였다. 또한 산업내정보전이효과를 결정하는 요인을 분석하기 위하여 회귀분석도 실시하였다.

법정관리신청공시가 동종 기업의 주가에 미치는 산업내정보전이효과에 대한 분석결과, 평균적으로 산업내기업의 평균주가를 하락시키는 감염효과와 영향이 10% 수준에서 통계적으로 유의한 증거를 발견할 수 있었다. 하지만 이는 감염효과와 영향이 뚜렷하게 나타난 선행연구와 비교할 때 감염효과가 지배적인 영향을 미쳤다고 보기는 어려운 결과이다. 이러한 결과의 원인을 분석하기 위해 동태적 관점과 정태적 관점에서 표본산업별로 감염효과와 경쟁효과 발생여부를 측정하여 두 효과의 발생비율에 대한 유의성을 검증하였다. 그 결과 추세를 고려한 동태적 관점의 분석결과 감염효과 58%, 경쟁효과 42%로서 10% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 확인하였다. 이러한 결과는 선행연구와 비교해 상대적으로 낮은 것으로 관찰된 감염효과와 영향이 발생 자체가 미약한 데 기인한 것이 아니라 감염효과에 비해 경쟁효과와 발생이 강하게 나타난 것에 따른 것일 가능성을 뒷받침하는 것이다.

한편, 법정관리신청공시에 따른 산업내정보전이효과를 결정하는 요인에 대한 분석에서는 선행연구와 차별적인 결과를 보였다. 즉, 법정관리신청기업과 산업내기업 간의 순이익의 공분산계수는 정보전이효과에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났는데 이는 선행연구와 다른 연구결과로서 측정상의 오류에 기인한 것일 가능성이 있다. 또한 법정관리신청정보의 산업내정보전이효과와 방향은 산업의 평균부채비율이 높고, 동시에 산업이 완전경쟁에 가까울수록 음(-)의 방향 즉, 감염효과(- 효과)가 발생할 가능성이 높고, 산업의 평균기업규모가 클수록 양(+)의 방향 즉, 경쟁효과(+ 효과)가 발생할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 선행연구와 달리 산업특성변수를 대상으로 하고 있고, 시장의 경쟁도, 산업부채비율, 산업의 평균기업규모가 정보전이효과를 결정하는 요인임을 시사하고 있는 점에서 주목된다.

주제어: 산업내정보전이효과, 법정관리, 경쟁효과가설, 감염효과가설, 사건연구

1. 서론

한 기업에 대한 정보공시는 영업위험이 비슷한 '동종 산업 내의 다른 기업'(이하 산업내기업)의 주가에도 영향을 미치는 데 이를 산업내정보전이효과(intra-industry information transfer effect)라 부른다. 따라서 특정기업의 부실(ex, 부도발생,

화의개시신청, 법정관리신청, 파산신청 등)에 관한 공시로 인하여 동종 산업에 속하는 전전한 다른 기업의 주가가 영향을 받게 되면 산업내정보전이효과가 존재한다고 볼 수 있다.¹⁾ 이때 그 효과의 방향 즉, 부실기업 공시가 동종 기업의 주가에 영향을 미치는 방향에 대해서는 두 가지 상반된 가설이 있다. 첫째는 감염효과가설(contagion effect hypothesis)이다. 이 가설에 의하면 한 기업의 부실은

논문접수일: 2005. 7

게재확정일: 2006. 2

* 이 논문은 2004년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음(KRF-2004-041-B00276)

1) 법정관리 자체는 법률용어는 아니며 은행의 부실기업에 대한 임의관리에 대응되는 개념으로 실무적으로 많이 사용되고 있다. 본 연구에서는 법정관리와 회사정리(회사정리법에 근거)를 같은 개념으로 혼용하여 사용하고자 한다.

동종 산업에 속해 있는 다른 경쟁기업에 부정적인 효과를 미친다고 예측한다(Lang과 Stulz, 1992). 그 이유는 한 기업의 부실내용에 관한 공시는 산업 전반에 대하여 수요의 감소나 원가상승 등 산업의 공통요인에 대하여 투자자들에게 부정적인 정보를 제공할 뿐만 아니라 산업전반에 걸쳐서 매력적인 투자기회의 부족과 현금흐름구조에 관하여 동일한 예측을 하게 하는 등 부정적인 신호역할을 하기 때문이다. 또 다른 이유로는 동종 기업과 거래하고 있는 고객, 공급자 및 채권자에게 산업전반에 관한 부정적인 정보를 제공하여 동일 산업에 속하는 모든 기업의 신용을 재평가하기 때문이다. 이 가설은 기업부실이 주로 기업외부의 환경적 요소에 의하여 초래된다는 면을 강조하고 있다고 볼 수 있다. 이러한 감염효과가설이 타당하다면 한 기업의 부실은 동종 산업에 속하는 다른 기업의 주가에도 부정적으로 작용하여 주가가 하락할 것이다.

둘째는 감염효과가설과는 정반대인 경쟁효과가설(competitive effect hypothesis)이다. 이 가설에 의하면 불완전 경쟁 하에서의 한 기업의 퇴출은 경쟁기업 입장에서 보면 수요증가를 가져와 결과적으로 이익을 얻을 수가 있다(Lang과 Stulz, 1992). 또한 일정 산업에 속하는 한 기업이 부실로 인하여 시장에서 퇴출되어 기업수가 감소하면 경쟁관계에 있는 다른 기업은 가격결정에 관한 담합이 쉬워지고 또 다른 기업을 감시하는 비용이 감소하기 때문에 경쟁기업에 호재로 작용한다(Stigler, 1964). 이러한 경쟁효과가설에 의하면 특정 기업의 부실은 동종 산업에 속하는 다른 기업의 주가에 긍정적인 영향을 주게 되어 산업 내 다른 기업의 주가가 상승할 것이다.

지금까지 국내에서 기업부실정보의 산업내정보전 이효과를 분석한 연구로는 전성빈(1989), 최정호와 나종길(2000) 등이 있다. 최정호와 나종길(2000)

은 부도발생과 법정관리신청과 같은 부실기업정보 공시의 해당기업의 주가반응에 대한 조사 이외에 부실기업에 대한 정보공시가 동종 산업의 비슷한 규모의 통제기업의 주가에 미치는 영향을 조사하여 산업내정보전이효과를 검증하고, 그러한 정보전이 효과를 결정하는 요인을 분석하였다.

본 연구는 법정관리의 공시효과에 관한 연구로서 특정기업의 법정관리신청 공시가 산업내기업의 주가에 미치는 효과와 결정요인을 파악하는데 목적이 있다. 이를 위해 부실기업에 관한 정보 중 법정관리신청공시를 대상으로 최정호와 나종길(2000)의 연구를 확장하여 법정관리신청공시의 산업내정보전이효과를 재검토하고, 산업내정보전이효과를 결정하는 산업특성요인을 분석하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 법정관리신청정보가 공시될 때 산업내기업의 주가에 미치는 영향 및 그 결정요인에 관한 이론과 기존연구와 본 연구와의 차이점에 대해 설명한다. 제3장에서는 연구방법론으로서, 법정관리신청기업의 공시효과를 측정하는 방법, 결정요인분석을 위한 연구모형의 설정과 변수측정 및 표본선정기준을 제시한다. 이어서 제4장에서는 연구결과를 분석하고, 마지막으로 제5장에서는 연구결과의 요약과 결론을 제시한다.

II. 법정관리신청정보의 공시효과와 선행 연구

2.1 법정관리신청공시가 산업내기업의 주가에 미치는 정보전이효과

앞에서 설명한 바와 같이 특정 기업의 법정관리

신청에 대한 공시는 같은 산업(업종)에 속하는 다른 경쟁기업들의 주가에 양면적인 영향을 미칠 수 있다. 먼저 산업 내 한 기업의 법정관리신청은 산업 내 다른 기업의 공통적인 현금흐름요소에 대한 부정적인 정보를 전달함으로써 산업 내 다른 기업들의 주가에 음(-)의 영향을 미칠 수 있다. 반면에 산업 내 한 기업의 법정관리신청(기업실패)은 산업 내 다른 기업들의 경쟁적 지위의 상승을 의미하여 산업 내 다른 기업들의 주가에 정(+)의 효과를 가져 올 가능성이 있다. 이들 효과를 Lang과 Stulz(1992)는 감염효과(contagion effect)와 경쟁효과(competitive effect)라고 정의하였다.

따라서 법정관리신청공시의 산업내기업에 대한 정보전이효과에는 이들 두 가지 효과가 복합되어 나타날 가능성이 크다. 그러므로 이러한 두 가지 효과 중 어느 효과가 더 강력할 것인가는 이들 두 효과가 실제 어떻게 발생하는가에 달려 있는 실증적으로 검증되어야 할 문제이다. 하지만 어느 한 효과가 평균적으로 우세하다 하여 다른 효과는 발생하지 않는다고 할 수는 없는 것이다.

본 연구에서는 법정관리신청공시의 산업 내 정보전이효과에 대해 다음의 두 가설을 설정한다.

〈감염효과가설〉

H₁₋₁ : 법정관리신청공시는 동종 산업내기업의 평균주가를 하락시킨다.

〈경쟁효과가설〉

H₁₋₂ : 법정관리신청공시는 동종 산업내기업의 평균주가를 상승시킨다.

2.2 법정관리신청공시의 산업내정보전이효과에 대한 결정요인

법정관리신청공시의 산업내정보전이효과의 크기에는 다양한 산업특성이 영향을 미칠 수 있을 것이다. 본 연구에서는 선행연구의 결과와 변수의 측정 가능성 등을 고려하여 법정관리신청기업과 산업내 기업 간의 현금흐름의 유사성, 산업부채규모와 산업의 경쟁도 및 평균기업규모와 같은 산업특성변수들을 법정관리신청공시의 산업내정보전이효과의 크기를 결정하는 요인으로 가정하고 이에 대한 가설을 실증분석한다.

2.2.1 현금흐름의 유사성

만약 어느 한 기업을 외부투자자들이 그 본질적 가치가 알려져 있지 않은 투자포트폴리오를 구성하는 하나의 투자요소로 바라보는 경우, 그 기업의 법정관리신청에 대한 정보공시는 외부투자자들에게 시장에 알려져 있지 않은 기업의 본질적 가치에 대한 의미 있는 정보를 전달하는 것과 같다. 이러한 정보는 해당 기업의 미래 현금흐름의 현재가치가 법정관리로 인한 비용의 현재가치 증가에 의해 감소하므로 해당 기업의 주가에 부정적인 영향을 미친다. 그리고 같은 산업에 속해 있는 다른 기업들은 법정관리를 신청한 기업과 유사한 현금흐름특성을 지닌 투자안을 가지고 있을 가능성이 높으므로 산업 내 어느 한 기업의 법정관리신청은 산업 내 다른 기업들에 대해서도 악재(bad news)로 작용할 가능성이 높다. 따라서 다른 상황이 모두 동일하다면, 감염효과는 산업의 평균적인 현금흐름이 법정관리신청기업의 현금흐름과 비슷한 산업에서 그 효과가 더 클 것으로 기대된다. 그러므로 다음

의 가설은 산업내기업의 평균적인 현금흐름과 법정관리신청기업의 현금흐름 간의 유사성과 산업내정보전이효과와의 관계를 검증하기 위한 것이다.

H₂ : 법정관리신청정보공시의 산업내정보전이효과는 산업내기업의 평균현금흐름과 법정관리신청기업 현금흐름 간의 유사성과 음(-)의 관계가 있다.

2.2.2 산업부채비율

한 기업의 법정관리신청이 자본시장에 산업 내 다른 기업들에 대한 부정적인 정보를 전달한다고 가정할 때 그 영향의 정도는 기업가치의 변화 정도로서 측정할 수 있을 것이다. 즉, 감염효과는 기업의 총시장가치에 대해 적용된다. 그리고 감염효과에 따른 산업 내 타 기업의 기업가치 감소는 다른 조건이 동일할 경우 그들 기업의 레버리지와 함께 증가할 것이다. 왜냐하면 레버리지가 커지면 커질수록 기업의 총가치에 대한 자기자본가치의 탄력성이 더 커지고, 기업가치의 감소가 파산확률을 증가시키기 때문에 파산직접비용의 현재가치가 더 커질 것이기 때문이다.

감염효과와 마찬가지로 경쟁효과도 기업의 총가치를 변화시킨다. 그리고 레버리지가 높을수록 현금흐름에 대한 자기자본가치의 탄력성이 더 크기 때문에 레버리지가 높은 산업에 있어 경쟁효과는 다른 조건이 동일하다면 레버리지가 낮은 산업에 비해 좀 더 강하게 나타날 가능성이 높다. 하지만 동시에 레버리지는 기업의 투자 및 경쟁적 위치에

서의 변화대처능력을 줄일 가능성이 있다. 왜냐하면 기업의 레버리지가 높을수록 시장환경의 변화에 대응하는 융통성이 떨어지고, 경쟁자의 퇴출로 인해 발생한 새로운 투자기회에 투자할 수 있는 투자능력이 감소할 것이기 때문이다. 그리고 법정관리를 신청한 기업의 경우 경쟁기업들에 비하여 경쟁우위를 가지고 있는 측면이 있음을 고려해야 한다.²⁾

이러한 점들을 고려할 때 레버리지와 관련된 경쟁효과는 양면적인 효과가 있다고 할 수 있다. 요약하면 높은 레버리지는 한 기업으로 하여금 기업가치의 증가에 비해 자기자본가치를 증폭시키는 긍정적인 효과가 있는 동시에 경쟁효과를 충분히 누릴 수 없게 만드는 효과가 있다.

따라서 레버리지의 영향은 앞에서 논의한 감염효과에 대해서는 이를 증가시키는 방향으로만 작용할 가능성이 높지만, 경쟁효과에 대해서는 감염효과와는 달리 일방적인 영향을 주지 않을 가능성이 높다. 그러므로 레버리지의 감염효과와 경쟁효과에 대한 영향을 함께 고려할 때 감염효과가 경쟁효과를 지배하여 그 효과가 우세하게 나타날 가능성이 높다. 다음의 가설은 산업평균레버리지와 산업내정보전이효과와의 관계를 검증하기 위한 것이다.

H₃ : 법정관리신청정보공시의 산업내정보전이효과는 산업의 평균부채비율과 음(-)의 관계가 있다.

2.2.3 산업의 경쟁도

완전경쟁산업에서는 기존기업들의 주주들은 수요

2) 이러한 부채비율에 대한 예측은 "부채규모증가로 인한 경쟁기업의 가치하락은 경쟁가설에서는 나타나지 않고 감염효과설에서만 나타난다." (최정호와 나종길(2000), pp267-268 참조)는 관점과는 매우 다른 것이다.

의 증가로부터 초과이익을 기대할 수 없다. 왜냐하면 수요의 증가에 따른 가격상승 유인이 공급의 증가에 의해 사라질 것이기 때문이다. 그러나 불완전 경쟁산업에서의 수요증가는 주주에 대한 초과이익의 현재가치를 증가시킨다. 왜냐하면 담합 등을 통해 공급을 조절함으로써 가격상승을 유도할 수 있기 때문이다. 이러한 불완전경쟁산업에서의 수요증가로 인한 주주지분의 상승가능성은 불완전경쟁산업에서 특정기업이 법정관리를 신청하는 경우에도 발생할 수 있다. 법정관리신청기업에 대한 수요가 감소함에 따라 산업 내 다른 기업의 상대적 수요증가의 가능성이 높아질 것이기 때문이다. 따라서 그 산업이 완전경쟁에 가까울수록 감염효과가 발생할 가능성이 높고, 불완전경쟁도가 높을수록 경쟁효과가 발생할 가능성이 높을 것이다. 다음의 가설은 산업의 경쟁도와 산업정보전이효과와의 관계를 검증하기 위한 것이다.

H₄ : 법정관리신청정보공시의 산업내정보전이효과는 산업의 경쟁도와 음(-)의 관계가 있다.

2.2.4 산업의 평균기업규모

산업의 평균기업규모가 상대적으로 클수록 평균기업규모가 작은 산업에 속한 기업들에 비해 일시적으로 자금이 부족하더라도 자금동원능력이 많기 때문에 위험에 대한 대처능력이 있어 우위에 있을 가능성이 높다. 그리고 이러한 가능성은 법정관리신청공시로 인한 산업내기업의 주가하락정도에도 차이를 가져올 것으로 예상된다. 특히 우리나라와 같이 대규모 기업집단에 속하는 기업간에 상호출자, 상호지급보증 및 내부거래에 의한 자금지원이 이루어지는 경우에는 기업규모가 클수록 기업부실

이나 도산가능성이 줄어들게 된다.

또한 대규모 기업에 대해서는 소규모 기업보다 상대적으로 투자자나 재무분석가의 정보욕구가 많다. 따라서 이러한 정보욕구를 충족시키기 위하여 평상시 대규모기업에 대한 공시가 주식시장에서 많이 이루어지기 때문에 산업차원에서 영향을 미치는 법정관리신청공시가 대규모 기업의 주가에 미치는 영향은 소규모기업에 비해 상대적으로 작을 것이다.

이상에서 언급한 두 가지 이유로 인하여 산업의 평균기업규모가 클수록 법정관리신청공시가 산업내기업의 주가에 미치는 영향이 적기 때문에 산업의 평균기업규모와 정보전이효과 사이에는 양(+)의 상관관계가 존재할 것이다.

H₅ : 법정관리신청정보공시의 산업내정보전이효과는 산업의 평균기업규모와 양(+)의 관계가 있다.

2.3 부실기업정보공시의 산업내정보전이효과에 관한 기존연구

부실기업정보의 산업내정보전이효과에 관한 기존연구를 국내연구와 외국연구로 구분하여 살펴보면 다음과 같다.

먼저 전성빈(1989), 최정호와 나종길(2000)이 있다. 전성빈(1989)은 19개의 도산기업과 동종 산업에 속하는 21개의 통제표본을 대상으로 시장모형을 이용하여 도산공시 전후의 평균초과수익률을 비교하였다. 평균초과수익률은 종합주가지수와 업종주가지수에 의하여 계산하였는데 도산기업의 평균초과수익률은 공시 후 3주까지 큰 폭의 하락을 보이고, 누적평균초과수익률은 분석기간 중 계속 하락추세를 나타내었다. 그러나 비도산기업의

평균초과수익률과 누적평균초과수익률은 특별한 행태를 나타내지 않았다.

최정호와 나종길(2000)은 상장기업이 자금부족으로 부도가 나는 등의 재무적 곤경에 처하거나 회사정리절차를 신청한 정보가 주식시장에 공식적으로 공표되었을 때, 해당기업과 동종 산업의 타기업의 주가에 미치는 영향을 분석하였다. 연구결과, 부실기업으로 공시되면 해당 기업의 주가가 큰 폭으로 하락하는 것으로 나타났다. 또한 부실기업 공시가 동종 산업에 속하는 건전기업의 주가에 미치는 산업내정보전이효과에 대한 분석결과, 부실기업과 건전기업 간의 정보전이정도는 두 기업 간 순이익의 공분산성(현금흐름과 이익변동의 유사성에 대한 측정치)과 같은 산업 전반에 걸친 공통요인뿐만 아니라 부채규모와 같은 개별 기업의 고유한 특성에 의해서도 결정되고 있다고 주장하였다.

부실기업의 정보전이효과에 관련한 외국의 연구로는 Aharony와 Swary(1980), Lang과 Stulz(1992) 등의 연구가 있다.

Aharony와 Swary(1983)은 금융기관의 부실이 타 금융기관의 주가에 영향을 미치는 것을 발견하였다. 그들에 의하면 1970년대에 3대 은행의 파산이 타 은행의 주가에 미치는 영향을 분석하였는데 연구결과 경영진의 사취 등 특정은행에 고유한 요인에 의한 은행파산은 다른 은행에 영향을 주지 않지만, 타은행과도 관련이 있는 요인에 의한 특정은행의 파산은 타 은행에도 영향을 주었다.

Lang과 Stulz(1992)는 1970년과 1989년 사이에 도산한 기업들의 도산공시가 해당기업과 경쟁기업의 주식수익률에 미치는 효과를 검증하였다. 연구결과, 도산기업은 공시 4일 전부터 공시일까지 유의적인 부(-)의 초과수익률을 나타내었다. 특히 공시 1일전에 18.93%의 손실을 나타내었으며, 공

시 5일 전부터 공시 후 5일까지 28.25%, 공시 1일전에서 공시일까지 21.66%의 손실을 보였다. 경쟁기업의 주가에 대한 영향을 조사하기 위해 산업포트폴리오를 구성하였는데 도산 공시 1일 전에 0.26% 손실을 그리고 공시 1일 후에는 0.5%의 손실을 나타내었다. 또한 공시 5일 전부터 공시 5일 후까지 1.07%의 손실을 보였다. 그들은 이러한 결과를 평균적으로 감염효과가 경쟁효과를 지배한다고 해석하였으며, 부채가 많고, 경쟁이 심한 산업의 경우에 경쟁기업들은 3.2%의 손실이 초래되어 감염효과가 더 크게 작용함을 보여 주었다. 반면 부채비율이 낮고, 경쟁도가 약한 산업의 경우에는 2.2%의 이득을 얻어 경쟁효과가 있음을 보고 하였다.

본 연구는 Lang과 Stulz(1992)에서 사용된 시장의 경쟁도 변수를 산업내정보전이효과 결정요인 분석에 고려하는 등 최정호와 나종길(2000)의 연구방법론을 보완하여 법정관리신청정보공시를 대상으로 우리나라 주식시장에서의 산업내정보전이효과와 이의 결정요인을 조사함으로써 검증결과의 신뢰도를 높이하고자 한다. 이를 구체적으로 설명하면 다음과 같다.

첫째, 최정호와 나종길(2000)에서 이용된 표본기업은 1990년부터 1996년까지 부도가 발생했거나, 법률의 규정에 의해서 회사의 정리절차(이하 법정관리)를 신청한 기업으로서 그 사실을 증권거래소가 공시한 29개의 기업을 대상으로 실증분석하였다. 따라서 표본기업의 공시내용을 보면 법정관리신청뿐만 아니라 부도발생기업도 7개를 포함하고 있다. 법정관리신청과 부도발생을 비교할 때 기업부실의 정도 측면에서 커다란 차이를 가진다고 할 수 있어 표본의 동질성에 문제가 있을 가능성이 있다. 그리고 이들 기업의 산업별 분포를 보면, 건

설업이 6개, 섬유·의복·모피·가죽업체와 화학·고무·플라스틱업체가 각각 5개로 전체표본기업의 55.2%가 총9개 표본산업 중 3개의 산업에 집중되어 있어 실증결과가 특정산업의 영향에 지배받았을 가능성을 가지고 있다. 이러한 문제점과 관련하여 본 연구에서는 1991년에서 2001년까지 법정관리를 신청한 기업으로서 그 사실을 증권거래소가 공시한 81개 기업을 대상으로 산업내정보전이효과를 재검토함으로써 표본의 동질성 및 소수표본과 관련된 이전연구의 한계점을 보완하였다. 그리고 본 연구의 표본기업은 24개 산업에 비교적 고르게 분포함으로써 특정 산업 영향의 지배가능성도 완화하였다.

둘째, 최정호와 나종길(2000)의 경우 부실기업 정보 공시에 따른 산업내정보전이효과를 분석하기 위해서 부실기업과 동일한 산업에 속해 있는 기업 중 자산규모가 비슷한 기업을 2개 내지 3개씩 통제그룹으로 선정하여 이들 통제기업의 변수측정치

를 산업변수의 대응치로 정의하였다. 동일한 산업 내에는 다양한 규모의 기업들이 존재할 수 있으므로 이들 전체에 대한 평균적 정보전이효과를 비슷한 규모의 기업에 대한 영향으로 측정하는 데는 측정상의 오류가 발생할 가능성이 있다.³⁾ 이러한 문제점과 관련하여 본 연구에서는 산업에 속한 전체 기업들에 대한 평균적인 정보전이효과를 분석하기 위해 법정관리신청공시별로 해당기업이 속해 있는 산업 내에 다른 모든 기업들로 산업포트폴리오를 구성하여 산업평균주가반응과 독립변수의 산업평균값을 측정함으로써 산업내기업에 대한 평균정보전이효과를 측정하였다.

셋째, 최정호와 나종길(2000)은 부실기업 정보 공시의 산업내정보전이효과에 대한 결정요인으로 이익의 공분산성, 부채비율, 기업규모를 제시하였다. 그리고 이들 세 요인들 중 이익의 공분산성과 부채비율은 '감염효과가 타당하다면'이라는 전제

3) 본 연구에서 최정호와 나종길(2000)에서 사용한 matching에 의한 표본구성기업이 아니라 산업전체의 평균에 의한 분석을 실시함으로써 기대되는 장점은 다음과 같다.

첫째, 이렇게 기업규모를 통제한 matching 표본을 사용하는 것은 산업내기업들의 평균을 사용하는 경우보다 감염효과와 경쟁효과가 왜곡될 가능성이 있다. 만약 matching 표본기업이 부실기업과 직접적인 경쟁관계에 있다면 산업 내 다른 기업들에 비해 경쟁효과가 크게 나타날 것이다. 따라서 이 기업을 기준으로 산업내정보전이효과를 판단한다면 평균효과보다 과장되게 측정하는 결과가 될 가능성이 높다. 또한 matching 표본기업이 부실기업과 산업 내 다른 기업들에 비해 유사한 경영환경에 둘러싸여 있고 부실의 원인이 이러한 경영환경과 연관된 것이라면 감염효과가 뚜렷하게 나타날 가능성이 높고 이를 산업내정보전이효과를 측정한다면 산업평균으로 측정된 결과보다 과대측정될 가능성이 높다. 외국의 선행연구 중에서도 Lang and Stulz(1992)의 경우는 50개의 기업들로 구성된 산업 포트폴리오를 대상으로 '산업내정보전이효과'를 측정하고 있다.

둘째, 결정요인과 관련하여서도 규모가 비슷하다면 현금흐름과 자본구조의 유사성 또한 높을 수 있으므로 결정요인에 대한 분석결과도 산업평균치를 사용한 경우보다 과대평가될 수 있다.

셋째, 선행연구에서는 총29개(회귀분석에는 25개) 부실기업에 대응되는 68개(회귀분석에는 54개)의 matching 기업을 통제기업으로 설정하였다. 구체적으로는 matching 기업이 설정되지 않은 경우가 2개, 1개의 matching 기업을 설정한 경우가 3개, 2개의 matching 기업을 설정한 경우가 7개, 3개의 matching 기업을 설정한 경우가 17개이다. 하지만 이렇게 matching 기업이 0 ~ 3개 까지 차이 나게 설정된 특별한 이유는 제시되어 있지 않다.

넷째, 산업을 단위로 할 때는 부실기업공시로 인한 영향이 평균적으로 감염 내지 경쟁효과로 나타날 수 있지만 개별 기업단위에서는 같은 산업 내에서도 그 영향이 교차될 수 있다. 따라서 선행연구에서는 matching 기업들에 감염 내지 경쟁효과가 일관되게 나타났다고 보장할 수 없다. 선행연구의 건전기업의 누적초과수익률에 대한 기술통계량을 보면 중위값이 -0.006, 최대값이 0.216으로 양(+) 값을 갖는 기업이 상당수 있을 것으로 예상된다. 따라서 산업 내 matching 기업들 간에 부호가 일관되지 않을 가능성이 높다. 이에 비해 본 연구에서처럼 산업단위의 평균을 사용하게 되면 산업별로 감염효과와 경쟁효과 중 어느 효과가 우세한지를 판단할 수 있어 비율분석 등이 가능한 장점이 있다.

다섯째, 정보전이의 대상을 선행연구와 같이 산업 내 특정기업으로 한정하지 않고 산업 내 건전기업 모두로 확대함으로써 규모가 비슷한 2~3기업으로 한정했을 때 보다 정보전이효과가 희석될 가능성이 있으므로 정보전이효과를 과대하게 측정할 오류의 가능성이 상대적으로 적다.

하에 제안된 결정요인이다(최정호와 나종길(2000) pp267-268). 특히 부채비율에 대해서는 "부채규모증가로 인한 기업의 가치하락은 경쟁가설에서는 나타나지 않고 감염효과가설에서만 나타난다."라고 하여 감염효과를 전제로 한 결정요인임을 강조하였다. 하지만 본 연구에서는 Lang and Stulz(1992)를 기초로 산업별 특성(industry characteristics)에 초점을 맞추고, 감염효과와 타당성을 전제로 하지 않고 정보전이효과와 결정요인을 분석하였다. Lang and Stulz(1992)는 감염효과와 발생수준은 현금흐름의 유사성(similarity of cash flow)에 의해 주로 결정되고, 경쟁효과와 발생수준은 산업의 경쟁도(degree of competition)에 의해 결정된다고 주장하였다. 그리고 부채비율은 경쟁가설과는 무관하다는 최정호와 나종길(2000)의 주장과는 달리 산업부채비율(industry leverage)은 감염효과 및 경쟁효과와 음(-)의 상관관계가 있다고 주장하였다. 본 연구에서는 이러한 관점에서 최정호와 나종길(2000)포함되어 있지 않았던 산업의 경쟁도와 부채비율과의 상호작용변수를 추가적인 설명변수로 도입하였다.

III. 연구방법

본 연구에서는 우리나라 상장제조기업을 대상으로 법정관리신청에 대한 정보공시가 산업내기업의 주가에 미치는 영향과 그 결정요인을 실증적으로 분석하기 위해서 다음과 같은 사건연구방법과 회귀 분석방법을 이용하였다.

3.1 사건연구

법정관리신청정보가 주가에 미치는 영향분석은 최정호와 나종길(2000)과의 비교 분석을 위해 동일한 사건연구 형태로 진행하였다.

이를 구체적으로 설명하면, 부실기업에 대한 정보가 공시되기 10주전부터 공시 후 10주까지의 21주 동안을 조사기간으로 하여 법정관리신청기업과 법정관리신청기업이 속한 산업 내 다른 기업의 평균초과수익률(AR)과 평균누적초과수익률(CAR)을 계산하여 통계적 유의성을 검증하였다. 초과수익률의 계산에서는 시장모형을 이용하였고, 시장지수는 동일가중지수수익률(R_m)과 업종지수수익률(I_m) 두 가지를 사용하였다. 최정호와 나종길(2000)과 달리 시장지수수익률로서 종합주가지수수익률을 사용하지 않고 동일가중지수수익률(equally-weighted index return)을 사용한 이유는 김권중 등(1994)과 김웅한 등(1998)에 의하면 종합주가지수수익률을 사용할 경우 소형주의 베타가 대형주의 경우보다 오히려 작게 추정되는 문제가 초래되므로 동일가중시장수익률을 사용하여 베타를 추정하는 것이 타당하다는 주장이 본 연구목적에 부합한다고 판단했기 때문이다. 그리고 동일가중지수수익률 외에 업종지수수익률을 사용한 이유는 부실기업의 공시효과가 업종지수를 사용하였을 때 더 뚜렷이 나타난다는 전성빈(1989), 최정호와 나종길(2000) 등의 선행연구결과와 비교하기 위함이다. 시장모형의 계수 또한 최정호와 나종길(2000)과의 비교를 위해 공시일 전 -60주부터 -11주까지의 50주를 대상으로 주별수익률을 이용하여 추정하였다.

3.2 산업내정보전이효과의 결정요인에 대한 회귀모형

법정관리신청공시의 산업내정보전이효과를 결정하는 요인을 분석하기 위하여 본 연구에서는 앞의 제2장에서 검토한 이론과 연구가설에 입각하여 법정관리신청기업이 속한 산업별로 법정관리신청기업과의 현금흐름의 유사성, 산업부채비율, 산업의 경쟁도, 산업평균기업규모를 측정하여 이들 요인을 독립변수로 하는 회귀모형을 설정하였다.

$$\begin{aligned}
 INDCAR_{01} = & \beta_0 + \beta_1LAWCAR_{01} + \beta_2COEFF_i \\
 & + \beta_3LEV_i + \beta_4CR3_i + \beta_5SIZE_i \\
 & + \beta_6HL/LC_i + \beta_7LL/HC_i \\
 & + \beta_8IMF_i + \epsilon_i
 \end{aligned}$$

$INDCAR_{01}$: 법정관리신청기업 i 의 산업내기업들의 $w(0, +1)$ 동안의 평균누적초과수익률

$LAWCAR_{01}$: 법정관리신청기업 i 의 $w(0, +1)$ 동안의 평균누적초과수익률

$COEFF_i$: 법정관리신청기업 i 의 당기순이익과 산업평균당기순이익간의 공분산계수

LEV_i : 법정관리신청기업 i 가 속한 산업내기업들의 평균부채비율

$CR3_i$: 법정관리신청기업 i 가 속한 산업의 3기업시장집중도지수

$SIZE_i$: 법정관리신청기업 i 가 속한 산업의 평균기업규모(=log총자산)

HL/LC_i : 중간값 기준 높은 부채비율, 낮은 시장집중도지수면 1, 아니면 0

LL/HC_i : 중간값 기준 낮은 부채비율, 높은 시장집중도지수면 1, 아니면 0

IMF_i : 기업 i 의 법정관리신청시점이 1997년 이후면 1, 아니면 0

연구모형의 종속변수인 산업내기업의 평균누적초과수익률(INDCAR)과 독립변수에 포함된 법정관리신청기업의 누적초과수익률(LAWCAR)은 업종별지수를 이용하여 시장모형에 의해서 계산한 초과수익률을 법정관리신청공시가 이루어진 특정 기간 동안 누적한 누적초과수익률을 의미한다. 법정관리신청기업과 산업내기업의 현금흐름의 유사성은 법정관리신청기업의 당기순이익과 산업내기업의 평균당기순이익의 공분산계수(COEFF)로써 측정하였다. 측정에는 법정관리공시시점이 속한 연도를 기준으로 직전 10년 동안의 재무제표자료를 이용하였으며, 법정관리신청기업의 당기순이익과 산업내기업의 평균당기순이익의 공분산(COV(E_{it}))을 법정관리신청기업 당기순이익의 분산(VAR(E_{it}))으로 나누어 계산하였다.⁴⁾ 실제로 이 변수계산에 이용된 연도별 관찰치 수는 최소 9개 연도, 최대 10개 연도였다. 산업의 부채규모(LEV)는 법정관리신청이 공시되기 1년 전의 산업내기업의 평균차입금의존도로서 부채를 총자산으로 나누어 계산하였다. 시장의 경쟁도는 3기업시장집중도지수(CR3)로 측정하였다. 3기업시장집중도지수는 법정관리신청이 공시되기 1년 전의 산업 내 상장기업 중 총매출액 상위 3개 기업의 총매출액 합계액을 해당산업 상장기업의 총매출액의 합으로 나누어서 계산하였다. 따라서 시장이 3기업의 시장점유율이 높아 과점

4) 최정호와 나종길(2000)에서는 현금흐름의 유사성을 측정하기 위해서 공분산계수를 사용하였으므로 본 연구에서도 결과의 비교를 위해 동일한 측정치를 사용하였다. 또한 추가적으로 Lang과 Stulz(1992)에서와 같이 당기순이익의 상관계수를 현금흐름의 유사성에 대한 측정치로 사용하여 분석해 보았으나 비슷한 결과를 얻었으므로 별도로 보고하지 않았다.

(불완전경쟁)상태에 있을수록 3기업시장집중도지수는 커질 것이고, 반대로 그 값이 작을수록 완전경쟁상태에 가깝다고 할 수 있다. 산업평균기업규모(SIZE)는 법정관리신청정보가 공시되기 1년 전의 산업내기업의 총자산 평균의 자연대수값으로 측정하였다. HL/LC는 부채비율과 시장집중도지수의 상호작용의 효과를 측정하기 위한 더미변수로서 중간값을 기준으로 높은 부채비율과 낮은 시장집중도지수에 속하면 1, 아니면 0의 값을 갖는다. 마찬가지로 LL/HC는 중간값을 기준으로 높은 부채비율과 낮은 시장집중도지수에 속하면 1, 아니면 0의 값을 갖는다. 마지막으로 IMF는 IMF의환위기를 전후한 시기의 법정관리신청에 대한 시장의 반응에 차이가 있을 가능성이 있으므로 이 효과를 통제하기 위해 도입한 통제변수로서 법정관리신청시점이 1997년 이후면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수이다.

3.3 표본기업의 선정

법정관리신청기업공시의 산업내정보전이효과를 조사하기 위해 본 연구에서는 법정관리신청기업과 산업내기업의 두 가지 표본기업을 추출하였다. 먼저 법정관리신청기업은 한국증권거래소에 상장되어 있는 기업 중 다음과 같은 조건을 만족시킨 기업으로 선정하였다.

- (1) 1990년부터 2001년까지 서울지방법원 등의 회사정리 담당 부서에 회사정리절차(법정관리)를 신청한 기업으로서 그 사실을 증권거래소가 공시한 기업
- (2) 금융업에 속하는 않은 기업
- (3) 2004년 8월 현재 한국신용평가주식회사의

KIS-SMAT 데이터베이스에 의해서 주식수익률이 이용가능한 기업

- (4) 2004년 8월 현재 한국신용평가주식회사의 KIS-FAS 데이터베이스에 의해 재무제표자료가 이용가능한 기업

제 (1)항의 기준에 의해서 일차적으로 선정된 기업은 모두 115개 기업이었다. 그러나 이미 상장이 폐지된 기업들 중 34개 기업은 주식수익률자료의 이용에 한계가 있어서 분석에서 제외하였다. 따라서 법정관리신청기업공시에 대한 해당기업의 주가 반응분석에 포함된 기업은 모두 81개 업체였다.

법정관리신청기업정보 공시에 따른 산업내정보전이효과를 분석하기 위해서는 각각의 법정관리신청기업이 속한 산업을 정의해야만 산업내기업들을 추출할 수 있다. 본 연구에서는 한국신용평가주식회사가 채용하고 있는 2000년 1월에 개정된 통계청 한국표준산업분류 중분류를 기준으로 산업을 구분하였다.

본 연구의 표본기업에 포함된 기업은 상장이 폐지되지 않은 기업만이 포함되어 표본선정상의 생존편의(survival bias)가 존재한다. 이러한 생존편의가 본 연구결과에 미치는 정확한 영향은 파악할 수 없으나 일반적으로 상장폐지된 업체는 표본기업보다 부실의 정도가 더욱 심한 기업으로서 포함되었다면 부실기업의 공시효과가 더욱 두드러지게 나타났을 것으로 판단된다.

| | |
|---------------|-----------|
| 전체 법정관리신청기업 | 115 |
| 수익률자료가 없는 기업 | <u>34</u> |
| 수익률분석에 포함된 기업 | 81 |
| 재무제표자료가 없는 기업 | 0 |
| 극단치 기업 | <u>2</u> |
| 회귀분석에 포함된 기업 | 79 |

〈표 1〉 산업별 법정관리신청기업 현황

| 산 업 | 기업수 | 산 업 | 기업수 |
|---------------------|-----|------------------------|-----|
| 음·식료품제조업 | 1 | 기타기계 및 장비제조업 | 1 |
| 섬유제품제조업; 봉제의복제의 | 5 | 기타전기기계 및 전기변환장치제조업 | 1 |
| 봉제의복 및 모피제품제조업 | 4 | 전자부품, 영상, 음향 및 통신장비제조업 | 3 |
| 가죽, 가방 및 신발제조업 | 3 | 의료, 정밀, 광학기기및시계제조업 | 1 |
| 목재 및 나무제품제조업; 가구제의 | 1 | 자동차 및 트레일러제조업 | 3 |
| 펄프, 종이 및 종이제품제조업 | 4 | 가구 및 기타 제품제조업 | 3 |
| 출판, 인쇄 및 기록매체복제업 | 1 | 종합건설업 | 13 |
| 화합물 및 화학제품제조업 | 8 | 도매 및 상품중개업 | 8 |
| 고무 및 플라스틱제품제조업 | 2 | 소매업; 자동차제의 | 3 |
| 비금속광물제품제조업 | 2 | 육상운송 및 파이프라인운송업 | 1 |
| 제1차금속산업 | 10 | 수상운송업 | 1 |
| 조립금속제품제조업; 기계 및 가구의 | 1 | 여행알선, 창고 및 운송관련서비스업 | 1 |
| 합 계 | 42 | 합 계 | 39 |

〈표 1〉은 이상과 같은 기준에 의해서 선정된 산업별 법정관리신청기업 현황을 나타내고 있다.⁵⁾ 총 산업수는 총24로서 81개 표본기업이 산업별로 비교적 골고루 분포되어 있어 특정산업영향의 지배가능성은 낮을 것으로 예상된다. 산업별 기업분포를 보면 종합건설업이 13개 업체로서 제일 많았고, 이어서 제1차금속산업, 도매 및 상품중개업이 각각 10개, 8개 업체였다. 그리고 음·식료품제조업 등 10개 산업이 각각 1개 업체로 나타났는데, 이러한 현황은 일반적으로 산업별 상장기업수가 많은 산업일수록 기업실패의 빈도도 높음을 간접적으로 시사하고 있는 것이다.

IV. 연구결과의 분석

4.1 법정관리신청기업 공시정보에 대한 해당기업의 주가반응

상장기업 가운데 법정관리를 신청한 기업으로서 그 사실을 증권거래소가 공시한 기업에 대한 공시주별 주가반응은 〈표 2〉와 〈그림 1〉에 나타나 있다. 〈표 2〉의 왼쪽에는 동일가중주가지수수익률에 의해서 산출한 평균초과수익률(AR)과 t값, 그리고 누적평균초과수익률(CAR) 및 t값이 제시되어 있고, 오른쪽에는 업종지수수익률에 의해서 계산한 평균초과수익률과 t값, 그리고 평균누적초과수익률 및 t값이 제시되어 있다.

〈표 2〉에서 보는 것처럼 동일가중주가지수수익률과 업종지수수익률에 의해서 계산한 평균초과수익

5) 법정관리신청기업과 법정관리신청일에 대한 정보는 〈부록 1〉을 참조하라.

〈표 2〉 법정관리신청정보공시에 대한 해당기업의 주가반응(표본수: 81)

| 공시주 | 동일가중주가지수모형 | | | | 업종지수모형 | | | |
|----------|------------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|---------|
| | AR | t(AR) | CAR | t(CAR) | AR | t(AR) | CAR | t(CAR) |
| -10 | -0.016 | -0.926 | -0.016 | -0.926 | -0.022 | -1.186 | -0.022 | -1.186 |
| -9 | -0.011 | -0.712 | -0.027 | -1.066 | 0.001 | 0.599 | -0.021 | -0.729 |
| -8 | 0.003 | 0.275 | -0.023 | -0.820 | 0.009 | 0.737 | -0.011 | -0.347 |
| -7 | -0.051 | -4.212 | -0.075 | -2.251 | -0.042 | -3.343 | -0.053 | -1.528 |
| -6 | -0.037 | -2.899 | -0.112 | -2.825 | -0.036 | -2.712 | -0.090 | -2.216 |
| -5 | -0.007 | -0.483 | -0.119 | -2.713 | -0.009 | -0.589 | -0.100 | -2.239 |
| -4 | -0.036 | -3.383 | -0.156 | -3.406 | -0.042 | -3.477 | -0.142 | -2.965 |
| -3 | -0.046 | -2.870 | -0.202 | -4.372 | -0.057 | -3.696 | -0.200 | -4.064 |
| -2 | -0.069 | -4.057 | -0.272 | -5.492 | -0.066 | -3.911 | -0.266 | -5.170 |
| -1 | -0.052 | -2.689 | -0.324 | -6.484 | -0.058 | -2.687 | -0.325 | -6.408 |
| +0 | -0.145 | -5.825 | -0.469 | -8.478 | -0.150 | -5.816 | -0.475 | -8.639 |
| +1 | -0.134 | -5.519 | -0.603 | -10.907 | -0.142 | -5.677 | -0.617 | -10.564 |
| +2 | -0.077 | -3.982 | -0.680 | -11.414 | -0.083 | -4.099 | -0.701 | -10.642 |
| +3 | -0.036 | -1.785 | -0.716 | -11.565 | -0.039 | -1.834 | -0.740 | -10.800 |
| +4 | -0.024 | -1.319 | -0.753 | -10.703 | -0.027 | -1.438 | -0.780 | -10.080 |
| +5 | -0.032 | -1.738 | -0.777 | -10.194 | -0.042 | -2.210 | -0.808 | -9.917 |
| +6 | -0.007 | -0.378 | -0.784 | -9.855 | -0.001 | -0.033 | -0.809 | -9.570 |
| +7 | -0.019 | -0.952 | -0.803 | -9.991 | -0.017 | -0.790 | -0.826 | -9.743 |
| +8 | -0.029 | -1.923 | -0.833 | -10.016 | -0.030 | -1.975 | -0.856 | -9.623 |
| +9 | 0.006 | 0.316 | -0.826 | -9.940 | 0.012 | 0.591 | -0.843 | -9.327 |
| +10 | 0.006 | 0.339 | -0.820 | -9.258 | 0.014 | 0.693 | -0.829 | -8.542 |
| (0, +1) | | | -0.279 | -7.651 | | | -0.292 | -7.681 |
| (-2, +2) | | | -0.477 | -8.138 | | | -0.501 | -7.512 |

주 1) 공시주는 법정관리신청기업의 공시가 이루어진 주를 말하며, (-)는 공시 전을, (+)는 공시 후, 그리고 0은 공시된 주를 의미함.

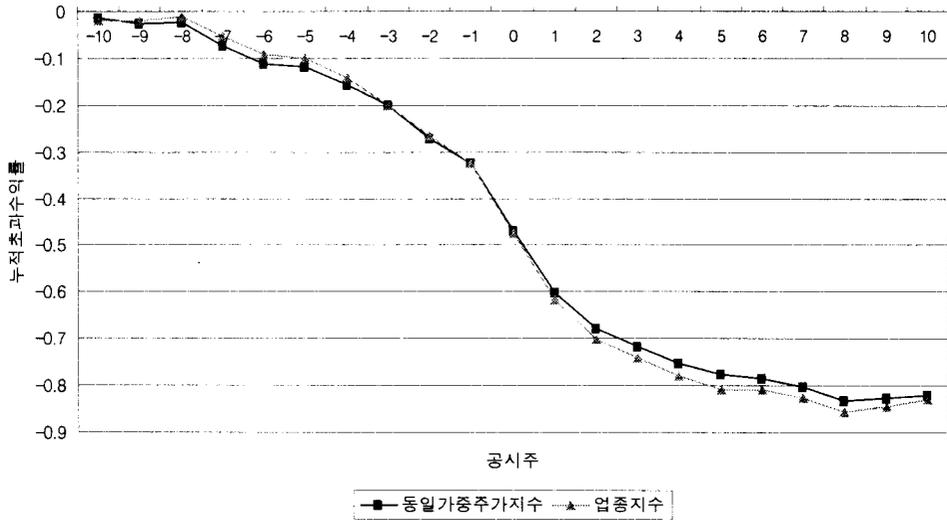
2) AR은 동일가중주가지수수익률과 업종지수수익률로 계산한 81개 법정관리신청기업의 평균초과수익률을 의미하며, CAR은 이를 평균초과수익률(AR)을 공시기간 동안 누적한 평균누적초과수익률을 의미함.

를 모두 법정관리신청이 공시되기 7주 전(-7)부터 이미 주가에 반영되고 있음을 알 수 있다. 평균초과수익률은 법정관리 신청이 공시되기 7주 전(-7)부터 1% 수준에서 유의적인 음의 값을 보이고 있다(공시 5주 전(-5) 제외). 그리고 공시주(0)와 공시 후 1주(+1)에는 -13%에서 -15%까지 큰

폭의 주가하락이 발생하고 있음을 관찰할 수 있다. 이러한 주가의 하락은 공시 후 8주(+8)까지 계속된다. 이러한 결과는 본 연구와 동일한 연구방법론을 이용한 전성빈(1989), 최정호와 나종길(2000)의 연구결과와도 대체로 일치하고 있다.⁶⁾ 평균초과수익률을 공시기간 동안 누적한 평균누

6) 이러한 결과는 또한 외국자료를 이용한 Clark와 Weinstein(1983), Eberhart, Moore와 Rosenfeldt(1990), Gilson, John과 Lang(1990) 및 Lang과 Stulz(1992)의 연구결과와 유사하다.

〈그림 1〉 법정관리신청정보공시에 대한 해당기업의 누적초과수익률



적초과수익률도 법정관리신청이 공시되기 7주 전 (-7)부터 계속적으로 유의적인 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 공시 10주 전부터 공시 10주 후까지의 평균누적초과수익률의 추이를 그림으로 나타낸 것이 〈그림 1〉이다. 〈그림 1〉을 보면 공시 7주 전부터 완만하게 하락하기 시작한 추세가 공시 1주 전부터 공시 1주 후까지는 급격한 하락양상으로 바뀌었다가 다시 완만해지고 있음을 확인할 수 있다. 그리고 이러한 양상에 있어 동일가중주가지수익률을 사용한 경우와 업종지수를 사용한 경우 사이에 뚜렷한 차이가 있는 것으로 보이지는 않는다.

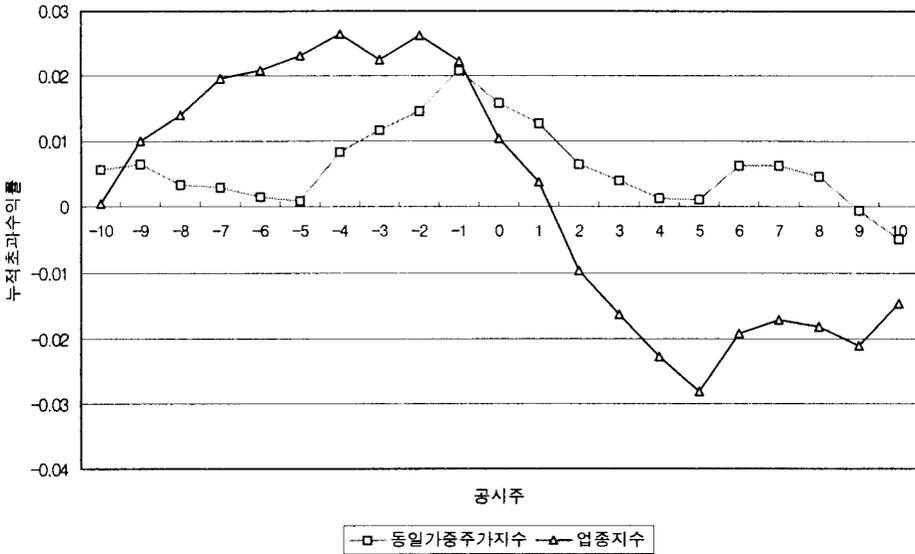
이상의 결과를 종합하면, 법정관리신청이 공시되면 해당 기업의 주가가 큰 폭으로 하락함을 알 수 있다. 또한 기업의 법정관리신청이 공식적으로 주식시장에 공시되기 이전부터 어느 정도는 주가에 반영되고 있다고 할 수 있다.

4.2 법정관리신청정보공시의 산업내정보전이효과

기업의 법정관리 신청에 대한 공시가 산업내기업에 미치는 정보전이효과를 분석하기 위한 공시시점별 산업내기업의 주가변동은 〈표 3〉과 〈그림 2〉에 나타나 있다.

먼저 동일가중주가지수수익률에 의해서 산출한 산업내기업의 평균초과수익률(AR)을 보면, 기업의 법정관리신청에 대한 정보가 공시된 기간에 주가가 뚜렷한 상승 또는 하락현상을 보이지 않았다. 법정관리신청에 대한 정보가 공시되기 1주 전(-1)과 공시주(0)에는 평균초과수익률이 각각 0.63%와 -0.51%의 값을 나타냈으나 통계적인 유의성은 없었다. 공시 1주 후(+1)부터 공시 5주 후(+5)까지 음(-)의 평균초과수익률을 보이고 있으나 통계적으로 유의한 수준은 아니다. 그리고 평균누적초과수익률을 보면 공시기간 동안 대부분 양의 값을 지니고 있으며 통계적으로 유의하지 않았다. 공시

〈그림 2〉 법정관리신청정보공시에 대한 산업내기업의 누적초과수익률



2주간(0, +1)과 공시 2주 전부터 공시 2주 후 (-2, +2)까지의 평균누적초과수익률은 -0.81%와 -0.52%의 값을 나타내었으나 모두 통계적으로 유의하지 않았다.

업종지수수익률에 의해서 계산한 평균초과수익률도 기업의 법정관리신청에 대한 정보가 공시된 기간에 주가가 뚜렷한 상승 또는 하락현상을 보이지 않았다. 법정관리신청에 대한 정보가 공시되기 1주 전(-1)과 공시주(0)에는 초과수익률이 각각 -0.4%와 -1.18%의 값을 보였으나 통계적인 유의성은 없었다. 또한 공시 후 1주(+1)에서 공시 후 5주(+5)까지 음의 초과수익률을 보이고 있으나 이 또한 통계적으로 유의하지 않았다. 그리고 평균누적초과수익률을 보면 공시 전 8주(-8)부터 공시 전 4주(-4)까지는 양(+)의 값을 보이고 있으며 통계적으로 유의하였으나, 공시 3주 전(-3)부터 공시 10주 후(-10)까지는 통계적으로 유의하지 않

았다. 공시 2주간(0, +1)과 공시 2주 전부터 공시 2주 후(-2, +2)까지의 평균누적초과수익률은 -1.84%와 -3.22%의 값을 나타내었으며 10% 수준에서 통계적으로 유의하였다.

〈표 3〉의 평균누적초과수익률의 시점별 추이를 그림으로 나타내면 〈그림 2〉와 같다. 그림을 보면 공시주를 중심으로 두 가지 모형 모두 공시 1주 전(-1)부터 주가가 하락하는 추세가 공시 5주 후(+5)까지 이어지고 있고, 하락의 정도는 업종지수수익률모형에서 상대적으로 뚜렷함을 확인할 수 있다.

이상의 결과를 종합하면, 기업의 법정관리신청이 공시되면 산업내기업의 주가는 통계적 유의성은 약하지만 평균적으로 하락하고 있다. 이러한 연구결과는 산업내기업의 주가가 하락하는 감염효과가 지배적인 것으로 나타난 최정호와 나종길(2000) 및 Lang과 Stulz(1992)의 연구결과와 그 방향은 일치하지만 수준에서는 차이가 나는 것이다. 이렇듯

〈표 3〉 법정관리신청정보공시에 대한 산업내기업의 주가반응(표본수 : 81)

| 공시주 | 동일가중주가지수모형 | | | | 업종지수모형 | | | |
|----------|------------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|
| | AR | t(AR) | CAR | t(CAR) | AR | t(AR) | CAR | t(CAR) |
| -10 | 0.0058 | 1.211 | 0.0058 | 1.211 | 0.0006 | 0.085 | 0.0006 | 0.085 |
| -9 | 0.0006 | 0.176 | 0.0065 | 1.218 | 0.0094 | 1.610 | 0.0100 | 1.390 |
| -8 | -0.0030 | -0.759 | 0.0035 | 0.548 | 0.0041 | 0.858 | 0.0141 | 1.730 |
| -7 | -0.0005 | -0.121 | 0.0029 | 0.358 | 0.0054 | 1.302 | 0.0196 | 2.154 |
| -6 | -0.0013 | -0.312 | 0.0016 | 0.174 | 0.0013 | 0.253 | 0.0209 | 1.901 |
| -5 | -0.0006 | -0.204 | 0.0010 | 0.096 | 0.0021 | 0.400 | 0.0231 | 1.898 |
| -4 | 0.0074 | 1.425 | 0.0085 | 0.672 | 0.0033 | 0.530 | 0.0264 | 1.888 |
| -3 | 0.0033 | 0.675 | 0.0118 | 0.953 | -0.0039 | -0.713 | 0.0225 | 1.630 |
| -2 | 0.0027 | 0.587 | 0.0146 | 0.998 | 0.0038 | 0.700 | 0.0263 | 1.611 |
| -1 | 0.0063 | 1.216 | 0.0209 | 1.325 | -0.0040 | -0.685 | 0.0223 | 1.272 |
| 0 | -0.0051 | -0.815 | 0.0158 | 0.892 | -0.0118 | -1.605 | 0.0104 | 0.557 |
| +1 | -0.0029 | -0.656 | 0.0128 | 0.742 | -0.0065 | -0.965 | 0.0039 | 0.185 |
| +2 | -0.0062 | -1.493 | 0.0066 | 0.366 | -0.0136 | -2.651 | -0.0097 | -0.412 |
| +3 | -0.0026 | -0.688 | 0.0040 | 0.213 | -0.0065 | -1.430 | -0.0163 | -0.686 |
| +4 | -0.0001 | -0.059 | 0.0014 | 0.069 | -0.0054 | -0.864 | -0.0228 | -0.926 |
| +5 | -0.0008 | 0.214 | 0.0012 | 0.060 | -0.0053 | -0.945 | -0.0282 | -1.068 |
| +6 | 0.0050 | 1.250 | 0.0063 | 0.298 | 0.0089 | 1.550 | -0.0193 | -0.743 |
| +7 | 0.0001 | 0.034 | 0.0064 | 0.309 | 0.0021 | 0.346 | -0.0171 | -0.636 |
| +8 | -0.0017 | -0.362 | 0.0047 | 0.220 | -0.0009 | -0.126 | -0.0181 | -0.648 |
| +9 | -0.0052 | -1.433 | -0.0005 | -0.023 | -0.0030 | -0.623 | -0.0211 | -0.729 |
| +10 | -0.0043 | -0.946 | -0.0049 | -0.205 | 0.0065 | 1.106 | -0.0146 | -0.480 |
| (0, +1) | | | -0.0081 | -1.150 | | | -0.0184 | -1.765 |
| (-2, +2) | | | -0.0052 | -0.394 | | | -0.0322 | -1.869 |

주 1) 공시주는 법정관리신청기업의 공시가 이루어진 주를 말하며, (-)는 공시 전을, (+)는 공시 후, 그리고 0은 공시된 주를 의미함.
 2) AR은 동일가중주가지수이익률과 업종지수이익률로 계산한 81개 법정관리신청기업의 평균초과이익률을 의미하며, CAR은 이들 평균초과이익률(AR)을 공시기간 동안 누적한 평균누적초과이익률을 의미함.

본 연구결과와 선행연구결과 사이에 감염효과의 지배정도에 차이가 발생하는 것은 다음과 같은 세 가지 가능성으로 해석할 수 있다.

첫째, 연구방법상 본 연구의 경우 기존연구와 달리 산업내정보전이효과를 규모가 비슷한 대응통제기업을 통해 측정하지 않고 산업평균을 대상으로 측정했으므로 대응통제기업을 이용한 선행연구에 비해 정보전이효과가 희석되어 나타났을 가능성이 있다.

둘째, 표본 산업포트폴리오 중 일부에서만 감염효과가 발생하고 나머지 산업포트폴리오에서는 아무런 효과도 발생하지 않았을 가능성이 있다.

셋째, 표본 산업포트폴리오 중 감염효과가 발생한 기업이 경쟁효과에 비해 조금 더 우세한 수준이어서 감염효과가 경쟁효과를 뚜렷하게 지배하지 못한 결과의 반영일 가능성이 있다.

이에 본 연구에서는 〈표 3〉에서 산업내기업의 주가반응이 뚜렷한 하락현상을 보이지 않는 이유가

앞에서 제기한 두 번째 가능성 때문인지, 아니면 세 번째 가능성 때문인지를 알아보기 위해 추가적인 분석을 실시하였다.

즉 <표 3>의 결과를 보면 동일가중주가지수모형에 비해 업종지수모형이 공시 1주 전(-1)과 공시주(0)에 통계적으로 유의하지는 않았지만 더 큰 음(-)의 평균초과수익률을 보이고 있고, 공시 2주간(0, +1)과 공시 2주 전부터 공시 2주 후까지의 누적초과수익률이 10% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 따라서 업종지수모형을 이용하여⁷⁾ 법정관리신청공시에 대한 산업내기업의 추가반응을 동태적 관점과 정태적 관점으로 구분하여 살펴보았다.

동태적 관점에서는 산업내기업의 평균초과수익률이 공시 1주 전(-1)에 비해 공시주(0)에 감소한 (AR-1)AR0) 표본을 감염효과가 발생한 표본으로 정의하고, 반대의 경우를 경쟁효과가 발생한 표본으로 정의하여 <표 2>, <표 3>과 같은 방법으로 분석하였다. 분석결과 전체 81개 표본 중 47개가 감염효과가 발생한 표본으로 구분되었다. 먼저 법정관리신청기업의 업종지수에 의해서 산출한 평균초과수익률에 대한 결과는 <표 2>와 유사한 결과를 보였다. 반면에 기업의 법정관리신청공시에 대한 산업내기업의 업종지수에 의해 산출된 평균초과수익률은 공시주(0)에 -4.2%로 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 그리고 공시 2주간(0, +1)과 공시 2주 전부터 공시 2주 후까지의 평균누적초과수익률은 각각 -4%(1% 수준에서 유의적)와 -3.2%(10% 수준에서 유의적)의 값을 나타내었다. 이는 감염효과가 발생이 예상되는 47개

표본에 대해 공시주(0)에 평균적으로 통계상 유의한 수준의 추가하락이 발생하였음을 의미하는 결과이다. 그리고 전체 81개 표본 중 34개가 경쟁효과가 발생한 표본으로 구분되었다. 먼저 법정관리신청기업의 업종지수에 의해서 산출한 평균초과수익률에 대한 결과는 <표 2>와 유사한 결과를 보였다. 반면에 기업의 법정관리신청공시에 대한 산업내기업의 업종지수에 의해 산출된 평균초과수익률은 공시주(0)에 3.1%로 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 그리고 공시 2주간(0, +1)과 공시 2주 전부터 공시 2주 후까지의 누적초과수익률은 각각 1.2%와 -3.1%의 값을 나타내었으나 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. 이는 경쟁효과가 발생이 예상되는 34개 표본에 대해 공시주(0)에 평균적으로 통계상 유의한 수준의 추가상승이 발생하였음을 의미하는 결과이다.

정태적 관점에서는 산업내기업의 평균초과수익률이 공시주(0)에 음의 값을 갖는 (AR0<0) 표본을 감염효과가 발생한 표본으로 정의하고, 반대의 경우를 경쟁효과가 발생한 표본으로 정의하여 <표 2>, <표 3>과 같은 방법으로 분석하였다. 분석결과 전체 81개 표본 중 45개가 감염효과가 발생한 표본으로 구분되었다. 먼저 법정관리신청기업의 업종지수에 의해서 산출한 평균초과수익률에 대한 결과는 <표 2>와 유사한 결과를 보였다. 반면에 기업의 법정관리신청공시에 대한 산업내기업의 업종지수에 의해 산출된 초과수익률은 공시주(0)에 -5.4%로 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 그리고 공시 전후 2주간(0, +1)과 공시 2주 전부터

7) 이는 부실기업의 공시가 해당기업의 주가 및 동종산업의 타 기업의 주가에 영향을 미치는 정보전이효과가 종합주가지수모형을 사용한 경우보다 거래소 업종지수모형을 사용한 경우에 상대적으로 뚜렷이 나타난다는 전성빈(1989)의 연구, 최정호와 나종길(2000)의 연구 및 사건연구에 있어 여러 가지 수익률의 검증력을 조사한 김찬웅과 김경원(1997) 연구에서 산업지수모형이 시장조정모형과 함께 가장 우수하게 나타난 결과에 기초하고 있다.

공시 2주 후까지의 평균누적초과수익률은 각각 -6.5% (1% 수준에서 유의적)와 -8.8%(1% 수준에서 유의적)의 값을 나타내었다. 이는 감염효과와 발생이 예상되는 45개 표본에 대해 공시주(0)에 평균적으로 통계상 유의한 수준의 주가하락이 발생하였음을 의미하는 결과이다. 그리고 전체 81개 표본 중 36개가 경쟁효과가 발생한 표본으로 구분되었다. 먼저 법정관리신청기업의 업종지수에 의해서 산출한 초과수익률에 대한 결과는 <표 2>와 유사한 결과를 보였다. 반면에 기업의 법정관리신청공시에 대한 산업내기업의 업종지수에 의해 산출된 초과수익률은 공시주(0)에 4.2%로 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 그리고 공시 전후 2주간(0, +1)과 공시 2주 전부터 공시 2주 후까지의 누적 초과수익률은 각각 4.0%(1% 수준에서 유의적)와 3.7%(1% 수준에서 유의적)의 값을 나타내었다. 이는 경쟁효과와 발생이 예상되는 36개 표본에 대해 공시주(0)에 평균적으로 통계상 유의한 수준의 주가상승이 발생하였음을 의미하는 결과이다.

비율을 이용한 차이분석을 위해 지금까지의 분석 결과를 종합해 보면 <표 4>와 같다. 추세를 고려한 동태적 관점에서 법정관리신청공시의 산업내기업에 대한 주가반응을 구분해 보면 표본기업의 58%에 해당하는 47개 산업에서 감염효과가 발생하고,

42%에 해당하는 34개 기업에서 경쟁효과가 관찰되었다. 그리고 이러한 비율은 10% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 분석되었다. 또한 공시시점의 평균초과수익률(AR0)의 부호(+ 또는 -)만을 기준으로 측정된 정태적 관점의 분석에서는 표본기업의 55.5%에 해당하는 45개 산업에서 감염효과가 발생하고, 44.5%에 해당하는 36개 산업에서 경쟁효과가 나타나는 것으로 구분되었다. 그러나 이러한 결과는 통계적으로는 그 발생비율이 50%와 유의적으로 다른 것을 의미하는 것은 아니다.

이러한 추가분석결과에 의할 때 <표 3>에서 선행 연구에 비해 감염효과와 영향이 뚜렷하게 나타나지 않은 이유는 위에서 제기한 두 번째 가능성인 표본 산업포트폴리오 중 일부에서만 감염효과가 발생하고 나머지 산업포트폴리오에서는 아무런 효과도 발생하지 않았기 때문이 아니라, 세 번째 가능성인 표본 산업포트폴리오 중 감염효과가 발생한 기업이 경쟁효과에 비해 조금 더 우세한 수준이어서 감염효과가 경쟁효과를 뚜렷하게 지배하지 못했기 때문임을 알 수 있다. 따라서 우리나라에서 특정기업의 법정관리신청이 공시되는 시점에서 이러한 정보가 산업내기업에 평균적으로 미치는 정보전이효과는 감염효과가 상대적으로 우세하지만 그 수준은 선행

<표 4> 감염효과와 경쟁효과 발생 차이 분석

| | 동태적 분석 | 정태적 분석 |
|------|--------------|-------------|
| 감염효과 | 47(58%) | 45(55.5%) |
| 경쟁효과 | 34(42%) | 36(44.5%) |
| 합 계 | 81(100%) | 81(100%) |
| Z값+ | 1.44(0.074)* | 0.99(0.161) |

+ $Z = (p - .5) / \sqrt{(.5 \times .5 / n)}$, 괄호 안은 p값.
 * 단측검정으로 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함

연구⁸⁾와 비교할 때 감염효과가 지배적인 영향력을 행사할 정도의 수준은 아니라고 결론 내릴 수 있다.

4.3 산업내정보전이효과의 결정요인에 대한 회귀분석 결과

4.3.1 변수에 대한 기술적 통계

회귀모형에 포함된 변수에 대한 기술적 통계는 <표 5>에 나타나 있다.⁹⁾ 먼저 종속변수인 업종지수모형에 의해서 계산한 법정관리신청정보가 공시된 2주간(0, +1)의 산업내기업들의 평균누적초과수익률(INDCAR)은 평균은 -0.019로서 평균 1.9%

하락하였고 중간값은 -0.020이었다. 그리고 표준편차는 0.093이었다. 그러나 동일한 기간 동안 누적한 법정관리신청기업의 평균누적초과수익률의 평균은 -0.299로서 평균 30%나 감소하여 산업내기업들의 평균보다 하락 폭이 훨씬 컸고 중간값은 -0.295였다. 이는 사건연구분석에서 나타난 바와 같이 법정관리신청기업이 산업내기업보다 추가하락이 더욱 컸던 결과와 일치한다. 그리고 누적초과수익률의 표준편차는 0.344로서 역시 산업내기업보다 추가변동 폭이 컸다.

한편, 법정관리신청기업의 당기순이익과 산업내기업의 평균당기순이익간의 공분산계수(COEFF)의 평균과 중간값은 각각 0.438과 0.108이었다.

<표 5> 변수에 대한 기술적 통계(표본수 = 79)

| 변수명 | 평균 | 표준편차 | 중간값 | 최소값 | 최대값 |
|--------|--------|-------|--------|--------|--------|
| INDCAR | -0.019 | 0.093 | -0.020 | -0.515 | 0.199 |
| LAWCAR | -0.299 | 0.344 | -0.295 | -0.966 | 0.984 |
| COEFF | 0.438 | 1.258 | 0.108 | -3.381 | 8.315 |
| LEV | 0.773 | 0.080 | 0.755 | 0.587 | 0.941 |
| CR3 | 0.501 | 0.189 | 0.481 | 0.254 | 0.939 |
| SIZE | 19.920 | 0.768 | 20.062 | 18.306 | 21.041 |

INDCAR : 법정관리신청기업 *i*의 산업내기업들의 $w(0, +1)$ 동안의 평균누적초과수익률

LAWCAR : 법정관리신청기업 *i*의 $w(0, +1)$ 동안의 평균누적초과수익률

COEFF : 법정관리신청기업 *i*의 당기순이익과 산업평균당기순이익간의 공분산계수($COV[E_{it}]/VAR[E_{it}]$)

LEV : 법정관리신청기업 *i*가 속한 산업내기업들의 평균부채비율(부채/총자산)

CR3 : 법정관리신청기업 *i*가 속한 산업의 3기업시장집중도지수

SIZE : 법정관리신청기업 *i*가 속한 산업의 평균기업규모(총자산의 자연대수값)

8) 이러한 결과는 우리나라 주식시장에서는 대체로 감염효과가설이 지지되는 결론에 도달한 최정호와 나종길(2000)의 연구결과와 외국 자료를 대상으로 한 Lang과 Stulz(1992)의 연구결과와는 방향은 일치하나 그 수준에서는 차이가 있는 것이다. 하지만 최정호와 나종길(2000)은 "본 연구결과가 몇몇의 극단치로부터 초래되었을 가능성이 있다"고 하면서 주식에서 "실제로 부실기업공시에 대해서 사건기간중(0, +1주)에 추가가 극단적으로 하락한 3개의 통계기업만으로 제외하고 분석한 결과 산업내 정보전이효과가 없는 것으로 나타나 감염효과 또는 경쟁효과가설 중 어느 가설도 지지되지 않았다"고 보고하였다. 이는 해당연구의 결과가 몇몇 통계기업들에 의해 왜곡되었을 가능성을 시사하는 것으로 만약 최정호와 나종길(2000)에서도 산업을 단위로 분석하였다면 감염효과가 뚜렷하게 나타나지 않았을 가능성이 있다고 볼 수 있다.

9) 기술적 통계는 총표본 81개 중 극단치 2개를 제외한 것이다.

그리고 표준편차는 1.258로서 순이익 공분산계수가 표본마다 크게 차이가 있었다. 산업내기업들의 평균총자산부채비율(LEV)은 평균 0.773이었고, 중간값은 0.755였다. 법정관리신청기업이 속하는 산업의 3기업시장집중도지수(CR3)는 평균 0.501이었고, 중간값은 0.481이었다. 최소값은 0.254로서 매출액 상위 3기업의 시장점유율이 25%선이었지만, 최대값은 0.939로서 94%에 달하고 있음을 알 수 있다. 마지막으로 총자산의 자연대수값으로 측정된 산업내기업의 기업규모의 평균(SIZE)은 19.920였고 중간값도 20.062로 비슷한 것으로 나타났다.

4.3.2 산업내정보전이효과의 결정요인에 대한 회귀 모형의 추정결과

〈표 6〉은 법정관리신청공시에 따른 산업내정보전이효과의 결정요인을 분석하기 위한 회귀모형의 추정결과를 나타내고 있다. 먼저 법정관리신청기업의 추가변동과 산업내기업의 추가변동 사이의 관계를 알아보기 위한 산업내기업의 평균누적초과수익률(INDCAR)과 법정관리신청기업의 평균누적초과수익률(LAWCAR)을 단순회귀분석한 〈모형 1〉에서 법정관리신청기업에 대한 누적초과수익률의 회귀계수는 0.057로서, 10% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 따라서 법정관리신청공시에 따른 해당기업 추가의 하락정도가 클수록 산업내기업의 추가에도 부정적인 영향을 미쳤음을 확인할 수 있다. 그리고 이 변수는 〈모형 2〉부터 〈모형 4〉까지의 다중회귀모형에서 종속변수인 산업내정보전이효과에 미친 법정관리신청기업의 영향에 대한 통제변수로서 도입하였다. 이들 다중회귀모형에서도 이 계수는 그 크기와 통계적 유의수준에서 큰 변동없이 일

관되게 나타나고 있다.

현금흐름의 유사성에 대한 측정치로서 법정관리신청기업의 당기순이익과 산업내기업들의 평균당기순이익간의 공분산계수(COEFF)와 총자산부채비율(LEV), 3기업시장집중도지수(CR3), 기업규모(SIZE)를 추가한 〈모형 2〉에서 공분산계수의 계수값은 0.009로서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 법정관리신청기업과 산업평균현금흐름간의 유사성과 산업내정보전효과사이의 관련성이 낮을 가능성을 시사하고 있다. 그러나 한편으로는 현금흐름의 유사성을 회계상 당기순이익을 사용하여 측정함에 따른 '측정상의 오류(measurement error)'에 기인한 것일 가능성도 있다. 그리고 이러한 결과는 Lang과 Stulz(1992), 최정호와 나종길(2000)의 결과와는 차이가 있는 것이다. 또한 부채비율과 시장집중도지수의 회귀계수는 -0.102와 0.024로서 레버리지가 증가하면 감염효과 발생가능성이 높고, 시장이 불완전경쟁적일수록 경쟁효과 발생가능성이 높다는 가설과 일치하는 방향으로 나타났으나 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. 하지만 기업규모의 회귀계수는 0.043으로서 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 산업의 평균기업규모가 클수록 감염효과보다는 경쟁효과가 발생할 가능성이 높음을 의미한다. 이러한 결과는 기업규모에 대한 가설을 지지하는 결과이지만 최정호와 나종길(2000)의 결과와는 다른 것이다. 이러한 차이의 원인은 구체적인 분석을 요하는 것이지만 직관적으로는 산업내정보전이효과를 측정함에 있어 자산규모가 비슷한 2~3개의 통제기업을 사용한 선행연구와 산업내기업 모두를 사용한 본 연구의 차이에 기인한 것일 가능성이 있다. 한편 독립변수들 간의 다중공선성(multicollinearity) 진단결과 심각한 문제는

〈표 6〉 법정관리신청공시에 따른 산업내정보전이효과에 대한 회귀분석결과

$$INDCAR_{01} = \beta_0 + \beta_1 LAWCAR_{01} + \beta_2 COEFF_i + \beta_3 LEV_i + \beta_4 CR3_i + \beta_5 SIZE_i + \beta_6 HL/LC_i + \beta_7 LL/HC_i + \beta_8 IMF_i + \epsilon_i$$

| 변수 / 모형 | 모형1(N=79) | 모형2(N=79) | 모형3(N=79) | 모형4(N=79) |
|-------------------|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| β_0 | -0.002 (-0.15) | -0.791 (-2.96)*** | -1.032 (-3.16)*** | -1.040 (-2.79)*** |
| LAWCAR | 0.057 (0.92)* | 0.079 (2.61)*** | 0.070 (2.24)** | 0.070 (2.18)** |
| COEFF | | 0.009 (1.17) | 0.008 (1.02) | 0.008 (0.99) |
| LEV | | -0.102 (-0.79) | 0.127 (0.72) | 0.130 (0.68) |
| CR3 | | 0.024 (0.46) | 0.144 (1.77)* | 0.144 (1.74)* |
| SIZE | | 0.043 (3.08)*** | 0.043 (2.95)*** | 0.043 (2.70)*** |
| HL/LC | | | -0.064 (-1.87)* | -0.064 (-1.86)* |
| LL/HC | | | 0.027 (0.88) | 0.027 (0.83) |
| IMF | | | | -0.001 (-0.05) |
| 수정 R ² | 0.03 | 0.12 | 0.14 | 0.13 |
| F값 | 3.69 | 3.06 | 2.80 | 2.41 |
| p값 | 0.05 | 0.01 | 0.01 | 0.02 |

$INDCAR_{01}$: 법정관리신청기업 i 이외의 산업내기업들의 $w(0, +1)$ 동안의 평균누적초과수익률

$LAWCAR_{01}$: 법정관리신청기업 i 의 $w(0, +1)$ 동안의 평균누적초과수익률

$COEFF_i$: 법정관리신청기업 i 의 당기순이익과 산업평균당기순이익간의 공분산계수

LEV_i : 법정관리신청기업 i 가 속한 산업내기업들의 평균부채비율

$CR3_i$: 법정관리신청기업 i 가 속한 산업의 3기업시장집중도지수

$SIZE_i$: 법정관리신청기업 i 가 속한 산업의 평균기업규모(=log총자산)

HL/LC_i : 중간값 기준 높은 부채비율, 낮은 시장집중도지수면 1, 아니면 0

LL/HC_i : 중간값 기준 낮은 부채비율, 높은 시장집중도지수면 1, 아니면 0

IMF_i : 기업 i 의 법정관리신청시점이 1997년 이후면 1, 아니면 0

없는 것으로 분석되었다.

〈모형 3〉은 〈모형 2〉에 부채비율(LEV)과 시장 집중도지수(CR3)의 상호작용항을 더미변수로서 도입한 것이다. 즉 〈모형 2〉에서 통계적으로 유의 하진 않았지만 가설과 같은 방향으로 추정된 두 변수의 영향이 동시에 작용하는 경우의 영향을 관찰 하기 위한 분석이다. 분석결과 10% 통계적 유의 수준에서 시장집중도(CR3)가 높아질수록(시장이 불완전경쟁적일수록) 양(+)의 산업내정보전이효과 가 발생하고, 부채비율이 높고, 시장집중도가 낮은 경우(HL/LC)에 음(-)의 산업내정보전이효과가 발생하는 것으로 나타났다.

〈모형 4〉는 〈모형 3〉에 IMF외환위기를 전후한 시기에 존재할지 모르는 산업내정보전이효과의 차이를 통제하기 위한 더미변수를 도입한 모형이다. 분석결과 IMF변수의 계수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다. 따라서 법정관리신청공시의 산업내기업에 대한 영향이 IMF외환위기를 전후하여 차이가 있는 것으로 보여지지는 않는다.

그리고 모형의 수정 결정계수(R^2)를 보면 〈모형 1〉을 제외하고는 12~14%에 이르고 있다. 〈모형 1〉의 경우는 3%에 불과한데, 최정호와 나종길(2000)에서 같은 모형의 수정결정계수가 84.6%였던 것과 대조적인 것이다. 이러한 결과에 대해 최정호와 나종길(2000)에서는 우리나라 주식시장에서 주가가 산업별로 크게 동반하여 변동하고 있음의 반영으로 해석하고 있다. 하지만 본 연구의 결과는 그렇지 않을 가능성을 보여주고 있는데 이러한 결과의 차이는 본 연구의 종속변수가 자산규모가 비슷한 통계기업의 누적초과수익률을 사용한 최정호와 나종길(2000)과는 달리 산업내기업의 평균누적초과수익률을 사용하였다는 점과 IMF이후에 개별기업가치에 기초한 투자증가, 기업회계정보의 신뢰성

증가로 인한 주가의 산업동반움직임현상의 약화에 기인한 것으로 생각된다.

이상의 산업내정보전이효과와 그 결정요인에 대한 분석결과를 종합하면, 정도에 차이는 있지만 현금흐름의 유사성을 제외하고는 앞에서 검토한 이론과 일치하고 있음을 알 수 있다. 즉, 법정관리신청정보의 산업내정보전이효과의 방향은 산업의 평균 부채비율이 높고, 동시에 산업이 완전경쟁에 가까울수록 음(-)의 방향 즉, 감염효과(- 효과)가 발생할 가능성이 높고, 산업의 평균기업규모가 클수록 양(+)의 방향 즉, 경쟁효과(+ 효과)가 발생할 가능성이 높다. 특히 여러 결정요인들 중 산업내기업의 평균기업규모가 가장 크게 영향을 미칠 가능성이 높은 것으로 보인다.

V. 결론

본 연구에서는 우리나라 상장기업의 법정관리신청정보공시를 대상으로 공시시점을 전후하여 나타난 산업내정보전이효과의 방향과 그 결정요인을 분석하였다. 선행연구를 기초로 실증연구가설을 설정하고, 산업내정보전이효과의 방향은 공시시점별로 법정관리신청기업과 산업내기업의 평균초과수익률의 분석과 그 통계적 유의성을 검증하는 사건연구 형태로 진행하였다. 또한 산업내정보전이효과를 결정하는 요인을 분석하기 위하여 회귀분석도 실시하였다.

이러한 연구목적을 위해 본 연구는 최정호와 나종길(2000)의 연구방법론을 개선함으로써 연구결과와 신뢰성을 높이고자 시도하였다. 법정관리신청공시가 동종 기업의 주가에 미치는 산업내정보전이

효과에 대한 분석결과, 통계적으로 10%의 유의수준에서는 산업내기업의 평균주가를 하락시키는 감염효과가 발생한다는 증거를 발견하였다. 하지만 선행연구와 비교할 때 정보전이의 방향은 일관되나 그 수준에 있어서는 감염효과나 경쟁효과를 뚜렷하게 지배하지 못한다는 점에서 차이가 나는 결과이다. 이에 이러한 결과의 원인이 감염효과의 발생 자체가 미약하기 때문인지 아니면 상대적으로 경쟁효과가 선행연구에서 보다 강하게 나타났기 때문인지를 분석하기 위해 추가적으로 동태적 관점과 정태적 관점에서 표본산업별로 감염효과와 경쟁효과 발생여부를 측정하여 두 효과의 발생비율에 대한 유의성을 검정하였다. 그 결과 추세를 고려한 동태적 관점의 분석결과 감염효과 58%, 경쟁효과 42%로서 10% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 확인하였다. 이러한 결과는 선행연구와 비교해 상대적으로 낮은 것으로 관찰된 감염효과의 영향이 발생 자체가 미약한데 기인한 것이 아니라 감염효과에 비해 경쟁효과의 발생이 강하게 나타난 것에 따른 것일 가능성을 뒷받침하는 것이다.

한편, 법정관리신청공시에 따른 산업내정보전이 효과를 결정하는 요인에 대한 분석에서는 선행연구와 차별적인 결과를 보였다. 즉, 법정관리신청기업과 산업내기업간의 순이익 공분산계수는 정보전이 효과에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났는데 이는 선행연구와 다른 연구결과로서 측정상의 오류에 기인한 것일 가능성이 있다. 또한 법정관리신청정보의 산업내정보전이효과의 방향은 산업의 평균부채비율이 높고, 동시에 산업이 완전경쟁에 가까울수록 음(-)의 방향 즉, 감염효과(- 효과)가 발생할 가능성이 높고, 산업의 평균기업규모가 클수록 양(+)의 방향 즉, 경쟁효과가 발생할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 선

행연구와 달리 산업특성변수를 대상으로 하고 있고, 시장의 경쟁도, 산업부채비율, 산업의 평균기업규모가 정보전이효과를 결정하는 요인임을 시사하고 있는 점에서 주목된다.

본 연구의 한계점으로는 통계청 한국표준산업분류 중분류를 기준으로 산업을 구분함에 따라 산업의 범위가 구체적인 동일업종을 넘어 관련업종까지 포괄하고 있는 경우가 일부 있다는 것이다. 본 연구에서는 산업분류의 객관성을 위해 중분류를 기준으로 하였으나 앞으로의 연구에서는 구체적인 동일업종으로 한정하여 연구해 볼 필요가 있다. 그렇게 함으로써 산업내정보전이효과가 더욱 뚜렷하게 나타날 가능성이 높을 것으로 예상된다. 그리고 본 연구에서는 선행연구에 비해서는 증가된 표본을 확보할 수 있었으나 연구의 신뢰성을 향상시키기 위해서는 더 많은 표본을 이용한 다양한 분석이 이루어져야 할 것이다. 따라서 본 연구결과를 해석함에 있어서는 이러한 한계점들을 고려하여야 할 것이다.

참고문헌

- 김석진, 김정우(2000), "회사재건 제 수단의 평가," **재무연구**, 제13권 제1호, 1-25.
- 김찬웅, 김경원(1997), "사건연구에서의 주식성과 측정," **증권학회지**, 20집, 301-328.
- 김태혁, 엄철준(1997), "관리대상 종목의 수익률과 위험 속성에 관한 연구," **증권·금융연구**, 제3권 1호, 93-133
- 나종길, 최정호(2000), "부실기업의 이익조정과 주식시장의 반응," **회계학연구**, 제25권 제4호, 55-85.
- 서정환(2000), **한국의 기업퇴출제도**, 한국경제연구원
- 선우석호(2000), "구조조정방식의 선택과 경제효과," **한국**

- 재무학회 추계 학술연구 발표논문집(II), 63-83.
- 신준용, 심호석(1996), "기업개생요인에 관한 실증적 연구," *회계학연구*, 제21권 제3호, 77-106.
- 이계원(1993), "회계정보에 의한 기업부실예측과 시장반응," *회계학연구*, *회계학연구*, 49-78.
- 이상우, 최기호(2003), "구조조정유형의 결정에 영향을 미치는 요인," *회계학연구*, 제28권 제2호, 1-24.
- 이일균(1989), "증권의 일별수익률과 월별수익률의 특성에 관한 연구," *증권학회지*, 199-229.
- 장휘용(1997), "부실기업표본을 이용한 우리나라 상장기업의 회계조정행위분석," *회계학연구*, 제22권 제4호, 61-90.
- 전성빈(1989), "도산공시의 정보효과에 관한 연구," *서강경영논총*, 211-224.
- 조지호(1997), "자본시장정보와 기업부실과의 관련성에 관한 연구," *재무연구*, 제13호, 69-100.
- 조지호, 권영준(1989), "부실기업의 주식수익률과 자본시장위험의 특성에 관한 연구," *재무연구*, 한국재무학회.
- 최정호, 나종길(2000), "부실기업공시의 산업 내 정보이전 효과," *증권학회지*, 제27집, 261-299.
- Aharony, J., C. Jones and L. Swary, "An Analysis of Risk and Return Characteristics of Corporate Bankruptcy using Capital Market Data," *Journal of Finance*, September (1980), pp. 1001-1016.
- Aharony, J. and I. Swary, "Contagion Effects of Bank Failures: Evidence from Capital Markets," *Journal of Business* 56(1983), pp. 305-322.
- Atiase, R., "Market Implications of Predisclosure Information : Size and Exchange Effects," *Journal of Accounting Research* 25(1987), pp. 168-176.
- Bagniski, S., Intraindustry Information Transfers with Management Forecasts of Earnings, *Journal of Accounting Research* 25(1987), pp. 196-216.
- Blacconiere W. G. and R. M. Bowen, "Intra-Industry Market Reactions to Failures of Publicly Held Savings and Loans," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 8(1993), pp. 369-397.
- Clark, T. and M. Weinstein, "The Behavior of the Common Stock of Bankrupt Firms," *Journal of Finance* 38 Vol. 2(1983), pp. 489-504.
- Foster, G., "Intra-Industry Information Transfers Associated with Earnings Release," *Journal of Accounting and Economics* 3(1981), pp. 201-232.
- Lang, L. and R. Stulz, "Contagion and Competitive Intra-Industry Effects of Bankruptcy Announcements," *Journal of Financial Economics* 32(1992), pp. 45-60.
- Olsen, C. and J. Dietrich, "Vertical Information Transfers: The Association between Retailers' Sales Announcements and Suppliers Security Returns," *Journal of Accounting Research* 23(1985), pp. 144-166.
- Pyo, Y. and S. Lustgarten, "Differential Intra-Industry Transfer Associated with Management Earnings Forecasts," *Journal of Accounting and Economics* 13(1990), pp. 365-379.
- Scholes, M. and J. Williams, "Estimating Betas and from Nonsynchronous Data," *Journal of Financial Economics* 5(1977), pp. 309-328.
- Stigler, G., "Theory of Oligopoly," *Journal of Political Economy* 72(1964), pp. 44-61.
- Zimijewski, M., "Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Model," *Journal of Accounting Research* Vol. 22(1984), pp. 59-82.

〈부 록〉

〈부록 1〉 법정관리신청을 공시한 표본기업의 목록

| 기업명 | 신청일 | 기업명 | 신청일 | 기업명 | 신청일 |
|--------|-----------|--------|-----------|---------|-------------|
| 보루네오가구 | 91.12.13. | 삼미특수강 | 97.03.19. | 라보라 | 98.05.25. |
| 삼양광학공업 | 92.02.12. | 삼립식품 | 97.05.15. | 모나리자 | 98.06.13. |
| 삼호물산 | 92.03.11. | 한신공영 | 97.05.30. | 한일합섬 | 98.07.03. |
| 거성산업 | 92.04.04. | 태화쇼핑 | 97.06.16. | 광명전기 | 98.07.18. |
| 신동방메딕스 | 92.07.02. | 태성기공 | 97.07.01. | 동양강철 | 98.07.20. |
| 협진양행 | 92.08.04. | 대농 | 97.09.11. | 대한모방 | 98.07.30. |
| 한국벨트 | 92.10.15. | 기아특수강 | 97.09.26. | 성원건설 | 98.08.21. |
| 우진전기 | 93.03.19. | 기아자동차 | 97.10.24. | 동신제약 | 98.09.02. |
| 한양 | 93.05.18. | 아시아자동차 | 97.10.24. | 국제상사 | 98.09.03. |
| 근화계약 | 93.09.13. | NI테크 | 97.11.24. | 삼익주택 | 98.09.17. |
| 신호스틸 | 94.01.10. | 현대금속 | 97.11.27. | 일성건설 | 98.12.10. |
| 남한제지 | 94.03.17. | 경남모직 | 97.12.09. | 일신석재 | 98.12.10. |
| 광덕물산 | 94.05.04. | 조일제지 | 97.12.29. | 통일중공업 | 98.12.10. |
| 남양 | 94.06.11. | 계몽사 | 98.02.12. | 한국티타늄공업 | 98.12.10. |
| 삼도물산 | 95.02.27. | 나산 | 98.02.19. | 신광산업 | 99.01.16. |
| 고려시멘트 | 95.03.02. | 극동건설 | 98.03.05. | 아남전자 | 99.03.17. |
| 우성건설 | 96.01.20. | 신화 | 98.03.23. | 경기화학공업 | 99.03.20. |
| 넥센타이어 | 96.01.23. | 태흥피혁 | 98.03.23. | 세계물산 | 99.09.03. |
| 태화 | 96.04.01. | 두레에어메탈 | 98.04.13. | 신성통상 | 99.09.03. |
| 건영 | 96.08.20. | 동해펄프 | 98.04.15. | 신한 | 99.09.03. |
| 삼익악기 | 96.10.28. | 수산중공업 | 98.05.07. | 이트로닉스 | 99.11.30. |
| 동신 | 96.12.24. | 미도파 | 98.05.08. | 해태유통 | 99.12.30. |
| 환영철강 | 96.12.27. | 청구 | 98.05.08. | 동양철관 | 2000.08.19. |
| 한보철강 | 97.01.28. | 휴넥스 | 98.05.13. | 대한통운 | 2000.11.04. |
| 상아계약 | 97.01.31. | 대한중석 | 98.05.15. | 동아건설 | 2000.11.04. |
| 세양선박 | 97.02.10. | 쌍방울 | 98.05.19. | 동산씨앤지 | 2000.11.21. |
| 삼미 | 97.03.19. | 동방 | 98.05.19. | 레이디 | 2001.01.08. |
| 합 | 계 | 81개 | | | |

Intra-industry Information Transfers Associated with the Disclosure of Legal Management Application and their Determinants*

Kap-Soon Kim**

Abstract

This study examines the intra-industry information transfers effects associated with the disclosure of legal management application and the determinants of that effect in the security market. The sample firms are those that applied for the liquidation process to the court and the intra-industry ones matched in terms of the industry code. Specifically, abnormal returns of both legal management applied firms and intra-industry firms are analyzed surrounding the announcement weeks of the bad news. Weekly abnormal returns were computed employing both the market(equally-weighted index return) and industry stock index. In this study we try to increase reliability of the empirical result by improving in methodology of Choi and Na(2000).

The results of this study reports that the legal management applied firms experienced significantly negative abnormal returns surrounding the announcement of the news. The information began to be reflected about seven weeks before it was formally announced. This results imply that some investors are predicting the information through other information sources and that insiders might sell stocks based on such undisclosed information(insider trading).

But the intra-industry firms experienced insignificantly negative returns during the announcement week and one week after the announcement. This insignificant negative effects on the intra-industry firms' stock price mean the intra-industry information transfers with the announcement of the application of the legal management firm news, indicating that the contagion effect don't dominate the competition effect in the domestic security market.

* This work was supported by Korea Research Foundation Grant(KRF-2004-041-B00276).

** Associate Professor, Dongguk University.

These results are different to prior studies.

The determinants of the intra-industry information transfers between the legal management applied firms and the intra-industry firms included the earnings covariance between the two groups of the sample firms(COEFF), average leverage of the intra-industry firms(LEV), market structure characteristics(CR3) and average firm size(SIZE). The results indicate both the average leverage of intra-industry firms(LEV) and market structure characteristics (CR3) are significantly negatively related to the dependant variable, that is intra-industry firms' average cumulative abnormal return (INDCAR). And is significantly positively relate average firm size(SIZE).

Key words: Intra-industry information transfer effect; Legal management application; Contagion effect hypothesis; Competitive effect hypothesis; Event study