

법정관리기업의 회계이익과 자기자본 장부가치에 대한 상대적 주가배수 분석

신현대*

목 차

- I. 서론
 - II. 선행연구
 - III. 실증연구설계
 - IV. 실증분석결과
 - V. 결론
- 참고문헌
Abstract

I. 서론

본 연구에서는 법정관리기업의 자기자본의 장부가치 또는 회계이익이 시장가치인 상대적 주가배수(relative pricing multiples)에 미치는 영향을 분석하고자 한다. Ohlson(1995)이 이론적인 모형(theoretical modal)으로 기업가치평가에 있어서 자기자본의 장부가치와 회계이익을 모형화함에 따라 기업가치는 장부가치, 회계이익 및 기타 정부의 함수로서 직접적인 역할을 표시하였다. 이에 후속연구들은 자료를 이용한 실증분석으로 동변수들의 상대적 주가배수에 관하여 큰 관심을 보여 왔다(Collins의 다수, 1999; 김권중, 1999; Barth의 다수, 1998; Paek과 Song, 1998; Burgstahler와 Dichev, 1904 등).

본 연구의 목적은 이론적인 Ohlson 모형에 내재되어 있지만 명시적으로 실증자료를 이용하여 자기자본의 장부가치 또는 회계이익에 대한 상대적 주가배수에 미치는 영향을 직접적으로 분석하는데 의의가 있다. 회계이익이 양인 기업(profit firms; 이익기업으로 칭함) 및 음인 기업(loss firms; 손실기업으로 칭함)과 주가간의 양(+의 상관관계와 동질적 기업 특성의 가정이 성립하지 않을 가능성이 크다(Collins의 다수, 1999; Hayn, 1995). 이와 같은 결과의 증거로서는 기업의 주당순이익(EPS)이 음(-)인 손실기업일수록, 주가와 유의한 음(-)의 상관관계를 보인다는 변칙현상의 결과(anomalous result)를 보고하고 있다(Burgstahler와 Dichev, 1904; Kothari와 Zimmerman, 1995). 이는 법정관리기업의 경우 이들의 관계가 더욱 뚜렷하게 나타날 수 있다. 따라서 본 연구의 가설은 법정관리기업의 경우 부실발생

* 남서울대학교 세무학과 교수

시점에서 멀어질수록 상대적으로 회계이익에 대한 주가배수의 설명력은 높지만, 반면에 부실발생시점에 근접할수록 회계이익에 대한 주가배수의 설명력은 낮아지고, 상대적으로 자기자본 장부가치에 대한 주가배수의 설명력은 높아질 것으로 예상된다. 1904년 7월말 사이에 비금융업에 종사하고 있는 기업 중 법정관리대상기업으로 선정된 12월 결산법인(75개 기업)을 대상으로 실증분석을 수행하였다.

본 연구의 실증결과는 횡단면분석 또는 5년간 자료를 3개의 시점으로 분리하여 분석한 통합분석 모두에서 대체로 본 연구의 가설과 일치함을 보였다. 이는 Barth의 다수의 연구 결과와도 일치하는 것이다. 즉, 법정관리기업의 경우 부실발생시점에 근접할수록 회계이익에 대한 주가배수의 정보가치는 상대적으로 떨어지는 반면에 자기자본 장부가치에 대한 주가배수의 정보가치는 상대적으로 가치관련변수로서 높아짐을 의미하는 결과이다. 또한 Collins의 다수의 연구결과와도 일치한다. 즉, 법정관리기업과 같은 손실기업의 경우 단순한 이익자본화 모형(simple earnings capitalization modal)에서 주가와 이익의 유의한 음(-)의 회귀계수를 보인다고 보고하였다. 이것은 자본시장연구에서 변칙변상 중에 하나인 생략변수문제(omitted variable problem)로서 그들이 주장한 단순한 이익자본화 모형의 경우 잘못설정된 문제를 가치관련요소(value-relevant factor)로서 역할을 하는 자기자본의 장부가치를 변수로서 추가시킴으로 인해 모형설정상의 문제를 완화시켜줄 수 있음을 보여주는 결과이다. 따라서, 법정관리기업과 같은 재무비율이 취약한 기업들에 대한 가치평가지에는 회계이익보다는 자기자본의 장부가치가 기업가치평가에 고려되어져야함을 시사하는 바이다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. II절에서

는 선행연구를 개관하고, III절에서는 연구가설을 설정, 표본추출과정, 연구방법론을 설명한다. IV절에서는 실증분석 결과를 논의하고, 끝으로 V절에서는 연구의 결과를 요약하고 이 분야에서의 미래 연구방향을 제시한다.

II. 선행연구

최근 들어, 회계연구분야에서 주요한 과제 중의 하나로 관심을 갖는 것이, 재무제표인 대차대조표와 손익계산서에 보고되는 요약성과 지표에 대한 가치평가 문제라 볼 수 있다. 이는 구체적으로 자본시장 참여자들이 회계이익과 자기자본의 장부가치에 대한 주가배수를 상대적으로 어떻게 평가하는가의 문제에 귀착된다. Collins의 다수(1904)는 자기자본의 장부가치와 회계이익의 주식수익률에 대한 설명력을 비교하였는데, 최근으로 갈수록 자기자본의 주식수익률에 대한 설명력은 증가하는 추세인 반면에, 회계이익의 주식수익률에 대한 설명력은 감소하는 추세에 있음을 보고하였다. 또한 이러한 추세를 야기하는 주된 원인으로는 특별손익 항목들이 손익계산서에서 차지하는 비중이 커지고 있음을 들고 있다. 이와 같은 주제들을 다루는 연구들은, 어떤 경우에 회계이익이 자기자본의 장부가치보다 우월한가 혹은 자기자본의 장부가치가 회계이익보다 우월한 요약성과지표인가를 가름하는 분류변수(partitioning variables)를 식별하는데 초점을 두고 있다.

Burgstahler와 Dichev(1904)는 회계이익과 자기자본 장부가치의 상대적 크기가 시장가치에 미치는 영향을 분석하였다. 예를 들어, 기업 A와 기업 B가 있는데, 만일 기업 A의 회계이익 대 장부가치의 비율이 기업 B의 동 비율에 비하여

크다면, 기업 A의 현재 영업활동이 기업 B에 비해 효율적으로 이루어지는 것으로 볼 수 있다. 따라서 기업 A의 경우 회계이익에 대한 주가배수가 큰 반면에, 현재 영업활동을 효율적으로 운영하지 못하고 있는 기업 B의 경우에는 보유 자원을 더 나은 방법으로 사용하려는 선택권을 행사할 가능성이 높기 때문에 회계이익보다는 장부가치에 대한 주가배수가 클 것으로 예상 할 수 있다. 실증분석의 결과는 이러한 예상을 지지하고 있다.

김권중(1904)은 장부가치의 순전성에 영향을 미치는 항목 중의 하나인 재평가적립금과 주가의 관계를 분석하였다. 재평가적립금과 당기순이익의 주가에 대한 회귀분석에서 재평가적립금이 주가배수가 유의한 양(+의) 수치를 나타냄을 보고하고, 이러한 결과는 자산재평가가 회계정보의 유용성을 높이고 있음을 보여주는 것으로 결론을 맺고 있다. 또한 김권중외 다수(1998)는 최근 3년간 가중평균된 주당순이익을 일정비율로 자본화한 금약과 주당순자산을 산술평균하여 기업가치를 평가하는 상속세법상 비상장주식의 평가방법의 문제는 지적하면서, Ohlson모형에 의한 비정상순이익의 자기회귀계수를 고려한 기업가치 평가방법의 우월성을 주장하였다.

Paek과 Song(1998)은 자기자본 장부가치의 순전성이 자기자본 장부가치와 회계이익에 대한 주가배수에 미치는 영향을 분석하였다. 매 회계기말에 손익계산서에서 계산된 회계이익은 대차대조표상 자기자본 장부가치(이익잉여금)를 수정하게 되는데, 이 때 회계이익이 자기자본 장부가치를 수정하는 비중에 따라 그 비중이 크면 순전한 장부가치(clean surplus)로, 그렇지 않으면 순전하지 못한 장부가치(dirty surplus)로 구분하였다. 회계이익이 자기자본 장부가치를 수정하는 비중이 클수록 가치평가에서 차지하는 회계이익의 역

할이 커지는 반면에, 회계이익이 자기자본 장부가치를 수정하는 비중이 작을수록 가치평가에서 차지하는 자기자본 장부가치의 역할이 커진다는 가설을 검증하였다. 자기자본 장부가치가 순전한 기업들과 순전하지 못한 기업들간의 비교를 통한 실증분석의 결과는, 가설의 예측대로, 회계이익에 대한 주가배수는 자기자본 장부가치가 순전한 기업의 경우에 크고, 자기자본 장부가치에 대한 주가배수는 자기자본 장부가치가 순전하지 못한 기업의 경우에 큰 것으로 관찰되었다.

Barth외(1998)는 기업의 재무건전성(financial health)이 좋고 나쁨에 따라서 자기자본 장부가치와 회계이익에 대한 주가배수에 어떠한 변화가 있는지를 살펴보았다. 재무건전성의 대용변수로 채권등급(bond ratings)을 사용하였다. 기업의 채권등급이 나빠지면 채무불이행 및 도산의 위험이 커지게 되는데 이럴 경우 계속기업의 가정 하에서 손익계산서상 회계이익의 유용성은 떨어지는 반면에 대체적인 가치평가지표로서 대차대조표상 자기자본 장부가치의 유용성이 커진다는 것이다. 실증분석에 따르면, 기업의 채권등급이 떨어져 재무건전성이 악화됨에 따라 자기자본 장부가치에 대한 주가배수는 커진 반면에 회계이익에 대한 주가배수는 작아지고 있음을 보였다.

백원선(1999)은 Ohlson모형에 내재되어 있는 자기자본 장부가치에 대한 주가배수는 이익지속계수(earnings persistence)의 감소함수이며, 회계이익에 대한 주가배수는 이익지속계수의 증가함수라는 것을 검증하였다. 회계이익의 지속성은 두 가지의 대용변수로서 측정하였는데, 하나는 기초 주당장부가치에 이자율을 곱한 금액을 주당순이익에서 차감하여 계산되는 비정상순이익(abnormal earnings)의 1차 자기회귀계수이며, 다른 하나는 수익주가비율(earning/price; E/P)의 크기에 따른 불변적(permanent) 또는 변동적(transitory)

이익으로 구분하였다. 대체로 가설의 예측대로, 회계이익이 지속적인 경우에 자기자본 장부가치에 대한 주가배수는 비지속적인 경우에 비하여 작아지는 반면에, 회계이익에 대한 주가배수는 커지는 것으로 나타났다.

이와 같이 이론적 모형인 Ohlson모형이 실제 자료에 얼마나 부합하는가를 검토하는 것이 이론적 기초 형성과정에서 중요하다라는 것은 말할 필요가 없다. 또한 일반적으로 인정하는 기업회계 원칙의 가장 주된 산출이라 할 수 있는 대차대조표와 손익계산서상의 대표적인 요약지표인 장부가치와 회계이익간의 상대적 역할을 이해하는 것은, 회계시스템의 전반적인 신뢰성을 높이는 데 도움이 될 뿐만 아니라, 각종 경제적 의사결정에서 중요한 비중을 차지하고 있는 회계정보의 유용성을 향상시킨다는 경제적 목적에도 부합되는 연구과제라고 여겨진다.

III. 실증연구설계

3.1. 연구가설의 설정

위의 선행연구들의 결과를 종합하면, 자본시장 참여자들은 자기자본의 장부가치와 회계이익에 대해 유의한 양(+)의 주가배수를 부여하고 있음을 알 수 있다. 이상의 연구들은 실증분석 모형을 도출하는데 명시적 혹은 묵시적으로 Ohlson 모형(1995)에 기초하고 있다. 선행연구들에서 자기자본의 장부가치와 회계이익의 상대적 주가배수에 영향을 미치는 분류변수를 식별하는 과정에서 Ohlson모형에 내재되어 있는 중요한 속성인 회계이익의 지속성(persistence)을 고려하거나 혹은 동 모형으로부터 외생변수로서 상황인 재무건

전성, 장부가치의 순전성(clean surplus), 회계이익과 자기자본 장부가치의 상대적 크기에 초점을 두고 있다. 이에 따라 본 연구에서는 Ohlson모형의 틀 안에서 자기자본의 장부가치와 회계이익에 대한 주가배수가 법정관리기업의 경우에도 적용될 수 있음을 보이고, 특히 부실 발생이전 시점에 따라서도 상대적으로 달라질 수 있음을 분석하고자 한다. 즉 법정관리기업의 경우 부실발생 시점에서 멀어질수록 상대적으로 주가배수에 대한 회계이익의 설명력은 높아지고, 자기자본 장부가치의 설명력은 낮아질 것이다. 반면에 부실 발생시점에 근접할수록 상대적으로 주가배수에 대한 회계이익의 설명력은 낮아지고, 자기자본 장부가치의 설명력은 높아질 것이다. 이상의 논의를 토대로 다음의 연구가설을 검정하고자 한다.

연구가설: 법정관리기업은 부실화 이전 중 부실발생시점에 근접할수록 회계이익에 대한 주가배수는 자기자본의 장부가치에 대한 주가배수보다 상대적으로 낮다.

3.2. 표본선정

본 연구는 2003년부터 2005년 7월말까지 사이에 한국증권거래소 상장기업 중 다음과 같은 조건을 모두 만족시키는 기업을 법정관리기업표본으로 선정하였다.

- ① 유가증권 상장기준 제 37조(증권의 상장폐지기준)에 의해 관리대상종목으로 지정된 기업
 - a. 법률의 규정에 의하여 회사정리절차 개시 신청이 있거나 정리를 개시한 기업
 - b. 영업악화로 영업활동이 정지된 기업
 - c. 부도가 발생되었거나 은행과의 거래가 정지된 기업

d. 자본의 잠식이 3년 이상 계속된 기업

② 2003년 이전부터 관리대상종목으로 지정되지 않은 기업

③ 금융업에 속하지 않는 기업

④ KIS-FASWIN과 KIS-SMAT 데이터베이스에 각 재무제표를 계산하기 위해 자료가 조무 입수가능한 기업

⑤ 부실화 15년전부터 상장기업인 경우

법정관리기업표본은 표본선정 이전에 기업부실에 대해 정의가 명확하여야 한다. 그래서 본 연구에서는 법정관리기업의 정의를 재무 및 경영활동상 극심한 어려움을 겪고 있는 기업으로서 ①과 같이 유가증권 상장규정 제 37조에 의거하여 법정관리대상종목으로 한정하였다. ②는 분석대상기간이전부터 부실화된 기업을 제외시킨 이유는 IMF 경제위기를 맞은 이후 기업들만을 포함시켜 분석의 순효과만을 고려하기 위해 분석대상에서 제외시켰다. ③은 금융업은 영업상의 특성과 재무제표의 계정과목의 특성이 다른 업종과 상이하기 때문에 분석대상기업들의 동질성을 확

필요한 자료의 입수가능성에 따른 것이다. 그리고 ⑤는 KIS-FASWIN에서는 상장이전의 재무제표자료가 입수가능하지만 비상장기업의 경우 감사보고서상 신뢰성 문제가 발생할 수 있으므로 제외시켰다.

연구대상이 되는 법정관리기업표본으로는 법정관리대상종목으로 지정된 75개의 상장기업을 최종선정하였다¹⁾. 법정관리기업표본의 산업별, 연도별 분포는 <표 1>에 제시하였다. 본 연구의 부실발생표본은 한국신용평가주식회사의 산업별 중분류 기준에 따라 구분하였고, 이 산업별 중분류기준에서는 25번 업종에 부실표본이 상대적으로 많이 분포되어 있는데 25번 업종의 경우에 한신평(주)에서는 여러 업종을 같이 묶어 분류시켰기 때문이다. 그리고 섬유제품, 음식료품, 제1차 금속제조업 순으로 부실발생기업들이 많은 순으로 분포되어 있다.

3.3. 연구방법

3.3.1. 가치평가모형

가설검증을 위한 실증모형은 식(1)부터 식(3)

<표 1> 부실발생기업의 산업-연도별 분포

산업	03년	04년	05년	연도별합계	백분율(%)
음식료품 제조업(9)	0	8	3	11	15
섬유제품 제조업(12)	0	7	7	14	19
펄프·종이 및 종이제품(16)	0	1	4	5	7
고무·플라스틱제품 제조업(17)	2	5	1	8	10
제1차 금속산업(22)	1	3	0	4	5
조립금속제품 제조업 등(25)	0	15	6	21	28
건설업(31)	4	4	4	12	16
합계	7	43	25	75	100%

주1) 05년도 한국신용평가주식회사의 기업코드 중 분류기준에 따름.

주2) 25번 업종에는 조립금속제품 제조업, 기계 및 장비 제조업, 사무·계산 및 회계용기계 제조업, 영상·음향 및 통신장비 제조업, 전기기계 및 전기변환장치 제조업, 자동차 및 트레일러 제조업, 기타 운송장비 제조업, 및 의료·정밀·광학기기 및 시계 제조업이 포함되어 있어 같은 산업으로 분류됨.

보하고 특이한 산업군으로 인해 검증결과의 왜곡을 막기 위해 제외시켰다. ④는 본 연구목적상

1) 2005년 7월까지 법정관리대상종목으로 지정된 기업은 121개 기업이지만, 본 연구기간 이전기간부터 계속 법정관리대상종목으로 이월되어 넘어온 기업은 제외하였다.

과 같다. 식(1)은 기본모형으로 대차대조표상의 자기자본의 장부가치와 손익계산서상의 경상이익인 주요 요약성과지표를 설명변수로 하고, 추가배수인 자기자본의 시장가치를 종속변수로 한 회귀모형이다. 식(2)은 Collins의 다수(1999)가 보고한 결과에서 이익자본화모형에 손실기업(loss firms)을 표본으로 포함시켜 분석하게 되면, 손실기업의 회귀계수는 하향편의(downward bias)가 발생하며, 반면에 이익기업(profit firms)의 회귀계수는 상승편의(upward bias)가 발생하기 때문에 이를 고려하여 설정된 회귀식이다.²⁾ 또한 식(3)은 본 연구의 결과에 대한 민감도분석(sensitivity analysis)의 일환으로 통제변수(control variables)를 고려한 후 검증하고자 하여 설정된 회귀식이다. 통제변수로는 부채비율(=총부채/자기자본 비율; D/E), ROA(=당기순이익/총자산) 및 ROIC(=영업이익/총자산)로 하였다. 기업의 재무건전성에 대한 대응변수로 부채비율을 선정하였고, 기업의 수익성 또는 성장성의 대응변수로는 ROA와 ROIC변수를 선정하였다. 이들 통제변수는 명목변수로 정의하되, 각 변수를 4집단으로 분류하여 부채비율(ROA, ROIC)이 낮은(높은) 집단이면 1, 그렇지 않으면, 0으로 한다.

$$MVE_{it} = b_0 + b_1NI_{it} + b_2BVE_{it} + e_{it} \quad (1)$$

$$MVE_{it} = b_0 + b_1NI_{it} + b_2BVE_{it} + b_3NI_NEG_{it} + b_4BVE_NEG_{it} + e_{it} \quad (2)$$

$$MVE_{it} = b_0 + b_1NI_{it} + b_2BVE_{it} + b_3NI_NEG_{it} + b_4BVE_NEG_{it} + b_5LO_{it} + b_6ROA_Hit + b_7ROIC_Hit + e_{it} \quad (3)$$

2) Collins와 다수(1999), 백원선(1999), Barth외(1998), Burgstahler와 Dichev(1904) 및 Hayn(1995) 연구에서도 손실기업의 경우를 고려하여 분석하고 있다.

단, MVE_{it}는 법정관리기업 i의 t년말 현재 보통주의 시장가치(3월말 주가*발행주식수)
 BVE_{it}는 법정관리기업의 i의 t년말 현재 자기자본의 장부가치
 NI_{it}는 법정관리기업의 i의 t년말 현재 경상이익
 NEG_{it}는 법정관리기업의 i의 t년말에 만일 BVE 혹은 NI변수가 0보다 작으면 1, 그렇지 않으면 0
 LO_{it}는 법정관리기업의 i의 t년말에 만일 부채비율(D/E)이 0에서 2사이에 있으면 1, 그렇지 않으면 0
 ROA_Hit는 법정관리기업의 i의 t년말에 당기순이익/순자산 중 집단을 4분위로 분할 후 ROA가 가장 높은 1분위집단이면 1, 그렇지 않으면 0
 ROIC_Hit는 법정관리기업의 i의 t년말에 영업이익/총자산 중 집단을 4분위로 분할 후 ROIC가 가장 높은 1분위집단이면 1, 그렇지 않으면 0
 e_{it}는 오차항

3.3.2. 법정관리기업의 회계이익과 자기자본 장부가치의 상대적 설명력 비교

법정관리기업의 회계이익과 자기자본 장부가치의 추가배수에 대한 상대적 설명력의 비교를 위해서 비내포 모형선택기업(nonnested model selection)의 일종인 Vuong(1998)의 방법을 사용한다. 비내포적 가설검정은 하나의 현상을 설명하기 위한 둘 이상의 경쟁적 이론이 존재할 때 이들 중 어느 것이 하나의 현상설명을 위한 모형으로서 보다 적합한지를 가려내기 위한 기법이다.³⁾ 비교적 최근에 Vuong에 의해 개발된 우도비검정법은 한 모형이 다른 모형에 비해 진정한 자료창출과정(true data generating process)을 보다 잘 설명한다는 대립가설에 대해 두 모형이 대등하다는 귀무가설을 검정할 수 있도록 해 준다. Vuong 검정법이 여타기업에 비해 구별되는 점은 귀무가설 하에서의 우도비통계치의 확률분포를 도출함으로써 비교대상이 되는 두 모형 중의 어느 쪽이 보다 진실에 가까운가에 대한 방향을 제시해 준다는 점이다. 따라서 법정관리기업의 경우 자기자본의 장부가치에 비해 회계이익이 추가배수를 유의적으로 더 잘 설명해 주는지에

3) 이에 대해서는 Judge외(1998), pp.882-885를 참조하시오.

대한 가설검정이 가능하게 된다.

Vuong가 제시한 간편법에 따라 다음과 같은 절차를 통해서 검정통계량 Z의 값을 계산할 수 있다. 즉, 주가배수를 종속변수로 하고 회계이익과 자기자본의 장부가치를 독립변수로 하는 별개의 회귀모형을 추정하여 잔차 $\epsilon_{NI_{it}}$ 와 $\epsilon_{BVE_{it}}$ 및 잔여제곱합 RSS_{NI} 와 RSS_{BVE} 를 각각 구한다. 여기서 아래첨자 NI와 BVE는 각각 회계이익과 자기자본의 장부가치를 나타낸다. 이들의 계산값을 이용하면 각 관찰치에 대하여 다음의 식에 개별 우도비 m_i 를 구할 수 있다.

$$m_i = 1/2 \log [RSS_{BVE}/RSS_{NI}] + n/2 [(\epsilon_{BVE_{it}})^2 / RSS_{BVE} - (\epsilon_{NI_{it}})^2 / RSS_{NI}] \quad (4)$$

다음으로는 m_i 에 대해 1의 값을 원소로 갖는 단위벡터로 회계분석한다. 이 때 회귀식으로부터 구해지는 t 통계치에 $[(n-1)/n]^{1/2}$ 를 곱하면 표준 정규분포를 따르는 Z통계량의 값이 얻어진다. 검증결과에 대한 해석은 Z 통계치가 양(+)으로 나타나면 이는 자기자본의 장부가치를 독립변수로 하는 회귀식으로부터 얻어지는 잔차가 회계이익의 회귀식으로부터 얻어진 잔차에 비해 더 큼을 의미하고 따라서 회계이익이 주가배수에 대한 설명변수로서 보다 우월함을 나타낸다. 음(-)으로 유의한 Z 통계치는 이와는 반대로 자기자본의 장부가치가 보다 우월한 설명변수임을 의미한다. 따라서 법정관리기업의 경우 자기자본 장부가치의 주가배수가 회계이익의 주가배수보다 우월함을 검증하기 위해서는 부실발생시점에 따라 연도별 자료를 이용하여 각 연도별 및 전체기간에 걸쳐 회계이익과 자기자본의 장부가치를 독립변수로 하는 주가배수에 대한 단순한 선형 회귀모형을 추정하고, 각 모형의 설명력의 차를 Vuong 검정법에 의해 검정하는 절차를 하면 된다. 다음

은 Vuong의 Z 통계량을 위한 본 연구의 회귀식이다.

$$MVE_{it} = b_0 + b_1 BVE_{it} \text{ (or } NI_{it}) + e_{it} \quad (5)$$

이와 같이 회계이익과 자기자본 장부가치의 주가배수에 대한 설명력을 비교함으로써 법정관리기업의 경우 주가배수에 대한 자기자본의 장부가치가 회계이익에 비하여 보다 우월한 성과측정치인지를 검증할 수 있다.⁴⁾

IV. 실증분석결과

4.1. 기술통계

주요변수에 대한 기술통계는 <표 2>에 보고되어 있다. 부실발생시점은 2003년부터 1904년 7월말까지를 0시점으로 간주하여 부실발생이전 15년부터 부실발생 직전연도까지 총 15년을 부석대상기간으로 삼았다. <표 2>에 제시한 기술통계치는 부실발생이전 15년 자료를 통합한 통합자료를 대상으로 분석한 결과로 총 관찰치는 703개 기업이다.

자기자본의 시장가치(MVE)와 장부가치(BVE) 및 경상이익(NI)의 평균(중위수)은 각각 9,106만원(3,735만원), 5,107만원(1,907만원) 및 923만원(1,211만원)인 것으로 나타났다 당기순이익과 영업이익 및 전년도 자기자본의 시장가치(BVE_{t-1})

4) 회귀모형이 종속변수가 동일하기 때문에 두 회귀모형의 R2를 비율의 형태로 구성한 수치는 회계이익과 자기자본의 장부가치의 상대적 설명력을 기술적으로 나타내어준다. 이에 반해 단순한 R2의 비교는 자기자본의 장부가치가 회계이익보다 더 우월하다는 가설에 대한 공식적인 검정이 되지 못한다. 이에 비해서 Vuong의 방법은 두 대체적 모형의 상대적 우월성에 대한 직접적인 검정법을 제공해 준다.

의 평균(중위수)은 각각 -106만원(561만원), 1,475만원(4,101만원) 및 4,520만원(1,632만원)이다. 또한 부채비율(D/E)과 ROA 및 ROIC의 평균(중위수)은 각각 5.905(2.959), -0.013(0.008) 및 0.148(0.040)이다.

표본기업에 대한 각 부실발생시점별 NI와 BVE가 양(+)인 기업과 음(-)인 기업의 수치와 비율은 <표 3>과 <그림 1>에 제시하였다. NI와 BVE 모두 부실발생시점에 근접할수록 음의 기업의 수가 증가하는 것으로 나타나고 있다. 특히 부실발생 직전연도에는 손실을 보는 기업의 수가 반을 상회하는 것으로 나타나고 있다.

<표 4>에는 주요변수간 Pearson 상관계수를 보고하였다. MVE와 BVE간에는 75% 수준의 높은 양(+)의 상관관계가 있으며 MVE와 NI, NI와 BVE간에는 15% 수준의 양(+)의 상관관계를 보인다. 또한 MVE와 당기순이익은 7% 수준의 낮은 상관관계를 보이지만, MVE와 영업이익은 58% 수준의 강한 양(+)의 상관관계를 보이며, 영업이익과 BVE간에도 80% 수준의 양(+)의 상관관계를 보여, 회귀모형식에서 영업이익과 MVE를 같이 독립변수로 포함하여 분석시에는 다중공선성(multicollinarity)의 문제발생이 야기될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 NI의 정의를 경상이익

<표 2> 기술통계

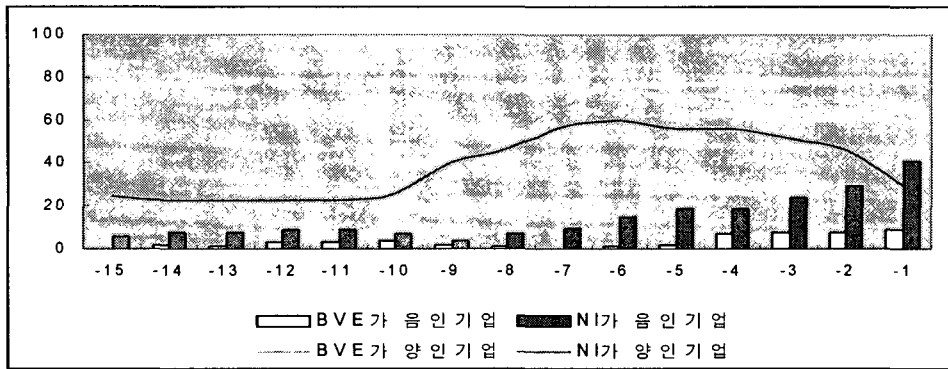
	평균치	표준편차	25%	50%	75%	최소치	최대치
MVE	91067166	171608545	16842000	37355695	87921750	462000	1475388308
NI	923540	16661263	-518906	1210953	3542133	-119048056	160676838
BVE	51072431	112936603	7603758	19075537	49143757	-163347959	1317892834
BVEt-1	45204687	100433266	7295710	16325288	43926037	-163347959	1317892834
당기순이익	-1068016	16716204	-869459	561452	2008638	-170594912	130819174
영업이익	10474050	25065739	1359537	4101616	10865630	-42046947	325637541
부채비율(D/E)	5.905	29.213	1.788	2.959	4.681	-71.915	616.922
ROA	-0.013	0.093	-0.013	0.008	0.019	-0.740	0.557
ROIC	0.148	0.615	0.008	0.040	0.167	-5.400	8.451

- 주1) 단위 : 천원 및 %
- 주2) 한신평(주)의 KIS-FASWIN 상장회사 데이터베이스에 수록된 1991년부터 1994년까지 비금융업에 종사하고 있는 결산법인 중 2003년 1월부터 2005년 7월말까지 법정관리대상기업으로 선정된 75개 기업을 최종표본으로 하여 분석함.
- 주3) 부실발생시점은 2003년1월부터 2004년 7월말까지를 0시점으로 간주하여 부실발생이전 15년부터 부실발생 직전연도까지 총 15년을 분석대상기간으로 삼아서 통합자료의 관찰치는 703개 기업임.
- 주4) 변수정의: MVE는 보통주의 시장가치(3월말 주가*발행주식수). NI는 경상이익, BVE는 자기자본의 장부가치, BVEit는 전년도 자기자본의 장부가치. 당기순이익과 영업이익은 손익계산서상의 수치. 부채비율(D/E)은 총부채/총자산. ROA는 당기순이익/총자산, ROIC는 영업이익/총자산임.

<표 3> 자기자본의 장부가치와 회계이익이 음(-)인 기업의 수

부실발생시점	-15	-14	-13	-12	-11	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1
NI가 음인기업	6	8	8	9	9	7	4	7	10	15	19	19	24	29	41
NI가 양인기업	25	23	23	23	23	26	40	47	57	60	56	56	51	46	29
BVE가 음인기업	0	2	1	3	3	4	2	1	0	1	2	7	8	8	9
BVE가 양인기업	31	29	30	29	29	29	38	53	67	74	73	68	67	67	61
관찰치 합계	31	31	31	32	32	33	40	54	67	75	75	75	75	75	70

주1) <표 2>의 각주 2, 3 및 4 와 동일



(그림 1) 각 부실발생 이전연도에 NI와 BVE가 음(-)인 비율

으로 한다. 또한 MVE와 부채비율(D/E)간에는 유의한 상관관계를 보이고 있지 않으며, MVE와 ROA는 10% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계를 보인 반면에 ROIC와는 8% 수준에서 음(-)의 상관관계를 보인다. MVE와 BVE 및 BVE_{it-1} 간에는 72-75% 비슷한 수준의 높은 양(+)의 상관관

계를 보이고 있다. 따라서 회귀모형식에는 기말 BVE를 자기자본의 장부가치로 정의하여 분석한다.

가설검정을 위한 회귀분석 결과가 <표 5>에 제시되어 있다. <표 5>는 앞의 식(1)을 부실발생 시점에 따라 분석한 결과이다. 우선 모형의 적합도인 F값을 보면, 전 시점에 걸쳐 유의한 수치를

<표 4> 주요변수간 Pearson 상관계수

	MVE _t	NI _t	BVE _t	BVE _{t-1}	당기순이익	영업이익	부채비율(D/E)	ROA	ROIC
MVE _t	1.0000 P=.	0.1577 P=0.000	0.7535 P=0.000	0.7281 P=0.000	0.0767 P=0.031	0.5799 P=0.000	-0.0211 P=0.552	0.1063 P=0.003	-0.0800 P=0.024
NI _t		1.0000 P=.	0.1520 P=0.000	0.0329 P=0.354	0.9103 P=0.000	0.3085 P=0.000	-0.0335 P=0.345	0.4066 P=0.000	-0.0021 P=0.954
BVE _t			1.0000 P=.	0.0389 P=0.000	0.0822 P=0.020	0.8060 P=0.000	-0.0324 P=0.361	0.1356 P=0.000	-0.0743 P=0.037
BVE _{t-1}				1.0000 P=.	-0.0506 P=0.154	0.7842 P=0.000	-0.0279 P=0.432	0.0717 P=0.043	-0.0734 P=0.039
당기순이익					1.0000 P=.	0.2323 P=0.000	-0.215 P=0.545	0.4621 P=0.000	0.0003 P=0.788
영업이익						1.0000 P=.	-0.0174 P=0.624	0.2019 P=0.000	-0.0583 P=0.102
부채비율(D/E)							1.0000 P=.	0.0260 P=0.464	0.1537 P=0.000
ROA								1.0000 P=.	-0.0507 P=0.155
ROIC									1.0000 P=.

주1) <표 2>의 각주 2, 3은 동일.

주2) 변수정의: MVE는 보통주의 시장가치(3월말 주가*발행주식수). NI는 경상이익, BVE는 자기자본의 장부가치, BVE_{it}는 전년도 자기자본의 장부가치. 당기순이익과 영업이익은 손익계산서상의 수치. 부채비율은 총부채/총자산. ROA는 당기순이익/총자산, ROIC는 영업이익/총자산임.

주3) 부실발생시점은 03년부터 1904년 7월말까지를 0시점으로 간주하여 부실발생이전 15년부터 부실발생 직전연도까지 총 15년을 분석대상기간으로 삼아 분석함.

주4) Pearson 상관계수는 양측검증임.

보여 모형설정상의 문제는 없는 것으로 보인다. 부실발생 14년, 13년에서 NI에 대한 주가배수는 각각 5.52, 4.99로 유의한 양(+)의 회귀계수를 보이며, 12년부터는 반전되어 -2.76으로 유의한 음(-)의 회귀계수를 보인다. 또한 부실발생시점에 근접할수록 4년전, 3년전 및 직전연도에 유의한 음(-)의 회귀계수를 보이는 반면에, BVE에 대한 주가배수는 전 시점 모두 유의한 양(+)의 회귀계수를 보인다. 자기자본의 시장가치에 대한 두 변수의 설명력은 최소 51% 수준에서 최대 98% 수준으로 높은 편에 속한다. 특히 부실발생 5년전부터 직전연도까지 87%에서 98%의 높은 설명력을 보이고 있다. BVE의 방향은 일관되게 양(+)이 방향성을 보이지만, NI의 방향은 부실발생시점이 먼 시점과는 반대로 일관된 음(-)의 방향성

을 보이고 있다. 이는 회계이익에 대한 주가배수의 정보력이 법정관리기업의 경우 상실되어지는 결과라고 볼 수 있으며, 자기자본 장부가치에 대한 주가배수의 설명력은 증가되어지는 결과라고 볼 수 있다.

<표 6>에서는 부실발생이전 총 15년의 시계열자료를 5년 간격으로 구분하여 각각 식(5)와 식(2)에 대해 분석한 것이다. 우선 Panel A와 B에서는 회계이익에 대한 주가배수 혹은 자기자본의 장부가치에 대한 주가배수를 각각 회귀분석하였다. Panel A를 보면, 부실 발생 -15년~-11년 사이와 -10년~-6년 사이의 경우에는 각각 NI에 대한 주가배수가 6.09, 8.06으로 유의한 양(+)의 값을 보이지만, -6년~-1년 사이의 경우에는 -0.05로 음(-)의 상관계수를 보이며 유의하지는

<표 5> 부실발생시점별 회계이익과 자기자본의 장부가치에 대한 주가배수의 회귀분석결과

Panel a: $MVE_{it} = b_0 + b_1NI_{it} + b_2BVE_{it} + e_{it}$

시점	절편		NI		BVE		Adj. R ²	F값	관찰치
	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값			
-15년	1129129.84	0.14	-0.33	-0.11	3.81	8.24***	0.73	41.32***	31
-14년	19470944.26	3.64***	5.52	7.08***	0.81	6.21***	0.83	72.28***	31
-13년	32444951.74	3.13***	4.99	3.24***	0.63	2.25**	0.56	20.15***	31
-12년	10324157.90	1.69	-2.76	-2.80***	1.03	6.86***	0.61	25.34***	32
-11년	38180769.55	1.14	-2.52	-0.85	3.81	3.05***	0.59	23.35***	32
-10년	81447142.28	3.04***	-0.87	-0.23	2.09	3.00***	0.51	17.57***	33
-9년	64667250.15	1.92*	-4.18	-0.93	3.36	5.36***	0.55	25.11***	40
-8년	62085935.71	2.69***	-11.42	-3.19***	2.73	9.62***	0.66	51.61***	54
-7년	26521451.93	1.59	-1.20	-0.66	1.54	7.67***	0.54	39.72***	67
-6년	5573571.25	0.49	1.91	1.82*	1.28	12.79***	0.71	93.46***	75
-5년	1266614.75	0.42	0.041	0.07	1.12	43.15***	0.03	940.11***	75
-4년	4145617.03	1.53	-0.53	-5.18***	1.14	54.89***	0.05	1533.77***	75
-3년	2102222.37	0.37	-1.25	-4.05***	1.37	35.94***	0.95	603.61***	75
-2년	26860429.75	4.26***	0.27	0.85	0.75	22.36***	0.87	253.80***	75
-1년	3630236.69	0.55	-0.58	-2.61**	0.90	27.41***	0.92	375.60***	70

- 주1) 한신평(주)의 KIS-FASWIN 상장회사 데이터베이스에 수록된 1991년부터 1994년까지 비금융업에 종사하고 있는 결산법인 중 2003년 1월부터 2005년 7월말까지 법정관리대상기업 중 최종표본으로 75개 기업을 선정하여 분석함.
- 주2) 변수정의: MVE는 보통주의 시장가치(3월말 주가*발행주식수). NI는 경상이익, BVE는 자기자본의 장부가치.
- 주3) 부실발생시점은 03년부터 1904년 7월말까지를 0시점으로 간주하여 부실발생이전 15년부터 부실발생 직전연도까지 총 15년을 분석대상기간으로 삼아 분석함.
- 주4) t-값은 양측검증결과임.
- 주5) *, **, ***는 유의수준 10%, 5%, 1%임.

않다. Panel B를 보면, BVE에 대한 주가배수는 부실발생시점인 -15년~-11년 사이, -10년~-6년 사이 및 -5년~직전연도 사이에 각각 2.11, 1.70 및 0.99로 유의한 양(+)의 회귀계수를 보인다. 또한 NI에 대한 주가배수의 설명력은 부실발생시점 각각 30%, 14% 및 0%를 설명하고 있다. 반면에 BVE에 대한 주가배수의 설명력은 부실발생시점 각각 48%, 52% 및 88%를 설명하고 있다. NI에 대한 주가배수와 BVE에 대한 주가배수를 비교하여 보면, NI에 비해 BVE에 대한 주가배수의 설명력이 부실발생시점 각각 12%, 38% 및 88%로 부실발생시점에 근접할수록 크게 증가되어지는 것을 볼 수 있다.

Panel C에서는 NI와 BVE가 함께 포함된 경우에 회귀분석한 결과이다. 부실발생 -15년~-11년 사이와 -10년~-6년 사이의 경우 NI에 대한 주가배수는 유의하지 않은 반면에, BVE에 대한 주가배수는 유의한 양(+)의 회귀계수값을 보이며,

부실발생 -5년~직전연도 사이의 경우 NI와 BVE의 주가배수는 방향성이 반대로 유의한 회귀계수값을 보이고 있다. 또한 NI에 대한 주가배수는 부실발생시점 각각 1.89, 1.69 및 1.00으로 낮아지고 있지만 t값은 더욱 증가되어지고 있음을 볼 수 있다. 설명력에서도 Panel A와 비교해 증가되어지고 있지만, Panel B의 BVE에 대한 주가배수의 결과와 BVE변수에 NI변수를 포함하여 분석한 결과와 비교해서 설명력은 증가되지 않고 있다.

Vuong의 Z검정에 따르면, 부실발생시점에 따라서 -5년~직전연도 사이에 BVE의 설명력이 NI의 설명력에 비하여 1% 미만의 수준에서 유의한 것으로 나타났다.

이상의 결과를 보면, 전반적으로 연구가설과 일치함을 알 수 있다. 즉, 법정관리기업의 경우 NI에 대한 주가배수의 설명력보다 BVE에 대한 주가배수의 설명력이 높으며, 부실발생시점에 근접할수록 NI에 대한 주가배수보다는 BVE에 대

<표 6> 법정관리기업의 회계이익(혹은 자기자본의 장부가치)에 대한 주가배수의 회귀분석결과

(5년간 Pooled data)

Panel A: $MVE_{it} = b_0 + b_1NI_{it} + e_{it}$						
	부실발생 -15~-11		부실발생 -10~-6		부실발생 -5~-1	
	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
절편	60051532.66	6.83***	92738622.33	7.30***	79416259.10	10.17***
NI	6.09	8.05***	8.06	6.67***	-0.05	-0.13
Adj. R ²	0.30		0.14		0.00	
F값	64.78***		44.49***		0.02	
Panel B: $MVE_{it} = b_0 + b_1BVE_{it} + e_{it}$						
절편	25436405.47	3.05***	44661286.03	4.437***	005934.02	3.65***
BVE	2.11	12.01***	1.70	16.913***	0.99	51.82***
Adj. R ²	0.48		0.52		0.88	
F값	144.30***		286.05***		2685.02***	
Vuong's Z값	4.19458***				-9.0358***	
Panel C: $MVE_{it} = b_0 + b_1NI_{it} + b_2BVE_{it} + e_{it}$						
절편	28276032.08	3.29***	44380310.04	4.39***	10157837.60	3.42***
NI	1.18	1.29	0.33	0.31	-0.47	-3.78***
BVE	1.89	7.61***	1.69	14.37***	1.00	52.88***
Adj. R ²	0.48		0.51		0.88	
F값	73.28***		142.59***		1305.06***	
관찰치	157		269		370	

주1) <표 5>와 동일.

한 주가배수 설명력이 증가한다.

<표 7>의 Panel A에서는 경상이익이 음(-)이거나 자기자본의 장부가치가 음(-)인 기업을 고려하여 NI와 BVE에 대한 주가배수의 영향을 비교해 보았다. BVE에 대한 주가배수는 3시점 모두 양(+)으로 유의한 회귀계수값을 보인 반면에, NI에 대한 주가배수는 부실발생 -15년~-11년 사이에는 <표 6>의 Panel C의 경우와는 다르게 양(+)의 회귀계수값을 보인다. 따라서, NI에 대한 주가배수는 부실발생시점에 따라 유의한 양(+), 양(+)이지만 유의하지 않으며, 음(-)의 유의한 회

귀계수값을 보인다. 이는 BVE와 비교해서 부실 발생시점에서 멀어질수록 법정관리기업의 경우 NI에 대한 주가배수는 의미있는 상관관계를 보이지만, 부실발생시점에 근접할수록 BVE에 대한 주가배수는 의미가 없는 상관관계를 보이는 결과다. 이와 같은 결과는 경상이익이 음(-)인 경우를 고려함으로써 나타난 결과라는 점에 주의하여야 한다. Panel B에서는 부채비율(D/E), ROA 및 ROIC변수를 통제하여도 Panel B의 결과에는 변화가 없다. 따라서 연구가설을 지지하고 있다.

이상의 논의를 요약해 볼 때, <표 5>와 <표

<표 7> 법정관리기업의 음(-)의 수치를 고려한 회계이익과 자기자본 장부가치에 대한 주가배수의 회귀분석결과

(5년간 Pooled data)

Panel A: $MVE_{it} = b_0 + b_1NI_{it} + b_2BVE_{it} + b_3NL_NEG_{it} + b_4BVE_NEG_{it} + e_{it}$						
부실발생시점	부실발생 -15~-11		부실발생 -10~-6		부실발생 -5~-1	
	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
절편	20722313.80	2.12**	44918842.12	3.88***	0358104.20	2.53**
NI	2.49	2.14**	0.18	0.15	-0.49	-3.33***
BVE	1.80	7.39***	1.70	14.12***	1.00	52.33***
NI NEG	4180543.75	0.22	-12469135.36	-0.43	-4628306.77	-0.66
BVE NEG	107463653.79	2.94***	43671064.29	0.78	18040040.78	1.88*
Adj. R ²	0.50		0.511		0.88	
F값	40.73***		71.10***		702.80***	
Panel B: $MVE_{it} = b_0 + b_1NI_{it} + b_2BVE_{it} + b_3NL_NEG_{it} + b_4BVE_NEG_{it} + b_5LO + b_6ROA_H_{it} + b_7ROIC_H_{it} + e_{it}$						
부실발생시점	부실발생 -15~-11		부실발생 -10~-6		부실발생 -5~-1	
	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
절편	63371683.09	2.54**	117395349.53	4.56***	381506.16	0.06
NI	2.53	2.46**	0.28	0.23	-0.58	-3.91***
BVE	1.55	5.95***	1.65	13.30***	1.00	51.41***
NI NEG	10764024.00	0.57	-14421043.03	-0.48	-3652053.16	-0.51
BVE NEG	106315482.74	2.05***	45485911.49	0.81	18103880.81	1.77*
LO	-45347552.07	-2.11**	-71020556.32	-3.15***	7337580.14	1.08
ROA H	30646003.37	1.71*	-10425130.93	-0.90	23169935.85	2.77***
ROIC H	-33074278.85	-2.07**	-39920328.58	-1.83	-572803.55	-0.09
Adj. R ²	0.54		0.53		0.89	
F값	26.70***		43.09***		407.46***	
관찰치	157		269		370	

주1) <표 5>의 각주 1, 3, 4, 5와 동일.

주2) 변수정의: MVE는 보통주의 시장가치(3월말 주가*발행주식수). NI는 경상이익, BVE는 자기자본의 장부가치, LO는 만일 부채비율(D/E)이 0에서 2사이에 있으면 1, 그렇지 않으면 0. ROA는 당기순이익/순자산 중 집단을 4분위로 분할 후, ROA가 가장 높은 1분위집단이면 1, 그렇지 않으면 0, ROIC는 영업이익/총자산 중 집단을 4분위로 분할 후 ROIC가 가장 높은 1분위집단이면 1. 그렇지 않으면 0임.

6>의 결과는, 법정관리기업의 경우는 부실발생시점에 따라서 회계이익과 자기자본 장부가치의 주가배수에 대한 정보력의 역할에 체계적으로 영향을 받고 있음을 알 수 있다. 다만 회계이익에 대한 주가배수와 비교해 자기자본 장부가치에 대한 주가배수의 설명력은 어떠한 방법으로 분석하여도 전 기간 모두 양(+)¹⁾의 방향으로 유의한 회귀계수값을 보이고 있고, 그 유의성이 부실발생시점에 근접할수록 증가되어지지만, 회계이익은 음(-)의 기업을 고려한 경우에만 연구가설과 일치하는 결과를 보인다. 이는 선행연구인 Collins와 다수(1999), Barth와 다수(1998), Burgstahler와 Dichev(1994) 및 Hayn(1995) 연구들이 주장한 손실기업을 고려한 분석결과와 일치하는 결과이며, 본 연구가 법정관리기업만을 대상으로 한 연구라는 점을 감안할 때, 법정관리기업의 가치평가시에는 이익기업과 손실기업을 감안하여 평가되어야 하고, 특히 자기자본의 장부가치를 고려한 평가가 선행되어야함을 의미한다.

V. 결론

본 연구에서는 법정관리기업의 자기자본 장부가치 또는 회계이익에 대한 시장가치인 상대적 주가배수(relative pricing multiples)에 부실발생시점별로 어떻게 영향을 미치는지를 분석하였다. 구체적으로 2003년 1월부터 2005년 7월말 사이에 법정관리대상종목으로 지정된 상장기업을 이용하여 부실발생이전 15년부터 부실발생 직전연도까지 총 15년을 분석대상기간으로 하여, 자기자본 장부가치에 대한 주가배수와 회계이익에 대한 주가배수간의 상대적 설명력을 비교함을 목적으로 하였다. 연구가설은 법정관리기업의 경우 부실발

생시점에서 멀어질수록 상대적으로 회계이익에 대한 주가배수의 설명력은 높지만, 반면에 부실발생시점에 근접할수록 상대적으로 회계이익에 대한 주가배수의 설명력은 낮아지고, 자기자본 장부가치에 대한 주가배수의 설명력은 높아질 것이다.

연구결과에 의하면 다음과 같다. 첫째, 연도별 횡단면분석에서 회계이익에 대한 주가배수의 경우 부실발생이전 14년과 13년에 유의한 음(-)의 회귀계수값을 보인다. 반면에 자기자본 장부가치에 대한 주가배수의 경우 부실발생이전 15년부터 직전연도까지 일관되게 통계적으로 유의한 양(+)²⁾의 회귀계수값을 보여 전반적으로 본 연구가설을 지지하고 있다. 둘째, 5년간을 3개의 시점으로 분리하여 분석한 통합분석에서도 본 연구의 가설과 일치하였다. 이는 법정관리기업의 경우 부실발생시점에 근접할수록 회계이익에 대한 주가배수의 장부가치는 상대적으로 떨어지는 반면에 자기자본 장부가치에 대한 주가배수의 정보가치는 상대적으로 가치관련변수로서의 역할을 함으로써 높아짐을 의미한다. 따라서 법정관리기업과 같은 재무비율이 취약한 기업들에 대한 가치평가에서는 회계이익보다는 자기자본의 장부가치를 기업 가치평가시에 고려되어야 할 변수임을 본 연구결과에서 실증하고 있다.

본 연구의 한계점으로는 연구가설의 논리를 법정관리기업만을 대상으로 하여 일반기업에 적용하지 않는 점이다. 앞으로의 연구에서는 일반기업 전체에 이상의 논리를 적용하여 분석할 필요가 있을 것으로 여겨진다.

참고문헌

김권중, “자산재평가와 회계정보의 유용성에 대

- 한 실증적 분석”, 『회계학연구』, 제22권 제2호, 1994, pp.37-57.
- 김권중, 백태승, 이은상, “상속세법의 비상장주식 평가과 회계변수평가모형의 유용성”, 『회계학연구』, 제23권 제3호, 1998, pp.57-79.
- 김권중, “기업공개시 공모가격 결정과 회계변수 평가모형”, 『회계학연구』, 제24권 제2호, 1999, pp.51-85.
- 백원선, “회계이익의 지속성과 장부가치와 순이익에 대한 주가배수”, 1999년 하계회계학회 논문발표회, 1999, pp.49-75.
- 최종서, 장석우, “발생주의와 현금흐름의 주가수익률에 대한 상대적 설명력”, 『회계와감사연구』, 제33호, 1998, pp.275-300.
- Barth, M. E, W. H. Beaver, & W. R. Landsman, Relative valuation roles of equity book value and net income as a function of financial health, *Journal of Accounting and Economics*, Vol.25(February), 1995, pp.1-34.
- Biddle, G. C., G. S. Seow, & A. F. Siegel, Relative versus information content, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 12(Summer), 1995, pp.1-23.
- Burgstahler, D. C., & I. D. Dichev, Earnings, adaptation, and equity value, *Accounting Review*, Vol.72(April), 1994, pp.187-215.
- Collins, D. W., E. L. Maydew, & I. S. Weiss, Changes in the value relevance earnings and book values over the past forty years, *Journal of Accounting and Economics*, Vol.24(December), 1994, pp.39-67.
- Collins, D. W., Pincus M., & H. Xie, Equity valuation and negative earnings, The Role of Book Value of Equity, 1998.
- Easton, P. D., & Harris, T. S., Earnings as an explanatory valuable for returns, *Journal of Accounting Research*, Vol.29, 1991, pp.19-36.
- Hayn, C., The information contest of losses, *Journal of Accounting and Economics* Vol.20(September), 1995, pp.125-153.
- Judge, G. W., Griffiths, R. H., H. Lutkepohl, & T. Lee, *The theory and practice of econometrics*, 2nd ed., John Wiley and Sons, 1995.
- Ohlson, J., Earnings, book values, and dividends in equity valuation, *Contemporary Accounting Research*, Vol.11(Spring), 1995, pp. 661-687.
- Paek, W., & I. Song, *Does clean/dirty surplus matter in equity pricing?* Working Paper, Sungkyunkwan University, 1998.
- Penman, S., and T. Sougiannis, A comparison of dividend, cash flow, and earnings approaches to equity valuation, *Contemporary Accounting Research*, Vol.15(Fall), 1998, pp.343-381.
- Vuong, Q. H., Likelihood tests for model selection and non-nested hypotheses, *Econometrics*, Vol.57(March), 1998, pp.307-333.

Relative Pricing Multiple on Book Value of Equity and Earnings of Bankrupt Firms

Hyun-Dai, Shin*

Abstract

This study examines that pricing multiple on and incremental explanatory power of equity book value(earnings) increase(decrease) as financial health decrease. Test using a sample of 75 bankrupt firms and test using a cross-sectional, pooled sample both yield inference consistent with predictions. It is thus hypothesized that the more bankrupt time are, the higher(lower) pricing multiple book value of equity(earnings) obtained. Findings are robust to inclusion of for debt/assets ratio, ROA, and ROIC. Overall, the results is the hypothesis.

Key Words: book value, financial health, bankrupt firms

* Professor, Dept of Tax Accounting, Namseoul university

