

연결재무구조와 체계적 위험간의 상관관계분석 - 연결정책수립을 위한 실증연구 -

김종대

충북대학교 경영대학 회계학과 부교수
(jdkim@cbucc.chungbuk.ac.kr)

.....

현행의 연결재무제표기준에 의한 연결정보의 유용성을 검증하고 연결정보의 유용성제고를 위한 정책적 시사점을 제공하기 위해서는 연결이익뿐 아니라 연결재무구조의 정보유용성을 검증할 필요가 있다. 따라서 본 연구는 연결재무구조가 개별재무구조에 비하여 지배회사의 진정한 체계적 위험의 평가에 더 유용한지를 검증한다. 재무레버리지 변수와 함께 산업더미 변수와 영업레버리지를 설명변수로 포함시킨다. 1993-96년간 연결재무제표를 작성한 12월 상장기업 중 일정한 기준을 만족시키는 564개 기업에 대해 실증분석한 결과 연결부채비율이 개별부채비율보다 시장베타와 더 높은 상관관계를 보였으며 모형에 따라 개별부채비율의 상관관계는 유의성이 현저히 떨어지는 반면에 연결부채비율은 항상 시장베타와 높은(유의한) 양의 상관관계를 보였다. 또한 연결부채비율을 기업의 재무 레버리지로 사용한 경우 개별부채비율을 사용한 경우보다 수정 R^2 가 컸으며 x^2 검증결과 그 차이는 유의하였다. 연결부채비율과 개별부채비율의 차이변수도 시장베타와 유의한 상관관계를 보일 뿐 아니라 추가적인 설명력을 보였다. 결론적으로 연결부채비율은 개별부채비율보다 기업의 위험을 더 정확히 반영하고 있다고 할 수 있다.

.....

1. 서론

1992년 4월 증권거래법 시행규칙의 개정으로 상장회사의 연결재무제표 작성 및 감사가 의무화되었으며 1994년에는 주식회사의 외부감사에 관한 법률이 개정되어 자산총액 60억원 이상인 외부감사 대상기업의 연결재무제표 감사 및 공시도 의무화되었다. 재벌기업들은 연결재무제표의 감사 및 공시 의무화에 반대해 왔는데 그것은 연결재무제표작성 및 감사를 위한 직접적인 비용보다는 악화된 연결재무구조를 공시함으로써 입을 경제적인 손실 때문

인 것으로 추정된다. 이 경제적 손실에는 정치적 계약비용 뿐 아니라 부채비율의 증가로 인한 자본조달비용의 상승도 포함된다.

연결재무제표에 관해서는 아직도 연결재무제표의 유용성이나 연결범위의 문제 등 논의되어야 할 문제가 많이 있다. 1997년 이후 IMF가 회계정보의 투명성을 요구하면서 연결의 범위를 확대한 결합재무제표의 작성을 요구함에 따라 30대 재벌기업에 대한 결합재무제표의 작성이 의무화되어 연결 및 결합재무제표에 대한 정책적인 시사점을 가지는 연구의 필요성이 증가하고 있다. 특히 현재 우리나라의 연결기준에서 채택하고 있는 지분을 기준에

의한 연결재무제표가 우리 나라와 같은 특수한 기업지배구조를 가진 기업들에 대해서도 유용성을 가지는지는 중요한 관심사이다.

연결정책 수립을 위해서 논의되고 연구되어야 할 이슈들은 많으나 지금까지 주로 연결재무제표에 관한 연구들은 연결의 결과 개별재무제표에 비해 재무비율이 어떻게 변하였는지, 또는 연결이익이 초과주식수익율을 설명할 수 있는지 등에 주로 관심을 기울여 왔다. 연결이익의 정보효과에 관한 이전의 국내 연구들은 연결이익은 개별이익이 발표되고 난 후에 공시되어 공시시점을 전후하여 추가적으로 정보효과를 가지는 것으로 보고하고 있다(전성빈, 1994; 황인태, 1995; 정규언, 김정원, 1994; 박성환, 1995).

이 외에도 연결재무구조와 개별재무구조 중 어느 것이 기업의 위험구조를 더 잘 반영하고 있는가 하는 것이 현행의 연결재무제표가 정보유용성을 가지는지에 대한 중요한 증거를 제시해 줄 것이다. 연결재무제표의 작성 및 감사를 의무화한 것은 기업의 개별재무제표만으로는 그 기업의 진정한 영업성과 재무상태를 정확히 파악할 수 없기 때문이었다. 따라서 회계정보의 유용성제고라는 정책목표에 부합하기 위해서는 연결재무제표자료가 개별재무제표자료에 비해 보다 유용한 정보를 제공하여야 한다. 정보의 유용성은 영업성과의 척도인 당기순이익으로도 평가할 수 있지만 투자자들이 기업의 체계적 위험을 판단할 때 사용하는 부채비율로도 평가될 수 있다.

우리 나라의 연구 중 부채비율에 관해서는 연결의 결과 부채비율이 악화되었다는 기술적인 통계를 보고한 연구는 많이 있으나 개별부채비율과 연결부채비율 중 어느 것이 지배회사의 재무상태를 더 잘 반영하고 있는지에 대한 연구는 없었다. 기업의 위험

과 재무레버리지의 관계에 대해서는 많은 연구가 있어 왔다(Hamada, 1972; Mandelker and Rhee, 1984; Bowman, 1979). 기업의 체계적인 위험에 부채비율이 영향을 미친다면 기업의 위험구조를 더 잘 설명할 부채비율을 투자자에게 제공하는 것이 정보의 유용성을 높이는 방법일 것이다.

따라서 본 연구의 목적은 개별재무제표의 부채비율(이하 개별부채비율)과 연결재무제표의 부채비율(이하 연결부채비율) 중 어느 것이 기업의 체계적 위험을 더 잘 반영하는지 검증하는 것이다. 이를 검증함으로써 연결재무제표의 유용성에 관한 추가적인 증거를 제시하고 또 연결에 관한 정책수립에 근거를 제시하는 것이 본 논문의 목적이다.

1993-96년 동안 574개의 표본에 대한 실증분석결과에 의하면 개별 및 연결부채비율은 체계적 위험과 유의한 양의 상관관계를 가지고 있으며 연결부채비율이 개별부채비율보다 체계적 위험과 더 유의한 상관관계를 가진다. 또한 연결부채비율이 개별부채비율에 비해서 체계적 위험에 대한 추가적인 설명력을 가진다.

이러한 결과는 연결부채비율의 다양한 측정방법에 대해서 모두 일관성있게 나타나고 있다. 또한 개별부채비율의 계산에 지급보증채무를 포함한 경우에도 역시 연결부채비율이 개별부채비율에 비해 더 높은 설명력을 보인다. 이는 연결이익이 개별이익에 비해 추가적인 설명력을 가진다는 이전 연구의 결과와 마찬가지로 연결재무제표 정보의 정보유용성을 시사해 준다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 이전 연구를 검토하고 가설을 도출한다. 3장은 연구모형 및 변수의 측정방법에 대해 논의한다. 4장에서는 실증분석결과를 논하고 마지막으로 5장은 요약 및 결론을 제시한다.

II. 이전연구 및 가설설정

미국의 경우 1959년 ARB 51이 발표되면서 연결재무제표가 주재무제표로 채택되기는 하였지만 금융업과 비금융업간에 업종간의 차이를 이유로 연결대상에서 제외될 수 있는 공식적인 근거를 제공하였다. 실제로 FASB가 연결을 강제화하기 위해 FAS94를 제안했을 때 금융업에 속하는 종속회사를 가진 기업이 그렇지 않은 기업보다 압도적으로 FAS94에 반대하는 로비활동을 하였다(Mian and Smith, 1990).

ARB51의 입장에 반대하면서 AICPA는 금융자회사를 연결에서 제외하는 것은 주로 제조기업인 지배회사가 금융자회사를 통하여 자본조달을 하고 이 부채를 연결재무제표에 표시하지 않음으로써 재무비율을 좋게 보이려 한다고 주장하였다(Mian and Smith, 1990). 이는 재무제표 이용자들이 지배회사의 재무제표를 이용할 때 연결에 포함되지 않은 자회사의 부채를 고려하지 않는다는 것으로 순진한 투자자가설(naive investor hypothesis)과 일맥상통하는 것이다.

Comiskey et al.(1987)은 이러한 AICPA의 주장이 옳은지 검증하기 위해서 경쟁적 가설을 세웠다. 즉 재무제표이용자들은 연결에 포함되지 않은 종속회사의 부채도 마치 연결에 포함된 것처럼 고려하여 지배회사의 전반적인 위험을 평가한다는 것이다. 그들은 기업의 부채비율이 체계적인 위험을 결정하는 중요한 변수 중의 하나라는 연구결과에 기초하여(Hamada, 1972; Beaver et al, 1970; Bowman, 1979) 금융자회사(captive finance subsidiary)의 부채를 포함하지 않은 부채비율과 금융자회사를 연결한 것으로 가정한(pro forma)

부채비율 중에 어느 것이 시장베타와 더 큰 상관관계를 갖는지 보았다.

연구결과에 의하면 금융자회사를 포함한 것으로 가정한 연결부채비율이 그들을 포함하지 않은 실제로 보고된 부채비율에 비해 시장베타와 더 높은 상관관계를 가졌다. 이는 재무제표이용자들이 실제로 연결에 포함되지 않은 금융업 종속회사의 부채비율도 지배회사의 체계적 위험의 평가에 고려한다는 것을 시사한다.

위의 연구에서는 지배회사가 종속회사의 부채에 대해서 책임을 지고 있다고 가정하였다. 그러나 지배회사가 종속회사의 부채에 대하여 책임을 지지 않고 있다고 가정한다면 오히려 연결부채비율은 지배기업의 체계적인 위험을 오히려 과대평가할 것이다. Beranek and Clayton(1985)은 지배회사가 종속회사의 부채에 대하여 책임을 지지 않고 있다고 가정하고 연결재무제표만 공시된 경우와 연결과 개별재무제표가 동시에 공시된 경우에 지배회사의 체계적 위험에 대한 영향을 비교하였다.

대응표본을 사용한 그들의 연구결과에 의하면 연결재무제표만 공시한 기업의 시장베타는 연결과 개별 모두를 공시한 기업의 시장베타보다 현저히 높았다. 즉 투자자들은 지배회사가 종속회사의 부채에 대해 책임을 지지 않더라도 연결부채비율만 알려진 경우에는 연결부채비율에 기초하여 기업의 위험을 평가한다.

위의 두 연구가 시사하는 바는 자회사의 부채에 대한 지배회사의 책임여부가 중요하다는 것이다. 지배회사가 책임을 지는 경우에는 연결부채비율이 개별부채비율보다 나은 위험평가척도가 될 것이다. 우리 나라의 경우 연결대상에 포함되는 종속회사는 사실상 지배회사와 경제적인 단일체이며 또 많은 경우에 지배회사는 종속회사의 부채에 대한 지급보

증을 제공하고 있으므로 개별채무제표보다는 연결채무제표가 지배회사의 부채에 더 가까울 것으로 추정할 수 있다. 미국의 경우 금융자회사(captive finance subsidiary)의 부채에 대해 지배회사가 공적인 지급보증을 제공하지 않는 경우가 많은데 이 경우에도 지배회사는 자회사의 부채에 실질적인 책임을 진다(Comiskey et al., 1987).

연결에 관한 국내의 실증연구들은 주로 이익의 정보효과에 관한 것이었다. 연결이익의 정보효과를 검증한 이전의 연구들은 주로 개별이익과 연결이익의 차이로 측정된 비가대연결이익과 연결이익공시시점을 전후한 주식초과수익률간의 상관관계를 분석하였다(전성빈, 1994). 한편 황인태(1995)는 연결감사보고서일 전후에 거래량의 변화를 분석한 결과 평균적인 거래량에 비해 연결이익공시를 전후하여 거래량이 유의적으로 증가하고 있음을 보였다.

김권중과 남상오(1994)는 기업집단 연결회계제도 대 현행의 연결제도 논쟁에 정책적인 시사점을 주기 위한 연구를 수행하여 기업집단 연결제도 도입의 이론적 타당성을 주장할 증거를 제시하고 있다. 기업집단연결회계제도의 가정은 정보이용자들이 계열기업의 미래이익흐름을 전망함에 있어서 동일기업집단내 타계열기업에 대한 정보수요가 있다는 것이다. 그들은 이 가정이 타당한 것인지 검증하기 위해서 동일집단내에 다른 기업들에 관해 이용가능한 정보들이 당해기업의 주가변동에 관련되어 있는지 분석하였다. 이 연구는 상호지급보증에 초점을 두고 상호지급보증에 따른 손실가능성이 당해기업의 이익의 미래지속가능성에 영향을 미치고 따라서 그 기업의 이익반응계수(ERC)를 낮추게 됨을 보이고 있다. 또한 상호지급보증에 의한 손실가능성은 피보증기업의 이익실적과의 상관계수를, 부채비율과는 양의 상관계수를 가지는데 실증분석 결

과에 의하면 피보증기업의 이익실적이 낮거나 부채비율이 높을수록 ERC가 낮아지는 정도가 커지게 된다.

연결의 결과 채무비율이 전반적으로 악화되었음을 보여 주는 연구로는 전성빈(1995)을 들 수 있다. 전성빈은 1993년 12월 결산법인의 연결자료를 분석한 결과 부채비율을 포함한 거의 모든 지표가 연결의 결과 악화되었다고 보고하고 있다. 특히 부채비율은 개별에 비해 연결이 250% 증가하는 것으로 보고되어 있다. 정종암과 김지홍(1991)도 집단채무제표자료를 이용하기는 하였지만 연결의 결과 대체로 채무비율들이 악화됨을 보여 주고 있다.

이광재(1995)는 부채비율이 연결대상기업의 가치에 영향을 미친다는 실증자료를 제시하고 있다. 이 연구는 연결의 의무화에 관련된 사건별로 연결의 의무화가 대상기업의 주가에 미치는 영향을 분석하였다. 우선 연결의 강제화는 기업의 부채비율의 증가를 통하여 계약비용을 증가시키므로 기업가치를 떨어뜨릴 것이라는 가설을 검증한 결과 연결채무제표를 강제화이전부터 자발적으로 공시해 온 기업의 주가수익률은 통제기업에 비해 사건일 전후에 큰 차이를 보이지 않으나 비공시기업은 통제기업보다 낮은 주가수익률을 보였다. 이들 불공시기업들의 부채비율은 자발적기업보다 대체로 높았는데 이러한 부채비율은 기업의 부채계약비용의 대용변수(proxy)로 이는 정치적 비용과 함께 이들 기업이 자발적 공시를 하지 않은 이유를 설명해 준다. 추가분석에서 기업의 연결부채비율은 기업의 가치하락에 대해 높은 설명력을 보이고 있다. 한편 자발적 공시집단에 비하여 관계회사출자율과 상호지급보증율(정치적 비용의 대리변수)이 높은 불공시집단에 대해서는 이들 변수가 주가수익률과 유의한 부의 상관계수를 보이고 있다.

한편 체계적 위험에 영향을 미치는 회계변수에 관한 연구로는 안승철(1993)을 들 수 있다. 이 연구에서는 영업위험변수로서 영업레버리지를, 재무위험변수로 부채비율을 사용하였다. 분석결과 위 두 변수는 모두 체계적 위험(시장베타)과 정의 상관관계를 보였다. 또한 이익률을 기준으로 정의한 회계베타도 시장베타와 정의 상관관계를 가졌다. 이외에도 Hamada(1972), Rubinstein(1973), Bowman(1979) 등도 부채비율이 기업의 체계적 위험을 결정하는 요인임을 보여 주고 있다. 또한 Lev(1974)도 부채비율 외에 기업의 제품라인과 영업레버리지가 기업의 체계적 위험에 영향을 미치는 변수임을 보여 주고 있다.

Hamada(1972)와 Rubinstein(1973)은 다음과 같이 기업의 체계적 위험을 영업위험(operating risk)과 재무위험(financial risk)으로 나누었다.

$$\beta = \beta^* + \beta^*(1-\tau)D/E$$

여기에서, β^* = 자기자본만으로 구성된 기업의 보통주 시장베타.

β = (자기자본+타인자본)으로 구성된 기업의 보통주 시장베타.

τ = 법인세율,

D = 부채의 시장가치,

E = 보통주의 시장가치.

β^* 는 기업의 영업위험을 측정하는 한편 $\beta^*(1-\tau)D/E$ 는 보통주의 재무위험을 측정한다. Rubinstein은 영업위험이 영업레버리지, 거시경제변수의 영향 및 기업의 업무효율에 관한 불확실성 등의 결합효과를 반영하며, 재무레버리지는 영업레버리지

와 결합하여 재무위험을 결정한다고 주장한다.

Mandelker와 Rhee(1984)는 위 식으로부터 기업의 시장베타가 영업레버리지와 재무레버리지의 함수로 나타내어질 수 있음을 보여 주고 있다. 영업레버리지와 업무레버리지는 회계자료로부터 계산될 수 있다. 본 연구에서는 개별재무제표상의 재무레버리지와 연결재무제표상의 재무레버리지를 비교하는 것이 주목적이므로 레버리지는 각각의 재무제표상의 부채비율로써 측정한다. 영업레버리지는 Mandelker와 Rhee(1984)가 보여 준 것처럼 매출액을 영업이익에 대하여 회귀분석하여 구한다.

본 논문은 기업의 체계적 위험을 결정하는 요인이 무엇인지를 밝히는 것을 주목적으로 하는 것이 아니라 기업의 체계적 위험에 영향을 미칠 중요한 요인들을 통제한 후에 대체적인 부채비율의 측정치 중 어느 것이 시장베타를 더 잘 설명하는지 검증하는 것이다. 따라서 시장베타에 가장 중요한 영향을 미치는 재무레버리지와 영업레버리지외의 다른 변수들을 통제하기 위해서 산업더미변수를 사용하여 산업간의 시장베타차이를 통제한다.

산업간의 베타차이를 가져오는 중요한 이유중의 하나가 산업간의 영업레버리지의 차이일 것이다. 그러나 앞에서 Rubinstein이 지적했듯이 영업레버리지는 영업위험을 결정하는 변수 중의 하나일 뿐이다. 또한 산업과 관련한 여러 가지 변수들이 기업의 시장베타에 영향을 미칠 수 있다. Fabozzi와 Francis(1978)는 산업의 특성이 각각의 산업에 속한 기업들의 체계적 위험을 증감시킬 수 있으므로 이러한 산업효과를 통제함으로써 레버리지가나 규모 등이 기업의 체계적 위험에 미치는 영향을 정확하게 측정할 수 있다는 증거를 제시하고 있다.

따라서 본 논문의 주요 가설은 다음과 같다.

가설: 산업과 영업레버리지의 차이를 통제했을 때 연결부채비율이 개별부채비율보다 기업의 체계적 위험과 더 높은 상관관계를 가진다.

추가분석으로서 부외부채로 인정되고 있는 지급보증채무를 포함한 개별부채비율을 계산한다. 연결부채비율이 개별부채비율보다 시장베타와 더 높은 상관관계를 가지려면 사실상의 부채인 지급보증채무를 개별부채에 포함한 경우에도 그러해야 할 것이다.

지급보증채무는 우발채무로서 확정채무인 대차대조표상의 부채와는 다르다. 그러나 투자자들은 지급보증 대상회사의 지급불능위험을 평가하여 그 가능성에 따라 지급보증채무를 지급보증회사의 부채로 평가할 것으로 추정된다. 즉 지급보증대상회사의 지급불능위험에 따라서 다르겠지만 지급보증채무는 사실상 기업이 부담해야 하는 채무로서 투자자들이 기업의 체계적 위험을 평가할 때 고려할 것으로 예상된다. 그러나 실제로 투자자들이 이를 기업의 체계적 위험의 평가에 이용하는지, 그리고 지급보증채무를 포함한 부채비율이 포함하지 않은 부채비율보다 시장베타와 더 높은 상관관계를 가질 것인지는 실증적인 문제이다. 따라서 본 논문에서는 연결부채비율이 지급보증채무를 포함한 개별부채비율에 비해서도 추가적인 설명력을 가지는지 분석한다.

III. 연구방법 및 변수의 측정

부채비율의 설명력 검증을 위해 다음과 같은 회

귀분석을 행한다.

$$\beta_i^m = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n-1} a_j d_j + b_0 OLEV_i + c_0 UDER_i + e_i \dots\dots\dots (1)$$

여기에서, β_i^m : i 기업의 시장베타,

$\sum_{j=1}^{n-1} a_j d_j$: 산업더미변수, $j=1, \dots, n-1$
(n=산업그룹의 수);

d_j : 당해산업에 대해서는 1, 아니면 0.

$OLEV_i$: i 기업의 영업레버리지,

$UDER_i$: i 기업의 개별부채비율.

개별부채비율($UDER_i$)은 대차대조표상의 부채총액을 자본총액으로 나누어 구한다. 일반적으로 재무위험척도의 대용치로 사용되는 부채비율은 부채의 시장가치를 자기자본의 시장가치로 나누어 구하는 것이 바람직하다(Hamada, 1972; Rubinstein, 1973; Mandelker and Rhee, 1984). 그러나 부채의 시장가치가 이용가능하지 않은 경우 부채의 시장가치 대신에 장부가치를 사용하는 경우가 많다(Bowman, 1980; 안승철, 1993). 안승철의 연구에서는 부채의 장부가치를 자기자본의 시장가치로 나누는 재무레버리지보다 체계적 위험에 대한 설명력이 더 높으나 양자 모두 유의한 것으로 보고하고 있다. 이처럼 장부가치를 사용한 부채비율도 체계적인 위험과 유의한 상관관계를 가진다.

본 논문에서도 자기자본의 시장가치를 사용할 것을 고려할 수도 있으나 본 논문이 장부가치 부채비율을 사용하는 이유는 개별과 연결 대차대조표상의 부채비율 중 어느 것이 체계적 위험의 평가에 더

유용한지를 비교하는 것이 본 논문의 목적이기 때문이다. 개별자기자본의 시장가치도 지배회사의 보통주 시장가치로 측정되며 지배회사의 연결자기자본의 시장가치도 역시 지배회사의 보통주 시장가치로 측정된다. 그렇다면 자기자본의 시장가치를 사용한 개별부채비율과 연결부채비율의 차이는 결국 개별부채와 연결부채의 차이일 뿐이다. 그러나 개별과 연결부채비율의 차이는 분자(부채)뿐 아니라 분모(자기자본)의 차이도 의미 있게 반영되어야 할 것이다. 따라서 자기자본과 부채 모두 장부가치를 사용하되 자기자본의 시장가치를 이용한 분석의 결과도 민감도분석에서 제시한다.

산업더미변수는 산업간의 체계적 위험의 차이를 통제하기 위한 것으로 증권거래소의 산업분류를 사용하되 산업간의 유사성과 표본수를 고려하여 6개 산업군으로 나누어 분석한다. 시장베타는 각 기업의 결산일이 속하는 마지막 날로부터 1년 전까지의 일별 시장수익률과 개별기업의 일별수익률 자료를 사용하여 시장모형에서 구한다. 이 시장모형에서 β_i 의 추정치가 i 기업의 체계적 위험에 대한 대응변수로 사용된다.

$$R_{it} = \alpha + \beta R_{mt} + e_{it} \dots\dots\dots (2)$$

여기에서, R_{it} : t 년도의 i 기업의 일별 주가수익률,

R_{mt} : t 년도의 일별 동일가중 지수수익률.

시장베타의 추정을 위하여 일별수익률을 사용하는 이유는 다음과 같다. 우선 월별수익률을 사용하면 충분한 시계열자료를 확보하기 위하여 오랜 기간 동안의 수익률 자료를 사용하여야 하는데 이는 시장베타의 안정성(stationarity) 문제를 야기한다. 또한 각 연도의 시장베타를 추정하기 위하여

예컨대 각 연도가 끝나는 결산일로부터 4년 이전부터의 수익률자료를 사용하면 최대 3년 동안 각 연도의 시장베타가 다른 연도의 시장베타와 중복(overlapping)되는 문제가 있다. 따라서 월별수익률 자료를 사용하는 것은 적절하지 못하다. 또한 주별수익률을 사용하는 경우에는 최대 52주의 자료를 사용할 수 있는데 시장베타의 추정을 위해 많은 시계열자료가 확보되지 못하여 일별 수익률을 사용하는 것이 적절한 것이다.

시장 포트폴리오 수익률의 대응치로 종합주가지수 수익률을 사용하는 것은 이전 연구들이 그 문제점을 지적하고 있으므로 본 논문에서는 종합주가지수 수익률 대신에 동일가중 지수수익률을 사용한다(김권중, 황선웅, 김진선 1994).

영업레버리지는 매출액변화에 대한 영업이익의 변화율로 정의될 수 있다. 재무레버리지와 마찬가지로 영업레버리지도 여러 가지 방법으로 측정할 수 있다. Lev(1984)는 변동운영비와 고정운영비의 비율로써 영업레버리지를 측정하였다. Mandelker and Rhee (1984)는 매출액의 자연로그값(독립변수)을 이자비용 및 세금공제전 이익(EBIT)의 자연로그값(종속변수)에 대해 회귀분석하여 매출액의 자연로그값의 계수를 영업레버리지의 대응변수로 사용하였다. 또한 안승철(1993)은 매출액을 영업이익에 대해 회귀분석하여 매출액의 계수를 영업레버리지로 사용하였다.

본 논문에서 영업레버리지(OLEV_{*i*})는 Mandelker and Rhee(1984)가 사용한 방법대로 다음의 회귀식에서 매출액(SALES_{*i*})의 계수 b 로써 측정한다. 계수추정을 위해서 기준연도로부터 10년간의 시계열자료를 사용한다.

$$\ln EBIT_i = \alpha + b \ln SALES_i + e_i \dots\dots\dots (3)$$

여기에서, $EBIT_i$: 손익계산서상의 영업이익,
 $SALES_i$: 손익계산서상의 순매출액.

개별부채비율($UDER$)과 연결부채비율($CDER$)의 설명력을 비교하기 위하여 Comiskey et al.(1987)의 방법에 따라 다음과 같은 x^2 통계량을 사용한다.

$$d = \frac{N}{2} | \ln(\sum \mu^2 c / \sum \mu^2 u) |$$

여기에서,

N : 표본의 수,

$\sum \mu^2 c, \sum \mu^2 u$: 식C와 식U의 잔차제곱의 합
 (residual sums of squares),

식C:

$$\beta_i^m = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n-1} a_j d_j + b_0 OLEV_i + c_0 CDER_i + e_i,$$

식U:

$$\beta_i^m = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n-1} a_j d_j + b_0 OLEV_i + c_0 UDER_i + e_i,$$

d 는 자유도 1인 x^2 분포를 한다.

추가적으로 $CDER$ 과 $UDER$ 의 차이가 위의 식 U에 포함되었을 때 차이변수의 계수가 유의한지 검토하기 위해 위의 식(1)에 연결부채비율과 개별부채비율의 차이변수 (DIF_i^{c-u})를 추가하여 분석한다.

DIF_i^{c-u} 는 연결로 인하여 증가하는 부채부분을 나타내는 것으로 이 변수의 유의성을 검증한다.

$$\beta_i^m = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n-1} a_j d_j + b_0 OLEV_i + c_0 UDER_i + d_0 DIF_i^{c-u} + e_i \dots\dots\dots (4)$$

여기에서, DIF_i^{c-u} : $CDER_i - UDER_i$, 연결부채비

율과 개별부채비율의 차이.

앞에서 설명한 대로 연결부채비율은 연결재무제표상의 부채총액을 자본총액으로 나누어 구하는데 이 때 외부주주지분은 제외한다. 그 이유는 우리나라의 연결회계기준이 외부주주지분을 부채와 자기자본의 중간에 보고하도록 규정하고 있어 부채와 자기자본 어디에도 포함되지 않는 별도의 항목인 것처럼 취급하고 있기 때문이다. 그러나 민감도분석에서 외부주주지분을 자기자본의 일부로 보고 부채비율을 계산한 분석결과도 제시한다.

VI. 실증분석결과

1. 표본기업의 선정

분석을 위한 표본은 상장회사로서 최초로 연결이 의무화된 1993년부터 1996년까지 총 4년간 연결재무제표를 증권감독원에 제출한 기업을 대상으로 한다. 연구를 위한 최종표본은 574개 기업/년으로 이들을 선정한 기준은 다음과 같다.

- 1) 1993년부터 1996년 말까지 연결회계기준 및 준칙에 의해 연결재무제표 작성의무가 있는 12월 결산법인을 대상으로 한다.
- 2) 연결 또는 개별감사보고서를 제출하지 않은 기업은 제외한다.
- 3) 금융업은 업종의 성격이 너무 달라서 표본에서 제외한다.
- 4) 관리대상종목과 자본잠식상태에 있는 기업은 제외한다. 자본잠식기업은 負의 부채비율을 가진다.
- 5) 결산일 기준으로 1년 이내에 상장되었거나

〈표 1〉 표본기업의 선정

기 준	1993	1994	1995	1996	합계
연결대상기업수	187	207	274	323	991
차감: 비12월결산기업	25	38	38	51	152
보고서 미제출 기업			2	6	8
금융업	17	19	20	25	81
관리대상종목	2	2			4
자본잠식기업	1	3	9	6	19
수익률자료 부족	4	6	7	10	27
재무제표 불충분기업	24	18	38	46	126
합 계	114	121	160	179	574

1. 자본잠식기업은 負의 부채비율을 가지므로 제외된다.
2. 수익률자료 부족은 상장된 지 1년 이내이거나 (주)한국신용평가의 자료에 충분한 수익률이 없는 기업들이다.
3. 재무제표불충분기업은 영업레버리지의 추정을 위해 필요한 10년치의 매출이나 영업이익자료가 없는 기업이다.

주식수익률을 구할 수 없는 기업은 제외한다.

- 6) 마지막으로 영업레버리지 계산을 위한 재무제표자료(10년)가 충분하지 않은 기업은 제외한다. 영업레버리지의 추정에는 자연로그의 값을 사용하므로 음의 영업이익(영업손실)을 가지는 기업은 제외된다

이렇게 최종적으로 선정된 표본이 574개로서 〈표 1〉은 이 과정을 요약해 보이고 있다. 표본기업의 확인과 연결부채 및 자본은 상장회사협의회에서 발행하는 연결재무제표총람과 증권감독원의 자료를 이용하였다. 상장일, 수익률, 개별재무제표의 부채, 자본, 매출액 및 영업이익은 (주)한국신용평가의 자료를 이용하였다. 지급보증 채무액은 상장회사협의회 데이터 베이스를 사용하였다.

2. 표본기업의 기술적 분석

최종 표본 574개에 대한 기술적인 통계치를 제

시하면 〈표 2〉와 같다. 개별재무제표의 평균부채는 8,359.9억원이고 평균자본은 3,714.1억원으로 평균부채비율은 2.83이다. 반면에 연결재무제표의 부채평균은 1조 2,005억원, 자본은 3,728.2억원으로 평균부채비율이 4.46에 이른다. 연결의 결과 부채비율은 1.58배 정도로 증가하였다.

지급보증채무는 평균 4,655.2억원이며 이를 포함한 부채금액은 평균 12,005억원으로 지급보증채무를 포함하지 않은 부채에 비해 43.6%정도 크다. 즉 표본 기업은 평균적으로 자기부채금액의 43.6%에 해당하는 채무를 보증해 주고 있다. 자기자본과 비교하면 표본기업들은 자기자본의 1.25배에 해당하는 금액의 채무에 대해 지급보증을 해 주고 있다. 따라서 지급보증채무를 포함한 개별부채비율은 4.59가 된다.

한편 각 연도의 연초부터 연말까지의 일별수익률을 사용하여 시장모형으로부터 추정된 시장베타는 평균 0.988의 값을 가진다. 시장수익률 계산을 위

〈표 2〉 표본기업의 기술적 통계 및 시장베타

연결 및 개별구분	계정과목	평균	표준편차	중위수	25%	75%
개별재무제표	부채(억원)	8,359.9	17,991.0	2,688.6	1,078.7	7,620.3
	자본(억원)	3,714.1	11,825.0	1,085.5	539.7	2,555.1
	부채비율	2.83	2.05	2.44	1.60	3.44
연결재무제표	부채(억원)	12,005.0	24,931.0	3,582.2	1,374.6	9,826.4
	자본(억원)	3,728.2	12,028.0	1,027.2	505.6	2,511.6
	부채비율 1	4.46	7.11	3.23	2.11	4.93
	부채비율 2	4.13	6.83	2.98	1.99	4.64
개별재무제표 (지급보증포함)	부채(억원)	13,015.0	23,563.0	4,010.6	1,468.0	12,264.0
	자본(억원)	3,714.1	11,825.0	1,085.5	539.7	2,555.1
	부채비율	4.59	4.16	3.49	2.17	5.19
동일가중주식수익률 시장베타		0.988	0.356	1.006	0.750	1.248

1. 연결부채비율 1의 계산에는 외부주지분을 제외하고, 연결부채비율 2의 계산에는 외부주 지분을 자기자본에 포함시킨다.

2. 시장베타는 당해연도의 일별수익률을 사용하여 시장모형에서 추정한다.

해서는 동일가중지수 수익률을 사용하였다. 나중에 〈표 4〉에서도 보듯이 시장베타는 산업간에 큰 차이를 보이고 있다.

〈표 3〉은 영업레버리지 추정결과를 보여 준다. 표본기업의 순매출액 평균은 6,528.7억원이며 영업이익의 평균은 494억원이다. 순매출액을 영업이익에 대하여 회귀분석한 결과 매출액의 계수로 추

정되는 영업레버리지의 평균은 0.866이다. 영업레버리지는 매출액변화에 대한 영업이익의 변화율의 비율로서 표본기업은 평균적으로 순매출액 1% 변화에 대해서 영업이익이 0.866% 변화한다.

표본기업의 산업분포는 〈표 4〉에 제시되어 있다. 표본을 산업별로 분류하기 위해 한국증권거래소의 분류체계를 사용한다. 〈표 4〉에서 보듯이 표본은

〈표 3〉 영업레버리지의 추정

$$\ln EBIT_i = a + b \ln SALES_i + e_i$$

구 분	SALES 순매출(억원)	EBIT 영업이익(억원)	OLEV (\hat{b}) 영업레버리지
평균	6,528.7	494.0	0.866
표준편차	14,115.0	1,506.0	0.753
25%	846.6	62.8	0.572
중위수	1,776.0	139.0	0.916
75%	4,804.1	374.4	1.192

1. 영업레버리지(b)의 추정에는 10년간의 시계열자료를 사용하였다.

2. EBIT는 손익계산서상의 영업이익을 사용하였다.

모두 12개의 산업과 기타로 분류된다. 기타에는 전기·가스, 통신업 등이 포함되어 있다.

거래소 분류체계에 의한 산업분류에 따르면 일부 산업은 표본의 수가 너무 작으므로 성격이 비슷한 산업들을 묶어서 다음과 같이 재분류하기로 한다. 각 산업을 충분한 표본수를 가진 몇 개의 그룹으로 구분하기 위하여 비교적 성격이 비슷하고 베타의 크기가 비슷한 산업을 묶는다. 즉 전체 표본을 6개 그룹으로 나누되 음식료와 섬유·의복·가죽을, 비금속광물과 1차 금속을, 그리고 종합건설업, 도매업 및 운수창고업을 각각 하나의 그룹으로 묶는다. 그리고 위의 산업들과 석유·석탄·고무, 조립금속·기계·장비업을 제외한 모든 산업들은 기타로 분류한다.

3. 상관계수분석

회귀분석 이전에 변수들간의 상관관계를 보기 위하여 Pearson 상관계수 행렬을 제시하였다.〈표 5〉에 의하면 $UDER$, $GDER$, $CDER$, 및 DIF^{c-u} 는 5% 이내에서 베타와 유의한 양의 상관관계를 가지며, $OLEV$ 는 베타와 양의 상관관계를 가지나 유의하지 않다.

〈표 5〉의 상관계수행렬은 독립변수들간의 높은 상관관계를 보여 다중공선성 문제에 대한 우려를 가지게 한다. 그러나 위에서 제시될 회귀분석의 결과에서 보듯이 모형에 포함되는 독립변수들($UDER$, $CDER$, $OLEV$ 및 DIF^{c-u})의 t 값이 대체로 커서 다중공선성의 문제는 심각하지 않은 것으로 보인다.¹⁾ 또한 (식 4)에 대해서 다중공선성을 확인한 결과 VIF(Variance Inflation)값이 모든 변수

〈표 4〉 표본의 산업분포 및 산업분류

분석을 위한 산업별 그룹	산 업	거래소 산업분류	표본수	평균베타
그룹 1	음식료품	9	46	1.116
	섬유, 의복, 가죽	12	61	1.110
그룹 2	화학, 석유, 석탄, 고무	17	99	0.966
그룹 3	비금속광물	21	48	0.873
	1차금속	22	42	0.751
그룹 4	조립금속, 기계, 장비	25	114	0.927
그룹 5	종합건설	31	67	1.097
	도매업	32	48	1.105
	운수창고	33	21	0.859
그룹 6	어업	7	3	1.559
	종이 및 종이제품	16	9	1.124
	기타제조	30	9	1.076
	기타	50	7	0.608
합 계				0.988

1. 기타에는 전기·가스 및 통신업 등이 포함된다.
2. 산업그룹은 표본의 수, 산업의 유사성, 베타크기의 유사성을 고려하여 결정하였다

1) Kennedy, P., A Guide to Econometrics, 2nd Ed., Basil Blackwell Ltd. U.K., 1985.

〈표 5〉 상관계수 행렬

	UDER	GDER	CDER	DIF ^{c-u}	DIF ^{c-g}	OLEV	β^m
UDER	1						
GDER	0.654 (.0001)	1					
CDER	0.553 (.0001)	0.458 (.0001)	1				
DIF ^{c-u}	0.303 (.0001)	0.309 (.0001)	0.986 (.0001)	1			
DIF ^{c-g}	0.189 (.0001)	-.142 (.0007)	0.815 (.0001)	0.870 (.0001)	1		
OLEV	0.110 (.0085)	0.090 (.0319)	0.006 (.8945)	-0.030 (.4760)	-0.052 (.2113)	1	
β^m	0.159 (.0001)	0.139 (.0009)	0.148 (.0004)	0.117 (.0050)	0.075 (.0737)	0.041 (.3284)	1

1. 변수의 정의는 다음과 같다.

β^m : 기업의 시장베타 (동일가중지수수익률 사용)

$\sum_{j=1}^5 a_j, d_j$: 산업더미변수, $j=1, \dots, 5, d_j = 0$ 또는 1

OLEV : 영업레버리지(매출액변화에 대한 영업이익의 변화율)

UDER : 개별부채비율(개별부채총액/개별자기자본)

CDER : 연결부채비율(연결부채총액/ 연결자기자본)

GDER : 지급보증채무를 포함한 개별부채비율((개별부채총액+지급보증)/개별자기자본)

DIF^{c-u} : CDER - UDER, 연결부채비율과 개별부채비율의 차이

DIF^{c-g} : CDER - GDER, 지급보증을 포함한 개별부채비율과 연결부채비율의 차이

2. 팔호속의 값은 $H_a: \rho \neq 0$ 를 검증하는 t 통계치의 확률값이다.

에 대해 아주 낮아 다중공선성의 문제는 없는 것으로 보인다.

4. 회귀분석

개별부채비율 및 연결부채비율과 기업의 체계적 위험간의 관계를 보기 위하여 각각의 변수를 독립 변수로 하여 회귀분석을 행한 결과가 〈표 6〉에 나타나 있다. 모형 1-2의 결과에 의하면 개별부채비율 및 연결부채비율은 시장베타와 1% 수준에서

유의한 양의 상관관계를 가진다. 표에 제시되고 있지는 않지만 지급보증을 포함한 개별부채비율도 역시 1% 수준에서 베타와 양의 상관관계를 가진다.

〈표 6〉의 모형 3과 4는 산업간의 차이를 통제했을 때 시장베타와 부채비율 및 영업레버리지의 상관관계를 보여 주고 있다. 모형 3과 4에서 보듯이 산업간의 차이와 영업레버리지를 통제하였을 때도 기업의 체계적 위험은 기업의 부채비율과 정의 상관관계를 가진다. 이는 기업의 재무위험을 반영하는 부채비율이 기업의 체계적 위험과 정의 상관관계를 보인

〈표 6〉 시장베타와 부채비율의 상관관계분석 및 설명력 비교

모형1: $\beta_i^m = a_0 + b_0 OLEV_i + c_0 UDER_i + e_i$
 모형2: $\beta_i^m = a_0 + b_0 OLEV_i + c_0 CDER_i + e_i$
 모형3: $\beta_i^m = a_0 + \sum_{j=1}^6 a_j d_j + b_0 OLEV_i + c_0 UDER_i + e_i$
 모형4: $\beta_i^m = a_0 + \sum_{j=1}^6 a_j d_j + b_0 OLEV_i + c_0 CDER_i + e_i$
 모형5: $\beta_i^m = a_0 + \sum_{j=1}^6 a_j d_j + b_0 OLEV_i + c_0 UDER_i + d_0 DIF_i^{c-u} + e_i$

구 분	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
	계수(t값)	계수(t값)	계수(t값)	계수(t값)	계수(t값)
절 편	0.901 (30.97)***	0.939 (38.76)***	1.050 (24.62)***	1.072 (28.32)***	1.060 (24.88)***
산업더미 산업그룹 2			-0.279 (-5.65)***	-0.303 (-6.21)***	-0.299 (-5.97)***
산업그룹 3			-0.171 (-3.69)***	-0.179 (-3.90)***	-0.176 (-3.80)***
산업그룹 4			-0.134 (-2.79)***	-0.139 (-2.92)***	-0.136 (-2.85)***
산업그룹 5			-0.059 (-1.33)	-0.063 (-1.42)	-0.064 (-1.44)
산업그룹 6			-0.091 (-1.24)	-0.100 (-1.37)	-0.101 (-1.38)
$OLEV_i$	0.011 (0.57)	0.019 (0.97)	0.008 (0.42)	0.013 (0.66)	0.011 (0.59)
$UDER_i$	0.027 (3.78)***		0.018 (2.43)***		0.011 (1.50)*
$CDER_i$		0.007 (3.58)***		0.007 (3.55)***	
DIF_i^{c-u}					0.006 (2.64)***
수정 R ²	0.023	0.020	0.076	0.087	0.086
모델 F	7.62***	6.89***	7.72***	8.76***	7.70***
χ^2 (모형1 vs 2) (모형3 vs 4)		0.72		3.35*	

1. 변수의 정의는 다음과 같다.

β_i^m : i 기업의 시장베타 (동일가중지수수익률 사용)

$\sum_{j=1}^6 a_j d_j$: 산업더미변수, j=1, . . . 6, dj = 0 또는 1

$OLEV_i$: 영업레버리지(매출액변화에 대한 영업이익의 변화율)

$UDER_i$: 개별부채비율(개별부채총액/개별자기자본)

$CDER_i$: 연결부채비율(연결부채총액/ 연결자기자본)

DIF_i^{c-u} : $CDER_i - UDER_i$, 연결부채비율과 개별부채비율의 차이

2. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타낸다. $UDER_i$, $CDER_i$, 및 DIF_i^{c-u} 단축검증의 결과이다.

3. χ^2 는 $CDER$ 과 $UDER$ 의 설명력을 비교하는 통계치이다.

다는 이전의 이론적 연구나(Hamada, 1972; Rubinstein, 1973) 실증분석결과(Mandelker and Rhee, 1984)와 일치하는 것이다.

〈표 4〉에서 보듯이 산업그룹간에 시장베타는 큰 차이를 보이고 있다. 따라서 베타의 크기를 통제하기 위하여 산업더미변수를 사용한다. 산업간 시장베타의 차이는 산업간 영업위험 및 제품라인의 차이, 시장의 특성 등을 반영한다. 〈표 6〉에 의하면 산업더미변수는 3개 산업에 있어서 1% 수준에서 유의하다. 즉 기준이 되는 음식료와 섬유·의복·가죽산업의 시장베타는 대체로 다른 산업의 시장베타와 유의하게 다르다.²⁾

개별부채비율과 연결부채비율을 비교하면, 영업레버리지와 산업간의 차이를 통제하고 난 후에 개별부채비율과 연결부채비율 모두 시장베타와 1% 수준에서 유의한 양의 상관관계를 보인다. 그러나 연결부채비율의 계수가 더 크며 유의성도 크게 나타난다. 또한 모형 F와 수정 R²에 있어서도 연결부채비율을 사용한 경우(모형 4)가 개별부채비율을 사용한 경우(모형 3)보다 커서 연결부채비율이 개별부채비율보다 기업의 체계적 위험을 더 잘 반영하는 것으로 보인다.

그러나 이 결과만으로는 연결부채비율이 개별부채비율보다 더 시장베타에 대한 설명력이 크다고 단정하기 어려우므로 다음의 분석을 행한다. Comiskey et al.(1987)의 방법을 사용하여 UDER과 CDER의 설명력을 비교한 결과가 〈표 6〉에 제시되어 있

다. 즉 〈표 6〉의 모형 3과 모형 4를 비교하는 d값이 3.35로 10% 수준에서 유의하다. 따라서 유의성이 낮기는 하지만 시장베타에 대한 설명력은 UDER 보다 CDER이 더 크다고 할 수 있다.³⁾

다른 방법으로 연결부채비율과 개별부채비율을 비교하기 위하여 모형 5에서는 모형 3에 추가로 연결부채비율과 개별부채비율의 차이(DIF^{c-u})를 독립변수로 포함시킨다.⁴⁾ DIF^{c-u}는 연결부채비율과 개별부채비율의 차이로서 연결에 의해 증가되는 부채비율을 나타낸다. 분석결과는 〈표 6〉에 나타나 있다. 모형 3에서 UDER은 1%수준에서 시장베타와 유의한 정의 상관관계를 가졌다. 그러나 DIF^{c-u}를 추가한 모형 5에서는 UDER의 계수는 유의성이 떨어져 10% 수준에서만 유의하게 되고 DIF^{c-u}가 1% 수준에서 유의하게 나타난다. 모형 3과 모형5를 비교하면 DIF^{c-u}를 추가함으로써 수정 R²가 0.076에서 0.086으로 증가함을 알 수 있다.

즉 연결과 개별부채비율의 차이를 모형에 추가했을 때 개별부채비율만을 독립변수로 포함시켰을 때에 비하여 추가로 시장베타를 설명할 수 있다. 이 결과와 DIF^{c-u}의 계수가 유의하게 양이라는 점과 결합하면 연결부채비율이 개별부채비율보다 기업의 체계적 위험을 더 잘 설명한다는 결론을 내릴 수 있다. 따라서 본 논문의 가설은 지지된다.

2) 산업을 본 논문에서는 6개 그룹으로 나누었는데 다른 방법으로 산업을 그룹화하여도 결과는 거의 같다. 예를 들면 모든 거래소 분류 코드를 각각 하나의 그룹으로 하고 어업, 종이, 운수창고 및 기타 산업만을 하나의 그룹으로 묶어서 모두 9개의 그룹으로 나누어 분석한 결과는 크게 다르지 않았다. 〈표 6〉의 모형5의 경우 R²가 약간 더 커졌으며 영업레버리지와 부채비율의 유의성은 변화가 없으며 차이변수의 유의성이 약간 커졌다.

3) 참고로 〈표 6〉의 모형3과 모형4를 비교한 경우 d 값 계산의 예를 보이면 다음과 같다. 즉, $d = (579/2) \ln(66.33161/65.56287) = 3.35$. 자유도가 1일 때 유의수준이 5%와 10%인 x² 값은 각각 3.84와 2.71이다. 따라서 두 식의 잔차합의 차이가 같다는 귀무가설은 10% 유의수준에서 기각된다.

4) UDER과 DIF^{c-u}의 다중공선성을 확인한 결과 두 변수에 대한 VIF 값이 1.5 정도밖에 되지 않아 문제가 되지 않는 것으로 나타났다.

5. 추가분석 및 민감도분석

아래에서는 몇 가지 추가분석을 실시한다. 첫째, 본 논문에서 사용한 부채비율의 계산방법 외에 대체적인 부채비율을 사용한 결과를 제시한다. 구체적으로 부채비율로는 개별부채비율에 지급보증채무를 포함한 경우, 연결부채비율의 계산에 외부주주지분을 포함한 경우, 그리고 자기자본의 시장가치를 이용하여 부채비율을 계산한 경우의 결과를 제시한다.

둘째, 대체적인 모형으로서 시장베타, 부채비율 및 영업레버리지에 자연로그를 취한 변수를 사용한 결과를 제시한다. Hamada의 이론적 모형에서 영업레버리지와 부채비율은 곱의 형태(multiplicative form)로 되어 있어서 이를 합의 형태(additive form)로 변환하기 위해서는 종속변수와 독립변수 모두 로그함수로 변환할 필요가 있다. 본문에서 로그로 변환하지 않은 원래 형태의 변수를 사용한 것은 Hamada의 모형에서 부채비율을 사용한 적절한 로그형태의 함수를 이론적으로 도출할 수 없기 때문이었다. 그러나 이론적인 모형의 유도에 의하지 않더라도 각 변수의 자연로그 값을 사용한 분석결과를 제시함으로써 연구결과의 강건성(robustness)을 높일 수 있을 것이다.

셋째, 이론적인 모형에는 포함되지 않지만 체계적인 위험과 관련이 있다고 알려진 기업규모를 통제하고 나서도 여전히 연결부채비율이 개별부채비율보다 체계적 위험과 더 높은 상관관계를 보이는지 검증한다.

우선 앞의 분석에서는 연결부채비율이 연결총부

채/연결총자본으로 정의되었으며 외부주주지분은 계산에서 제외되었다. 외부주주지분의 본질은 연결회계의 주체를 누구로 보느냐에 달려 있다. 즉 기업실체이론에서는 외부주주지분을 지배회사주주의 지분과 마찬가지로 자본의 일부로 본다. 그러나 소유주이론에서는 지배회사주주 이외의 외부자가 출자한 외부주주지분은 자기자본으로 볼 수 없고 부채와 동일하게 취급한다. 본 논문에서는 민감도분석의 목적으로 기업실체이론에 따라 외부주주지분을 자본의 일부로 보고 부채비율을 계산한 결과를 제시한다.

〈표 2〉에서 보듯이 외부주주지분을 자기자본에 포함하여 계산한 부채비율은 평균이 4.13으로서 외부주주지분을 제외한 부채비율의 평균 4.46보다 낮다. 〈표 7〉의 모형 3에 의하면 외부주주지분을 자기자본에 포함시킨 부채비율(CDER2)은 외부주주지분을 제외한 부채비율 CDER (〈표 6〉의 모형 4)과 마찬가지로 시장베타와 1% 수준에서 유의한 양의 상관관계를 가진다. CDER2의 t값과 수정 R²가 〈표 6〉의 모형 4에서 본 CDER의 그것과 거의 차이가 없다. 차이변수를 포함한 모형 5에서도 CDER2와 UDER의 차이(DIF^{CDER2})가 1% 수준에서 유의하다.

따라서 외부주주지분을 포함하여 연결부채비율을 계산한 경우에도 역시 연결부채비율은 개별부채비율보다 시장베타와 더 높은 상관관계를 가지며 시장베타를 더 잘 설명한다는 것을 알 수 있다.⁵⁾

다음으로, 〈표 7〉의 모형1에 의하면 지급보증을 포함한 개별부채비율은 영업레버리지와 산업을 통제하였을 때 시장베타와 5% 수준에서 유의한 상

5) 외부주주지분을 자기자본이 아닌 부채에 포함시켜 〈표 7〉의 모형3과 모형 5에서처럼 분석한 결과도 거의 같다. 이 경우 평균부채비율은 4.55로 외부주주지분을 자기자본으로 분류한 경우의 4.13보다 높아진다. 그러나 계수의 유의성이나 모형의 설명력 그리고 본 연구의 주요 결과 등에 있어서 거의 차이를 보이지 않았다.

〈표 7〉 대체적인 부채비율 측정방법을 사용한 결과 (장부가치)

$$\begin{aligned}
 \text{모형1: } \beta_i^m &= a_0 + a_j d_j + b_0 OLEV_i + c_0 GDER_i + e_i \\
 \text{모형2: } \beta_i^m &= a_0 + a_j d_j + b_0 OLEV_i + c_0 CDER_i + e_i \\
 \text{모형3: } \beta_i^m &= a_0 + a_j d_j + b_0 OLEV_i + c_0 CDER2_i + e_i \\
 \text{모형4: } \beta_i^m &= a_0 + a_j d_j + b_0 OLEV_i + c_0 GDER_i + d_0 DIF_i^{c-g} + e_i \\
 \text{모형5: } \beta_i^m &= a_0 + a_j d_j + b_0 OLEV_i + c_0 UDER_i + d_0 DIF_i^{c2-u} + e_i
 \end{aligned}$$

구 분	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
	계수(t값)	계수(t값)	계수(t값)	계수(t값)	계수(t값)
절 편	1.071 (26.59)***	1.072 (28.32)***	1.073 (28.39)***	1.067 (26.67)***	1.062 (24.89)***
산업더미					
산업그룹 2	-.288***	-.303***	-.302***	-.301***	-.297***
산업그룹 3	-.178***	-.179***	-.179***	-.178***	-.176***
산업그룹 4	-.140***	-.139***	-.140***	-.128***	-.137***
산업그룹 5	-.074	-.063	-.061	-.067	-.062
산업그룹 6	-.080	-.100	-.103	-.100	-.103
OLEV _i	0.011 (0.59)	0.013 (0.66)	0.013 (0.66)	0.012 (0.64)	0.011 (0.59)
UDER _i					0.011 (1.48)*
GDER _i	0.007 (1.91)**			0.008 (2.20)**	
CDER _i		0.007 (3.55)***			
CDER2 _i			0.008 (3.57)***		
DIF _i ^{c-g}				0.007 (3.00)***	
DIF _i ^{c2-u}					0.007 (2.65)***
수정 R ²	0.072	0.087	0.087	0.085	0.086
모델 F	7.37***	8.76***	8.78***	7.67***	7.71***
χ ² (모형1 vs 2) (모형1 vs 3)		4.47**	4.54**		

1. 변수의 정의는 다음과 같다.(나머지 변수는 〈표 6〉을 참조)

GDER_i : 지급보증채무를 포함한 개별부채비율((개별부채총액+지급보증채무)/개별자기자본)

CDER2_i : 외부주주지분을 포함한 연결부채비율(연결부채총액/(연결자기자본+외부주주지분)),

DIF_i^{c-g} : CDER_i - GDER_i, 연결부채비율과 지급보증을 포함한 개별부채비율의 차이

DIF_i^{c2-u} : CDER2_i - UDER_i, 외부주주지분을 포함한 연결부채비율과 개별부채비율의 차이

2. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타낸다. UDER_i, CDER_i, CDER2_i, DIF_i^{c-g} 및 DIF_i^{c2-u}는 단측검증의 결과이다.

관관계를 가진다. 지급보증채무를 포함하지 않은 개별부채비율에 비해서 설명계수가 약간 작아서 지급보증채무는 개별부채비율에 비해 시장베타에 대한 추가적인 설명력은 없는 것으로 보인다.

지급보증채무를 포함한 개별부채비율과 연결부채비율의 설명력을 비교하여 보면 모형 2의 수정 R^2 가 0.087로서 모형1의 수정 R^2 0.072보다 크다. 이 둘 간의 설명력을 비교하는 x^2 값은 4.47로서 5% 수준에서 유의하다. 따라서 연결부채비율이 지급보증채무를 포함한 개별부채비율보다 더 시장베타에 대한 설명력이 크다고 할 수 있다. 이러한 결과는 지급보증채무를 포함한 개별부채비율과 연결부채비율의 차이를 모형에 추가한 모형4에서도 확인된다. 그 차이변수(DIF_i^{c-u})는 1% 수준에서 유의한 양의 계수를 가져 연결부채비율은 지급보증을 포함한 개별부채비율에 추가로 설명력을 가지는 것으로 나타났다.

또한 자기자본의 장부가치 대신에 시장가치를 사용하여 부채비율을 계산한 경우의 결과는 <표 8>에 제시되어 있다. 산업 더미변수의 계수와 t 값은 앞의 표에서와 비슷하여 제시하지 않았다. 시장가치를 사용하여 분석한 결과에서도 역시 개별부채비율과 연결부채비율은 5% 수준에서 시장베타와 유의한 정의 상관관계를 보인다. 또한 연결부채비율의 계수가 개별부채비율의 계수보다 더 유의성이 높으며 수정 R^2 도 약간 크다. 반면 양자의 차이는 장부가치를 이용한 부채비율을 회귀모형에 사용한 경우에 비하여 크지 않다. 그러나 양자의 차이변수는 유의한 양의 값을 가져 전반적으로 연결부채비율이 개별부채비율보다 시장베타를 더 잘 설명한다는 앞의 결과와 크게 다르지 않다.

결론적으로 대체적인 부채비율의 측정방법을 사용한 경우에도 본 논문이 설정하는 가설은 지지되

었다. 즉 영업 레버리지와 산업간의 차이를 통제하였을 때 기업의 부채비율은 체계적 위험과 정의 유의한 상관관계를 가지며 개별부채비율보다는 연결부채비율이 시장베타를 더 잘 설명하는 것으로 나타났다.

다음으로 각 변수들을 로그변환하여 분석한 결과가 <표 9>에 제시되어 있다. 이 결과에 의하면 개별부채비율은 유의하지 않게 되나(모형 1) 연결부채비율은 여전히 5% 수준에서 유의하다. 또한 차이변수는 1% 수준에서 유의한 양의 계수를 가져 여전히 개별부채비율보다 연결부채비율이 더 시장베타를 잘 설명하고 있다고 할 수 있다.

마지막으로 기업규모를 통제하고 난 후 분석한 결과가 <표 10>에 제시되어 있다. 기업규모는 회계연도 말 보통주의 시장가치로 측정하였다. 자료가 이용가능한 564개 기업을 규모에 따라 3등분한 후 더미변수를 사용하였다. 분석 결과 규모더미변수는 모두 음의 유의한 계수를 가져 이전 연구들의 결과와 마찬가지로 기업규모가 작을수록 베타가 크다는 것을 알 수 있다. 규모더미변수를 통제한 후 개별부채비율과 연결부채비율은 모두 1% 수준에서 유의하다. 모형 1과 모형 2를 비교하면 모형 1보다 모형 2의 수정 R^2 가 크며 두 모형의 차이를 검증한 x^2 값은 2.92로서 10% 수준에서 유의하다.

모형 3에서 연결부채비율과 개별부채비율의 차이변수인 DIF_i^{c-u} 를 포함한 결과 $UDER$ 의 유의성은 모형1의 경우에 비해서 다소 떨어지고(5%수준에서 유의) DIF_i^{c-u} 는 1% 수준에서 유의하다. 모형 1과 모형 2를 비교한 결과에서 x^2 값이 유의성이 다소 낮으나 모형 2가 모형 1보다 더 설명력이 높으며 DIF_i^{c-u} 가 1% 수준에서 유의한 양의 값을 가진다는 점을 결합하면 $CDER$ 이 $UDER$ 보다 체계적 위험을 더 잘 설명함을 알 수 있다. 결론적으

〈표 8〉 대체적인 부채비율 측정방법을 사용한 결과 (시장가치)

모형1: $\beta_i^m = a_0 + \sum_{j=1}^n a_j d_j + b_0 OLEV_i + c_0 UDER_i + e_i$
 모형2: $\beta_i^m = a_0 + \sum_{j=1}^n a_j d_j + b_0 OLEV_i + c_0 CDER_i + e_i$
 모형3: $\beta_i^m = a_0 + \sum_{j=1}^n a_j d_j + b_0 OLEV_i + c_0 UDER_i + d_0 DIF_i^{c-u} + e_i$

구분	절편 (t값)	산업변수 (t값)	OLEV (t값)	UDER (t값)	CDER (t값)	DIF _i ^{c-u} (t값)	모형 F	수정 R ²
모형1	1.084 (28.24)***	생략	0.011 (0.54)	0.004 (1.84)**			6.57***	0.065
모형2	1.078 (27.91)***	생략	0.011 (0.55)		0.004 (2.12)**		6.78***	0.067
모형3	1.073 (27.57)***	생략	0.011 (0.57)	0.003 (1.61)**		0.013 (1.59)**	6.08***	0.068

1. 변수들은 자기자본의 장부가치 대신 시장가치를 사용한 것을 제외하고는 〈표 6〉의 정의와 같다.
2. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타낸다. UDER_i, CDER_i 및 DIF_i^{c-u}는 단측검증의 결과이다.
3. 산업변수의 계수와 유의성은 〈표 6〉의 결과와 차이가 없어서 제시하지 않는다.
4. 시장가치를 사용한 경우 자기자본의 시장가치는 연말의 보통주 시장가치와 우선주 시장가치의 합을 사용하였다. 주가가 없는 경우를 제외한 결과 관측치수가 564개로 줄었다.

〈표 9〉 변수들을 로그변환하여 분석한 결과

모형1: $\ln \beta_i^m = a_0 + \sum_{j=1}^n a_j d_j + b_0 \ln OLEV_i + c_0 \ln UDER_i + e_i$
 모형2: $\ln \beta_i^m = a_0 + \sum_{j=1}^n a_j d_j + b_0 \ln OLEV_i + c_0 \ln CDER_i + e_i$
 모형3: $\ln \beta_i^m = a_0 + \sum_{j=1}^n a_j d_j + b_0 \ln OLEV_i + c_0 \ln UDER_i + d_0 DIF_i^{c-u} + e_i$

구분	절편 (t값)	산업변수 (t값)	OLEV (t값)	UDER (t값)	CDER (t값)	DIF _i ^{c-u} (t값)	모형 F	수정 R ²
모형1	0.024 (0.39)	생략	-0.027 (-0.88)	0.040 (1.12)			4.94***	0.050
모형2	-0.092 (-1.47)	생략	-0.031 (-1.01)		0.124 (4.05)**		7.24***	0.077
모형3	0.039 (0.63)	생략	-0.013 (-0.40)	0.019 (0.50)		0.009 (2.50)***	5.15***	0.059

1. 각 변수의 자연로그 값을 취하였으므로 β_i^m, UDER_i, CDER_i, 및 OLEV_i 값이 음수인 관측치는 제외하였다. 그 결과 표본수가 527 개로 줄어들었다.
2. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타낸다. ln UDER_i, ln CDER_i 및 DIF_i^{c-u}는 단측검증의 결과이다.
3. 산업변수의 계수와 유의성은 앞의 표들과 큰 차이가 없어서 제시하지 않는다.

〈표 10〉 기업규모를 통제한 분석결과

모형1: $\beta_i^m = a_0 + \sum_{j=1}^5 a_j d_j + a_6 DUM_1 + a_7 DUM_2 + b_0 OLEV_i + c_0 UDER_i + e_i$

모형2: $\beta_i^m = a_0 + \sum_{j=1}^5 a_j d_j + a_6 DUM_1 + a_7 DUM_2 + b_0 OLEV_i + c_0 CDER_i + e_i$

모형3: $\beta_i^m = a_0 + \sum_{j=1}^5 a_j d_j + a_6 DUM_1 + a_7 DUM_2 + b_0 OLEV_i + c_0 UDER_i + d_0 DIF_i^{c-u} + e_i$

구분	절편 (t값)	산업 변수	DUM1 (t값)	DUM2 (t값)	OLEV (t값)	UDER (t값)	CDER (t값)	DIF _i ^{c-u} (t값)	모형 F	수정 R ²
모형1	1.128 (27.03)***	생략	-0.134 (-4.07)***	-0.344 (-10.4)***	0.02 (1.21)	0.022 (3.22)***			18.7***	0.221
모형2	1.158 (30.63)***	생략	-0.131 (-4.01)***	-0.341 (-10.3)***	0.027 (1.53)		0.008 (4.03)***		19.5***	0.229
모형3	1.136 (27.31)***	생략	-0.132 (-4.04)***	-0.343 (-10.4)***	0.025 (1.37)	0.016 (2.26)**		0.006 (2.71)***	17.7***	0.229

1. 변수들은 자기자본의 장부가치 대신 시장가치를 사용한 것을 제외하고는 〈표 6〉의 정의와 같다.
2. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타낸다. UDER_i, CDER_i, DIF_i^{c-u}는 단측검증의 결과이다.
3. 산업더미변수의 계수와 유의성은 〈표 6〉의 결과와 차이가 없어서 제시하지 않는다.
4. 규모더미변수 DUM1은 중소기업에 대해서 1 나머지에 대해서는 0, DUM2는 대기업에 대해서 1 나머지에 대해서는 0의 값을 갖는다.

로 기업규모를 통제하고 나서도 앞의 분석에서와 마찬가지로 연결부채비율이 개별부채비율보다 시장 베타를 더 잘 설명하는 것으로 보인다.

VI. 요약 및 결론

본 논문은 부채비율과 시장베타와의 상관관계분석을 통하여 개별부채비율에 비해 연결부채비율이 기업의 진정한 재무구조를 더 잘 반영하고 있으며 따라서 기업의 체계적 위험의 평가에도 더 도움이 된다는 것을 보여주었다. 산업변수를 통제하였을 때 개별부채비율과 연결부채비율 모두 시장베타와 유의한 양의 상관관계를 보였으나 영업레버리지는 시장베타와 양의 상관관계를 보이기는 하지만 유의하지 않았다.

실증분석결과는 연결부채비율이 개별부채비율보다 시장베타와 더 높은 상관관계를 가지며 더 높은 설명력을 가짐을 보여 준다. 연결과 개별부채비율의 차이변수를 개별부채비율에 추가하면 독립변수들의 설명력이 유의적으로 증가하여 연결부채비율이 개별부채비율에 비하여 시장베타에 대한 추가적인 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 우발채무인 지급보증채무를 개별부채에 포함시키거나 외부주주지분을 연결부채의 계산에 포함시켜서 분석하여도 마찬가지로 나타났다. 따라서 연결부채비율은 개별부채비율보다 기업의 위험을 더 정확히 반영하고 있다고 할 수 있다.

본 연구가 연결재무제표에 관한 기존의 연구에 기여하는 바는 연결정보의 유용성을 연결이익이 아닌 연결재무구조의 측면에서 검증하였다는 것이다. 연결이익의 정보효과에 대해서는 많은 연구가 있어 왔으나 연결부채비율의 정보유용성에 관한 연구는

없었다. 본 연구는 개별부채비율보다 연결부채비율이 기업의 체계적 위험의 평가에 더 유용함을 보여 줌으로써 연결부채비율의 정보유용성을 보였다.

다음으로 본 연구의 정책적인 시사점은 다음과 같다. 즉, 연결부채비율이 개별부채비율에 비해 체계적 위험에 관한 추가적인 정보를 제공해 준다는 것은 개별부채비율에 근거한 체계적 위험의 추정이 편향(bias)을 가질 가능성이 있음을 의미한다. 따라서 연결이익의 정보유용성에 관한 이전의 실증분석결과와 결합하여 고려할 때 연결재무제표를 주재무제표로 하는 방안을 지지하는 실증자료가 될 수 있을 것이다. 연결재무제표를 주재무제표로 함은 미국의 경우처럼 개별재무제표의 공시를 강제화하지 않는 방안을 포함하는 것인데 이 문제는 본 연구의 결과 외에도 연결과 개별재무제표를 모두 공시하도록 하는 것과 연결재무제표만 공시하도록 하는 것에 대해 기업의 비용과 정보이용자들에 돌아가는 사회적 효익을 비교하여 판단할 문제이다.

참고 문헌

- 김권중, 남상오, 1994, 연결회계정책을 위한 실증적 연구, **회계학연구**(제18호) : 19-46.
- 김권중, 황선운, 김진선, 1994, 지수수익률의 선택과 초과수익률추정치 편향의 편향, **증권학회지** 제16집, 467- 511.
- 박성환, 1995, 연결회계자료의 정보효과, **경영학연구**(제42호) : 119-152.
- 안승철, 1993, 회계변수를 이용한 체계적 위험의 결정요인 모형에 관한 연구, **증권학회지**(제15호) : 179-213.
- 이광재, 1995, 연결재무제표의 공시 및 감사의무화의 경제적 효과 분석, **회계학연구**(제20권 제1호) : 79-100.
- 전성빈, 1994, 감사받은 연결재무제표의 정보효과, **회계학연구**(제19호) : 51-72.
- 정규언, 김정원, 1994, 연결재무제표의 추가적인 정보가치에 관한 연구, **경영학연구**(제36호) : 83-103.
- 정중앙, 김지홍, 1991, 연결재무제표의 유용성에 관한 연구, **경영학연구**(제20권 제2호) : 127-155.
- 황인태, 1995, 연결재무제표의 유용성에 관한 실증적 연구 : 거래량정보를 이용하여, **회계학연구**(제20권 제2호) : 59-75.
- Beaver, W. , P. Kettler, and M. Scholes, "The Association Between Market-Determined and Accounting-Determined Risk Measures," *The Accounting Review*(October 1970).
- Beranek, W., and R. Clayton, "Risk Differences and Financial Reporting," *The Journal of Financial Research*(Winter 1985), pp.327-334.
- Bowman, R. "The Theoretical Relationship Between Systematic Risk and Financial Accounting Variables," *The Journal of Finance* (July 1979), pp.617-630.
- Comiskey, E.E. , R.A.McKwen, and C.W.Mulford. 1987. "A Test of Proforma Consolidation of Finance Subsidiaries." *Financial Management* 16 pp.45-50.
- DeAngelo, H. , and R.Masulis. 1980. "Optimal Capital Structure under Corporate Personal Taxation." *Journal of Financial Economics* 8 (March 1980), pp. 453-64.
- Fabozzi, F.J and J.C. Francis, "Industry Effects and Determinants of Beta," *Quarterly Review of Economics and Business*, 19(4), pp.61-74.
- Foster, G. *Financial Statement Analysis*, 2nd. ed., Englewood Cliffs, NJ, Prentice-Hall, 1986.
- Hamada, R "The Effects of the Firm's Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks," *The Journal of Finance*(May 1972), pp. 435-452.
- Jere, F. 1986. "Debt Reporting by Parent Companies: Parent Only versus Consolidated Statements." *Journal of Business Finance and Accounting*

13. pp. 393-403.
- Kennedy, P., A Guide to Econometrics, 2nd Ed, Basil Blackwell Ltd. U.K., 1985.
- Lev, B. "On the Association Between Operating Leverage and Risk," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (September 1974), pp. 215-231.
- Mandelker, G. N. and G. Rhee, 1984, "The Impact of the Degrees of Operating and Financial Leverages on the Systematic Risk of Common Stock," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (March), pp. 45-57.
- Mian, S. , and C. Smith, 1990, "Incentives for Unconsolidated Financial Reporting," *Journal of Accounting and Economics*, pp.141-74.
- Modigliani, F. , and M. Miller. "The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment," *American Economic Review* 48 (June 1985). pp. 261-97.
- Rubinstein, M. E., 1973, "A Mean-Variance Synthesis of Corporate Financial Theory," *Journal of Finance* (March), pp. 167-182.

Relationship Between Consolidated Capital Structure and Systematic Risk

Jongdae Kim*

Abstract

Tests for the usefulness of the current consolidated financial statement information should provide evidence to guide future revision of the accounting standards for consolidation. The purpose of this paper is to test if consolidated capital structure explains systematic risk (market beta) of firms better than unconsolidated capital structure. Industry dummy variables and operating leverage as well as debt-to-equity ratios are included in the regression model. Results of regression analysis with 564 sample firm/years for 1993-96 period show that consolidated financial leverage (debt-to-equity ratio) have more significant direct relationships with market beta than unconsolidated financial leverage. Consolidated financial leverage remains significant at 1% level for all models, whereas significance of unconsolidated financial leverage varies greatly with models used. Also, consolidated financial leverage has greater adjusted R^2 than unconsolidated one. The χ^2 test to compare unconsolidated and consolidated financial leverage in terms of the explanatory power shows that difference of the two is significant. Also, the difference between consolidated and unconsolidated financial leverages was included in the regression to see if it had additional explanatory power for the market beta. The results show that consolidated financial leverage explains systematic risks of firms better than unconsolidated financial leverage. It implies that consolidated capital structure have additional information usefulness for investors' assessment of the systematic risk of firms.

Key Words: Consolidated financial statements, Debt-to-equity ratio, Financial leverage, Debt guarantees, Information usefulness

* Associate Professor, Accounting Department of The Chungbuk National University