

한국의 기업파산 듀레이션에 대한 경쟁위험 분석

(공동연구) 권 세 훈*
한 상 범**

<요 약>

본 연구는 1992년부터 2002년까지 회사정리절차의 개시를 신청한 상장기업의 정리계획안 인가여부 결정까지 소요된 기간에 대해 경쟁위험 듀레이션 분석을 실시하였다. 외환위기 이후 회사정리 처리기간이 급격히 단축되어진 현상에 대해 설명하는 여러 가설을 설정하고 관련 설명변수들의 통계적 유의성을 검증하였다. 특히 위험율의 형태 및 변인들을 분석함에 있어서 인가 및 불인가 위험에 대해 경쟁위험 분석을 실시함으로써 분석의 통계적 유의성을 높이고 가설의 설정 및 검증을 더 세분화할 수 있었다. 본 논문에서 고려한 기업파산 듀레이션에 관한 가설은 제도적 요인 가설, 특별파산처리(Super Chapter 11) 가설, 정보효과 가설, 건전성 및 핸디캡 원리(handicap principle) 가설, 외부효과 또는 대마불사(Too Big To Fail) 가설, 그리고 버티기(hold-out) 가설이다. 분석결과 대부분의 가설에 대해 부분적으로 지지하는 결과를 얻었다. 특히 위험율에 영향을 미친 주요 변인으로서 기간변수로 측정된 제도적 요인 및 사전조정기간이 높은 설명력을 보여 제도 및 정보의 문제가 기업파산 듀레이션에 중대한 영향을 주는 것을 보였다. 한편 기업규모와 관련해서는 정보 문제보다는 외부효과를 고려하는 대마불사 현상이 존재한 것으로 판단된다.

핵심단어: 경쟁위험(competing risks), 듀레이션 분석(duration analysis), 회사정리, 기업파산, 파산기간, 핸디캡 원리, 대마불사(Too Big To Fail), 특별파산처리(Super Chapter 11)

First Draft: 2008. 4. 30

* 교신저자, 한국증권연구원 연구위원, 150-974 서울시 영등포구 여의도동 45-2, E-mail : sehoon@ksri.org, Tel : +82-2-3771-0633

** 한국증권연구원 연구위원, E-mail: sbhahn@ksri.org, Tel : +82-2-3771-0672

I. 서론

기업파산의 처리기간은 파산비용(bankruptcy cost)에 직접적인 영향을 미치는 중요한 요소일 뿐만 아니라, 그 자체로서 파산비용의 크기를 가장 객관적으로 추정할 수 있는 대리측정치(proxy)가 될 수 있다. 그러나 기존의 기업파산 연구에서는 파산처리 기간을 단순히 표본의 기초통계량 정도로 치부하여 직접적인 분석을 실시하지 않는 경우가 많았다. 그러나 근래에 기업파산 처리기간의 통계적 행태와 주요 변인들의 영향력에 대해 조사한 듀레이션 분석(duration analysis) 연구들이 다수 등장하였다. 한편 한국의 기업파산 관련 연구 중에서도 듀레이션 분석을 실시한 경우가 소수 있으나 주로 파산예측 모형으로 활용되는 경우가 대부분이었으며 파산처리기간 자체를 분석한 경우는 드물다. 예외적으로 권세훈(2005)에서 회사정리 신청에서 종결까지의 처리기간에 대한 듀레이션 분석을 실시하였다. 본 논문에서는 그 논의를 발전시켜 회사정리 신청에서 인가 또는 불인가까지의 기간에 대해 경쟁위험 모형(competing risk model)을 사용한 듀레이션 분석을 실시하였다.

본 논문은 외환위기 이후 회사정리 처리기간이 급격히 단축되어진 현상의 원인 및 그 경제적 의미를 설명하기 위한 가설을 설정하고 그 통계적 유의성을 검증하였다. 특히 위험율의 형태 및 변인들을 분석함에 있어서 인가 및 불인가 위험에 대해 경쟁위험 분석을 실시함으로써 통계적 유의성을 높이고 관련된 가설들을 더 세분화할 수 있었다. 이를 위해 구체적으로 1992년부터 2002년까지 회사정리절차의 개시를 신청한 상장기업을 대상으로 신청에서 정리계획안이 인가되기까지 소요된 기간 자료를 수집하여 분석에 이용하였다.*

기업의 파산처리 절차는 각 국가의 법률에 따라 차이가 있지만, 기본적으로 기존의 채무관계를 조정하는 정리계획안(reorganization plan)을 ‘인가’하는 것이 절차의 핵심이 된다. 한국의 경우 정리절차 신청에 대해 법원의 개시 또는 기각 결정이 내려지고, 개시된 사건은 정리계획안이 제출되어 인가 또는 폐지가 결정되며, 인가 이후에도 계속해서 법원의 감독을 받다가 최종적으로 종결 또는 폐지 결정을 받게 되어 있다. 한편 미국 등에서는 정리계획안의 인가로 절차가 종료되어 이후에는 법원의 개입이 없게 된다. 본 논문에서는 법적인 형식보다 경제적 실질을 반영하여 파산처리 기간을 신청에서 인가 또는 불인가(기각 또는 인가전 폐지) 결정이 난 시기

* 한국의 기업도산 관련 법규는 크게 회사정리법, 화의법, 파산법으로 나뉘어 있다가 “채무자 회생 및 파산에 관한 법률”(일명 통합도산법)이 2005년 3월말에 제정되어 2006년 4월1일부터 시행되었다. ‘회사정리절차’ 및 ‘정리계획안’은 이전의 회사정리법에서의 명칭이며, 현재의 법에서는 각각 ‘회생절차’ 및 ‘회생계획안’을 의미한다.

로 파악하여 논의를 전개하였다.

본 논문의 순서는 다음과 같다. 우선 II 장에서 기업파산 듀레이션에 대한 기존의 실증연구들을 개관한다. III 장에서는 본 논문에서 사용된 자료 및 듀레이션 분석의 방법론에 대해 설명하고, IV 장에서는 한국의 회사정리 듀레이션이 단축된 현상에 대한 설명을 제공하는 가설을 설정하며, V 장에서는 구체적인 분석 결과를 제시하고 그 경제적 의미를 해석한다. 그리고 마지막으로 VI 장에서 결론을 맺는다.

II. 기업파산 듀레이션에 대한 실증연구의 개관

이번 절에서는 기업파산처리 기간에 대한 기존의 실증연구들의 결론을 개관하여, 현실에서 기업파산의 처리에 어느 정도의 기간이 소요되는지, 그리고 이러한 처리 기간에 영향을 미치는 요인은 무엇인지에 대해 살펴보고자 한다. 기존 연구들의 파산처리 기간에 대한 조사 결과는 매우 다양한데, 이는 각 연구마다 성격이 다른 표본들을 이용하였으며 각자 처리기간의 정의(definition) 자체가 다른 경우도 있기 때문이다. 본 연구에서는 이를 다음의 [표 1]로 요약 정리하였다. 표를 보면, 대체적으로 최근 표본일수록 처리기간이 좀 더 단축되는 것을 알 수 있다.

Helwege(1998)는 투기등급 채권(junk bonds)의 디폴트(default) 기간에 대한 분석을 실시하였는데, 기업특성 변수들을 고려한 회귀분석을 통해 최근의 채권 디폴트 사건일수록 그 처리 기간이 더 짧다는 연구 결과를 얻었다. 최근 표본을 이용한 연구결과들에 의하면 미국 연방 파산법 제 11조(chapter 11) 적용기간은 평균적으로 약 20개월 정도이며, 11조-사전조정 사건(pre-packaged chapter 11)의 경우에도 사전조정 시작시점부터 최종 적용기간까지의 기간을 모두 고려하면 거의 비슷한 기간을 기업파산처리에 소요한 것으로 보인다.

그리고 사적조정(private reorganization)의 경우와 법적처리(11조 적용)의 경우를 비교하여 상대적인 비효율성 여부를 분석한 연구들이 있다. 이들 연구에서는 대부분 사적조정이 법적처리보다 짧은 기간을 소요하는 것으로 조사되었으며, 이는 법적처리의 상대적 비효율성을 나타내는 증거로 이해되었다(Gilson, John, 그리고 Lang, 1990).

그러나 이와 관련하여 법적처리 제도의 의의를 우량파산기업과 불량파산기업을

사전적으로 구분해내는 선별장치(screening device)로 설명하는 이론도 있다. 즉, 사적조정과 법적처리를 단순히 사후적인 결과로 비교하는 것은 무의미하며 각 제도의 사전적인 효과를 고려해야 한다는 것이다. Mooradian(1994)은 연방 파산법 11조의 역할은 비효율적인 기업들이 사적조정 과정에서 효율적인 기업들과 혼재되는 것(pooling)을 방지하고, 자발적으로 법적 처리 과정을 선택(self-selection) 하도록 하여 경제 전체적으로 효율성을 증대시킬 수 있음을 보였다. 따라서 사적인 구조조정에 비해 파산법 11조 적용 사건이 사후적으로 더 비효율적으로 처리되었다고 해서 파산법 11조 존재의 의의가 사라지는 것은 아니라는 주장이다.

[표 1] 기존의 파산관련 실증연구들의 파산처리 기간에 대한 기초통계 자료

연구자	표본수	표본기업 특성	분석기간(기준)	소요기간	
Franks 와 Torous (1989)	30	11조 탈피 성공	1970~1984년 (11조 기간)	최단(11조) 최장(11조) 평균(11조)	37일 13.3년 4년
Weiss (1990)	37	NYSE/AMEX 상장	1979~1986년 (11조 기간)	최단(11조) 최장(11조) 평균(11조)	7월 8년 2.5년
Gilson, John 과 Lang (1990)	89	NYSE/AMEX 상장	1978~1987년 (디폴트 기간)	신청 이전 평균(11조)	8월 20월
Bandopadhyaya (1994)	43	SEC 연간보고서	1979~1990년 (11조 기간)	평균(11조)	29월
Altman 과 Eberhart (1994)	91	91 개 기업의 232 개 채권	1980.1~1992.7에 부도, 11조 적용	평균(11조)	1.97년
Franks 와 Torous (1994)	82	11조 적용: 45개 사적 재건: 37개	1983~1990년	중위수(11조) 중위수(사적조정)	27월 17월
Hotchkiss (1995)	197	11조 탈피 성공	1979~1988 (11조 기간)	평균(11조)	20월
Tashjian 등(1996)	49	11조 탈피 성공	1980~1993 (사전11조 기간)	신청 이전 평균(11조)	18.3월 3.3월
Helwege (1999)	129	디폴트된 고수익 증권	1980~1991년 (디폴트 기간)	신청 이전 평균(11조)	8월 20월
Li (1999)	84	Helwege(1999)의 표본 활용	1980~1991년 (11조 기간)	상동	상동

다음으로, 파산기간 자체를 연구 대상으로 삼아 그 성격을 분석한 연구들이 있는데, 그 내용을 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 대부분의 기간분석의 경우 관측시점에서 분석대상 사건이 종료되지 않고 진행중인 표본들이 다수 존재하게 되는데, 이

들 진행중 표본들을 무시하고 분석을 수행할 경우 추정에 편의(bias)가 발생할 위험이 크다. 또한 진행 중인 표본의 사건 기간을 관측시점까지 절단(censoring)하여 회귀분석에 사용하는 경우에는 그 추정량이 일치성(consistency)을 확보하지 못하는 문제가 생겨난다. 이러한 문제를 해결하기 위한 대안으로 등장한 것이 생존분석(survival analysis), 위험률 분석(hazard rate analysis) 또는 듀레이션 분석(duration analysis)이다. 파산기간의 연구에서도 이러한 논의는 동일하게 적용되어진다. Bandopadhyaya (1994)는 파산기간을 종속변수로 하는 회귀분석의 문제점으로, 관찰 시점에서 절단되는 자료(censored data)를 이용함으로써 발생하는 추정량의 불일치성(inconsistency)을 지적하면서, 대안으로 기간분석 방법론을 제시하였다. Helwege(1999)는 투기등급 채권(junk bonds) 중 디폴트가 발생한 기업에 대한 미국연방파산법 제 11조 적용기간을 분석하였다. Li(1999)는 Helwege (1999)의 표본을 이용하여 고수익채권을 발행한 기업 중 미국 파산법 11조를 신청한 기업에 대해 Bandopadhyaya(1994) 방식의 위험률 분석을 시도하였는데, 모형의 선택(model selection) 및 모수 추정 방법에 있어서 베이즈 방법론(Bayesian method)을 도입한 것이 특징이다. 다음의 [표 2]는 이들의 연구결과를 비교하여 요약한 것이다.

이들의 연구에서 파산기간에 영향을 미치는 요인들을 살펴보면, 크게 기업의 개별적 특성을 나타내는 변수와, 산업 환경 변수, 그리고 경제 환경 변수로 나누어질 수 있다. Helwege(1999)의 경우 협상, 버티기(hold-out), 정보, 유인, 제도적 요인 등으로 변수의 범주를 나누어 파산기간과의 관계를 살펴보았다.

이들 연구에서 공통적으로 나타나는 주요 결과를 살펴보면, 먼저 최근에 올수록 파산기간이 줄어든다는 점이다. 이는 제도적 요인이 파산기간을 줄이는데 중요한 역할을 하였음을 시사하는 것이다. 그리고 소송이 있거나 우발채무가 있는 등, 불확실성이 큰 경우 파산기간이 길어지는데 이는 앞서서의 정보의 오류 비용의 설명과 일치하는 현상이다. 특별히 Li(1999)의 연구에서 사전조정 제도가 파산기간을 유의하게 단축시키는 것으로 나타났다. 한편, 이자금액 또는 부채규모가 클수록 파산기간이 길어지는데 이는 앞서 설명한 시간 지연 비용 내용과는 일단 일치하지 않는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 이자와 부채의 크기는 시간 지연 비용을 나타내는 것 이상으로 협상 문제와 연관되어 있다. 즉, 구조조정이나 파산처리를 통해 상당규모의 이자나 부채가 탕감될 가능성이 많이 있기 때문이다.

[표 2] 파산처리 기간을 분석한 주요 연구

연구자 및 자료특징	연구방법	설명 변수			
		분류	변 수	부호 유의	
Bandopadhyaya(1994) - 표본수: 43개 - 기간: 1979년 ~ 1990년 - SEC 연간 보고서 참조 - 미국파산법11조 신청기업 - 일자자료: WSJ 참조	회귀분석	기업	장기부채/자산	(-)	
			이 자 금 액	(+) *	
			주 식 수	(-) *	
		산업	산업설비가동율	(+) *	
			경제	Prime 이자율	(-)
	위험률분석 Weibull	기업	G N P성장율	(-)	
			장기부채/자산	(-)	
			이 자 금 액	(+) *	
		산업	주 식 수	(-) *	
			산업설비가동율	(+) *	
경제	Prime 이자율	(+)			
G N P성장율	(+)				
Helwege(1999) - 표본수: 129개 - 기간: 1980~1991년 - 종속변수: 디폴트 기간 - Salomon Brothers High Yield Research Group (1992)의 리스트에 있는 디폴트 고수익 채권	단순회귀분석 (분석결과에는 위험률분석과 질적인 차이가 없다고 보고)	협상 기회	채권복수조 더미	(+)	
			규모(부채)	(+) 유의	
			우발채무 더미	(+) 유의	
		협상/ 버티기	소송유무 더미	(+) 유의	
			고수익채권/부채	(-) 유의	
			은행융자/부채	(+) 유의	
		버티기	은행단융자 더미	(+)	
			정보/ 유인	연구개발비 유무	(-)
			산업 시장가/장부가	(-)	
		제도적 요인	유인	EBITDA/부채	(-)
				고부채거래 유무	(-)
			제도적 요인	Drexel 지원 여부	(-)
				1986년 부도더미	(-)
				1987년 부도더미	(-)
				1988년 부도더미	(-)
1989년 부도더미	(-) 유의				
1990년 부도더미	(-) 유의				
1991년 부도더미	(-) 유의				
은행부채 무 더미	(-) 유의				
부동산산업 더미	(+) 유의				
Li(1999) - Helwege(1999)의 표본 활용 - 표본수: 84개 - 종속변수: 미국 파산법 제11조 적용기간	위험률분석 log-logistic (Bayesian 모수추정법)	기업	사전조정 여부	(-) ***	
			사전조정 기간	(-) ***	
			복 잡 성 더미	(+)	
			고부채거래더미	(-)	
			고수익부채/ 부채	(-)	
		산업 경제	소송유무 더미	(+) ***	
			EBITDA/매출	(-) *	
			총부채(장부가)	(+) **	
			1990년이후더미	(-) ***	
			산업 EBITDA/매출	(+)	
경제	미국채기간수익률차	(-)			

한편, 거시경제적 충격에 의해 다수의 기업이 동시적으로 도산에 처하는 체계적 파산(systemic bankruptcy) 상황에서는 특별한 처리방식이 필요하다는 의견이 있

다. Stiglitz(2001)는 특별한 기업파산 처리방식(Super Chapter 11)의 필요성을 논하면서, 체계적 파산 상황에서는 기업파산을 청산보다는 재건위주로 신속하게 처리하는 것이 필요하다고 주장하였다. 즉 이러한 상황에서는 파산기업의 청산에 따르는 외부효과의 기회비용이 크고 기업입장의 경영실패가 그 원인이 아니므로 경제상황만 변화되면 회생가능성 역시 높기 때문이다. 실제로 한국의 외환위기 이후 시기는 전형적으로 이러한 논리가 성립하는 경우로 판단된다(권세훈, 2004).

III. 자료 및 방법론

본 논문은 1991년부터 2002년 사이에 법정관리를 신청한 116개 상장기업*의 파산처리기간에 대해 경쟁위험을 분석하여, 한국의 기업파산 처리기간의 기본적인 행태를 파악하고, 이에 영향을 미치는 요인들을 판별하였다. 다음의 [표 3]은 표본의 기술통계량을 정리한 것이다. 전체 기간을 외환위기와 그 전후 시기로 구분한 통계값을 살펴보면 전체적으로 기업파산의 평균적인 처리기간이 감소하고 있음을 알 수 있다. 특히 인가기간은 외환위기 시기에, 그리고 비인가기간은 외환위기 이후 시기에 급격히 감소하였음을 알 수 있다. 표준편차를 살펴보면 외환위기 시기에 전체적인 감소현상이 보이거나, 비인가 표본의 경우에는 오히려 증가현상을 보이고 있다. 이는 외환위기 이후 파산법규와 관계가 변경되어, 보다 다양한 중도 폐지 현상이 발생하였기 때문으로 판단된다. 이하에서는 이러한 파산처리 기간의 변화에 영향을 미치는 요인들을 듀레이션 분석 기법을 활용하여 통계적으로 분석하고 그 경제적 의미를 해석하고자 한다.

* 해당기간 법정관리를 신청한 상장기업 중 관련 자료를 확보하지 못한 몇 개 회사를 제외하고는 대부분의 회사가 자료에 포함되었다.

[표 3] 표본의 기술통계량

(단위: 건, 일(days))

신청년도		1991-1996년	1997-1998년	1999-2002년	전 체
표본수	전 체	44	46	26	116
	인 가	27	39	21	87
	불인가	17	7	5	29
평균기간	전 체	655.1	453.6	298.2	495.2
	인 가	851.8	476.6	323.2	556.0
	불인가	342.7	325.0	193.2	312.7
표준편차	전 체	411.8	163.3	143.7	312.4
	인 가	390.5	137.5	118.9	318.3
	불인가	197.2	240.0	203.3	208.8

본 논문에서 사용한 통계기법은 듀레이션 분석(duration analysis)인데, 구체적으로는 경쟁위험(competing risks)을 고려한 Cox의 비례위험(proportional hazard) 모형을 이용하였다. 여기서 경쟁위험이란 기업이 회사정리의 개시를 신청하면 채무가 조정되는 '인가' 사건이 발생할 수도 있고, 그렇지 못할 수도 있는 '비인가' 사건이 발생할 수도 있음을 의미하는 것이다. 비인가 사건에는 기각, 인가전 폐지 등이 포함된다. 다만 비인가 사건의 경우 표본수가 작기 때문에 완전한 경쟁위험 모형을 사용하지는 못하고, Lunn & McNeil(1995)의 방법론을 따라 부분적 경쟁위험 모형을 사용하였다. 즉 인가사건을 분석할 때는 비인가 표본을 우측절단(right censored)된 것으로, 반대로 비인가 사건을 분석할 때는 인가 표본을 우측절단된 것으로 취급하였다.

앞서 기존문헌 연구에서 언급하였듯이, 관측시점에서 분석대상 사건이 종료되지 않고 진행중인 절단된(censored) 표본들이 다수 존재하는 경우, 일반적인 회귀분석은 변인들의 영향을 추정함에 있어 편의(bias)를 유발시킬 위험이 크며 일치성(consistency)을 확보하지 못하는 문제가 생겨난다. 이러한 문제를 해결하기 위한 대안으로 등장한 것이 듀레이션 분석(duration analysis)이다. 한편 처리기간의 종료유형이 하나가 아니라 다수인 경우를 분석하는 기법이 경쟁위험 모형(competing risk model)이다. 본 논문에서 분석하는 기업파산 제도인 회사정리제도는 궁극적으로 회사정리를 신청한 기업이 정리계획안 인가를 통해 기존의 채무를 조정함으로써

회생가능성을 높이는 것이다. 그러나 신청 직후 기각되기도 하고, 개시된 이후에도 제출된 정리계획안이 인가되지 못하고 폐지되는 경우도 있다. 따라서 본 논문에서는 이러한 불인가 위험과 인가 위험을 구분하는 경쟁위험 모형을 사용함으로써, 기업파산 듀레이션에 관한 변인들의 영향력을 추정함에 있어 통계적 유의성을 향상시킬 수 있었다.

한편 분석에 사용된 주요 변인들은 시간의 흐름에 따른 제도적 요인을 통제하기 위한 기간 변수, 기업의 특성을 반영하기 위한 재무 변수와 지배구조 변수, 그리고 환경 요인을 통제하기 위한 산업 변수와 경제 변수로 구분된다. 이러한 구분의 기준에서 성립가능한 다양한 변수 중에서 객관적으로 획득 가능한 변수들을 선별하였다. [표 4]를 보면 독립변수들의 목록을 볼 수 있는데, 여기서 1997년 이후 더미변수는 외환위기 이후 시기의 특징을 파악하기 위한 것이며, 1999년 이후 더미변수는 외환위기가 진정되며 경제가 회복세를 보이기 시작한 시기인 동시에 그동안 정비된 파산제도가 본격적으로 발효되기 시작한 시점이기도 하다. 그리고 사전조정기간은 회사정리를 신청하기 이전에 이미 부실의 징후를 보이기 시작한 시점부터 신청까지의 기간을 나타낸다. 여기서 부실의 징후란 부도 사건, 화의나 워크아웃 신청을 의미한다. 이는 기업파산 처리에 있어 정보문제가 그 소요기간에 미치는 영향을 파악하기 위한 것이다. 이미 파산과 유사한 사건이 진행중인 기업은 그 관련 정보가 채권자와 공공에게 이미 잘 알려졌을 수 있기 때문에 이러한 효과를 통제할 필요가 있기 때문이다. 재무적 곤경을 겪은 기업은 재무 변수는 기업의 재무적 특성을 통제하기 위한 것으로, 신청 직전년도의 KIS-FAS 재무제표를 이용하여 계산되었다. 산업집중도는 KIS-FAS 산업코드 분류에 따라 산업별로 기업매출액에 대해 Herfindal 지수법을 이용하여 산출되었다.

IV. 가설의 설정

[표 4]에서 기업파산 듀레이션에 영향을 주는 변인들의 부호를 예상하는 주요 가설에는 첫째로 제도적 요인 가설이 있다. 이는 외환위기 이후 파산법규의 전면적인 개정*으로 인해 파산처리 기간이 단축되었다는 것이다. 둘째로 이와 관련하여 특별

* 외환위기 이후 회사정리 제도는 전반적인 절차의 신속화를 지향하였다. 그 자세한 변화

파산처리 가설이 있다. 이는 거시경제적 충격에 의해 다수의 기업이 동시에 도산에 처하는 체계적 파산(systemic bankruptcy)의 경우에는 일반적인 파산처리와 달리 특별히 재건위주로 더 신속히 처리하는 것이 바람직하다(Stiglitz, 2001)는 주장을 의미한다. 이에 따르면 외환위기 이후 인가는 더 신속하게, 그리고 불인가는 더 느리게 이루어져야 한다. 1999년 이후에는 외환위기의 긴박성이 어느 정도 해소되었다고 판단할 수도 있으나 당시의 사회적 분위기를 고려할 때, 여전히 외환위기와 비슷한 상황을 가정하는 것이 바람직하다고 판단되어 [표 4]에서는 1997년 이후와 1999년 이후 더미의 예상부호를 동일하게 설정하였다. 셋째는 정보 효과 가설이다. 이는 도산에 처한 기업의 정보를 쉽게 획득할 수 있으면 파산처리에 소요되는 기간이 짧아지는 것을 의미한다. 먼저 사전조정기간은 회사정리 신청 이전에 이미 부도가 발생하였거나 화의를 신청한 기업의 경우 그 기간 동안 채권자나 공공에게 더 많은 정보가 알려졌을 것을 고려하기 위한 것이다. 정보효과가 중요하다면 사전조정기간이 길수록 인가나 불인가 모두 신속히 결정될 것이다. 한편 기업의 규모 변수도 정보효과와 연관이 있다. 대체적으로 대규모 기업일수록 복잡한 자본구조를 가지며 향후 기업의 회생가능성을 판단하기가 더 어려울 것이므로 더 긴 처리기간을 소요할 것이다. 넷째로 건전성 가설과 핸디캡 가설이 서로 대립적으로 존재한다. 건전성 가설이란 기업의 현재 상태나 미래 여건이 건전할수록 인가는 신속하게, 불인가는 신중하게 결정될 것으로 예상한다. 한편 핸디캡 가설이란 핸디캡 원리(handicap principle)*를 이용한 설명방식이다. 이에 의하면 겉으로 드러나는 건전성 지표에 문제가 없음에도 도산에 처했다면 그 기업은 더 본질적인 측면에서 부실할 것이 예상되므로 인가는 신중하게, 불인가는 신속히 결정될 것을 예상한다. 다섯째로 외부효과 가설 또는 대마불사(too big to fail) 가설 역시 기업의 규모와 연관이 있는데, 대규모 기업일수록 경제 전반에 중대한 외부효과를 유발하므로 가능한 기업을 존속시키고자 하는 유인이 있다. 따라서 대규모 기업은 인가는 신속히,

내용은 권세훈(2005)을 참고하라.

* Zahavi(1975)의 핸디캡 원리는 생물의 진화를 설명하는 이론의 하나로서, 생물들 간의 정보교환에 있어 신호전달(signaling)이 상당한 비용을 유발해야 신뢰성이 있다는 것을 강조한다. 예를 들면 짝짓기에 임하는 생물이 자신이 생존에 뛰어난 개체임을 증명하기 위해서는 생존 가능성을 낮추는 신호를 이용해야 짝이 될 상대방이 신뢰할 수 있다는 것이다. Grafen(1990)은 핸디캡 원리를 신호전달 게임이론을 이용하여 설명하였는데, 그 본질은 Spencer(1975)의 교육선택 게임과 동일하다. 이러한 논리와 완전히 동일한 것은 아니지만, 법원은 회사의 회생 가능성을 판단함에 있어 유동성 문제라는 핸디캡이 없음에도 파산에도 처한 기업은 근본적으로 부실한 기업일 것이라고 단정할 수 있다. 즉 기업의 유동성 부족이 회생가능성에 관한 핸디캡 신호(handicapped signal)로 이용될 수 있다는 것이다.

특히 불인가는 신중히 결정할 것이 예상된다. 마지막으로 버티기(hold-out) 가설은 대주주들이 사적인 협상 및 조정에서 영향력을 행사하여 파산처리가 지연되는 상황을 가정한다. 그러므로 소액주주 지분율이 높을수록 대주주 영향력이 낮을 것이며 처리기간이 단축될 것을 예측하였다. 환경변수 중에서 산업집중도는 산업 내 경쟁의 정도를 나타내는 지표인데, 이 지수가 높을수록 경쟁이 약함을 의미하므로 기업에게 유리할 것이다. GDP 성장률은 전반적인 경기상황을 의미하며 그 값이 높을수록 기업의 경영에 유리할 것이다.

[표 4] 가설에 따른 설명변수의 예상부호
 예상부호 란에 음영이 있는 것은 [표 5]의 듀레이션 분석 결과 통계적 유의성을 확보한 경우임

변수 구분		가설 구분	표본별 예상 부호		
			전체	인가	불인가
기간 변수	1997년 이후	제도적 요인	+	+	+
		특별파산처리	?	+	-
	1999년 이후	제도적 요인	+	+	+
		특별파산처리	?	+	-
	사전조정기간	정보 효과	+	+	+
기업 특성 변수	부채 / 자산	건전성	?	-	+
		핸디캡	?	+	-
	유동자산/자산	건전성	?	+	-
		핸디캡	?	-	+
	EBITDA/자산	건전성	?	+	-
		핸디캡	?	-	+
	로그 (매출)	정보 효과	-	-	-
외부 효과 (대마불사)		?	+	-	
소액주주지분율	버티기	+	+	+	
환경 변수	산업집중도	건전성	?	+	-
		핸디캡	?	-	+
	GDP 성장률	건전성	?	+	-
		핸디캡	?	-	+

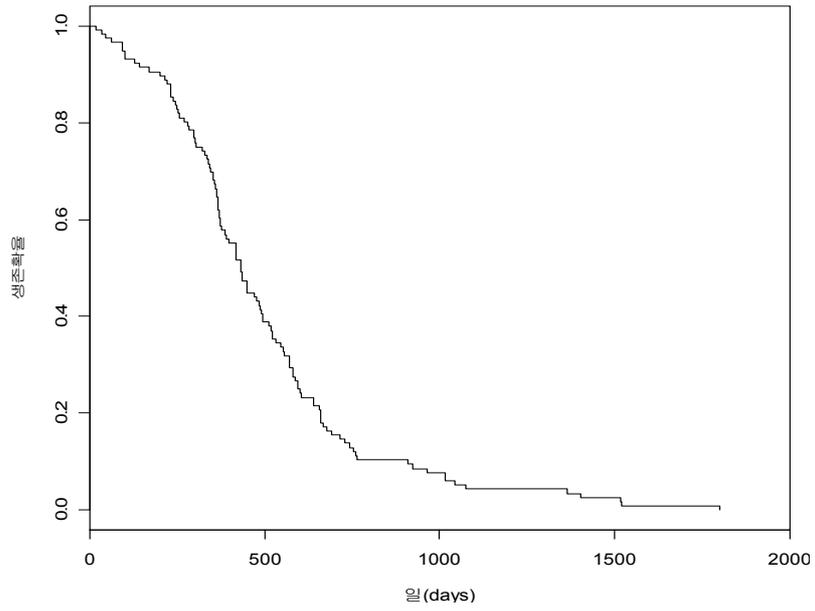
V. 실증분석 및 결과의 해석

[그림 1]에서부터 [그림 5]까지는 회사정리 처리기간, 즉 신청에서 인가 또는 비인가까지 소요된 기간에 대해 Kaplan-Meier 도표를 작성한 것으로, 이 그림들을 보면 전반적인 처리기간의 형태를 알 수 있다. Kaplan-Meier 도표는 생존비율(survival proportion)을 나타내는 지표인데, 여기서는 회사정리를 신청한 전체 기업 중에서 인가 또는 불인가로 처리되지 못하고 잔류되어 결과를 기다리는 기업의 비중을 나타낸다.

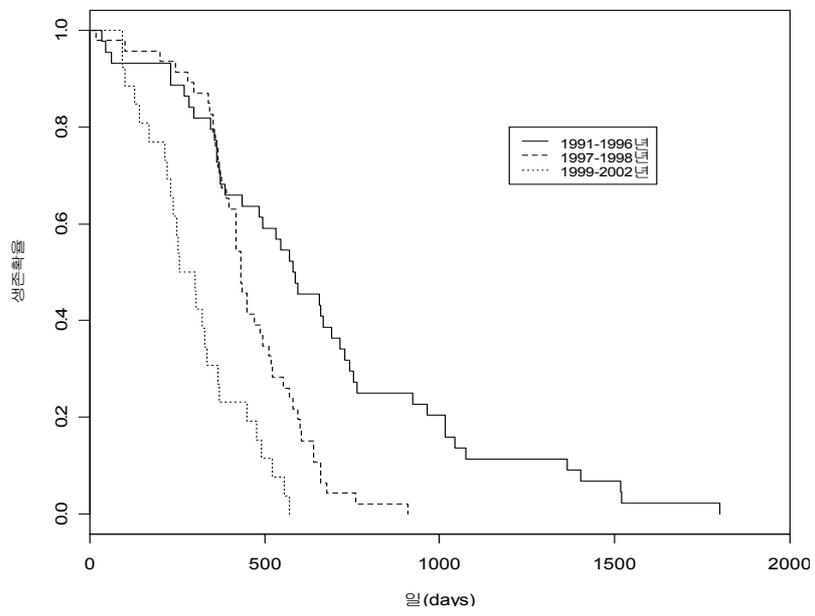
본 논문의 Kaplan-Meier 도표에서 나타나는 특징은 연도별로 전반적인 처리기간이 급격히 감소하고 있다는 점과 불인가 처리기간이 더 짧다는 점이다. 이는 외환위기 이후 회사정리법 개정 등 기업파산 관련 제도가 대폭 변화된 것이 직접적인 영향을 주었을 것이다. 한편 권세훈(2004)에 의하면 법규 개정 이전에 이미 처리기간이 짧아지기 시작하였는데, 이는 법원의 사법적 재량(judicial discretion)도 상당부분 영향을 미쳤음을 의미한다. 본 논문에서는 논의의 범위를 좁히기 위해 사법적 재량과 법규의 영향을 구분하지 않고 통합적으로 “제도적 요인”이라는 명칭을 사용하기로 한다.

한편 Kaplan-Meier 도표의 형태를 보면 처리에 매우 긴 시간을 소요한 몇몇 극단치(outlier)가 존재하며, 이는 대부분 1996년 이전의 표본에 해당함을 알 수 있다. 그리고 인가 표본의 경우 시간이 지남에 따라 처리기간이 감소되는 현상이 명확하나 불인가 표본의 경우 매우 불규칙한 양상을 보이고 있다. 이는 불인가 표본의 표본수가 상대적으로 적은 것과, 또 불인가 유형별로 기간의 차이가 크기 때문이다. 즉 기각의 경우 매우 짧은 기간이 소요되는 반면, 인가전 폐지의 경우 상대적으로 긴 기간이 소요되기 때문이다.

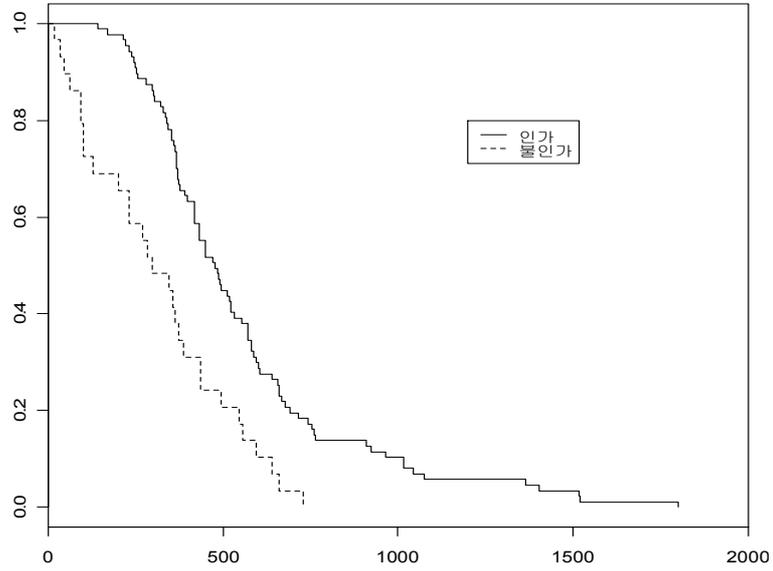
[그림 1] 전기간 (신청~인가/불인가)의 Kaplan-Meier 도표



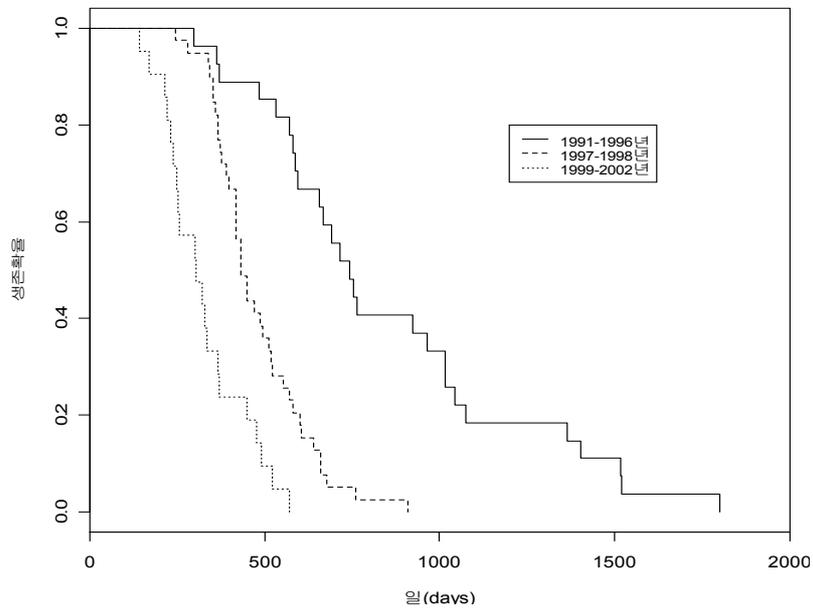
[그림 2] 기간별 처리기간(신청~인가/불인가)의 Kaplan-Meier 도표



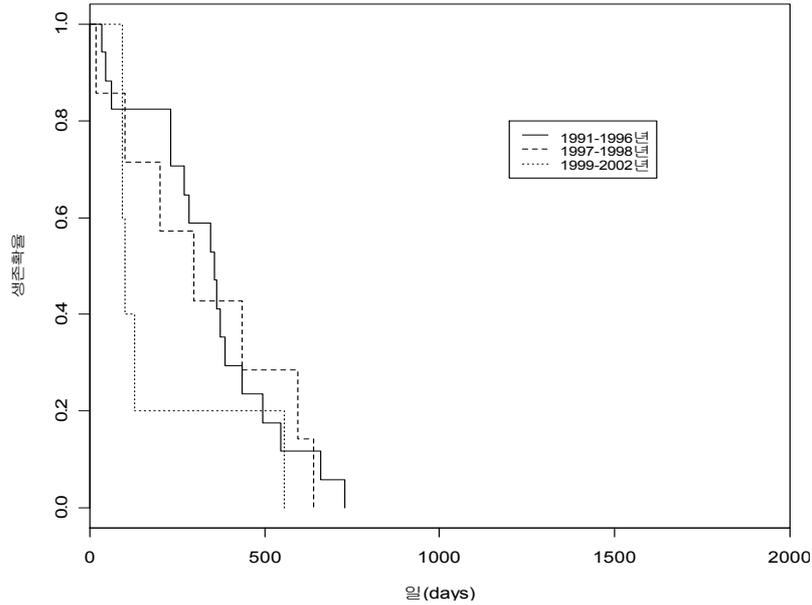
[그림 3] (신청~인가)와 (신청~불인가)의 Kaplan-Meier
도표



[그림 4] 기간별 (신청~인가)의 Kaplan-Meier 도표



[그림 5] 기간별 (신청~불인가)의 Kaplan-Meier 도표



[표 5]를 보면 인가와 불인가 표본의 차별성을 고려하지 않은 Cox 비례위험 모형의 추정 결과에 비해, 경쟁위험 모형을 사용한 결과가 통계적 유의성이 더 높은 것을 알 수 있다. 특히 1997년 이후와 1999년 이후 더미 변수의 경우 통계적 유의성은 인가표본에서 그 영향이 절대적이었음을 알 수 있다. 반면 불인가 표본의 경우에도 시간이 지날수록 처리기간이 감소한 것이 분명하지만, 불인가 표본의 수 자체가 작으며 더 많은 빈도를 차지하는 인가표본을 절단 자료로 인식함으로 인해 통계적 유의성이 떨어진 것으로 판단된다.

한편 1997년과 1998년 외환위기와 관련하여 앞서 설명한 특별한 파산처리(super Chapter 11) 원칙이 적용되었을 가능성이 있다. 즉 이 기간에 다수의 기업이 일시적으로 회사정리를 신청하여 이를 처리할 사법자원도 부족한 점과 또 이들을 불인가할 때의 외부효과를 고려할 때, 이 기간 동안 신속한 인가 결정 및 신중한 불인가 결정이 취해졌을 가능성이 높다. 그러나 본 논문의 연구에 의하면 인가와 불인가 기간 모두 이 기간 이후 급격히 단축되는 현상을 보인다.

그러나 이러한 결과에 대해 특별한 파산처리 원칙이 적용되지 않았다고 결론지을 수는 없다. 실제로 앞에서 Kaplan-Meier 도표를 보면 이 기간 이후 불인가 유형중의 하나인 기각 결정이 급격히 감소하여 초단기적으로 불인가 결정이 내려지는 현상이 줄어들었음을 알 수 있다. 다만 개시 이후 인가전 폐지 기간이 상대적으로 짧

아졌는데 이는 기각 결정이 지연된 결과일 수 있다(권세훈, 2005). 따라서 특별한 파산처리 원칙이 어느 정도 적용되어진 것으로 보은 것이 합리적이라고 판단된다.

사전조정기간의 경우 전체적으로 유의한 결과를 보여주고 있는데, 이는 파산처리에 있어 정보 문제가 중요한 역할을 함을 보여주는 것이다. 즉 회사정리를 신청하기 이전에 부도나 화의신청을 경험한 기업은 채권자와 공곡에게 이미 많은 정보가 노출되어 기업파산 처리에 있어 정보 문제가 큰 장애가 되지 못하여 처리기간이 단축되는 것으로 보인다.

한편 건전성 및 핸디캡 원리(handicap principle) 가설과 관련하여 부채비율, 유동성, 수익성, 산업 및 경제 여건을 분석하였는데, 이중 유동성과 수익성 및 경제여건 변수에 대해 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수 있었다. 전반적으로 유동성과 GDP 성장률의 경우 핸디캡 가설이 적용되며, 수익성과 산업집중도에 대해서는 건전성 가설이 적용되는 것으로 판단된다. 즉 유동성과 GDP 성장률은 기업의 파산 당시의 상태를 나타내는 지표로 인식되는 반면, 수익성과 산업집중도는 미래의 기업회생 가능성을 추정하는 정보가 되는 것으로 판단된다. 즉 유동성과 GDP 성장률의 경우 핸디캡이 없음에도 파산에 처했다는 것은 보다 근본적인 경제적 비효율이 존재할 가능성이 높음을 의미한다. 따라서 유동성이 좋은 것이 오히려 폐지 기간을 앞당긴 것으로 이해되며, GDP 성장률이 높을 때 오히려 인가기간이 지연된 것으로 보인다. 반면 수익성과 산업집중도는 통계적으로 유의하게 인가를 앞당기는 것으로 나타났다.

분석에서 가장 흥미로운 부분은 규모(로그매출) 변수이다. 전체 표본에 대해 분석을 실시할 경우 그 효과가 상쇄되어 가설을 검정하기가 어렵지만, 경쟁위험 모형을 통해 위험을 분리하면 기업규모가 클수록 불인가 결정이 늦추어지는 현상을 발견할 수 있다. 이는 대규모 기업의 청산이 가지는 부정적인 외부효과로 인해 불인가 결정이 신중하게 내려지는 대마불사(Too Big To Fail) 현상을 나타내는 것으로 이해된다.

한편 규모가 큰 기업은 정보 파악이 더 힘들어서 인가 여부를 결정하기 어려워 그 처리에 더 많은 기간이 소요되었을 수 있다. 그러나 인가 표본을 보면 통계적 유의성이 낮지만 오히려 큰 규모의 기업이 더 빨리 인가되는 현상을 보이고 있다. 따라서 규모가 기업파산 처리기간에 미치는 영향 측면에서는 정보효과보다는 대마불사효과가 더 강하게 나타난 것으로 판단된다. 한편 소액주주지분율이 높을수록 인가기간이 앞당겨져 버티기 가설이 부분적으로 성립하는 것으로 판단된다.

[표 5] 신청~인가/불인가 기간에 대한 회귀분석 결과

종속변수는 위험율이며, 괄호 안은 표준오차이며,
***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준임

모 형 구 분	Cox 비례위험	경쟁위험 모형	
	전체표본	인가표본	불인가표본
1997년 이후	0.8755*** (0.3151)	1.5423*** (0.3960)	0.2863 (0.7071)
1999년 이후	2.0860*** (0.3715)	3.1195*** (0.4756)	1.1627 (0.8839)
사전조정기간	0.2209*** (0.0484)	0.2836*** (0.0610)	0.2143** (0.0963)
부채비율	0.5124 (0.7978)	-0.9658 (1.0452)	2.4461 (1.5675)
유동자산/자산	0.3391* (0.1991)	0.0938 (0.3063)	0.8664*** (0.3326)
EBITDA/자산	0.5682** (0.2236)	0.7766*** (0.2777)	0.2080 (0.5055)
로그(매출)	-0.1338 (0.0855)	0.0160 (0.0958)	-0.7669*** (0.2419)
소액주주지분율	0.7654 (0.5052)	1.8187*** (0.6441)	-0.1943 (0.8111)
산업집중도	1.4341** (0.7119)	2.4479*** (0.7846)	-3.3850 (2.4713)
GDP 성장율	-0.0249 (0.0220)	-0.0422* (0.0242)	0.0209 (0.0568)

VI. 결론

본 논문에서는 1992년부터 2002년까지 회사정리절차의 개시를 신청한 상장기업에 대해 정리계획안이 인가 또는 불인가되기까지 소요된 기간의 듀레이션 형태 및 그 변인들에 대해 경쟁위험 분석을 실시하였다. 기존의 연구에 비해 본 논문은 경쟁위험 모형을 사용함으로써, 통계적 유의성을 높일 수 있었을 뿐만 아니라 경쟁위험 사이의 상반되는 효과를 구분할 수 있어서 가설의 설정 및 검증을 세분화할 수 있었다. 다만 불인가 위험 표본의 수가 상대적으로 많지 않아서 부분적인 경쟁위험 모형을 사용한 것은 아쉬움으로 남는다.

분석의 결과 외환위기 이후 기업파산의 처리기간이 대폭적으로 감소하였는데, 이러한 경향은 인가 표본에서 더욱 분명함을 알 수 있었다. 이는 법규 개정이나 법원의 사법적 재량 등의 제도적 요인이 중요한 역할을 한 것으로 판단된다. 특히 Kaplan-Meier 도표에서 나타나듯이 매우 긴 기간을 소요하던 극단치 표본들이 외환위기 이후 사라진 것은 제도적 개선과 사회 경제적 여론의 영향으로 인한 변화로 판단된다.

한편 기업의 재무적 특성도 부분적으로 기업파산 듀레이션에 영향을 미친 것으로 보인다. 특히 유동성 문제가 없음에도 파산에 처한 기업의 경우 더 신속하게 불인가 결정을 받는 것으로 보인다. 그리고 수익성이 높은 기업일수록 인가 결정을 빨리 받는 것으로 보인다. 이는 유동성의 경우 과거의 핸디캡 신호(handicapped signal)로서 작용하며 수익성은 미래의 건전성 지표로 인식됨을 의미하는 것으로 이해된다.

기업의 규모는 인가결정에 있어서 별다른 영향을 주지 못하는 반면 불인가 결정은 통계적으로 유의하게 더 늦추는 효과를 가지는 것으로 보인다. 이는 기업규모가 정보의 복잡성에 대한 지표임을 주장하는 정보효과 가설보다는 대규모 기업의 불인가 결정에 따르는 부정적 외부효과를 기피하려는 대마불사 현상이 더 중요하게 작동함을 의미한다.

그리고 경제가 위축되는 시기에 기업파산에 처한 기업은 인가 결정이 빨리지는 현상을 발견하였는데 이는 집단적 기업파산이 발생하는 경우 이를 재건 위주로 신속하게 처리해야 한다는 Stiglitz(2001)의 특별파산처리(super Chapter 11) 원칙이 부분적으로라도 적용된 것임을 시사하는 것으로 이해된다.

참고문헌(References)

- 권세훈, 2004, 회사정리의 경제적 효율성에 관한 연구-외환위기 기간을 중심으로, 경영학연구 3권 6호, 1847-1873.
- 권세훈, 2005, 회사정리의 경제적 효율성에 관한 연구, 서울대학교 박사학위 논문.
- Altman, E. I., and Eberhart, A. C., 1994, Do priority provisions protect a bondholder's investment?, *Journal of Portfolio Management* 20, 67-75.
- Altman, E. I., and Hotchkiss, E., 2006, *Corporate Financial Distress and Bankruptcy 3rd ed.* (John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, NJ).
- Asquith, P., Gertner, R., and Sharfstein, D., 1994, Anatomy of Financial Distress: An Examination of Junk-Bond Issues, *Quarterly Journal of Economics* , pp. 625-658.
- Bandopadhyaya, A., 1994, "An Estimation of the Hazard Rate of Firms Under Chapter 11 Protection," *The Review of Economics and Statistics* 76, 346-350.
- Claessens, S. and Klapper, L. F. 2005, "Bankruptcy around the World: Explanations of Its Relative Use," *American Law and Economics Review* 7, 253-283.
- Franks, J., and Torous, W., 1989, An empirical investigation of U.S. firms in reorganization, *Journal of Finance* 44, 747-770.
- Franks, J., and Torous, W., 1994, A comparison of financial recontracting in distressed exchanges and chapter 11 reorganization, *Journal of Financial Economics* 35, 349-370.
- Gertner, R. and Schafstein, D., 1991, A Theory of Workouts and the Effects of Reorganization Law, *Journal of Finance* 46, pp. 1189-1222.
- Giammarino, R. C., 1989, "The Resolution of Financial Distress," *The Review of Financial Studies*, vol. 2 no. 1, pp. 25-47.
- Gilson, S.C., John, K. and Lang, L.H.P., 1990. "Troubled Debt Restructurings: An Empirical Study of Private Reorganization of Firms in Default," *Journal of Financial Economics* 27, pp. 315-353.
- Grafen, A. 1990, Biological Signals as Handicaps, *Journal of Theoretical*

- Biology 144, 517–546.
- Hart, Oliver, 1995, *Firms, Contracts, and Financial Structure*, Oxford University Press, New York.
- Haugen, R. and Senbet, L., 1978, "The Insignificance of Bankruptcy Costs to the Theory of Optimal Capital Structure," *Journal of Finance* 33, pp. 383–392.
- _____ and _____, 1988, "Bankruptcy and Agency Costs: Their Significance to the Theory of Optimal Capital Structure," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 23, pp. 27–38.
- Helwege, J., 1999, "How Long Do Junk Bonds Spend in Default?," *Journal of Finance* 54, 341–357.
- Hotchkiss, E. S., 1995, Postbankruptcy performance and management turnover, *Journal of Finance* 50, 3–21.
- Janger, E. J., 2001, "Crystals and Mud in Bankruptcy Law: Judicial Competence and Statutory Design," *Arizona Law Review* 43(1), –
- Karl, M., 2002, "Economic Distress, Financial Distress, and Dynamic Liquidation," *Journal of Finance* 57, 135–168.
- Li, K., 1999, "Bayesian Analysis of Duration Models: An Application to Chapter 11 Bankruptcy," *Economics Letters* 63, 305–312.
- Lunn, M. and D. McNeil, 1995, Applying Cox Regression to Competing Risks, *Biometrics* 51, 524–532.
- Mooradian, R., 1994, "The Effect of Bankruptcy Protection on Investment: Chapter 11 as a Screening Device," *Journal of Finance* 49, pp. 1403–1430.
- Rose, C. M., 1988, "Crystals and Mud in Property Law," *Stanford Law Review* 40, pp. 577–600.
- Senbet, L. and Seward, J. K., 1995, "Financial Distress, Bankruptcy and Reorganization," in: R. A. Jarrow, V. Maksimovic, and W. T. Ziemba(eds.), *Handbooks in Operations Research and Management Science* vol. 9, Finance, chapter 28, North–Holland, Amsterdam, pp. 921–961.
- Spence, A. M. 1973, Job Market Signaling, *Quarterly Journal of Economics* 87, 355–374.
- Stiglitz, J. 2001. "Bankruptcy Laws: Some Basic Economic Principles," in Stijn Claessens, Simeon Djankov, and Ashoka Mody (eds.), *Resolution of Financial*

- Distress. Washington, DC: World Bank Institute, pp. 1-23.
- Tashjian, E., Lease, R.C. and McConnell, J.J., 1996, "Prepacks: An empirical analysis of prepackaged bankruptcies," *Journal of Financial Economics* 40, pp. 135-162.
- Weiss, L., 1990, Bankruptcy resolution: Direct costs and violation of priority of claims, *Journal of Financial Economics* 38, 477-488.
- White, M., 1980, "Public Policy toward Bankruptcy: Me-first and Other Priority Rules," *Bell Journal of Economics* 11, pp. 550-564.
- _____, 1980, "Bankruptcy Costs and the New Bankruptcy Code," *Journal of Finance* 38, pp. 447-487.
- White, M., 1994, Corporate bankruptcy as a filtering device: Chapter 11 reorganization and out of court debt restructurings, *Journal of Law, Economics and Organization* 10, 268-295.
- Wruck, K. H., 1990, Financial distress, reorganization, and organizational efficiency, *Journal of Financial Economics* 27, 419-444.
- Zahavi, A. 1975, Mate Selection - A Selection for a Handicap, *Journal of Theoretical Biology* 53, 205-214.