

구조조정과 기업가치: 자산축소와 확장정책 비교분석

Restructuring Activities and Firm Value: Comparing Contraction and Expansion

박진우·백재승
(한국외국어대학교)

구조조정과 기업가치: 자산축소와 확장정책 비교분석

Restructuring Activities and Firm Value: Comparing Contraction and Expansion

박진우백재승
(한국외국어대학교)

< 요약 >

본 연구는 1997년 11월부터 2002년 12월까지 국내 상장제조기업들이 수행한 사업구조조정 가운데 386건의 축소형 구조조정과 283건의 확장형 구조조정을 대상으로 구조조정 가능성, 공시효과 및 장기성과, 그리고 장·단기성과에 미치는 요인 등을 외환위기기간과 이후 정상기간으로 나누어 비교분석하였다. 이러한 연구결과는 우선 외환위기 이후 활발하게 진행되고 있는 국내기업들의 사업구조조정 가운데 어떠한 형태의 구조조정이 기업가치 제고에 바람직한지를 시사하고 있다. 즉, 축소형 구조조정은 장·단기 기업가치에 매우 긍정적인 영향을 미치고 있는 반면에, 확장형 구조조정은 단기성과에 아무런 도움이 되지 못하고 장기성과 면에서는 정상기간동안은 긍정적이거나 경제위기기간에는 오히려 부정적인 것으로 나타났다.

한편, 구조조정 가능성에 대한 로짓회귀분석의 결과를 보면, 기업규모가 크고 체계적 위험이 높을수록 축소 또는 확장 모두에서 활발한 구조조정을 하는 것으로 나타났고, 유동성이 풍부한 기업은 확장형 구조조정에 적극적이고 반대로 부족한 기업은 축소형 구조조정을 선호하는 것으로 나타났다. 축소형 구조조정에만 영향을 미치는 요인으로서 부채비율은 모든 기간에, 은행차입금비율은 위기기간에 유의한 양(+)의 관계를 보여주며, 확장형 구조조정에만 영향을 미치는 요인으로서 대주주지분율이 정상기간에 유의한 양(+)의 관계를, 외국인지분율이 위기기간에 유의한 음(-)의 관계를 나타내고 있다. 토빈의 Q로 측정된 과거 경영성과는 정상기간을 중심으로 축소형 구조조정과 유의한 음(-)의 값, 확장형 구조조정과는 유의한 양(+)의 값을 보이고, 재벌기업은 위기기간에는 축소형 구조조정을 활발하게 수행하고 정상기간에는 확장형 구조조정에 적극적인 것으로 나타나고 있다.

구조조정의 공시효과 및 장기성과에 미치는 요인에 관한 횡단면회귀분석의 결과를 보면, 기업규모, 유동성 지표, 체계적 위험, 재벌소속여부 등의 요인들은 축소형 또는 확장형 구조조정에 상관없이 공시효과와 장기성과 모두 유의적인 양(+)의 관계를 갖고 있고, 반면에 부채비율, 대주주지분율, 외국인지분율 등은 축소형 구조조정의 공시효과 및 장기성과와는 대체로 양(+)의 관계를, 확장형 구조조정의 공시효과 및 장기성과와는 대체로 음(-)의 관계를 보임으로써 대조를 이루고 있다. 은행차입금비율과 토빈의 Q는 일관된 패턴없이 공시효과와 장기성과간에 상반된 결과를 보여주거나 분석기간에 따라 다른 결과를 나타내고 있고, 국내기관지분율은 구조조정의 장·단기성과의 중요한 요인이 되지 못하고 있다.

I. 서론

기업구조조정이란 기업가치의 극대화라는 궁극적 목표를 효율적으로 달성하기 위하여 경영의 각 부문에 대한 혁신을 이룰 수 있는 모든 방법들을 포함한다. 따라서 기업구조조정은 사업구조조정, 조직개편, 인력구조조정, 소유 및 지배구조 변경, 관리체제개선 등 광범위한 경영활동을 포괄하는 전략적 개념이다. 그 중에서도 재무학 분야에서는 사업영역을 재구축하고 사업규모를 조정하는 사업구조조정이 기업가치에 미치는 영향에 관한 연구가 비교적 활발하게 이루어져 왔다. 사업구조조정은 크게 두 가지로 구분될 수 있다. 즉, 부동산, 계열기업, 사업부문, 지분 등을 매각 또는 정리함으로써 기업의 핵심역량을 집중시키는 축소형 구조조정과 합작투자, 신규사업진출, 설비증설, 신제품개발, 지분매입 등을 통해 사업영역 및 사업규모를 확대하는 확장형 구조조정으로 나누어 볼 수 있다. 따라서 본 논문에서는 외환위기를 계기로 국내기업들 사이에 활발하게 이루어지고 있는 구조조정 중에서 사업구조조정을 축소형과 확장형 구조조정으로 나누어 구조조정 가능성, 공시효과 및 장기성과, 그리고 장·단기성과에 미치는 요인 등을 비교분석하고자 한다.

기업의 전문화와 사업집중화를 유도하는 축소형 구조조정과 사업규모를 확대하고 사업영역을 다각화 하는 확장형 구조조정은 서로 대조적인 구조조정정책이라고 할 수 있다. 경영자와 주주간의 대리인 문제(agency problem)와 관련하여 기존의 많은 연구들은 경영자가 기업확장을 도모하고자 하는 동기에 대해 설명하고 있다. 즉, 기업규모의 확대를 통해 권력(power)이나 위신(prestige)등 사적이익을 증대시킬 목적으로 (Jensen, 1986; Stulz, 1990), 혹은 기업에 대한 경영자 자신의 고유기능에 대한 수요를 증대시켜 참호구축(entrenchment)의 목적으로(Shleifer와 Vishny, 1989) 기업을 확장하려고 한다고 주장한다. 따라서 이러한 가설에 따르면 축소형 구조조정은 기업의 전문성을 높이고 대리인 비용을 낮춤으로써 기업가치를 높이고, 그 반대의 이유로 확장형 구조조정은 기업가치에 부정적일 것으로 예상된다.

반면에 고전적인 기업이론(Coase, 1937)에 따르면 경제상황과 기술변화에 따라 적절한 기업규모가 달라지기 때문에 기업은 축소 또는 확장을 통해 대처해야 한다고 주장한다. Bradley, Desai와 Kim(1988)은 인수합병을 경제상황의 변화에 따라 발생하는 이익의 기회를 활용하는 경영활동으로 보았고, Jensen(1993)은 1980년에 미국에서 활발하게 추진되었던 기업구조조정이 기술혁신, 투입비용, 규제 등과 관련된다고 보았다. 따라서 이러한 주장에 의하면 구조조정활동이 경제상황과 기술변화에 따른 기업의 전략적 의사결정이란 점에서 축소 또는 확장에 상관없이 공히 기업가치에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다.

이와 관련된 실증연구들을 살펴보면, Lang과 Stulz(1994), Berger와 Ofek(1995), Comment와 Jarrel(1995), Denis, Denis와 Sarin(1997) 등은 확장정책이 다각화를 지향할

경우 기업가치의 하락을 유발하고, John과 Ofek(1995), Schlingemann, Stulz와 Walkling(2002) 등 자산매각을 통해 기업의 핵심역량을 집중시키는 경우 기업가치에 긍정적이라고 보고하고 있다. 한편, 국내연구로서는 김지수와 최정호(1995)가 부동산 취득과 처분이 공히 기업가치에 긍정적이라고 보고하고 있고, 김원기와 박춘광(1999)은 기업이 사업을 집중화할 목적으로 자산을 매각할 경우 기업가치에 긍정적이며, 김석진과 김지영(2003)은 재무곤경에 처한 기업이 부채상환 목적으로 기업을 분리매각 했을 때 기업가치에 가장 긍정적임을 보여주고 있다.

그러나 이러한 실증연구들은 기업의 자산매각 또는 취득과 같은 개별적 사건(event)을 중심으로 기업의 집중화 또는 다각화가 기업가치에 미치는 영향을 분석한 것으로 축소형 구조조정과 확장형 구조조정을 비교 분석하고자 하는 본 논문의 목적과는 다소 거리가 있다. 이러한 목적에 가장 가까운 논문으로는 Mulherin과 Boone(2000)의 연구를 들 수 있다. 이들은 1,035개 미국기업을 대상으로 1990년에서 1999년 사이에 있었던 인수(acquisition)와 분리(divestiture)를 비교하여 분석하고 있다. 그 결과 인수와 분리 모두 기업가치를 증가시킴으로써 기업구조조정이 기업가치에 미치는 영향은 축소와 확장에 상관 없이 비슷한 결과를 보이는 것으로 나타났다. 한편, 국내 논문으로는 강준구와 백재승(2001)이 외환위기 직후 외부충격으로 인해 국내 기업들이 위기에 처한 상황에서 이를 극복하기 위해 취한 구조조정 방법과 그 효과를 포괄적으로 분석한 바 있으나, 분석기간이 경제위기기간에만 국한되고 축소형 구조조정과 확장형 구조조정을 본격적으로 비교 분석하고 있지는 못하다.

본 논문에서는 1997년 11월부터 2002년 12월까지 국내 상장제조기업들이 수행한 사업 구조조정 가운데 386건의 축소형 구조조정과 283건의 확장형 구조조정을 비교분석하고 있다. 특히, 본 논문의 표본기간은 1997년 10월말 외환위기를 시작으로 우리나라의 경제 위기가 본격화된 기간으로부터 이후 경제위기를 급속히 벗어나면서 기업활동이 정상화된 기간을 포함하고 있다. 기존 연구들에 따르면 기업의 구조조정활동을 경제상황의 변화에 대응한 전략적 의사결정으로 보고 있다(Coase, 1937; Jensen, 1993). 따라서 경제위기 상황에서 외부적인 충격(shock)에 의해 기업이 생존차원에서 비자발적으로 수행한 축소형 또는 확장형 구조조정과 정상적인 경제상황에서 기업이 자발적으로 선택한 축소형 또는 확장형 구조조정 사이에는 차이가 있을 수 있다. 이에 본 연구에서는 전체 표본기간 외에 위기기간과 정상기간으로 나누어 축소형 구조조정과 확장형 구조조정을 비교분석하게 된다.¹⁾

구체적으로 본 논문에서 분석하게 될 내용들을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 어떠한 재무적 특성을 갖는 기업들이 각각 축소형 또는 확장형 구조조정을 선택하는지 살펴본다.

1) 박진우와 백재승(2005)은 1997년 11월부터 2000년 12월까지 국내 상장제조기업에 의해 수행된 855건의 구조조정활동을 경제위기기간과 이후 정상기간으로 나누어 포괄적으로 분석한 결과, 경제환경의 변화가 기업구조조정 가능성과 장·단기성과에 영향을 미치는 것으로 보고하고 있다.

그리고 이러한 구조조정 가능성과 기업특성간의 관계가 경제상황에 따라 달라지는지도 볼 것이다. 둘째, 사건연구(event study)를 통하여 축소형 구조조정과 확장형 구조조정의 공시효과가 다른지를 비교하고, 횡단면 회귀분석에 의해 기업의 재무적 특성에 따라 공시효과가 어떻게 달라지는지 분석하게 될 것이다. 또한 이러한 결과가 위기기간과 이후 정상기간 사이에 차이가 있는지 볼 것이다. 셋째, 축소형 또는 확장형 구조조정 공시일 이후 1년 동안의 일별산업조정초과수익률을 계산하여 축소형 구조조정과 확장형 구조조정의 장기성과를 비교하고, 이러한 장기성과가 기업의 재무적 특성에 따라 어떤 차이를 보이는지 분석하게 될 것이다. 여기에서도 경제상황의 변화가 이러한 결과에 어떤 영향을 주는지 보게 될 것이다.

이러한 분석을 위해 본 논문에서 사용하게 될 기업의 재무적 특성변수로서는 총자산으로 측정된 기업규모, 부채비율(총부채/총자산)로 본 재무레버리지, 부채 중 은행차입금의 비율, 현금흐름 및 유동자산을 각각 총자산으로 나눈 유동성 지표, 토빈의 Q로 측정된 과거 경영성과, 베타지수로 측정된 기업의 체계적 위험, 그리고 대주주지분, 국내기관지분, 외국인지분 등으로 나타낸 소유구조 분포 및 재벌소속 여부 등을 고려하고 있다.

우선 기업규모는 대기업일수록 많은 인력과 자원을 보유하고 있기 때문에 구조조정을 용이하게 수행할 수 있다는 Ofek(1993)의 주장이 축소형 또는 확장형 구조조정에 따라 어떠한 차이를 보이고 장·단기성과에도 어떻게 영향을 미치는지 분석하게 될 것이다. 한편, 기업의 높은 부채비율에 따른 원리금 상환부담이 경영자의 위기의식을 고취시켜 경영효율화를 유도하고(Jensen, 1986), 기업의 구조조정을 촉진하는 요인으로 작용한다(Ofek, 1993)는 주장은 암묵적으로 축소형 구조조정을 의미하는 것으로 볼 수 있다. 따라서 재무레버리지 비율이 축소형 또는 확장형 구조조정의 가능성과 장·단기성과에 미치는 영향에서 차이가 있을 수 있다. 또한, 기업 부채 중 은행의존도가 구조조정 방법선택에 영향을 미칠 수 있다(Kang과 Shivdasani, 1997). 우리나라 기업들은 은행으로부터 막대한 자금을 차입해 왔고 주거래은행제도를 통해 은행과 밀접한 관계를 유지해 왔다는 점에서 부채 중 은행차입금 비율이 구조조정에 영향을 미칠 수 있다.

기업이 현금흐름 또는 유동자산으로 보유하고 있는 유동성과 과거 경영성과를 측정하는 토빈의 Q, 그리고 베타지수로 측정된 체계적 위험 등도 축소형 또는 확장형 구조조정을 수행할 가능성과 각각의 구조조정의 장·단기성과에 영향을 미칠 수 있다. 일반적으로 현금흐름이나 유동자산 규모가 작은 기업일수록 외부자본시장을 이용해야 하는데, 특히 경제상황이 좋지 않은 경우 자금조달의 어려움과 유동성 곤란을 해소하기 위해서는 자산매각 등의 축소형 구조조정을 해야 하므로 이에 따라 축소형 또는 확장형 구조조정의 장·단기성과도 차이가 있을 수 있다. 마찬가지로 경영성과가 부진하고 위험도가 높은 기업일수록 확장형 보다는 축소형 구조조정을 선호하고, 구조조정의 장·단기성과도 확장형 보다 축소형 구조조정에서 뚜렷하게 나타날 가능성이 있다(Wruck 1990; John, Lang과

Netter 1992).

끝으로 대주주지분, 국내기관지분, 외국인지분 등으로 나누어 살펴본 소유구조의 분포가 축소형 또는 확장형 구조조정의 가능성과 장·단기성과에 차별적인 영향을 미칠 수 있다. 특히, 우리나라와 같이 대주주가 기업소유권을 장악하고 직접 경영에 참여하는 소유경영자(owner manager) 체제 하에서 이사회를 비롯한 기업 내부 통제장치가 미성숙되어 있고 기업 외부 통제기능을 수행하는 지분시장과 경영자 노동시장이 발달하지 못한 상황에서는 경영자들이 기업가치의 극대화를 위한 구조조정보다 사적이익을 증대시키고 경영권을 유지할 목적으로 기업구조조정을 이용할 가능성이 높다(Barclay와 Holderness, 1989; Bae, Kang과 Kim, 2001). 이러한 독단적인 경영방식에 대해 국내기관투자자나 외국인투자자가 견제와 감시의 역할을 수행하여 구조조정의 가능성과 장·단기성과에 영향을 미치고 있는지도 관심을 끄는 사안이다. 더욱이 재벌이라는 우리나라의 독특한 기업집단 체제가 기업의 구조조정 방법의 선택과 그 결과에 어떤 영향을 미치는지 여부도 흥미로운 주제이다. 특히, 외환위기를 거치면서 정부가 기업의 무분별한 사업확장을 억제하고 소유·지배구조를 개선하기 위해 총액출자제한, 상호출자금지, 채무보증제한, 사외이사제도 도입 등의 조치를 취했기 때문에 외환위기기간과 이후기간에 기업의 소유구조 분포와 재벌소속 여부가 구조조정에 미치는 영향도 달라졌을 가능성이 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 이어지는 제2장에서는 본 논문에 사용된 표본과 이들 표본의 특성을 기술하고 실증분석을 위한 연구방법을 설명하며, 제3장에서는 실증분석한 결과를 구조조정 가능성에 대한 로짓회귀분석, 축소형 및 확장형 구조조정의 공시효과와 장기성과, 공시효과에 대한 횡단면 회귀분석, 장기성과에 대한 횡단면 회귀분석 등의 순서로 보여주게 될 것이다. 마지막으로 제4장에서는 연구결과를 요약하고 결론을 제시한다.

II. 표본 및 연구방법

1. 표본

실증분석을 위한 표본으로는 1997년 11월부터 2002년 12월까지 국내 상장제조기업이 수행한 구조조정 발표사건 가운데 축소형 또는 확장형 사업구조조정과 관련된 발표사건을 선정하였다. 구체적으로 유가증권 및 보유지분 처분, 부동산, 사업부문, 공장 등의 자산매각은 축소형 사업구조조정으로 분류하여 선정하였고, 계열·비계열기업 흡수합병 또는 지분매입, 신규공장 가동, 신규사업 진출, 사업영역 확장, 설비증설 등과 같이 사업영역 및 사업규모를 확대하는 발표사건은 확장형 구조조정으로 선정하였다.

구조조정의 최초 공시일은 일간신문(전자신문)과 한국증권거래소의 전자공시시스템에 의한 공시 중 처음으로 기사가 보도된 날을 사용하였다. 한 기업이 짧은 기간 동안 여러 가지 형태의 구조조정을 동시에 공시한 경우 사건이 중복되어 순수한 구조조정의 효과를 측정하기가 어렵기 때문에 특정 구조조정을 전후한 거래일 기준 5일 이내에 다른 형태의 구조조정 계획이 발표된 경우 이러한 공시는 표본에서 제외하며, 장기성과 측정 역시 중복된 사건으로 인한 추정상의 어려움을 줄이기 위해 동일한 형태의 구조조정활동이 발표된 경우는 장기성과 분석 표본에서 제외하였다. 분석에 필요한 표본기업의 재무 및 주가 수익률 자료는 한국신용평가주식회사에서 제작한 KIS-SMAT2003, 한국상장회사협의회에서 발행한 상장회사 대차대조표 및 손익계산서, 한국증권거래소에서 보관하고 있는 사업 보고서를 사용하였다.²⁾

이렇게 선정된 표본을 경제위기기간과 이후기간으로 분류하여 정리한 것이 <표 1>이다. 본 논문에서는 1997년 10월말 외환위기를 시작으로 본격화된 우리나라의 경제위기기간을 1998년 12월까지로 보고 이 기간동안 수행된 기업구조조정과 이후 경제위기에서 급속히 벗어나면서 기업활동이 정상화된 이후 4년(1999년~2002년) 동안 수행된 축소형과 확장형 구조조정을 비교분석하고 있다. 위기기간으로 분류한 1년 2개월 동안 축소형과 확장형 구조조정을 공시한 표본의 수는 각각 237건, 167건으로 이후 4년 동안 수행된 축소형 구조조정 149건과 확장형 구조조정 116건보다 모두 많아 외부충격에 따른 위기상황을 극복하기 위하여 많은 국내기업들이 사업구조조정을 선택했고, 확장형 보다는 축소형 구조조정이 선호되고 있음을 알 수 있다. 또한 전체표본의 수 659건 가운데 약 53%인 350건의 경우가 당시 공정거래위원회가 분류하여 발표한 대규모기업집단, 즉 30대 재벌소속 기업(이하 ‘재벌기업’이라고 함)이었던 것으로 나타나고 있다.³⁾

2) 이렇게 일주일 전후(거래일 기준 5일)로 각 사건을 독립적으로 포함시킨 연유로 인해 동일기업이 여러 번 중복되어 표본에 선정됨으로써 분석결과를 왜곡시킬 우려가 있어 이러한 표본들을 제외하고 분석을 하였으나, 결과는 크게 다르지 않았다.

<표 1> 구조조정 공시기업 내역

한국증권거래소에 상장된 비금융 제조기업이 1997년 10월부터 2002년말까지 공시한 구조조정 내역 및 표본 기업의 수이다. 공시자료는 한국경제신문 등의 일간지와 한국증권거래소의 전자공시시스템을 이용하여 구하였고 가장 먼저 발표된 일자를 공시일로 선정하였다. 한 기업이 특정 구조조정 형태에 관해 여러 번의 공시를 한 경우에 표본기업의 수는 한 개로 간주하였다. ()안의 수치는 당시 30대 재벌소속기업이 공시한 구조조정 내역 비중이다.

구조조정 형태	전체표본기간 (1997.10~2002.12)	경제위기기간 (1997.10~1998.12)	이후기간 (1999.1~2002.12)
전체표본	659 (350)	404 (206)	265 (144)
축소형 유가증권, 보유지분, 부동산, 사업, 공장 등의 매각	386 (178)	237 (106)	149 (71)
확장형 계열·비계열기업 흡수합병 (지분매입), 신규공장 가동, 신규사업 진출, 사업영역 확장, 설비증설	283 (151)	167 (120)	116 (73)

2. 연구방법

실증분석방법으로서 먼저 어떠한 재무적 특성을 갖는 기업이 각각 축소형 또는 확장형 구조조정을 선택하여 수행하였는지는 기업특성변수와 구조조정 가능성을 이용한 로짓회귀분석(logit regression)을 통해 추론하였다. 로짓회귀분석의 종속변수로는 구조조정활동 공시기업의 경우 “1”의 값을 부여하고, 설명변수는 구조조정활동 공시 직전 회계연도말 재무적 특성변수들을 자료로 이용하였다.

다음으로 축소형 또는 확장형 구조조정이 기업가치에 미치는 영향을 공시효과와 장기성으로 나누어 측정하였다. 공시효과는 시장모형(market model)을 사용하여 산출한 일별 비정상누적초과주가수익률(cumulative abnormal return, CAR)을 이용하였고,⁴⁾ 장기성과

3) 각종 경제지표(통계청 경기종합지수, 주식시장의 종합주가지수, BSI지수 등)에 따르면 외환위기로 시발된 국내경기급락과 경제위기는 1998년 9월을 고비로 이후 회복세로 돌아섰다. 따라서 경제위기기간을 1997년 11월부터 1998년 9월까지로 설정할 수 있으나, 구조조정의 경우 공시에서 실제 수행까지 시간이 소요되고 조사 결과 국내기업의 위기극복을 위한 공시가 연도말까지 지속되었다는 점에서 본 연구에서는 연도말 시점인 1998년 12월까지로 구분하였다. 또한 실증분석차원에서 볼 때 1999년~2002년은 그 이전 시기인 1997년~1998년과 비교할 때 주가지수, 경기지수 상에서 급속한 회복을 보이며 매우 상이한 양상을 보이고 있다.

4) 사건연구(event study)방법에 의해 구한 초과수익률이 구조조정이란 사건 외에 외부적 환경변화에 따른 특정한 사건에 의해서도 영향을 받을 가능성을 배제할 수는 없다. 이를 고려하여 본 연구에서는 구조조정 공시일에 대해 기업의 주가에 영향을 줄 수 있는 다른 주요 공시사항이 없었는지를 면밀하게 검토하였고, 공시일 주변 5일 이내(거래일 기준)에 유사한 구조조정활동내역이 발견된 경우 이를 표본에서 제외함으로써 대해 구조조정활동이 기업에 미치는 효과를 보다 정확하게 측정하는 노력을 기하였다. 또한 추가적으로 단기주가반응을 측정함에 있어 산업조정누적초과수익률 분석을 병행함으로써 방법론상에서 발생할 수 있는 오류를 줄이고자 하였다.

는 연간 산업조정 비정상누적초과주가수익률(industry-adjusted cumulative abnormal return, ICAR)을 이용하였다. 이들 초과수익률은 다음과 같은 방법으로 구하였다.

먼저 기업의 주가수익률에서 산업수익률을 차감한 일별 산업조정초과주가수익률(industry-adjusted abnormal return, IAR)을 계산하였다.

$$IAR_{it} = R_{it} - R_{pt}$$

즉, 공시일 t일후 해당기업 i의 일별 주가수익률(R_{it})에서 해당일자의 일별 산업수익률(R_{pt})을 차감한 값을 공시기업의 일별 산업조정 초과주가수익률(IAR)로 계산하였다. 이어서 기업의 공시일 이후 1년(240일, 거래일기준) 동안의 연간 산업조정 누적초과주가수익률(ICAR)은 아래와 같이 계산하였다.⁵⁾

$$ICAR_j = \sum_{t=\text{공시일}}^{t+240\text{일}} IAR_{it}$$

한편, 사건연구에서 비정상초과주가수익률을 측정하기 위해 사용한 시장모형은 다음과 같다.

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_j R_{mt} + \varepsilon_j$$

단, R_{jt} : 표본기업 j의 t시점에서의 일별주가수익률

R_{mt} : t시점에서의 시장전체의 일별주가수익률

α_j, β_j : 추정모수, 표본기업의 과거 일별주가수익률

ε_j : j기업의 t시점에서의 잔차항

이때 시장모형의 모수추정기간(estimation period)은 사건일 전 220일에서 21일(-220 ~ -21일)까지의 기간을 사용하였다.⁶⁾ 일별 비정상초과주가수익률(AR)은 시장모형을 통해 산정한 기대수익률과 실제수익률간의 차이가 되는데 기대수익률은 다음과 같이 계산하였다.

$$E(R_{jt}) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j R_{mt}$$

5) 여기에서 공시일 이후 1년간을 기준으로 장기성과를 측정한 이유는 공시일 이후 2년 또는 3년을 측정할 경우 이후에 발표된 구조조정의 장기성과와 기간중첩 문제가 발생할 수 있기 때문에 이 문제를 최소화하기 위해 1년 기간을 이용하였다.

6) 시장모형은 개별기업수익률을 추정하는 식의 기울기(β)와 절편(α)이 분석기간 동안 변하지 않는다는 것을 가정하고 있으나 시장모형의 모수 추정기간이 사건일과 너무 떨어져 있으면 경제상황의 변동등으로 기업의 정상수익률을 정확히 추정할 수 없게 된다. 따라서 이러한 점을 고려하여 추정기간을 설정하였다.

단, $E(R_{jt})$: t시점에서의 표본기업 j의 기대수익률

$\hat{\alpha}_j, \hat{\beta}_j$: 시장모형을 이용하여 추정한 표본기업 j의 계수값

R_{mt} : t시점에서의 전체시장 일별주가수익률

따라서 일별 비정상초과수익률은 다음 식을 이용하여 구하였다.

$$AR_{jt} = R_{jt} - (\hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j R_{mt})$$

단, AR_{jt} : t시점에서의 표본기업 j의 초과수익률

R_{jt} : t시점에서의 표본기업 j의 주가수익률

$(\alpha_j + \beta_j R_{mt})$: t시점에서의 표본기업 j의 기대수익률

이어서 n개 표본기업의 일별 평균초과주가수익률은 위의 식에 의해 계산된 개별기업의 초과수익률을 이용하여 다음 식에 의해 계산하였다.

$$AR_t = \frac{(\sum_{j=1}^n AR_{jt})}{n}$$

그리고 t시점에서 t+1시점까지 사건기간 동안의 평균누적초과수익률은 여러 기간에 대해서 AR_t 를 누적적으로 더함으로써 구하였다.

$$CAR_{t,t+1} = (\sum_t^{t+1} AR_t)$$

사건이 없는 경우 AR_t 와 CAR_{sm} 의 기대값은 0이 되며, 사건기간의 초과수익률이 통계적으로 영(0)과 같다는 귀무가설을 검증하기 위해 n개 표본기업의 AR_t 와 CAR_{sm} 의 횡단면 변동성을 이용하여 t-test를 실시하였다. 연구결과가 극단값에 의해 좌우되는 것을 피하기 위해 중앙값을 이용한 Wilcoxon-signed ranks test를 병행하였다.

끝으로 본 논문에서는 이렇게 계산된 축소형 또는 확장형 구조조정의 공시효과와 장기 성과가 기업의 재무적 특성에 의해 설명될 수 있는 지를 분석하기 위해 횡단면회귀분석(cross sectional regression)을 이용하였다. 횡단면회귀분석의 종속변수는 일별 비정상누적 초과주가수익률(CAR)로 측정된 공시효과 또는 연간 산업조정 비정상누적 초과주가수익률(ICAR)로 측정된 장기성과를 종속변수로 하고, 설명변수는 로짓회귀분석과 마찬가지로 공시일 직전 회계년도말 기업특성변수를 사용하였다.

회귀분석에서 설명변수로 사용한 기업특성변수는 다음과 같다. 먼저 기업규모는 총자산

로그변수를, 재무레버리지는 부채비율(총부채÷총자산)을 사용하였고, 기업의 은행의존도는 총부채에서 은행차입금이 차지하는 비율을 이용하였다.⁷⁾ 유동성 지표를 측정하기 위해 영업이익과 감가상각비를 합산한 현금흐름을 총자산으로 나누어 준 현금흐름비율과 유동자산을 총자산으로 나누어 준 유동자산비율을 사용하였고, 기업의 위험도는 시장모형에 의해 산출된 베타계수로 측정한 체계적 위험을 이용하였으며, 기업의 경영성과는 토빈의 $Q=[(자기자본의 시가+ 부채의 장부가)/총자산]$ 로 측정하였다. 소유·지배구조와 관련된 설명변수로는 대주주 1인 및 특수관계인 소유지분으로 측정한 대주주지분, 은행을 포함한 금융기관, 일반법인 등이 소유하고 있는 국내기관지분, 그리고 외국인소유지분 등의 비율로 이루어진 소유구조의 분포와, 재벌기업 여부 등을 이용하였고, 산업효과를 통제하기 위해 소속산업에 대한 가변수도 설명변수로 포함하였다.

<표 2>는 본 논문에서 축소형 또는 확장형 구조조정의 표본으로 선정된 기업들의 특성을 회귀분석에서 사용한 재무적 특성변수에 따라 전체표본기간, 경제위기기간, 이후기간으로 나누어 요약한 통계량이다.

<표 2> 표본기업 요약 재무통계량

구조조정 공시기업 표본은 1996년말부터 2002년말까지 한국증권거래소에 상장된 기업으로서 금융업을 제외하고 재무자료 이용이 가능한 기업을 대상으로 하였다. 요약통계량은 구조조정 공시 직전 회계연도말 통계량을 이용하였다. 대주주총지분율은 개인대주주지분과 계열기업지분을 합한 것으로 최대주주와 친족 및 특수관계인이 소유한 주식을 포함한 대주주1인지분율을 의미한다. 국내기관지분율은 금융기관과 외부일반법인 지분율을 합한 것이다. 각 통계량은 평균값이며, []은 중앙값을 나타낸다. 차이값 검정의 위 수치는 평균을 이용한 t-test의 p-값이고, 아래 ()안의 수치는 중앙값을 이용한 wilcoxon z-test의 p-값이다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의한 값을 나타낸다.

	축소형 구조조정			확장형 구조조정		
	전체표본기간	경제위기기간	이후기간	전체표본기간	경제위기기간	이후기간
총자산 (억원)	3,266 [1,388]	2,903 [1,076]	5,376 [2,935]	6,118 [2,389]	6,834 [3,102]	3,629 [1,688]
총부채/총자산	0.7760 [0.7884]	0.7805 [0.7914]	0.7498 [0.7265]	0.7546 [0.7814]	0.7877 [0.8065]	0.6290 [0.6245]
은행차입금/총부채	0.4029 [0.4257]	0.3998 [0.4156]	0.4074 [0.4454]	0.3977 [0.4305]	0.4080 [0.4459]	0.3894 [0.3839]
현금흐름/총자산	0.0539 [0.0519]	0.0553 [0.0525]	0.0458 [0.0424]	0.0687 [0.0630]	0.0694 [0.0630]	0.0659 [0.0637]
유동자산/총자산	0.0651 [0.0497]	0.0760 [0.0579]	0.0647 [0.0444]	0.0730 [0.0580]	0.0713 [0.0533]	0.0799 [0.0523]

7) 은행차입금은 감사보고서에 첨부된 차입금명세표(국내 장기·국내 단기·해외기관 장기·해외기관 단기 차입금 합계액)을 이용하여 산출하였다.

토빈 Q	0.9068 [0.8800]	0.9078 [0.8879]	0.9011 [0.8739]	0.9320 [0.9122]	0.9241 [0.9122]	0.9638 [0.9118]
위험도 (베타)	0.9355 [0.9675]	0.9257 [0.9552]	0.9932 [1.0383]	1.0111 [1.0484]	1.0140 [1.0493]	0.9992 [1.0442]
대주주총지분율 (%)	22.81 [19.51]	25.09 [21.20]	21.91 [18.17]	22.11 [17.20]	21.93 [17.16]	25.14 [21.67]
국내기관지분율 (%)	33.751 [30.38]	34.01 [30.86]	30.18 [28.92]	38.56 [36.75]	39.41 [38.13]	31.54 [29.37]
외국인지분율 (%)	8.36 [3.79]	7.46 [3.68]	9.88 [4.45]	11.32 [7.96]	10.06 [9.36]	12.65 [5.77]

총자산으로 측정한 표본기업의 규모는 전체적으로 확장의 경우가 축소의 경우보다 평균값과 중간값 모두가 거의 두 배에 달해 대기업일수록 확장형 구조조정에 적극적인 것으로 보이고, 특히 위기기간 중에 이러한 현상이 더욱 뚜렷하게 나타난 반면에 정상기간에는 오히려 축소형 구조조정에 참여한 기업의 자산규모가 더 큰 것으로 나타나 대조를 이루고 있다. 표본기업의 평균 부채비율은 축소와 확장 모두 위기기간에는 약 78%로 비슷한 수준이나, 이후에는 축소의 경우가 약 75%로, 확장의 경우는 약 63%로 각각 감소하여 정상기간에는 축소형 또는 확장형 구조조정을 선택한 기업간에 부채비율이 차이를 보이고 있다. 한편, 부채의 구성항목 중 은행차입금이 차지하는 비중은 축소와 확장 구별없이 모든 기간에서 39-40%를 유지하면서 별다른 차이를 보이지 않고 있다.

유동성 지표를 총자산 대비 현금흐름(=영업이익+감가상각비)의 비율로 측정한 경우 축소형 구조조정을 수행한 기업(평균 5.39%)보다는 확장형 구조조정을 수행한 기업(평균 6.87%)이 높은 수준을 보이고, 총자산 대비 유동자산의 비율로 측정한 경우도 확장(평균 7.30%)이 축소(평균 6.51%)보다 높은 것으로 나타나 유동성이 풍부한 기업이 축소형보다는 확장형 구조조정에 적극적임을 알 수 있다. 과거 경영성과를 나타내는 변수로 사용한 토빈의 Q는 모든 기간에 걸쳐 축소형 구조조정을 수행한 기업(평균 0.90-0.91)이 확장형 구조조정을 수행한 기업(평균 0.93-0.96)에 비해 낮은 수준을 보이고 있고, 기업의 체계적 위험을 측정하는 베타계수는 대체로 축소의 경우(평균 0.9355)가 확장의 경우(평균 1.0111)보다 낮은 수준을 보이고 있다.

대주주지분, 국내기관지분, 외국인지분 등의 비율로 나타낸 소유구조의 분포를 살펴보면, 우선 대주주지분율은 전체적으로는 축소와 확장이 별다른 차이를 보이지 않으나, 위기기간에는 축소의 경우가 높고 이후기간에는 확장의 경우가 높은 것으로 나타나 대조를 이루고 있다. 한편, 국내기관지분율과 외국인지분율은 공히 확장의 경우가 축소의 경우보다 높은 것으로 나타나고 있다.

Ⅲ. 실증분석 결과

1. 구조조정 가능성

어떤 재무적 특성을 갖는 기업들이 각각 축소형 또는 확장형 구조조정을 수행할 가능성이 높은지를 비교분석하기 위하여 로짓회귀분석을 실시한 결과가 <표 3>에 나타나 있다. 로짓회귀분석은 우선 전체표본기간을 대상으로 하고 다시 전체표본기간을 위기기간과 이후기간으로 구분하여 실시하였다.

먼저 총자산의 로그로 나타낸 기업규모를 보면, 축소형 또는 확장형 구조조정이 대부분의 기간에서 유의적인 양(+)의 관계를 보임으로써 경제위기기간 뿐 아니라 이후 정상기간에도 대기업이 축소형과 확장형 구조조정 모두에서 더욱 적극적임을 알 수 있다. 이러한 결과는 규모가 큰 기업일수록 많은 인력과 자원을 보유하고 있기 때문에 구조조정을 용이하게 수행할 수 있다는 Ofek(1993)의 주장이 경제상황과 구조조정의 방법에 상관없이 유효함을 보여준다.

부채비율이 축소형 구조조정의 가능성에 미치는 영향은 위기기간과 이후 정상기간의 구별없이 모든 기간에서 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 보이는 반면에, 확장형 구조조정에 대해서는 전체기간과 위기기간에는 비유의적이고 정상기간에는 유의적인 음(-)의 관계를 보여 주고 있다. 이러한 결과는 높은 부채비율에 따른 원리금 상환부담이 경영자의 위기의식을 고취시켜 경영효율화를 유도하고(Jensen, 1986), 기업의 구조조정을 촉진하는 요인으로 작용한다(Ofek, 1993)는 주장이 주로 축소형 구조조정에 해당하고, 기업의 부채비율에 따라 축소형 또는 확장형 구조조정을 선택할 가능성이 서로 다르다는 것을 알 수 있다. 한편, 기업의 부채 중에서 은행차입금이 차지하는 비율은 확장형 구조조정의 가능성에는 아무런 영향을 미치지 못하고 있는 반면에, 축소형 구조조정에 대해서는 위기기간을 중심으로 유의적인 양(+)의 관계를 보임으로써 은행의존도가 높은 기업일수록 외환위기기간 중에 축소형 구조조정에 적극적이었음을 알 수 있다. 이러한 결과는 우리나라 은행이 정보 면에서 비교우위를 갖는 내부대출자(Diamond, 1984, 1991)로서 그리고 기업 파산시 기업채무의 후순위채권자(Fama, 1985)로서 감시의 기능을 하고 있다는 해석보다는 외환위기기간 중 위기에 처한 국내 은행들이 서둘러 대출금 회수에 나섰고 기업은 자산매각 등을 통해 대출금을 상환해야 했던 당시의 상황을 반영하는 것으로 볼 수 있다. 따라서 일본의 경우처럼 기업의 구조조정에 은행이 적극적인 역할을 한다(Kang과 Shivdasani, 1997)는 주장이 국내 기업의 경우에도 적용되는지는 의문이다.

총자산 대비 현금흐름과 총자산 대비 유동자산의 비율로 각각 측정한 기업의 유동성은 전체표본기간에서 축소의 경우 음(-)의 값, 확장의 경우 양(+)의 값을 보임으로써 유동성이 풍부한 기업일수록 확장형 구조조정에 적극적이고, 반대로 유동성이 부족한 기업은 축

소형 구조조정을 선호할 것 이라는 일반적인 예상과 일치하는 결과를 보여주고 있다. 그러나 기간을 나누어 보면 현금흐름의 경우 위기기간에는 확장의 경우가 음(-)의 값을 보이고 정상기간에는 축소의 경우가 양(+)의 값을 보임으로써 다소 예외적인 결과를 보이고 있다. 한편, 토빈의 Q로 측정된 과거 경영성과가 확장형 구조조정의 가능성에 미치는 영향은 정상기간을 중심으로 유의한 양(+)의 값을 보이는 반면에, 축소형 구조조정의 경우는 위기기간에는 유의한 양(+)의 값, 정상기간에는 유의한 음(-)의 값을 보임으로써 과거 경영성과가 부진하고 기업일수록 축소형 구조조정에 주력한다(Wruck 1990; John, Lang과 Netter 1992)는 주장은 정상기간에만 성립하고 있음을 알 수 있다. 베타계수로 측정된 체계적 위험은 전체표본기간에서 모두 유의한 양(+)의 값을 보여줌으로써 체계적 위험이 높은 기업일수록 축소 또는 확장에 상관없이 활발한 구조조정을 수행하는 것으로 나타났다. 다만 정상기간에는 체계적 위험이 낮은 기업이 축소형 구조조정을 수행할 가능성이 높은 것으로 나타나 대조적인 결과를 보여주고 있다.⁸⁾

끝으로, 기업의 소유-지배구조와 관련된 변수와 구조조정 가능성과의 관계를 살펴보면, 우선 재벌에 속한 기업일수록 위기기간에는 축소형 구조조정을 활발하게 수행하고 반대로 정상기간에는 확장형 구조조정에 적극적인 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과 국내 재벌기업의 경우 외부충격에 의한 위기기간에는 축소형 구조조정을 통해 적극적으로 생존전략을 수행했으나, 이후 경제가 회복되어 정상으로 되돌아 온 기간에는 오히려 확장형 구조조정에 더욱 적극적이라는 사실을 보여준다. 한편, 소유구조의 분포가 축소형 또는 확장형 구조조정의 가능성에 미치는 영향을 대주주지분, 국내기관지분, 외국인지분 등으로 나누어 살펴보면, 우선 대주주지분율의 경우는 축소의 경우 비유의적인 반면에 확장형 구조조정의 경우 정상기간을 중심으로 유의한 양(+)의 값을 보임으로써 내부지분율이 높은 기업일수록 기업 확장과 다각화에 적극적이다(Servaes, 1996)는 주장이 우리나라에서도 정상기간에는 성립하고 있음을 알 수 있다. 그러나 국내기관지분율은 축소의 경우 정상기간, 확장의 경우 위기기간에만 약하게 유의적인 음(-)의 관계를 보이고, 외국인지분율은 확장의 경우에만 위기기간에 약하게 유의적인 음(-)의 관계를 보이고 있다. 이와 같은 결과는 국내기관투자자나 외국인투자자가 위기기간에는 기업의 확장을 견제하는 역할을 한 것으로 보이나(Shleifer와 Vishny, 1986), 이후 정상기간에는 대체로 기업의 구조조정 의사결정에 별다른 영향을 미치지 못하고 대주주지분이 높고 외국인소유지분은 낮은 기업일수록 소유경영자의 의지에 따라 확장형 구조조정에 적극적임을 보여주고 있다(Jensen과 Meckling, 1976).

8) 축소형 또는 확장형 구조조정이 기업의 체계적 위험에 어떤 영향을 미칠지를 일률적으로 예상할 수는 없다. 왜냐하면, 체계적 위험은 기업의 주가변동성과 시장포트폴리오와의 상관관계에 의해 결정되는 것이기 때문이다. 따라서 축소형 또는 확장형 구조조정의 결과로 그 기업의 체계적 위험이 어떻게 변하게 되는지는 본 논문의 분석만으로는 알 수 없다.

<표 3> 구조조정 가능성 로짓회귀분석

구조조정활동 실시여부(시행 = 1, 비시행 = 0)를 종속변수로 하고 구조조정 실시 직전년도말 기업특성변수를 설명변수로 한 로짓(logit)회귀분석 추정치이다. 대주주총지분율은 개인대주주지분과 계열기업지분을 합한 것으로 최대주주와 친족 및 특수관계인이 소유한 주식을 포함한 대주주1인지분율을 의미한다. 모든 회귀식의 결과는 어업·광업, 제조업, 건설업, 서비스업의 네 가지 산업으로 분류한 산업더미를 포함한 수치이다. 추정치 아래 ()는 p-값이며, ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타낸다. 관찰 수는 구조조정을 수행한 표본기업수를 의미한다.

	축소형 구조조정			확장형 구조조정		
	전체표본기간	경제위기기간	이후기간	전체표본기간	경제위기기간	이후기간
절 편	-0.892 (0.29)	-2.948*** (0.00)	-6.067*** (0.00)	-1.507 (0.19)	-1.963 (0.31)	-0.530 (0.66)
총자산로그	0.051 (0.21)	0.114** (0.03)	0.301*** (0.00)	0.112* (0.08)	0.182* (0.08)	0.086 (0.10)
총부채/총자산	1.026*** (0.00)	1.059* (0.07)	3.058*** (0.00)	0.387 (0.58)	0.988 (0.63)	-0.419* (0.06)
은행차입금/총부채	0.611* (0.08)	0.921** (0.04)	0.168 (0.68)	-0.583 (0.34)	0.438 (0.59)	-1.443 (0.23)
현금흐름/총자산	0.847 (0.28)	-0.853 (0.64)	2.465** (0.04)	1.097* (0.08)	-2.965* (0.08)	4.925** (0.01)
유동자산/총자산	-2.684** (0.04)	1.095 (0.42)	-5.037** (0.02)	0.996* (0.06)	-1.013 (0.22)	2.329** (0.04)
토빈 Q	1.125** (0.07)	2.034** (0.02)	-1.335*** (0.00)	0.414** (0.02)	0.126 (0.49)	1.221* (0.05)
위험도 (베타)	0.541*** (0.00)	0.863*** (0.00)	-1.769*** (0.00)	2.718*** (0.00)	3.004*** (0.00)	0.791 (0.15)
대주주총지분율	0.009 (0.10)	-0.003 (0.45)	0.396 (0.21)	0.766* (0.08)	0.017 (0.45)	2.612*** (0.00)
국내기관지분율	-0.246 (0.32)	-0.567 (0.14)	-1.337* (0.07)	0.409 (0.19)	-0.164* (0.07)	0.519 (0.60)
외국인지분율	-0.324 (0.49)	-0.234 (0.63)	0.037 (0.90)	-0.305** (0.01)	-0.337* (0.07)	-0.754 (0.14)
재벌기업더미	-0.315 (0.12)	0.700*** (0.00)	-1.443 (0.21)	1.707 (0.11)	1.995 (0.15)	1.819* (0.09)
소속산업더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
No. of observations	386	237	149	283	167	116

2. 공시효과 및 장기성과

기업의 전문화와 사업집중화를 유도하는 축소형 구조조정과 사업규모를 확대하고 사업영역을 다각화 하는 확장형 구조조정은 서로 대조적인 구조조정정책이다. 이러한 상반되는 구조조정이 기업가치에 미치는 영향에 대해서 기존 연구들을 종합해 보면 두 가지 가설이 가능하다. 즉, 축소형 구조조정은 기업의 전문성을 높이고 대리인 비용을 낮춤으로써 기업가치를 높이고, 그 반대의 이유로 확장형 구조조정은 기업가치에 부정적일 것이라

는 가설(Shleifer와 Vishny, 1989; Stulz, 1990 외)과 구조조정활동이 경제상황과 기술변화에 따른 기업의 전략적 의사결정이란 점에서 축소 또는 확장에 상관없이 공히 기업가치에 긍정적인 영향을 미칠 것이란 가설(Coase, 1937; Jensen, 1993 외)이다.

본 논문에서는 축소형 구조조정과 확장형 구조조정이 기업가치에 미치는 영향을 단기와 장기 모두에 걸쳐 비교분석하였다. 먼저 축소형 또는 확장형 구조조정의 단기성과를 살펴보기 위하여 사건연구(event-study)를 실시하여 공시효과를 분석하였다. <표 4>에서 시장모형(market model)에 의해 구조조정 공시일을 기준으로 측정된 일별 비정상누적 초과주가수익률(CAR)을 정리하여 보여주고 있다.⁹⁾ 우리나라 상장기업의 일일주가변동폭이 제한되어 있기 때문에 주가에 커다란 영향을 미치는 사건이 하루 동안의 주가변동으로 정확하게 반영되지 못할 수도 있다는 점을 고려하여 CAR(-1,1) 및 CAR(-5,5)를 구조조정의 단기성과 측정기준으로 삼았다.

<표 4>에서 가장 눈에 띄는 결과는 축소형 구조조정의 경우 공시효과가 모든 기간에서 매우 유의적인 양(+)의 값을 나타내고 있는 반면에, 확장형 구조조정의 경우는 공시효과가 모든 기간에서 평균적으로 사실상 영(0)이란 점이다. 이러한 결과는 주식시장에서 투자자들이 축소형 구조조정에 대해서는 대체로 긍정적으로 받아들임으로써 단기적으로 기업가치를 높이고 있으나, 확장형 구조조정에 대해서는 특별히 정해진 반응을 보이지 않아 단기적인 기업가치에 별다른 영향을 미치고 있지 못함을 의미한다.

한편, <표 5>에서는 축소형 또는 확장형 구조조정이 장기적으로 기업가치 개선에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보기 위하여 구조조정 공시 이후 1년 동안(240 거래일)의 연간 산업조정누적초과주가수익률(ICAR)을 구하여 보여주고 있다.¹⁰⁾ 축소형 구조조정의 경우는 ICAR가 위기기간에는 7.25%, 이후 정상기간에는 9.92%로서 공시효과 뿐 아니라 장기성과 면에서도 경제상황에 상관없이 기업가치에 매우 긍정적인 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 확장형 구조조정의 경우는 ICAR가 위기기간에는 -6.92%로 유의한 음(-)의 값을 보이고, 이후 정상기간에는 8.32%로 유의한 양(+)의 값을 보임으로써 경제상황에 따라 구조조정의 장기성과가 대조적인 결과를 나타내고 있다.

이상의 결과를 종합해 보면, 축소형 구조조정의 경우는 앞서 두 가지 가설이 공통적으로 예상하고 있는 대로 공시효과와 장기성과 모두에서 기업가치에 매우 긍정적인 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 또한 이러한 결과는 경제위기기간이나 정상기간에 상관없이 어느 때나 성립하고 있다. 그러나 확장형 구조조정의 경우는 앞서 두 가지 가설의 예상처럼 뚜렷하게 기업가치에 긍정적 또는 부정적인 결과를 보여주고 있지 못하다. 즉, 공시효

9) 앞서 설명한 바와 같이 어느 한 기업이 단기에 집중적으로 구조조정을 실시한 경우 특정 구조조정의 효과를 측정하기 어려워 공시일 전후 5일 이내에 다른 구조조정 공시가 있었던 경우는 표본에서 제외하였다.

10) 장기성과는 표본기간 동안에 동일한 기업들이 구조조정을 위해 다양한 수단을 이용한 경우가 많았기 때문에 특정 구조조정수단의 순수효과를 측정하기 위해서 하나의 구조조정을 수행한 이후 다른 구조조정을 채택하지 않은 기업만을 대상으로 하였다.

과는 경제상황에 상관없이 비유의적으로 나타났고, 장기효과는 위기기간에는 기업가치에 부정적 이후 정상기간에는 기업가치에 긍정적 또는 부정적으로 나타나고 있다.

<표 4> 공시효과

표본은 1997년말부터 2002년말까지 연도별로 한국증권거래소에 상장된 기업으로서 구조조정관련활동을 공시한 기업이며, 금융업을 제외하고 재무자료 이용이 가능한 기업을 대상으로 하였다. 공시효과의 비정상수익률(AR)은 시장모형(market model)을 이용하였다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의한 값을 나타낸다.

구조조정 형태		전체표본기간 (1997.10 ~ 2002.12)	경제위기기간 (1997.10 ~ 1998.12)	이후기간 (1999.1 ~ 2002.12)
축소형 구조조정	CAR(-1,1)	0.0234***	0.0168***	0.0363**
	CAR(-5,5)	0.0259**	0.0279***	0.0228***
확장형 구조조정	CAR(-1,1)	-0.0008	-0.0052	-0.0050
	CAR(-5,5)	0.0075	0.0038	0.0108

<표 5> 장기성과

표본은 1997년말부터 2002년말까지 연도별로 한국증권거래소에 상장된 기업으로서 구조조정관련활동을 공시한 기업이며, 금융업을 제외하고 재무자료 이용이 가능한 기업을 대상으로 하였다. 공시효과의 비정상수익률(AR)은 시장모형(market model)을 이용하였으며, 장기성과는 이후 1년간(240거래일)의 산업조정누적초과주가수익률(ICAR)로 측정하였다. 산업조정누적초과주가수익률은 일별산업조정누적초과주가수익률을 누적하여 산출하였다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의한 값을 나타낸다.

구조조정 형태	전체표본기간 (1997.10 ~ 2002.12)	경제위기기간 (1997.10 ~ 1998.12)	이후기간 (1999.1 ~ 2002.12)
축소형 구조조정	0.0752***	0.0725**	0.0992***
확장형 구조조정	0.0115	-0.0692**	0.0832***

3. 공시효과와 장기성과에 영향을 미치는 요인

앞서 <표 4>와 <표 5>에서 각각 보여준 공시효과와 장기성과는 표본기업의 평균값으로서 축소형 또는 확장형 구조조정을 수행한 개개 기업들의 특성을 무시하고 구한 결과이다. 따라서 본 논문에서는 어떤 재무적 특성을 갖는 기업이 축소형 또는 확장형 구조조정을 수행했을 때 공시효과 및 장기성과 면에서 효과적인가를 살펴보기 위하여 공시효과 [CAR(-1,1)]와 장기성과(ICAR)를 종속변수로 하고 앞에서 논의했던 기업의 재무적 특성변수들을 설명변수로 사용하여 횡단면회귀분석을 하였다. 공시효과에 대한 횡단면회귀분석 결과는 <표 6>, 장기성과에 대한 횡단면회귀분석 결과는 <표 7>에서 보여주고 있다.

기업규모는 축소형과 확장형 구조조정의 공시효과에서 대체로 유의한 양(+)의 관계를 보여주고 있고, 마찬가지로 장기성과에서도 유의한 양(+)의 관계를 나타내고 있다. 다만 이러한 양(+)의 관계가 확장형보다는 축소형 구조조정에서 뚜렷하게 나타나고 있다. 이러한 결과는 대기업일수록 축소형과 확장형 구별없이 구조조정에 적극적이라는 <표 3>의 결과와 함께 구조조정의 공시효과와 장기성과도 대기업일수록 탁월하다는 것을 보여주고 있다. 따라서 구조조정 방법과 경제상황 변화에 상관없이 기업규모가 클수록 구조조정 가능성이 높고 장·단기성과도 좋다는 것을 알 수 있다.

부채비율은 축소형 구조조정의 공시효과에는 대체로 양(+)의 관계를 보여주나 확장형 구조조정 있어서는 음(-)의 관계를 나타내며, 이러한 현상이 구조조정의 장기성과에서는 더욱 뚜렷해지고 있다. 이러한 결과는 경제상황에 상관없이 부채비율이 높은 기업이 축소형 구조조정을 수행할 경우는 기업가치에 긍정적인 영향을 미치지만, 반대로 확장형 구조조정을 수행할 경우는 기업가치에 부정적임을 시사하고 있다. 한편, 부채 중 은행차입금의 비율은 공시효과 면에서는 축소와 확장 모두에서 정상기간에만 유의적인 양(+)의 관계를 보여주고 있고, 장기성과의 경우는 축소형 구조조정에서만 모든 기간에서 유의적인 양(+)의 관계를 나타내고 있다. 따라서 은행의존도가 높은 기업은 대체로 축소형 구조조정이 기업가치에 보다 긍정적임을 알 수 있다.

유동성 지표로 사용한 총자산 대비 현금흐름 비율과 유동자산 비율은 주로 정상기간을 중심으로 축소형 또는 확장형 구조조정에 상관없이 공시효과와 장기성과와 유의한 양(+)의 관계를 나타내고 있다. 따라서 정상적인 경제상황에서는 축소 또는 확장에 상관없이 유동성이 풍부한 기업이 구조조정을 수행하는 것이 기업가치 제고에 유리하다는 것을 알 수 있다. 한편, 토빈의 Q로 측정된 과거 기업성과는 축소형 구조조정의 경우 모든 기간에서 공시효과와는 유의적인 음(-)의 관계, 장기성과와는 유의적인 양(+)의 관계를 나타냄으로써 공시효과와 장기성과간에 상반된 결과를 보여주고 있고, 확장형 구조조정의 경우에는 정상기간에만 약하게 유의적인 양(+)의 관계를 나타내고 있다. 베타계수로 측정된 체계적 위험은 축소형 구조조정의 경우 일관되게 공시효과와 장기성과 모두에서 유의한

양(+)의 값을 보여주고 있고, 확장형 구조조정의 경우에는 공시효과가 모든 기간에서, 장기성과는 위기기간을 중심으로 유의한 양(+)의 값을 나타내고 있다. 이러한 결과는 체계적 위험이 높은 기업은 축소형 구조조정이 기업가치에 유리하고, 체계적 위험이 낮은 기업은 확장형 구조조정이 기업가치에 유리하다는 것을 시사한다.

그 밖에 기업의 소유·지배구조와 관련된 변수와 구조조정의 장·단기성과와의 관계를 살펴보면, 대체로 재벌에 속한 기업이 축소 또는 확장 상관없이 구조조정의 공시효과와 장기성고가 비재벌기업에 비해 높은 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 재벌기업이 경제상황에 따라 보다 능동적으로 구조조정을 수행한다는 <표 3>의 결과와 함께 재벌기업의 구조조정이 장·단기 기업가치에 더욱 효과적임을 보여주는 것으로 구조조정에 관한 기업집단의 순기능 측면을 지지하는 결과로도 보여진다(Khanna, 2000; Khanna와 Palepu, 2000). 한편, 소유구조분포를 대주주지분, 국내기관지분, 외국인지분 등으로 나누어 살펴본 결과, 우선 대주주지분율은 정상기간을 중심으로 확장형 구조조정의 경우 공시효과와 장기성과 모두에서 유의한 음(-)의 관계를 보여 정상기간에는 대주주지분율이 높은 기업일수록 확장형 구조조정에 적극적이라는 <표 3>의 결과와 함께 대주주지분율이 높은 기업의 확장형 구조조정은 장·단기 기업가치에 부정적임을 알 수 있다. 다만 축소형 구조조정의 경우는 대주주지분율이 공시효과와 장기성과는 정상기간에만 유의한 음(-)의 관계를 보이고 장기성과의 경우는 위기기간에만 유의한 양(+)의 관계를 보이면서 공시효과와 장기성과간에 사뭇 다른 결과를 보여주고 있다. 국내기관지분율은 공시효과와는 정상기간의 확장형 구조조정과만 약하게 유의적인 양(+)의 관계를 갖고, 장기성과와는 경제위기기간의 축소형 구조조정과만 유의적인 음(+)의 관계를 보여 대체로 구조조정의 장·단기성과에는 중요한 요인이 되지 못하고 있다. 반면, 외국인지분율은 축소형 구조조정 경우 공시효과와는 정상기간에 장기성과와는 모든 기간에서 유의한 양(+)의 관계를 갖고, 확장형 구조조정 경우는 공시효과와는 모든 기간에서 그리고 장기성과와는 경제위기기간에 유의한 음(-)의 관계를 나타냄으로써 구조조정의 장·단기성과에 중요한 요인이 되고 있다. 이러한 결과는 국내에서 기관투자자들은 기업의 구조조정에 일관된 반응을 보이고 있지 못하나, 외국인투자자들은 대체로 축소형 구조조정에는 긍정적으로 반응하고 확장형 구조조정에는 부정적 반응을 보인다는 것을 암시한다.

<표 6> 공시효과 횡단면회귀분석

횡단면회귀분석은 구조조정 공시일 전후 비정상수익률 CAR(-1,1)을 종속변수로 하였고 설명변수로는 해당기업의 직전년도말 재무적 특성을 사용하였다. 추정치 아래 ()은 t-값이며, 대주주총지분율은 개인대주주지분과 계열기업지분을 합한 것으로 최대주주와 친족 및 특수관계인이 소유한 주식을 포함한 대주주1인지분율을 의미한다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타낸다. 모든 회귀식의 결과는 어업·광업, 제조업, 건설업, 서비스업의 네 가지 산업으로 분류한 산업더미를 포함한 수치이다.

	축소형 구조조정			확장형 구조조정		
	전체표본기간	경제위기기간	이후기간	전체표본기간	경제위기기간	이후기간
절 편	0.015 (0.27)	-0.066 (-0.70)	0.327 (1.34)	0.067 (0.55)	-0.100 (-0.76)	0.168 (0.85)
총자산로그	0.011* (1.92)	0.012** (2.46)	0.008 (1.21)	0.007 (1.36)	0.018* (1.93)	0.004 (0.39)
총부채/총자산	0.100*** (2.92)	0.037 (0.70)	0.208*** (4.32)	-0.046 (-0.60)	-0.229* (-1.85)	0.193** (2.48)
은행차입금/총부채	0.006 (0.16)	0.002 (0.04)	0.286** (2.66)	0.095* (1.79)	0.015 (0.38)	0.154* (1.92)
현금흐름/총자산	0.145 (1.50)	-0.019 (-0.18)	0.576** (2.10)	0.315* (1.75)	0.244 (1.22)	0.769*** (3.52)
유동자산/총자산	0.076 (0.86)	0.005 (0.06)	0.785*** (3.71)	0.115 (0.62)	0.126 (0.70)	0.044 (0.25)
토빈 Q	-0.110*** (-3.54)	-0.063* (-1.67)	-0.186*** (-3.87)	0.052 (0.56)	-0.032 (-0.33)	0.054* (1.85)
위험도 (베타)	0.113*** (5.34)	0.110*** (4.30)	0.104*** (2.82)	-0.098** (-2.25)	-0.146*** (-3.06)	-0.101** (-1.99)
대주주총지분율	-0.042 (-1.46)	0.046 (1.52)	-0.250*** (-2.78)	-0.075 (-0.68)	0.049 (0.85)	-0.222* (-1.95)
국내기관지분율	0.022 (0.46)	0.008 (0.25)	0.117 (1.52)	0.052 (0.99)	0.038 (0.71)	0.153* (1.88)
외국인지분율	0.079 (1.57)	-0.015 (-0.24)	0.330*** (3.35)	-0.208** (-2.22)	-0.258*** (-2.75)	-0.195** (-2.14)
재벌기업더미	0.016 (1.38)	0.009 (0.64)	0.176*** (3.20)	0.048** (2.05)	0.197** (2.53)	-0.023 (-0.97)
소속산업더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Adjusted-R ²	0.072	0.068	0.269	0.187	0.151	0.313
F-value	4.16	2.81	6.37	2.23	2.63	5.08
No. of observations	386	237	149	283	167	116

<표 7> 장기성과 횡단면회귀분석

횡단면회귀분석은 구조조정 공시일 이후 1년간의 장기 산업조정누적초과주가수익률(ICAR)을 종속변수로 하였고 설명변수로써는 해당기업의 직전년도말 재무적 특성을 사용하였다. 장기성과 회귀분석을 위해 해당기간 동안 구조조정을 2번 이상 공시한 기업은 첫 번째 공시일을 기준으로 분석하였다. 대주주총지분율은 개인대주주지분과 계열기업지분을 합한 것으로 최대주주와 친족 및 특수관계인이 소유한 주식을 포함한 대주주1인 지분율을 의미한다. 추정치 아래 ()은 t-값이며, ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타낸다. 모든 회귀식의 결과는 어업·광업, 제조업, 건설업, 서비스업의 네 가지 산업으로 분류한 산업더미를 포함한 수치이다.

	축소형 구조조정			확장형 구조조정		
	전체표본기간	경제위기기간	이후기간	전체표본기간	경제위기기간	이후기간
절 편	1.349* (1.96)	-1.183 (-0.81)	2.697** (2.44)	1.335 (0.52)	-2.677 (-1.13)	3.325** (2.52)
총자산로그	0.210*** (5.51)	0.092 (1.50)	0.341*** (5.84)	0.225* (1.73)	0.272* (1.72)	0.151* (1.90)
총부채/총자산	0.515*** (2.91)	0.450** (2.57)	0.893** (3.14)	-0.421** (-2.18)	-1.344** (-2.49)	-0.221* (-1.81)
재벌기업더미	0.567*** (3.93)	0.307* (1.74)	1.383*** (2.74)	0.363* (1.70)	0.615** (2.22)	0.289 (1.01)
은행차입금/총부채	0.547* (1.89)	0.307* (1.78)	0.969** (3.87)	-0.072 (-0.23)	0.452 (0.49)	-0.571 (-1.25)
현금흐름/총자산	-0.604 (-0.10)	0.309 (1.26)	-0.943 (-1.44)	0.112 (0.14)	-0.715 (-1.49)	1.009** (2.23)
유동자산/총자산	1.261 (1.59)	1.467 (1.43)	0.917*** (2.02)	0.905** (2.17)	1.846*** (2.89)	0.836 (1.04)
토빈 Q	0.633*** (3.30)	1.214*** (4.53)	0.279** (2.02)	-0.088 (-0.26)	-0.763 (-0.95)	0.489* (1.88)
위험도 (베타)	0.640*** (4.67)	0.950*** (4.90)	0.328*** (3.29)	-0.359 (-1.56)	-1.004** (-2.05)	-0.095 (-0.49)
대주주총지분율	0.758** (2.24)	1.021*** (3.05)	-0.473 (-1.16)	-0.473 (-0.35)	0.014 (0.04)	-1.173** (-2.05)
국내기관지분율	0.115 (0.18)	-0.648** (-2.04)	0.875 (1.26)	-0.013 (-0.02)	-0.416 (-0.45)	0.183 (0.45)
외국인지분율	1.404*** (3.41)	1.572*** (4.24)	1.101*** (3.14)	-0.193 (-0.57)	-0.644** (-2.47)	0.858 (1.31)
재벌기업더미	0.567*** (3.93)	0.307* (1.74)	1.383*** (2.74)	0.363* (1.70)	0.615** (2.22)	0.289 (1.01)
소속산업더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Adjusted-R ²	0.308	0.356	0.257	0.253	0.234	0.173
F-value	11.05	11.32	8.86	3.03	2.36	2.15
No. of observations	386	237	149	280	166	114

IV. 요약 및 결론

본 연구에서는 1997년 11월부터 2002년 12월까지 국내 상장제조기업들이 수행한 사업 구조조정 가운데 386건의 축소형 구조조정과 283건의 확장형 구조조정을 비교분석하였다. 구체적으로, 1)어떠한 재무적 특성을 갖는 기업들이 각각 축소형 또는 확장형 구조조정을 선택하는지, 2)축소형 구조조정과 확장형 구조조정의 공시효과와 장기성과가 어떻게 다른지, 3)기업의 재무적 특성에 따라 공시효과와 장기성과가 어떻게 달라지는지 등을 외환 위기기간과 이후 정상기간으로 나누어 비교분석하였다. 연구결과는 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 어떠한 재무적 특성을 갖는 기업들이 각각 축소형 또는 확장형 구조조정을 실시할 가능성이 높은가를 분석한 로짓회귀분석의 결과를 보면, 기업규모가 크고 체계적 위험이 높을수록 축소 또는 확장 모두에서 활발한 구조조정을 하는 것으로 나타났고, 유동성이 풍부한 기업은 확장형 구조조정에 적극적이고 반대로 부족한 기업은 축소형 구조조정을 선호하는 것으로 나타났다. 축소형 구조조정에만 영향을 미치는 요인으로서 부채비율은 모든 기간에, 은행차입금비율은 위기기간에 유의한 양(+)¹⁾의 관계를 보여주며, 확장형 구조조정에만 영향을 미치는 요인으로서는 대주주지분율이 정상기간에 유의한 양(+)²⁾의 관계를, 외국인지분율이 위기기간에 유의한 음(-)³⁾의 관계를 나타내고 있다. 토빈의 Q로 측정된 과거 경영성과는 정상기간을 중심으로 축소형 구조조정과 유의한 음(-)⁴⁾의 값, 확장형 구조조정은 유의한 양(+)⁵⁾의 값을 보이고, 재벌기업은 위기기간에는 축소형 구조조정을 활발하게 수행하고 정상기간에는 확장형 구조조정에 적극적인 것으로 나타나고 있다.

둘째, 축소형과 확장형 구조조정의 공시효과를 측정한 결과를 살펴보면, 축소형 구조조정의 공시효과는 모든 기간에서 매우 유의적인 양(+)⁶⁾의 값을 나타내고 있는 반면에, 확장형 구조조정의 공시효과는 모든 기간에서 평균적으로 사실상 영(0)으로 나타났다. 한편, 구조조정의 장기성과를 보면, 축소형 구조조정의 경우는 경제상황에 상관없이 장기적인 기업가치에도 매우 긍정적인 영향을 미치고 있으나, 확장형 구조조정의 경우는 위기기간에는 유의한 음(-)⁷⁾의 값을 보이고 정상기간에는 유의한 양(+)⁸⁾의 값을 보임으로써 경제상황에 따라 구조조정의 장기성과가 대조적인 결과를 나타내고 있다.

셋째, 어떤 재무적 특성을 갖는 기업이 축소형 또는 확장형 구조조정을 수행했을 때 공시효과 및 장기성과 면에서 효과적인가를 살펴보기 위하여 횡단면회귀분석을 수행한 결과를 요약하면, 기업규모, 유동성 지표, 체계적 위험, 재벌소속여부 등의 요인들은 축소형 또는 확장형 구조조정에 상관없이 공시효과와 장기성과 모두 유의적인 양(+)⁹⁾의 관계를 갖고 있고, 반면에 부채비율, 대주주지분율, 외국인지분율 등은 축소형 구조조정의 공시효과 및 장기성과는 대체로 양(+)¹⁰⁾의 관계를, 확장형 구조조정의 공시효과 및 장기성과는 대체로 음(-)¹¹⁾의 관계를 보임으로써 대조를 이루고 있다. 한편, 은행차입금비율과 토빈

의 Q는 일관된 패턴없이 공시효과와 장기성과간에 상반된 결과를 보여주거나 분석기간에 따라 다른 결과를 나타내고 있고, 국내기관지분율은 구조조정의 장·단기성과의 중요한 요인이 되지 못하고 있다.

이러한 본 논문의 연구결과는 외환위기 이후 활발하게 진행되고 있는 국내기업들의 사업구조조정 가운데 어떠한 형태의 구조조정이 기업가치 제고에 바람직한지를 시사하고 있다. 즉, 축소형 구조조정은 장·단기 기업가치에 매우 긍정적인 영향을 미치고 있는 반면에, 확장형 구조조정은 단기성과에 아무런 도움이 되지 못하고 장기성과 면에서는 정상기간동안은 긍정적이거나 경제위기기간에는 오히려 부정적인 것으로 나타났다. 또한, 본 논문은 이러한 축소형 또는 확장형 구조조정이 주로 어떠한 재무적 특성을 갖는 기업들에 의해 수행되었고, 실제로 어떤 특성을 갖는 기업에 의해 수행되었을 때 장·단기 기업가치에 긍정적 또는 부정적 영향을 미치는지에 대해서도 분석하고 있다.

따라서 이러한 연구결과는 우선 상호 대조적인 형태를 갖는 축소형 또는 확장형 구조조정이 기업경영 및 주주의 부에 어떠한 결과를 가져오는가에 관한 학문적 시사점을 제시하고 있다. 그리고 어떠한 재무적 특성을 갖는 기업들이 축소형 또는 확장형 구조조정을 수행할 가능성이 높고 또한 구조조정의 장·단기성과도 높은지에 관한 결과를 통해 우리나라 기업의 재무의사결정 행태에 대한 평가가 가능하며, 기업들의 향후 재무정책 수립에 도움을 제공할 수 있을 것으로 보인다.

참고문헌

- 강준구, 백재승, 2001. “외부충격에 따른 기업가치의 변화와 구조조정의 결정요인 및 구조조정 효과”, 한국재무학회, 재무연구, 제22호, 199-250.
- 김석진, 김지영, 2003. “매각 목적과 분리매각의 성과”, 한국증권학회, 증권학회지, 제32집, 105-133.
- 김지수, 최정호, 1995. “기업의 부동산 취득 및 처분이 주식수익률에 미치는 영향”, 한국증권학회, 증권학회지, 제18집, 283-332.
- 김원기, 박춘광, 1999. “사업구조조정을 위한 자산매각(Sell-Offs)과 Tobin's Q“, 한국재무관리학회, 재무관리연구, 제18권, 27-51.
- 박진우, 백재승, 2005. “경제환경 변화와 기업구조조정의 가능성 및 장·단기 성과 분석”, 한국증권학회, 증권학회지, 제34권, 101-138.
- Bae, K.H., Kang, J.K., Kim, J.M., 2002. Tunneling or value addition? Evidence from merger by Korean business groups, *Journal of Finance*, 2695-2740.
- Barclay, M., Holderness, C., 1989. Private benefits from control of corporations, *Journal of Finance Economics*, 25, 371-395.
- Berger, P.G., Ofek, E., 1995. Diversification's effect on firm value, *Journal of Financial Economics* 37, 39-66.
- Bradley, M., Desai, A., Kim, E.H., 1988. Synergistic gains from corporate acquisitions and their division between the stockholders of target and acquiring firms. *Journal of Financial Economics* 21, 3-40.
- Coase, R.H., 1937. The nature of the firm, *Economica* 4, 386-405.
- Comment, R., Jarrell, G., 1995. Corporate focus and stock returns, *Journal of Financial Economics* 37, 67-87.
- Denis, D.J, Denis, D.K, Sarin A., 1997. Agency problems, equity ownership, and corporate diversification, *Journal of Finance* 52, 135-160.
- Diamond, D., 1984. Financial intermediation and delegated monitoring, *Review of Economic Studies* 52, 393-414.
- Diamond, D., 1991. Monitoring and reputation: the choice between bank loans and directly placed debt, *Journal of Political Economy* 99, 689-721.
- Fama, E.F., 1985. What's different about banks?, *Journal of Monetary Economics*, 15, 29-39.
- Jensen, M.C., 1986. Agency costs of free cash flows, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review* 76, 323-329.
- Jensen, M.C., 1993. The modern industrial revolution, exit and the failure of internal control systems, *Journal of Finance* 48, 831-880.
- Jensen, M.C., Meckling, W.H., 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency

- costs and ownership structure, *Journal of Financial Economics* 3, 305-360.
- John, K., Lang L., Netter, J., 1992. The voluntary restructuring of large firms in response to performance decline, *Journal of Finance* 47, 891-918.
- John, K., Ofek, E., 1995. Asset sales and increase in Focus, *Journal of Financial Economics* 37, 105-126.
- Kang, J.-K., Shivdasani, A., 1997. Corporate restructuring during performance decline in Japan, *Journal of Financial Economics* 46, 29-65.
- Khanna, T., 2000. Business groups and social welfare in emerging markets: Existing evidence and unanswered questions, *European Economic Review* 44, 748-761.
- Khanna, T., Palepu, K.G., 2000. Is group affiliation profitable in emerging markets: An analysis of diversified Indian business groups, *Journal of Finance* 55, 867-891.
- Lang, L.H.P., Stulz, R.M., 1994. Tobin's Q, corporate diversification and firm performance, *Journal of Political Economy* 102, 1248-1280.
- Mulherin J.H., Boone A.L., 2000. Comparing acquisitions and divestitures, *Journal of Corporate Finance* 6, 117-139.
- Ofek, E., 1993. Capital structure and firm response to poor performance: An empirical analysis, *Journal of Financial Economics* 34, 3-30.
- Schlingemann, F.P., Stulz, R.M., Walkling, R.A., 2002. Divestitures and the liquidity of the market for corporate assets, *Journal of Financial Economics* 64, 117-144.
- Servaes, H., 1996. The value of diversification during the conglomerate merger wave, *Journal of Finance* 51, 1201-1225.
- Shleifer, A., Vishny, R., 1986. Large Shareholders and corporate control, *Journal of Political Economy* 94, 461-488.
- Shleifer, A., Vishny, R., 1989. Managerial entrenchment : The case of manager specific investments, *Journal of Financial Economics* 25, 123-139.
- Stulz, R.M., 1990. Managerial discretion and optimal financing policies, *Journal of Financial Economics* 26, 3-27.
- Wruck, K., 1990. Financial distress, reorganization, and organizational efficiency, *Journal of Financial Economics* 27, 419-446.