재평가잉여금의 미래 기업가치 관련성*

The Value Relevance of Revaluation Surplus for the Future

오익훈(Oh, Ick - Hoon)** · 정재원(Jeong, Jae - Won)***

〈요 약〉

본 연구의 목적은 한국거래소의 유가증권시장에 상장되어 있는 금융보험업을 제외한 기업을 대상으로 재평가잉여금과 미래 기업가치의 관련성을 검증하는데 있다.

본 연구의 목적을 검증하기 위해서는 Ohlson(1995)의 지분평가모형을 확장한 회귀모형을 추정하였다. 그리고 회귀모형 추정을 위하여 2017년 12월 31일 현재 한국거래소의 유가증권시장에 상장되어 있는 금융보험업을 제외한 기업으로서 본 연구의 표본 선정기준을 만족하는 기업을 대상으로 분석하였으며, 그 분석결과를 요약하면 아래와 같다.

재평가 1차 년도부터 6차 년도까지 기본 모델과 연도 및 산업더미 추가모델에서 재평가잉여금(RS)의 회귀계수가 0.01 수준에서 양(+)의 유의한 값을 가짐으로써 재평가잉여금은 재평가 후 6년까지 기업가치 평가에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

재평가잉여금은 재평가 후 6년까지 기업가치 평가에 양(+)의 영향을 미친다는 검증결과는 재평가잉여금이 투자자, 채권자, 재무분석가 등의 해당 기업과 관련된 장기적인 의사결정에 유용함을 시사한다.

한글검색어: 기업가치 관련성, 재평가잉여금, 미래의 기업가치

• 접수일자 : 2019.5.31 • 1차수정일 : 2019.6.17 • 최종수정일 : 2019.6.23 • 게재확정일 : 2019.6.30

* 본 논문은 오익훈의 박사학위논문의 일부를 한국전산회계학회 2018년 추계학술발표대회에 발표한 내용을 수정·보완하였음.

** 경일대학교 대학원 박사과정, 제1저자, e-mail : plusick@naver.com

*** 경일대학교 상경학부 교수, 교신저자, e-mail : chungjw@kiu.ac.kr

I. 서 론

우리나라의 자산재평가제도는 1958년 법률 제468호로 1년간 한시법인 자산재평가법에 의하여 채택된 이후 1965년 법률 제1691호로 영구법으로 입법화되었다. 그 후 수차례의 개정을 거쳐 약 40년 동안 운영되어 오다가 대내외적 환경의 이유로 1998년 4월 10일에 2000년까지의 한시법으로 개정되어 2000년 12월 31일 이후 폐지되었다. 이와 같은 자산재평가 제도는 재무구조 개선과 대외 신용도 제고, 기업의 자금조달과 공개촉진, 조세부담의 경감, 주가상승으로 인한 자본강화, 기업의 실질자본 유지, 창업가치의 적정한 환가와 경영권 보호, 기업의 대외경쟁력의 제고, 기업에 대한 정부보조의 대용 수단, 국내기업의 경영권 보호 등에 기여한 것으로 평가되어 왔다(정재원, 2010, 2).

그 후에 한국회계기준원이 2007년 3월 15일에 발표한 국제회계기준 도입 로드맵에 따라 2011년부터 도입예정이던 국제회계기준(IFRS) 중에서 재무제표 개선에 도움이 되는 사항인 부동산, 항공기 및 선박 등의 유형자산에 대하여 재평가를 조기 도입하기 위하여 기업회계기준서 제5호(유형자산)를 개정하여 2008년 12월 31일 이후 최초로 개시하는 회계연도부터 시행하되, 2008년 12월 31일이 속하는 회계연도에도 적용 가능하도록 하였다(금융위원회, 2009). 따라서 모든 상장회사가 2011년부터 국제회계기준(IFRS)을 전면 채택하게 되었으며, 금융업을 제외하고 희망기업은 2009년부터 선택적용이 가능하게 되었다(한국회계기준원, 2007). 그래서 우리나라의 모든 상장회사는 보고기간 말에 자산의 장부금액이 공정가치와 중요하게 차이가 나지 않도록 주기적으로 재평가를 수행하게 되었다.

자산재평가와 기업가치 관련성에 관한 선행연구들은 연구기간이 대부분 2008년에서 2010년까지 자산재평가 기업을 대상으로 실증연구가 진행되었다. 연구결과는 대부분의 연구에서 재평가잉여금이 기업가치에 양(+)의 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있었다. 그러나 김정재(2012)의 2008년부터 2010년까지 자료를 대상으로 한 연구에서 적자기업의 경우 재평가잉여금이 기업가치에 음(-)의 영향을 미침을 발견하였으며, 코스닥시장에서는 흑자와 적자기업 모두에서 자산재평가잉여금의 가치관련성을 발견하지 못하였다.

국제회계기준이 모든 상장기업에 전면 도입된 2011년부터 2014년까지 유형자산재평가 회계정보가 유용한 정보인지 분석한 결과 주가와 양(+)의 영향이 있었다는 연구(김종협, 2015) 외에는 2008년 회계기준 변경이후에 자산재평가를 한 후에 장부가액과 시가의 중요

한 차이로 추가로 재평가한 기업을 대상으로 재평가잉여금의 가치관련성에 관한 연구는 전무한 상태이다. 그리고 이찬호·유영태·김창수·송기홍(2012)의 연구에서 자산재평가와 미래 기간(36개월)의 보유기간초과수익률과 누적초과수익률에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미친다는 연구외에는 자산재평가와 미래의 기업가치 관련성에 대한 연구는 전무한 상태이다.

이상과 같은 현실에서 본 연구는 국제회계기준의 조기 도입 이후 재평가잉여금이 장기간에 걸쳐서 기업가치와 관련성이 있는가를 검증하는데 본 연구의 목적이 있다. 이와 같은 연구는 재평가잉여금의 미래 기업가치와 관련성 여부에 대한 유용한 증거를 제공할 것이며, 기업의 중요 이해관자 및 기타의 이해관계자들, 그리고 회계기준위원회 및 감독당국에 재평가모델의 도입으로 인한 유형자산의 공정가액 정보가 자본시장 참여자들에게 목적적합하고 신뢰성 있는 정보로 인식될 것으로 추론된다.

본 연구의 구성은 제 I 장 서론에 이어 제 II 장에서는 선행연구의 검토와 연구가설의 설정, 제 III 장에서는 설정된 가설검증을 위하여 필요한 모델을 유도하였다. 그리고 가설검증에 필요한 변수들을 정의하고, 표본선정 기준에 따라 검증표본을 선정하였다. 제 IV 장에서는 실증분석의 기술통계와 검증결과 및 해석을 제시하였고, 제 V 장에서는 연구결과의 요약, 연구결과의 시사점, 한계점 및 장래의 연구과제를 제시하였다.

II. 선행연구의 검토 및 연구가설의 설정

2.1 선행 연구

임준묵(2010)은 2008년 말 자산재평가를 실시한 247개의 상장기업을 대상으로 재평가잉여금이 주식가치와 유의한 관련성을 갖는지를 검증한 결과, 첫째, 재평가잉여금은 주식가치와 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성을 갖는 것으로 나타났다.

이찬호(2010)는 외환위기 직후인 1998년과 국제회계기준 조기도입 허용 시기인 2008년을 대상으로 각 연도의 유가증권시장 등록법인과 코스닥 등록법인으로 구분하여 총 4가지의 상황을 대상으로 하여 자산재평가에 따른 기업가치의 효과를 분석한 결과, 첫째, 유가증권

시장 등록법인과 코스닥 등록법인을 대상으로 자산재평가와 기업가치를 분석한 결과 1998년 코스닥등록법인을 제외한 모든 상황에서 자산재평가와 기업가치 사이에 양(+)의 관련성을 발견하였고, 둘째, 자산재평가와 기업가치 사이의 관련성은 시장에 따라 차이가 있는 것으로 나타났으며, 연도의 경우에는 유가증권시장등록법인에 대해서만 1998년과 2008년간에 차이가 나타났고, 코스닥 등록법인에 대해서는 유의한 차이를 발견하지 못하였다. 셋째, 자산재평가와 미래 기업가치 사이의 관련성을 분석한 결과, 유가증권시장등록법인의 경우에만 차기에 한해서 유의한 양(+)의 관련성이 발견되었다. 마지막으로, 자산재평가에 따른 미래 기업가치의 상승이 기업특성에 따라 어떻게 상이한지에 대해 분석한 결과, 유가증권시장등록법인의 경우 부채비율이 높을수록 자산재평가로 인한 기업가치 상승효과가 차기까지 지속됨을 확인하였다.

정재원(2010)은 2008년 말 현재 증권선물거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장되어 있는 기업을 대상으로 재평가모델 도입시 재평가차익의 기업가치 관련성을 검증한 결과, 공정가액에 의한 유형자산의 재평가차액은 기업가치 평가에 양(+)의 영향을 미치며, 유형자산 중 재평가 자산이 자산총액에서 차지하는 비율이 높을수록 재평가자산의 공정가액과 원가모형 평가시 장부가액의 차이의 기업가치 관련성이 높은 것으로 나타났다.

김동현(2010)은 2008년과 2009년 2개 연도에 유형자산 재평가를 실시한 기업을 대상으로 유형자산평가이익이 기업가치를 결정하는 주요한 요소인지를 검증한 결과, 유형자산 재평가이익은 기업의 주가가격과 양(+)의 관련성을 나타내었다.

박태승·권해숙(2010)은 재평가전의 주당 장부가치와 재평가잉여금 그리고 주당순이익이 주가와 관련성이 있는지를 검증한 결과, 자산재평가로 인한 재평가잉여금과 토지의 재평가차액은 주가와 유의한 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다.

송기홍·김창수·유영태(2011)는 2008년부터 2010년 4월까지 공정가치재평가를 실시한 기업을 대상으로 공정가치와 주가의 관련성을 검증한 결과 공정가치 재평가는 대체적으로 양의 주가관련성을 보이고 있으며, 부채비율이 낮은 기업의 재평가차액의 주가관련성이 부채비율이 높은 기업의 주가관련성보다 높은 것으로 나타나 선행연구와 같은 결과를 보였으며, 시가총액이 높은 기업의 재평가차액의 주가관련성은 시가총액이 낮은 기업의 주가관련성보다 높은 것으로 나타났고, 감정평가법인의 대형, 소형 여부에 따라 주가관련성이 차별적으로 나타나는지를 분석한 결과 유의한 차이가 발견되지 않았다.

김문태 · 김현아(2011)는 2008 연도와 2009 연도에 한국거래소에 상장된 기업 중 자산재평가를 조기도입 한 255개 비금융기업을 대상으로 자본시장의 반응을 분석한 결과, 첫째, 자산재평가차액의 크기가 클수록 시장은 더욱 긍정적 반응을 하는 것으로 나타나, 시장은 재평가차액의 크기를 사후 기업가치를 반영하는 정보로서 인식하는 것으로 판단되었고, 둘째, 재평가차액의 크기에 대한 시장의 긍정적 반응은 소속시장, 재평가연도, 그리고 Heckman의 2단계 분석을 통해 통제된 재평가의 공시여부와 상관없는 것으로 나타났다.

김지령 · 장지영 · 권선국(2011)은 1998년부터 2000년까지 자산재평가를 실시한 기업과 2008년 및 2009년에 자산재평가를 실시한 기업 517개사를 이용하여 실증분석을 실시한 결과, 두 기간 모두 자산재평가 정보가 주가와 유의한 양(+)의 관련성이 있는 것으로 나타났으며, 2008년과 2009년의 표본을 대상으로 자산재평가 차액을 토지와 토지의 유형자산으로 구분하여 분석한 결과, 토지의 자산재평가차액만이 주가에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

유성용 · 육운복(2012)은 유통업종을 대상으로 한국채택국제회계기준에 의해 유형자산을 재평가하였을 때 산출되는 회계정보가 주가가치를 재평가이전보다 잘 설명할 수 있는지를 검증한 결과, 첫째, 유형자산 재평가잉여금은 기업의 주가가격과 양(+)의 관련성을 나타내었으며, 둘째, 유형자산 재평가로 인해 변화된 순장부가치가 원가모형으로 평가한 순장부가치에 비해 기업의 가치를 보다 잘 설명할 수 있는지를 분석한 결과에서도 공정가치를 적용한 순장부가치가 주가가격을 보다 잘 설명하고 있는 것으로 나타났다.

김흥기 · 양동훈 · 조광희(2012)는 2008년부터 2009년까지 자산재평가를 실시한 기업을 대상으로 기업회계기준서 제5호의 개정에 따른 유형자산 재평가정보의 가치관련성 및 신뢰성 검토를 한 결과, 재무제표 상 인식된 재평가차액은 주가와 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성이 있는 것으로 나타났으며, 가치관련성에 대한 추가분석결과 손실실현기업이 이익실현기업에 비하여 자산재평가차액이 주가와 더 유의한 관련성을 가지는 것으로 나타났다.

김정재(2012)는 2008년 말부터 2010년까지 시행된 자산재평가에 따른 자산재평가이익의 가치관련성을 검증한 결과, 유가증권시장에서는 흑자기업에서 자산재평가이익이 주가와 양(+)의 가치관련성이 발견되는 반면, 적자기업에서는 자산재평가이익의 가치관련성이 음(-)으로 나타났으며, 코스닥시장에서는 흑자와 적자기업 모두에서 자산재평가이익의 가치관련성이 발견되지 않았다.

기현희 · 김민철(2013)은 2008년부터 2011년까지 계속 상장되어 있는 거래소 비금융업에

속하는 기업을 대상으로 재무상태표 상의 재평가잉여금은 3월의 증가를 기업가치의 대용치로 한 분석에서 양의 영향을 주고 있음을 확인하였으며, 기업의 특성 중에서 부채비율이 상대적으로 높은 기업에서는 재평가잉여금은 음, 낮은 기업에서는 양의 계수부호를 갖고, 이익기업에서는 양, 손실기업에서는 유의하지 않으며, 외국인지분율이 높은 기업에서는 양, 낮은 기업에서는 음의 계수를 갖는 것으로 나타났다.

김양부·김갑순(2015)은 자산재평가 기업의 재평가잉여금이 주가와 관련성이 있는지를 검토해본 결과, 기업회계기준서 제5호가 적용되는 2008년과 2009년에는 유의한 가치관련성이 발견되지 않았고, K-IFRS 제1016호가 적용되는 2010년과 2011년에는 유의한 양(+)의 가치관련성을 나타냈다.

김종협(2016)은 유형자산 재평가 회계정보가 유용한 정보인지 분석한 결과, 첫째 2008년부터 2014년까지 재평가잉여금은 주가와 양(+)의 관련성이 있었으며, 둘째 재평가대상을 토지와 감가상각자산으로 구분하여 분석한 결과 토지의 재평가잉여금은 주가와 양(+)의 영향, 감가상각자산의 재평가잉여금은 주가와 유의한 영향은 나타나지 않았다. 추가적으로 국제회계기준이 모든 상장기업에 전면 도입된 2011년부터 2014년까지 유형자산재평가 회계정보가 유용한 정보인지 분석한 결과 주가와 양(+)의 영향이 있었다.

선행연구를 검토한 자산재평가와 기업가치 관련성에 관한 선행연구를 검토한 결과 거의 모든 연구에서 재평가잉여금과 기업가치 사이에 양(+)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 그리고 유영태·김창수·송기홍(2012)의 연구에서 재평가차액이 36개월간의 보유기간초과 수익률과 누적초과수익률에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나서 자산재평가실시라는 긍정적인 정보가 주가에 충분히 반영되지 못하고 장기간에 걸쳐 반영되는 과소반응가설을 지지하고 있는 것으로 나타났다.

이와 같은 연구의 현실에서 본 연구는 재평가잉여금이 기업가치에 양(+)의 영향을 미치는 기간이 얼마나 지속되는가를 검증한다.

2.2 연구가설의 설정

선행연구(Aboody et al., 1999 ; Barlev et al., 2007)에 의하면 자산재평가로 인하여 미래의 영업이익과 기업가치(주가)가 높아진다는 결과를 제시하고 있다. 이는 자산재평가가 가

치 지향적인 재무의사결정으로서 향후 주식수익률, 기업가치 및 영업이익을 증가시킴을 의미한다.

자산은 미래 경제적 효익의 유입가능성이 높은 자원이라는 자산의 정의를 상기해 보면 재평가로 인한 자산의 증가가 미래의 기업가치를 증가시켜 장기적으로 양의 시장반응을 보일 것으로 기대한다(유영태 · 김창수 · 송기홍, 2012, 114). 따라서 아래와 같은 가설을 설정한다.

가설 1 : 재평가잉여금은 장기간의 기업가치 평가에 양(+)의 영향을 미칠 것이다.

III. 연구 설계

3.1 검증 모델의 유도

본 연구의 “유형자산의 재평가잉여금은 기업가치 평가에 양(+)의 영향을 미칠 것이다.”라는 가설 1을 검증하기 위하여 Ohlson(1995)의 지분평가모델을 확장하여 사용한다. Ohlson(1995, 669)에 의하면 지분평가모델을 다음과 같이 나타낼 수 있다(정기영 · 정재원, 2003, 128 ; 도상호 · 안홍복, 2008, 46).

$$P_t = \alpha_0 + \beta_1 BV_t + \beta_2 X_t + \beta_3 D_t + e_t \quad (1)$$

등식 (1)에서 P_t = t시점의 기업자기지분의 시장가치, BV_t = t시점의 자기지분의 장부가치, X_t = t년도의 당기순이익, D_t = t년도의 순배당금(보통주 및 우선주 배당금 - 납입자본 순증가액), e_t = 오차항을 나타낸다.

등식 (1)에서 BV_t 는 t시점의 자기지분의 장부가치인 순자산에서 재평가잉여금을 차감한 금액과 재평가잉여금의 합계로서 아래 등식 (2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$BV_t = BVR_t + RS_t \quad (2)$$

위 등식 (2)에서 BVR_t 은 순자산에서 재평가잉여금을 차감한 금액을 나타내며, RS_t 는 재평가잉여금을 나타낸다. 등식 (2)를 등식 (1)의 BV_t 에 대입하면 등식 (3)과 같이 표시할 수 있다.

$$P_t = \alpha_0 + \beta_1 BVR_t + \beta_2 RS_t + \beta_3 X_t + \beta_4 D_t + e_t \quad (3)$$

회계이익이 음(-)인 경우에는 회계이익과 주가와의 관계가 회계이익이 양(+)인 경우와는 질적으로 다른 양상을 보인다는 선행연구(Collins et al., 1997)의 결과와 투자자들은 일반적으로 음(-)의 회계이익을 일시적인 것으로 간주하기 때문에 회계이익에서 일시적인 것을 분리하기 위하여 등식 (3)에 회계이익이 음인 경우에만 비대칭적으로 정의되는 NX_t 를 추가하고, 등식 (3)에서 배당변수인 D_t 를 오차항에 포함¹⁾시키면 등식 (4)와 같이 수정된다.

$$P_t = \alpha_0 + \beta_1 BVR_t + \beta_2 RS_t + \beta_3 X_t + \beta_4 NX_t + e_t \quad (4)$$

등식 (4)에서 NX_t 는 X_t 가 음(-)이면 X_t , 그렇지 않으면 0을 나타낸다.

“재평가잉여금은 장기간의 기업가치 평가에 양(+)의 영향을 미칠 것이다.”라는 가설을 검증하기 위하여 등식 (4)를 아래와 같이 수정한다.

$$P_{t+1+n} = \alpha_0 + \beta_1 BVR_{t+n} + \beta_2 RS_t + \beta_3 X_{t+n} + \beta_4 NX_{t+n} + e_t \quad (5)$$

위 등식 (5)에서 n 은 기간을 나타내며, 유영태 · 김창수 · 송기홍(2012)의 연구에 의하면 3년간의 장기성과측정치인 보유기간초과수익률과 누적초과수익률이 모두 통계적으로 유의한 정의 값을 보여 자산재평가실시라는 긍정적인 정보가 주가에 충분히 반영되지 못하고 장기간에 걸쳐 반영되는 과소반응가설을 지지하고 있다는 선행연구를 참조하여 그 2배인 6년으로 정하였다.

1) 모델을 간단히 하기 위하여 배당변수인 D_t 를 오차항에 포함시켰다. 이와 같은 모델은 기존의 연구에서 보편적으로 사용하고 있어서 타 연구와 비교가능성을 높이는 장점도 있다.

3.2 검증 모델의 변수 정의

검증모델의 추정에 필요한 변수들은 이분산성을 최소화하기 위하여 1주당 금액으로서 아래와 같이 정의한다. 다음 등식 (5)의 추정에 필요한 변수들을 정의하면 아래와 같다.

$$P_{t+1+n} = \alpha_0 + \beta_1 BVR_{t+n} + \beta_2 RS_t + \beta_3 X_{t+n} + \beta_4 NX_{t+n} + e_t \quad (5)$$

P_{t+1+n} = t+1+n년 3월말 현재 보통주 1주당 시장가격(종가)

BVR_{t+n} = t+n년도의 별도재무제표의 순자산/평균발행주식수

RS_t = t년도의 별도재무제표의 재평가잉여금/평균발행주식수

X_{t+n} = t+n년도의 별도재무제표의 당기순이익/평균발행주식수

NX_{t+n} = t+n년도의 X가 음(-)이면 X_{t+n} , 그렇지 않으면 0

n은 추가 기간을 나타내며 최대치를 6으로 한다.

3.3 표본의 선정

가설 검증에 사용된 표본기업은 2017년 12월 31일 현재 한국거래소의 유가증권시장에 상장되어 있는 기업으로서 아래의 선택기준을 만족하는 기업이다.

- ① 2008년부터 2010년까지 자산재평가를 하고 재평가이익을 공시한 기업
- ② KisValue 데이터베이스 및 TS2000에 재무제표 자료가 존재하는 기업
- ③ 금융·보험업·증권업에 속하지 않는 기업
- ④ 금융감독원의 전자공시시스템에 감사보고서를 공시한 기업
- ⑤ 12월 결산법인
- ⑥ 관리대상 또는 자본잠식이 아닌 기업
- ⑦ 2008년부터 2010까지 자산재평가를 한 기업으로서 2011년부터 6년간 재평가를 하지 않은 기업

위 표본 선정기준 ①은 한국회계기준원이 기업회계기준서 제5호를 2008년 12월 30일자로 개정하여 국제회계기준 제16호의 유형자산의 재평가모델을 조기에 도입하여 2008 회계연도부터 적용을 허용함에 따라 자산재평가를 실시한 기업을 선택하기 위한 기준이다. ②와 ④는 재무제표 자료에서 본 연구와 관련된 자료를 수집하기 위하여 선정된 기준이다. ③은

금융·보험업·증권업에 속하는 기업의 경우 재무제표의 양식과 회계자료의 의미가 일반 업종과 매우 상이하기 때문에 동질성을 확보하기 위하여 선정된 기준이다. ⑤의 12월 말 결산 기업 기준은 거시 경제적 요인의 변화로 인한 기업가치(주가)의 영향을 통제하기 위해서이며, ⑥은 공시된 재무제표 정보의 신뢰성을 확보하기 위하여 선정된 기준이며, ⑦은 재평가 이후 추가로 재평가한 기업의 영향을 통제하기 위하여 설정된 기준이다.

표본기업 선정기준을 만족하는 기업의 수는 <표 1>과 같다. <표 1>은 별도재무제표 정보를 이용한 표본기업의 선정과정 및 최종 표본기업의 수를 나타낸다.

<표 1> 표본기업의 수

표본 선택기준	2008	2009	2010	합계
비금융업 중 2008~2010까지 자산재평가를 한 기업으로서 그 후 6년간 재평가를 하지 않은 기업	98	76	18	192
관리대상 기업	2	1	0	3
12월 결산이 아닌 기업	0	1	0	1
2008(2009, 2010)년부터 2013(2014, 2015)까지 자본잠식인 기업	15	7	3	25
2008(2009, 2010)년부터 2013(2014, 2015)까지 주가가 없는 기업	8	6	0	14
2008(2009, 2010)년부터 2013(2014, 2015)까지 보통주평균발행주식수가 없는 기업	1	2	0	3
이상치 : R-Student 값이 ± 3 을 초과하는 기업	0	3	2	5
최종 표본	72	56	13	141

<표 1>에서 보는 바와 같이 비금융업 중 2008년부터 2010까지 자산재평가를 한 기업으로서 그 후 6년간 재평가를 하지 않은 기업은 2008년에 98개 기업, 2009년에 76개 기업, 2010년에 18개 기업으로서 3년간 총 192개 기업이었다. 그리고 관리대상 기업이 2008년에 2개 기업, 2009년에 1개 기업으로서 3년간 총 3개 기업이었고, 12월 결산이 아닌 기업은 2009년에 1개 기업뿐이었으며, 2008(2009, 2010)년부터 2013(2014, 2015)까지 자본잠식인 기업은 2008년에 15개 기업, 2009년에 7개 기업, 2010년에 3개 기업으로서 3년간 총 25개 기업이었고, 2008(2009, 2010)년부터 2013(2014, 2015)까지 주가가 없는 기업은 2008년에 8개 기업, 2009년에 6개 기업으로서 3년간 총 14개 기업이었고, 2008(2009, 2010)년부터 2013(2014, 2015)까지 보통주평균발행주식수가 없는 기업은 2008년에 1개 기업, 2009년에 2개 기업으로서 3년간 총 3개 기업이었다.

회귀분석 시에 이상치(outlier)가 회귀계수의 추정에 미치는 영향을 최소화하기 위하여 1차 추정결과 R-Student의 절댓값이 3보다 클 경우 이를 이상치로 간주하여 2009년에 3개 기업, 2010년에 2개 기업을 각각 제거하여 최종적으로 실증분석에 사용된 기업의 수는 2008년에 72개 기업, 2009년에 56개 기업, 2010년에 13개 기업으로서 총 141개 기업이었다.

IV. 실증분석 결과

4.1 기술 통계

〈표 2〉은 재평가 1차 연도(당해 연도)의 검증모델 변수들의 기술통계를 나타내고 있다²⁾. 〈표 2〉에서 보는 바와 같이 재평가 1차 연도의 표본기업의 1주당 지분의 시장가치(P)와 1주당 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)의 평균은 각각 27,977원, 33,656원으로 나타났다. 이는 평균적으로 1주당 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치가 1주당 지분의 시장가치보다 높음을 의미한다.³⁾

1주당 지분의 시장가치(P)의 최솟값은 158원이고 최댓값은 865,000원으로 최댓값은 최솟값에 비해 약 5,475배의 큰 차이가 있다.

〈표 2〉 1차 연도 검증모델 변수들의 기술통계

(단위 : 원)

변 수	표본수	평 균	표준편차	최솟값	최댓값
P	141	27,977	87,564	158.00	865,000
BVR	141	33,656	114,292	330.65	1,240,687
RS	141	9,698	33,421	75.34	367,641
X	141	1,803	6,265	-20,570	36,252
NX	141	-567.12	2,144	-20,570	0

2) 재평가 2차 년도에서 6차 년도까지 기술통계를 분석해보았으나 1차 년도와 큰 차이가 없었다. 그래서 중요한 차이가 나타나는 부분을 해당 항목의 주석으로 추가 설명을 하였다.

3) 3, 5, 6차 년도의 경우 1주당 지분의 시장가치(P)가 1주당 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)보다 높게 나타났다. 이는 평균적으로 1주당 지분의 시장가치가 1주당 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치가 보다 높음을 의미한다.

1주당 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)의 최솟값⁴⁾은 330.65원이고 최댓값은 1,240,687원으로 최댓값은 최솟값에 비해 약 3,752배의 차이가 있다. 1주당 재평가잉여금(RS)의 평균은 9,698원이고 최솟값은 75.34원이고 최댓값은 367,641원으로 최댓값은 최솟값에 비해 약 4,880배의 차이가 있다. 1주당 당기순이익(X)의 평균은 1,803원이고 최솟값은 -20,570원이고 최댓값은 36,252원으로 최댓값은 최솟값에 비해 약 2.8배의 차이가 있다. 1주당 당기순손실의 통제변수(NX)의 평균은 -567.12원으로 나타났다.

4.2 상관계수

〈표 3〉은 재평가 1차 연도의 검증모델을 추정하는데 사용된 변수들의 상관계수(Pearson)를 나타낸다.⁵⁾

〈표 3〉에서 보는 바와 같이 종속변수인 기업가치(P)와 독립변수인 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR), 재평가잉여금(RS), 당기순이익(X) 등은 양(+)의 상관관계가 존재하며 0.01 수준에서 유의적이었다. 그리고 당기순손실의 통제변수(NX)는 양(+)의 상관관계가 있지만 0.1수준에서 비유의적이었다. 독립변수인 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS) 사이에 0.96의 높은 양(+)의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 회귀분석시에 다중공선성의 문제를 분석해볼 필요성이 있다.

〈표 3〉 1차 연도 검증모델 변수들의 상관계수

변 수	P	BVR	RS	X	NX
P	1				
BVR	0.97***	1			
RS	0.91***	0.96***	1		
X	0.54***	0.42***	0.23***	1	
NX	0.05	0.03	-0.10	0.44***	1

* : 0.1 수준에서 유의, ** : 0.05 수준에서 유의, *** : 0.01 수준에서 유의

- 4) 4, 5차 년도의 경우 최솟값이 음(-)수로 나타났다가 6차 년도에는 양(+)수로 나타났다. 이는 결손이 심하여 자본잠식 현상이 나타났다가 회복되었음을 의미한다.
- 5) 재평가 2차 년도에서 6차 년도까지 상관계수를 분석해보았으나 1차 년도와 큰 차이가 없었다. 그래서 중요한 차이가 나타나는 부분을 해당 항목의 주석으로 추가 설명을 하였다.

그리고 독립변수인 당기순이익(X)과 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)⁶⁾ 및 재평가잉여금(RS) 사이에도 양(+)의 상관관계가 존재하며 0.01 수준에서 유의적이었다. 당기순손실의 통제 변수(NX)와 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR), 재평가잉여금(RS) 사이에 양(+) 또는 음(-)의 상관관계가 존재하나 0.1 수준에서 비유의적이었다. 당기순손실의 통제 변수(NX)와 당기순이익(X) 사이에 양(+)의 상관관계가 존재하며 0.01수준에서 유의적이었다.

4.3 검정 결과

〈표 4〉은 재평가 1차(당해) 연도의 검증모형을 추정한 결과를 나타낸다. 〈표 4〉에서 보는 바와 같이 기본 모형의 설명력(수정 R^2)은 0.97로 매우 높은 수준이며, 모형의 적합도(F -value)는 1,069.67로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증모형(기본 모형)은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

기본 모형의 추정결과 독립변수인 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR), 재평가잉여금(RS), 당기순이익(X), 그리고 당기순손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수가 기대부호와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다.

다중공선성 진단 결과 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)의 분산팽창요인(VIF)의 값이 각각 24.29, 21.48로 나타났으며, 다중공선성에 대한 추가분석에서 고유값(eigenvalue)이 0.019이며, 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)에 대한 분산비율이 각각 0.99, 0.98로 나타나서 BVR과 RS 사이에 심각한 다중공선성이 존재하는 것으로 나타났다⁷⁾.

다중공선성의 문제를 최소화하기 위하여 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)를 제거한 후 추가분석을 한 결과가 〈표 4〉의 모델 난의 둘째 줄인 “기본 모형에서 BVR 제거 모델”에 나타나 있다.

6) 4, 5차 연도의 경우 독립변수인 당기순이익(X)과 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR) 사이에 0.8 이상의 높은 양(+)의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 회귀분석시에 다중공선성의 문제를 분석해볼 필요성이 있다.

7) 다중공선성 분석결과 고유값(eigenvalue)이 0에 가까우면서 0.5 이상이 되는 2개 이상의 분산비율이 존재하는 경우 심각한 공선성을 나타낸다(성내경, 2009, 750).

〈표 4〉 1차 연도의 검증모델의 추정결과

$$P_{t+1+n} = \alpha_0 + \beta_1 BVR_{t+n} + \beta_2 RS_t + \beta_3 X_{t+n} + \beta_4 NX_{t+n} + e_t$$

모 델	표준화 회귀계수				F 값	수정 R ²
	b ₁ (+)	b ₂ (+)	b ₃ (+)	b ₄ (-)		
기본 모델	0.66 (8.96) ^{***} [24.29]	0.22 (3.15) ^{***} [21.48]	0.23 (10.20) ^{***} [2.29]	-0.05 (-2.73) ^{***} [1.35]	1,069.67 ^{***}	0.97
기본 모델에서 BVR 제거 모델	—	0.83 (41.41) ^{***} [1.12]	0.36 (16.28) ^{***} [1.38]	-0.02 (-1.02) [1.32]	886.56 ^{***}	0.95
연도 및 산업 더미변수 추가모델에서 BVR 제거 모델	—	0.83 (41.96) ^{***} [1.13]	0.36 (15.65) ^{***} [1.49]	-0.02 (-1.03) [1.36]	305.93 ^{***}	0.95

회귀계수 난의 ()안의 부호는 기대부호, ()안의 수치는 t값, []안의 수치는 VIF

* : 0.1 수준에서 유의, ** : 0.05 수준에서 유의, *** : 0.01 수준에서 유의

“기본 모델에서 BVR 제거 모델”의 설명력(수정 R²)은 0.95로 매우 높은 수준이며, 모형의 적합도(F-value)는 886.56로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증모델은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

“기본 모델에서 BVR 제거 모델”의 추정 결과 분산팽창요인(VIF)의 값이 최고 1.38로 나타나 심각한 다중공선성의 문제는 관찰되지 않았다. 재평가잉여금(RS)과 당기순이익(X)의 회귀계수가 기대부호(+)와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다. 그러나 당기순손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수는 기대부호(-)와 일치하나 0.1 수준에서 비유의적이었다.

연도 효과와 산업효과를 통제하기 위하여 연도 더미변수(Y08, Y09)와 산업더미변수(IN1, IN2, IN3, IN4)⁸⁾를 기본 모델에 추가하여 추정한 후, 다중공선성을 진단한 결과 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)의 분산팽창요인(VIF)의 값이 각각 22.08, 22.24로 나타났으며, 다중공선성에 대한 추가분석에서 고유값(eigenvalue)이 0.018이며, 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)에 대한 분산비율이

8) 산업은 대분류 기준으로 제조업(IN1), 건설업(IN2), 도매 및 소매업(IN3), 전문·과학 및 기술 서비스업(IN4), 기타산업(표본수가 10개 미만인 산업 통합)으로 분류하였다.

각각 0.85, 0.84로 나타나서 BVR과 RS 사이에 심각한 다중공선성이 존재하는 것으로 나타났다. 다중공선성의 문제를 최소화하기 위하여 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)를 제거한 후 추가분석을 한 결과가 <표 4>의 모델 난의 셋째 줄인 “연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델”에 나타나 있다.

“연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델”의 설명력(수정 R^2)은 0.95로 매우 높은 수준이며, 모형의 적합도(F -value)는 305.93으로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증 모델은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

“연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델의 추정 결과” 분산팽창요인(VIF)의 값이 최고 1.49로 나타나 심각한 다중공선성의 문제는 관찰되지 않았다. 그리고 재평가잉여금(RS)과 당기순이익(X)의 회귀계수가 기대부호와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다. 그러나 당기손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수는 기대부호(-)와 일치하며 0.1 수준에서 비유의적이었다.

이상에서 살펴본 분석결과를 종합해보면 기본 모델과 연도 및 산업더미 추가모델에서 RS의 회귀계수가 0.01 수준에서 양(+)의 유의한 값을 가짐으로써 “재평가잉여금은 장기간의 기업가치 평가에 양(+)의 영향을 미칠 것이다.”라는 가설 1이 재평가 1차 연도에서 지지되는 것으로 나타났다.

<표 5>는 재평가 2차 연도의 검증모델을 추정한 결과를 나타낸다. <표 5>에서 보는 바와 같이 기본 모델의 설명력(수정 R^2)은 0.89로 높은 수준이며, 모형의 적합도(F -value)는 290.3으로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증모델(기본 모델)은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

기본 모델의 추정결과 독립변수인 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR), 재평가잉여금(RS), 당기순이익(X), 그리고 당기손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수가 기대부호와 일치하며 0.01 또는 0.1수준에서 유의적이었다. 그리고 다중공선성 진단을 실시한 결과 분산팽창요인(VIF)의 값이 최고 6.09로 나타나 심각한 다중공선성의 문제는 관찰되지 않았다.

〈표 5〉 2차 연도의 검증모델의 추정결과

$$P_{t+1+n} = \alpha_0 + \beta_1 BVR_{t+n} + \beta_2 RS_t + \beta_3 X_{t+n} + \beta_4 NX_{t+n} + e_t$$

모 델	표준화 회귀계수				F 값	수정 R ²
	b ₁ (+)	b ₂ (+)	b ₃ (+)	b ₄ (-)		
기본 모델	0.30 (4.78) ^{***} [5.14]	0.08 (1.72) [*] [2.72]	0.73 (10.65) ^{***} [6.09]	-0.42 (-8.76) ^{***} [2.98]	290.30 ^{***}	0.89
연도 및 산업 더미변수 추가모델에서 BVR 제거 모델	—	0.65 (7.31) ^{***} [2.28]	0.09 (0.95) [2.80]	-0.06 (-0.80) [1.48]	17.27 ^{***}	0.51

회귀계수 난의 ()안의 부호는 기대부호, ()안의 수치는 t값, []안의 수치는 VIF

* : 0.1 수준에서 유의, ** : 0.05 수준에서 유의, *** : 0.01 수준에서 유의

연도 효과와 산업효과를 통제하기 위하여 연도 더미변수(Y08, Y09)와 산업더미변수(IN1, IN2, IN3, IN4)를 기본 모델에 추가하여 추정한 후, 다중공선성 진단을 실시하였다. 그 결과 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)의 분산팽창요인(VIF)의 값이 각각 11.75, 11.38로 나타났으며, 다중공선성에 대한 추가분석에서 고유값(eigenvalue)이 0.041이며, 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)에 대한 분산비율이 각각 0.93, 0.91로 나타나서 BVR과 RS 사이에 심각한 다중공선성이 존재하는 것으로 나타났다.

다중공선성의 문제를 최소화하기 위하여 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)를 제거한 후 추가분석을 한 결과가 〈표 5〉의 모델 난의 둘째 줄인 “연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델”에 나타나 있다.

“연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델”의 설명력(수정 R²)은 0.51로 보통 수준이며, 모형의 적합도(F-value)는 17.23으로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증모델은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

“연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델”의 추정 결과 분산팽창요인(VIF)의 값이 최고 2.80으로 나타나 심각한 다중공선성의 문제는 관찰되지 않았다. 그리고 재평가잉여금(RS)의 회귀계수가 기대부호와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다. 그러나 당기

순이익(X)과 당기손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수는 기대부호(-)와 일치하며 0.1 수준에서 비유의적이었다.

이상에서 살펴본 분석결과를 종합해보면 기본 모델과 연도 및 산업더미 추가모델에서 RS의 회귀계수가 0.1 또는 0.01 수준에서 양(+)의 유의한 값을 가짐으로써 “재평가잉여금은 장기간의 기업가치 평가에 양(+)의 영향을 미칠 것이다.”라는 가설 1이 재평가 2차 연도에서 지지되는 것으로 나타났다.

〈표 6〉은 재평가 3차 연도의 검증모델을 추정한 결과를 나타낸다. 〈표 6〉에서 보는 바와 같이 기본 모델의 설명력(수정 R^2)은 0.97로 매우 높은 수준이며, 모형의 적합도(F -value)는 1,300.46로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증모델(기본 모델)은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

기본 모델의 추정결과 독립변수인 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 당기순이익(X)의 회귀계수가 기대부호와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다. 그러나 재평가잉여금(RS)의 회귀계수는 기대부호와 반대로 나타났으며 0.05 수준에서 유의적이었다. 그리고 당기순손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수는 기대부호와 일치하나 0.01 수준에서 비유의적이었다. 그리고 다중공선성 진단을 실시한 결과, 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)의 분산팽창요인(VIF)의 값이 각각 23.13, 17.12로 나타났으며, 다중공선성에 대한 추가분석에서 고유값(eigenvalue)이 0.023이며, 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)에 대한 분산비율이 각각 0.98, 0.95로 나타나서 BVR과 RS 사이에 심각한 다중공선성이 존재하는 것으로 나타났다.

다중공선성의 문제를 최소화하기 위하여 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)를 제거한 후 추가분석을 한 결과가 〈표 6〉의 모델 난의 둘째 줄인 “기본 모델에서 BVR 제거 모델”에 나타나 있다.

기본 모델에서 BVR 제거 모델의 설명력(수정 R^2)은 0.94로 매우 높은 수준이며, 모형의 적합도(F -value)는 672.43으로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증모델은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

〈표 6〉 3차 연도 검증모델의 추정결과

$$P_{t+1+n} = \alpha_0 + \beta_1 BVR_{t+n} + \beta_2 RS_t + \beta_3 X_{t+n} + \beta_4 NX_{t+n} + e_t$$

모 델	표준화 회귀계수				F 값	수정 R ²
	b ₁ (+)	b ₂ (+)	b ₃ (+)	b ₄ (-)		
기본 모델	0.94 (14.26) ^{***} [23.13]	-0.12 (-2.10) ^{**} [17.12]	0.20 (8.48) ^{***} [3.04]	-0.02 (-1.65) [1.06]	1,300.46 ^{***}	0.97
기본 모델에서 BVR 제거 모델	—	0.65 (22.53) ^{***} [1.77]	0.42 (14.29) ^{***} [1.83]	-0.04 (-1.64) [1.06]	672.43 ^{***}	0.94
연도 및 산업 더미변수 추가모델에서 BVR 제거 모델	—	0.64 (23.42) ^{***} [1.81]	0.42 (15.03) ^{***} [1.86]	-0.04 (-1.64) [1.13]	250.64 ^{***}	0.94

회귀계수 난의 ()안의 부호는 기대부호, ()안의 수치는 t값, []안의 수치는 VIF

* : 0.1 수준에서 유의, ** : 0.05 수준에서 유의, *** : 0.01 수준에서 유의

기본 모델에서 BVR 제거 모델의 추정 결과 분산팽창요인(VIF)의 값이 최고 1.83으로 나타나 심각한 다중공선성의 문제는 관찰되지 않았다. 재평가잉여금(RS)과 당기순이익(X)의 회귀계수가 기대부호(+)와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다. 그러나 당기순손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수는 기대부호(-)와 일치하나 0.1 수준에서 비유의적이었다.

연도 효과와 산업효과를 통제하기 위하여 연도 더미변수(Y08, Y09)와 산업더미변수(IN1, IN2, IN3, IN4)를 기본 모델에 추가하여 추정한 후, 다중공선성 진단을 실시한 결과, 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)의 분산팽창요인(VIF)의 값이 각각 25.83, 18.94로 나타났으며, 다중공선성에 대한 추가분석에서 고유값(eigenvalue)이 0.019이며, 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)에 대한 분산비율이 각각 0.71, 0.71로 나타나서 BVR과 RS 사이에 심각한 다중공선성이 존재하는 것으로 나타났다.

다중공선성의 문제를 최소화하기 위하여 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)를 제거한 후 추가분석을 한 결과가 〈표 6〉의 모델 난의 셋째 줄인 “연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델”행에 나타나 있다.

연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델의 설명력(수정 R^2)은 0.94로 매우 높은 수준이며, 모형의 적합도(F -value)는 250.64로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증모델은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델의 추정 결과 분산팽창요인(VIF)의 값이 최고 1.86으로 나타나 심각한 다중공선성의 문제는 관찰되지 않았다. 그리고 재평가잉여금(RS)과 당기순이익(X)의 회귀계수가 기대부호(+)와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다. 그러나 당기손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수는 기대부호(-)와 일치하나 0.1 수준에서 비유의적이었다.

이상에서 살펴본 분석결과를 종합해보면 기본 모델과 연도 및 산업더미 추가모델에서 RS의 회귀계수가 0.01 수준에서 양(+)의 유의한 값을 가짐으로써 “재평가잉여금은 장기간의 기업가치 평가에 양(+)의 영향을 미칠 것이다.”라는 가설 1이 재평가 3차 연도에서도 지지되는 것으로 나타났다.

〈표 7〉은 재평가 4차 연도의 검증모델을 추정한 결과를 나타낸다.

〈표 7〉 4차 연도 검증모델의 추정결과

$$P_{t+1+n} = \alpha_0 + \beta_1 BVR_{t+n} + \beta_2 RS_t + \beta_3 X_{t+n} + \beta_4 NX_{t+n} + e_t$$

모 델	표준화 회귀계수				F 값	수정 R^2
	b_1 (+)	b_2 (+)	b_3 (+)	b_4 (-)		
기본 모델	0.72 (6.98)*** [9.16]	-0.21 (-4.08)** [2.29]	0.36 (3.85)*** [7.62]	-0.19 (-3.72)*** [2.17]	178.85***	0.84
기본 모델에서 BVR 제거 모델	—	0.35 (1.05)*** [2.81]	0.69 (19.21)*** [3.05]	-0.19 (-8.13)*** [1.22]	731.11***	0.94
연도 및 산업 더미변수 추가모델에서 BVR 제거 모델	—	0.34 (10.03)*** [2.88]	0.70 (19.41)*** [3.22]	-0.20 (-8.35)*** [1.41]	257.42***	0.94

회귀계수 난의 ()안의 부호는 기대부호. ()안의 수치는 t 값, []안의 수치는 VIF

* : 0.1 수준에서 유의, ** : 0.05 수준에서 유의, *** : 0.01 수준에서 유의

〈표 7〉에서 보는 바와 같이 기본 모델의 설명력(수정 R^2)은 0.84로 높은 수준이며, 모형의 적합도(F -value)는 178.85로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증모델(기본 모델)은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

기본 모델의 추정결과 독립변수인 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 당기순이익(X)의 회귀계수가 기대부호와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다. 그러나 재평가잉여금(RS)의 회귀계수는 기대부호와 반대로 나타났으며 0.05 수준에서 유의적이었다. 그리고 당기순손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수는 기대부호(-)와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다. 그리고 다중공선성 진단을 실시한 결과 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 당기순이익(X)의 분산팽창요인(VIF)의 값이 각각 9.16, 7.62로 나타났으며, 다중공선성에 대한 추가분석에서 고유값(eigenvalue)이 0.048이며, 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 당기순이익(X)에 대한 분산비율이 각각 0.96, 0.91로 나타나서 BVR과 X 사이에 심각한 다중공선성이 존재하는 것으로 나타났다.

다중공선성의 문제를 최소화하기 위하여 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)를 제거한 후 추가분석을 한 결과가 〈표 7〉의 모델 난의 둘째 줄인 “기본 모델에서 BVR 제거 모델”행에 나타나 있다.

기본 모델에서 BVR 제거 모델의 설명력(수정 R^2)은 0.94로 매우 높은 수준이며, 모형의 적합도(F -value)는 731.11로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증모델은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

기본 모델에서 BVR 제거 모델의 추정 결과 분산팽창요인(VIF)의 값이 최고 3.05로 나타나 심각한 다중공선성의 문제는 관찰되지 않았다. 재평가잉여금(RS)과 당기순이익(X) 그리고 당기순손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수가 기대부호와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다.

연도 효과와 산업효과를 통제하기 위하여 연도 더미변수(Y08, Y09)와 산업더미변수(IN1, IN2, IN3, IN4)를 기본 모델에 추가하여 추정한 후, 다중공선성 진단을 실시한 결과 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)의 분산팽창요인(VIF)의 값이 각각 37.48, 19.50으로 나타났으며, 다중공선성에 대한 추가분석에서 고유값(eigenvalue)이 0.015이며, 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)에 대한 분산비율이 각각 0.99, 0.89로 나타나서 BVR과 RS 사이에 심각한 다중공선성이 존재하는 것으

로 나타났다.

다중공선성의 문제를 최소화하기 위하여 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)를 제거한 후 추가분석을 한 결과가 <표 7>의 모델 난의 셋째 줄인 “연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델”의 행에 나타나 있다.

연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델의 설명력(수정 R^2)은 0.94로 매우 높은 수준이며, 모형의 적합도(F -value)는 257.42로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증모델은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델의 추정 결과 분산팽창요인(VIF)의 값이 최고 3.22로 나타나 심각한 다중공선성의 문제는 관찰되지 않았다. 그리고 재평가잉여금(RS), 당기순이익(X), 당기손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수가 기대부호와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다.

이상에서 살펴본 분석결과를 종합해보면 기본 모델과 연도 및 산업더미 추가모델에서 RS의 회귀계수가 0.01 수준에서 양(+)의 유의한 값을 가짐으로써 “재평가잉여금은 장기간의 기업가치 평가에 양(+)의 영향을 미칠 것이다.”라는 가설 1이 재평가 4차 연도에서도 지지되는 것으로 나타났다.

<표 8>은 재평가 5차 연도의 검증모델을 추정한 결과를 나타낸다.

<표 8>에서 보는 바와 같이 기본 모델의 설명력(수정 R^2)은 0.97로 매우 높은 수준이며, 모형의 적합도(F -value)는 1,267.62로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증모델(기본 모델)은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

기본 모델의 추정결과 독립변수인 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 당기순이익(X)의 회귀계수가 기대부호와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다. 그러나 재평가잉여금(RS)의 회귀계수는 기대부호와 반대로 나타났으며 0.05 수준에서 유의적이었다. 그리고 당기손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수는 기대부호(-)와 일치하며 0.1 수준에서 유의적이었다. 그리고 다중공선성 진단을 실시한 결과, 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)의 분산팽창요인(VIF)의 값이 각각 36.36, 20.02로 나타났으며, 다중공선성에 대한 추가분석에서 고유값(eigenvalue)이 0.015이며, 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)에 대한 분산비율이 각각 0.99, 0.93으로 나타나서 BVR과 RS 사이에 심각한 다중공선성이 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 8〉 5차 연도 검증모델의 추정결과

$$P_{t+1+n} = \alpha_0 + \beta_1 BVR_{t+n} + \beta_2 RS_t + \beta_3 X_{t+n} + \beta_4 NX_{t+n} + e_t$$

모 델	표준화 회귀계수				F 값	수정 R ²
	b ₁ (+)	b ₂ (+)	b ₃ (+)	b ₄ (-)		
기본 모델	0.87 (10.43) ^{***} [36.36]	-0.15 (-2.41) ^{**} [20.02]	0.29 (7.94) ^{***} [6.79]	-0.03 (-1.79) [*] [1.22]	1,267.62 ^{***}	0.97
기본 모델에서 BVR 제거 모델	—	0.46 (17.39) ^{***} [2.07]	0.60 (22.11) ^{***} [2.14]	-0.09 (-4.51) ^{***} [1.06]	925.78 ^{***}	0.95
연도 및 산업 더미변수 추가 모델	0.85 (9.97) ^{***} [40.17]	-0.13 (-2.02) ^{**} [22.01]	0.29 (8.08) ^{***} [7.20]	-0.03 (-1.95) [*] [1.30]	544.65 ^{***}	0.97
연도 및 산업 더미변수 추가모델에서 BVR 제거 모델	—	0.47 (18.33) ^{***} [2.08]	0.59 (22.54) ^{***} [2.18]	-0.08 (-4.16) ^{***} [1.16]	339.33 ^{***}	0.95

회귀계수 난의 ()안의 부호는 기대부호, ()안의 수치는 t값, []안의 수치는 VIF

* : 0.1 수준에서 유의, ** : 0.05 수준에서 유의, *** : 0.01 수준에서 유의

다중공선성의 문제를 최소화하기 위하여 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)를 제거한 후 추가분석을 한 결과가 〈표 8〉의 모델 난의 둘째 줄인 “기본 모델에서 BVR 제거 모델”의 행에 나타나 있다.

기본 모델에서 BVR 제거 모델의 설명력(수정 R²)은 0.95로 매우 높은 수준이며, 모형의 적합도(F-value)는 925.78로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증모델은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

기본 모델에서 BVR 제거 모델의 추정 결과 분산팽창요인(VIF)의 값이 최고 2.14로 나타나 심각한 다중공선성의 문제는 관찰되지 않았다. 재평가잉여금(RS), 당기순이익(X), 그리고 당기손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수가 기대부호와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다.

연도 효과와 산업효과를 통제하기 위하여 연도 더미변수(Y08, Y09)와 산업더미변수(IN1, IN2, IN3, IN4)를 기본 모델에 추가하여 추정한 후, 다중공선성 진단을 실시한 결과 재평가

잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)의 분산팽창요인(VIF)의 값이 각각 40.17, 22.01로 나타났으며, 다중공선성에 대한 추가분석에서 고유값(eigenvalue)이 0.013이며, 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)에 대한 분산비율이 각각 0.92, 0.86으로 나타나서 BVR과 RS 사이에 심각한 다중공선성이 존재하는 것으로 나타났다.

다중공선성의 문제를 최소화하기 위하여 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)를 제거한 후 추가분석을 한 결과가 <표 8>의 모델 난의 셋째 줄인 “연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델”의 행에 나타나 있다.

연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델의 설명력(수정 R^2)은 0.95로 매우 높은 수준이며, 모형의 적합도(F -value)는 339.33으로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증 모델은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델의 추정 결과 분산팽창요인(VIF)의 값이 최고 2.18로 나타나 심각한 다중공선성의 문제는 관찰되지 않았다. 그리고 재평가잉여금(RS), 당기순이익(X), 그리고 당기손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수가 기대부호와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다.

이상에서 살펴본 분석결과를 종합해보면 기본 모델과 연도 및 산업더미 추가모델에서 RS의 회귀계수가 0.01 수준에서 양(+)의 유의한 값을 가짐으로써 “재평가잉여금은 장기간의 기업가치 평가에 양(+)의 영향을 미칠 것이다.”라는 가설 1이 재평가 5차 연도에서도 지지되는 것으로 나타났다.

<표 9>는 재평가 6차 연도의 검증모델을 추정한 결과를 나타낸다. <표 9>에서 보는 바와 같이 기본 모델의 설명력(수정 R^2)은 0.96으로 매우 높은 수준이며, 모형의 적합도(F -value)는 756.9로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증모델(기본 모델)은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

기본 모델의 추정결과 독립변수인 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)의 회귀계수가 기대부호와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다. 그러나 재평가잉여금(RS), 당기순이익(X), 그리고 당기손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수는 기대부호와 반대로 나타났으며 0.05 또는 0.01 수준에서 유의적이었다. 그리고 다중공선성 진단을 실시한 결과, 그 결과 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)의 분산팽창요인(VIF)의

값이 각각 28.89, 19.49로 나타났으며, 다중공선성에 대한 추가분석에서 고유값(eigenvalue)이 0.017이며, 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)에 대한 분산비율이 각각 0.99, 0.95로 나타나서 BVR과 RS 사이에 심각한 다중공선성이 존재하는 것으로 나타났다.

다중공선성의 문제를 최소화하기 위하여 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)를 제거한 후 추가분석을 한 결과가 <표 9>의 모델 난의 둘째 줄인 “기본 모델에서 BVR 제거 모델”의 행에 나타나 있다.

〈표 9〉 6차 연도 검증모델의 추정결과

$$P_{t+1+n} = \alpha_0 + \beta_1 BVR_{t+n} + \beta_2 RS_t + \beta_3 X_{t+n} + \beta_4 NX_{t+n} + e_t$$

모 델	표준화 회귀계수				F 값	수정 R ²
	b ₁ (+)	b ₂ (+)	b ₃ (+)	b ₄ (-)		
기본 모델	1.31 (13.71) ^{***} [28.89]	-0.27 (-3.42) ^{**} [19.49]	-0.14 (-3.16) ^{***} [6.10]	0.12 (3.52) ^{***} [3.50]	756.90 ^{***}	0.96
기본 모델에서 BVR 제거 모델	—	0.77 (24.30) ^{***} [1.34]	0.35 (9.05) ^{***} [2.03]	-0.21 (-6.03) ^{***} [1.67]	400.40 ^{***}	0.89
연도 및 산업 더미변수 추가 모델	1.29 (13.34) ^{***} [31.28]	-0.25 (-3.14) ^{***} [20.85]	-0.14 (-3.09) ^{***} [6.50]	0.11 (3.02) ^{***} [4.27]	321.06 ^{***}	0.96
연도 및 산업 더미변수 추가모델에서 BVR 제거 모델	—	0.77 (24.82) ^{***} [1.37]	0.35 (9.02) ^{***} [2.11]	-0.22 (-5.65) ^{***} [2.22]	143.29 ^{***}	0.90

회귀계수 난의 ()안의 부호는 기대부호, ()안의 수치는 t값, []안의 수치는 VIF

* : 0.1 수준에서 유의, ** : 0.05 수준에서 유의, *** : 0.01 수준에서 유의

기본 모델에서 BVR 제거 모델의 설명력(수정 R²)은 0.89로 높은 수준이며, 모형의 적합도(F-value)는 400.4로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증모델은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

기본 모델에서 BVR 제거 모델의 추정 결과 분산팽창요인(VIF)의 값이 최고 2.03으로 나타나 심각한 다중공선성의 문제는 관찰되지 않았다. 재평가잉여금(RS), 당기순이익(X), 그리고 당기손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수가 기대부호와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다.

연도 효과와 산업효과를 통제하기 위하여 연도 더미변수(Y08, Y09)와 산업더미변수(IN1, IN2, IN3, IN4)를 기본 모델에 추가하여 추정한 후, 다중공선성 진단을 실시한 결과 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)의 분산팽창요인(VIF)의 값이 각각 31.28, 20.85로 나타났으며, 다중공선성에 대한 추가분석에서 고유값(eigenvalue)이 0.015이며, 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)와 재평가잉여금(RS)에 대한 분산비율이 각각 0.88, 0.85로 나타나서 BVR과 RS 사이에 심각한 다중공선성이 존재하는 것으로 나타났다.

다중공선성의 문제를 최소화하기 위하여 재평가잉여금을 공제한 지분의 장부가치(BVR)를 제거한 후 추가분석을 한 결과가 <표 9>의 모델 난의 셋째 줄인 “연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델”의 행에 나타나 있다.

연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델의 설명력(수정 R^2)은 0.90으로 매우 높은 수준이며, 모형의 적합도(F -value)는 143.29로서 0.01 수준에서 유의하므로 검증 모델은 연구 모형상의 문제는 없는 것으로 판단된다.

연도 및 산업더미 변수 추가 모델에서 BVR 제거 모델의 추정 결과 분산팽창요인(VIF)의 값이 최고 2.22로 나타나 심각한 다중공선성의 문제는 관찰되지 않았다. 그리고 재평가잉여금(RS), 당기순이익(X), 그리고 당기손실의 통제 변수(NX)의 회귀계수가 기대부호와 일치하며 0.01 수준에서 유의적이었다.

이상에서 살펴본 분석결과를 종합해보면 기본 모델과 연도 및 산업더미 추가모델에서 RS의 회귀계수가 0.01 수준에서 양(+)의 유의한 값을 가짐으로써 “재평가잉여금은 장기간의 기업가치 평가에 양(+)의 영향을 미칠 것이다.”라는 가설 1이 재평가 6차 연도에서도 지지되는 것으로 나타났다.

V. 결 론

본 연구의 목적은 한국거래소의 유가증권시장에 상장되어 있는 금융보험업을 제외한 기업을 대상으로 재평가잉여금과 미래 기업가치의 관련성을 검증하는데 있다.

본 연구의 목적을 검증하기 위해서는 Ohlson(1995)의 지분평가모형을 확장한 회귀모형을 추정하였다. 그리고 회귀모형 추정을 위하여 2017년 12월 31일 현재 한국거래소의 유가증권시장에 상장되어 있는 금융보험업을 제외한 기업으로서 본 연구의 표본 선정기준을 만족하는 기업을 대상으로 분석하였으며, 그 분석결과를 요약하면 아래와 같다.

재평가 1차 년도부터 6차 년도까지 기본 모델과 연도 및 산업더미 추가모델에서 재평가잉여금(RS)의 회귀계수가 0.01 수준에서 양(+)의 유의한 값을 가짐으로써 재평가잉여금은 재평가 후 6년까지 기업가치 평가에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

재평가잉여금은 재평가 후 6년까지 기업가치 평가에 양(+)의 영향을 미친다는 검증결과는 재평가잉여금이 투자자, 채권자, 재무분석가 등의 해당 기업과 관련된 장기적인 의사결정에 유용함을 시사한다.

재평가잉여금은 재평가 후 6년까지 기업가치 평가에 양(+)의 영향을 미친다는 검증결과는 상각대상 자산과 비상각 자산을 구분하지 않고 총체적으로 분석한 결과이다. 따라서 보다 정교한 분석을 위하여 상각대상 자산과 비상각 자산을 구분한 추가적인 연구가 필요하다.

마지막으로 본 연구의 목적 달성을 위한 검증모형으로 Ohlson(1995)의 지분평가모형을 확장한 주가수준모형을 사용하였다. Easton(1999)과 Easton and Sommers(2003)의 연구에 의하면 주가수준모형은 횡단면분석 시에 기업규모의 차이에 따라 회귀계수 추정치의 유의성이 결정될 수 있고 특정시점의 주가수준은 회계기간 동안 자본시장에 도달되는 정보를 적절하게 반영하지 못하는 문제가 있다. 이와 같은 문제는 일반적인 문제이기는 하지만 향후 주식수익률모형에 의한 보완적인 분석이 필요하다.

참고문헌

〈국내문헌〉

- 금융위원회. (2008). 외화환산 관련 회계처리 개선 방안.
- 금융위원회. (2009). 외화환산 등 관련 회계기준 확정.
- 기현희, 김민철. (2013). 기업특성에 따른 자산재평가와 기업가치. *국제회계연구*, 50, 183 - 202.
- 김동현. (2010). 유형자산 재평가기업의 회계정보 가치관련성. *회계정보연구*, 29(4), 1 - 22.
- 김양부, 김갑순. (2015). K-IFRS 도입에 따른 가치관련성의 단기 및 장기적 변화. *회계학연구*, 40(4), 111 - 140.
- 김정재. (2012). 자산재평가이익의 가치관련성. *경영연구*, 27(2), 117 - 142.
- 김종협. (2016). 유형자산 재평가회계정보의 유용성 연구, 호서대학교 대학원, 석사학위 논문.
- 김지령, 장지영, 권선국. (2011). 유형자산 자산재평가의 가치관련성. *회계정보연구*, 29(3), 51 - 73.
- 김흥기, 양동훈, 조광희. (2012). 유형자산 재평가정보의 가치관련성 검토. *회계학연구*, 37(1), 87 - 119.
- 도상호, 안홍복. (2008). 기업지배구조, 이연법인세자산 및 기업가치의 관련성 분석. *회계학연구*, 33(1), 33 - 68.
- 박태승, 권해숙. (2010). 자발적 자산재평가 기업의 부채비율 특성과 재평가잉여금의 정보유용성. *상업교육연구*, 24(1), 395 - 418.
- 성내경. (2009). SAS/STAT 회귀분석, 자유아카데미.
- 송기홍, 김창수, 유영태. (2011). IFRS에 따른 토지의 공정가치재평가 기업의 특성과 주가관련성. *회계저널*, 20(5), 161 - 201.
- 유성용, 육윤복. (2012). 유통산업에서 자산 재평가정보의 가치관련성. *유통경영학회지*, 15(4), 17 - 24.
- 이찬호. (2010). 부동산 자산재평가가 기업가치에 미치는 영향에 관한 연구 - 경제위기상황에서 토지를 중심으로 -, 건국대학교 대학원, 박사학위 논문.
- 유영태, 김창수, 송기홍. (2012). “자산재평가의 장단기성과에 관한 연구. *회계저널*, 21(5), 107 - 143.
- 임준목. (2010). IFRS상 자산재평가가 주식가치에 미치는 영향, 숭실대학교 대학원, 박사학위 논문.
- 정기영, 정재원. (2003). 코스닥시장에서 회계변수와 기업가치의 관련성에 관한 연구. *경영연구*, 18(1), 117 - 170.
- 정재원. (2010). 유형자산에 대한 재평가모델의 조기도입 효과. *경영연구*, 25(1), 281 - 311.

한국회계기준원, 2007, 국제회계기준 도입 로드맵.

〈외국문헌〉

- Aboody, D. M. E. Barth and R. Kasznik. (1999). Revaluations of Fixed Assets and Future Firm Performance. *Journal of Accounting and Economics*, 26(1), 149 – 178.
- Barlev, B., Fred, D., Haddad, J. R., and J. Livnat. (2007). Revaluation of revaluations : across – country examination of the motives and effects on future performance. *Journal of Business Finance & Accounting*, 37(7), 1,025 – 1,050.
- Collins, D. W., E. L. Maydew and I. S. Weiss. (1997). Changes in the Value Relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years. *Journal of Accounting and Economics*, 24(December), 39 – 67.
- Easton, P. (1999). Security Returns and the Value Relevance of Accounting Data. *Accounting Horizons*(December), 399 – 412.
- Easton, P. D. and G. A. Sommers. (2003). Scale and scale effects in market – based accounting research. *Journal of Business Finance & Accounting*, 30(1), 25 – 56.
- Ohlson, J. A. (1995). Earning, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 611 – 687.

“본 논문은 학회윤리규정을 준수하였으며 논문에 대한 판권을 학회에 위임합니다.”

〈Abstract〉

The Value Relevance of Revaluation Surplus for the Future

Oh, Ick - Hoon* · Jeong, Jae - Won**

The purpose of this study with enterprises listed in the security market of Korea Exchange, except the financial and insurance business, is to verify the relevance between revaluation surplus and future enterprise value.

A regression model expanded from the equity valuation model of Ohlson (1995) was estimated to verify the relevance between revaluation surplus and future enterprise value. Also, sample requirement-satisfying enterprises listed in the security market of Korea Exchange on December 31, 2017 and currently, except financial and insurance business, were analyzed to verify the regression model. The analytical results are summarized as follow :

Because the regression coefficient of revaluation surplus (RS) in the basic model and the additional model of year and industry dummy from the 1st year to the 6th year after revaluation had a significant positive(+) value at the 0.01 level, the revaluation surplus was shown to have a positive(+) effect on the enterprise value until the 6th year after revaluation.

Suggestions obtained from the above results of this study can be summarized as follow : The result that the revaluation surplus has a positive(+) effect on the enterprise value until the 6th year after revaluation, suggests that the revaluation surplus is useful for investors, creditors and financial analysts to make the long-term decision on relevant enterprises.

Key words : Value relevance, Revaluation surplus, Future enterprise value

* Ph. D. Candidate, Graduate School, Kyungil University, First Author, e-mail : plusick@naver.com

** Professor, Kyungil University, Corresponding Author, e-mail : chungjw@kiu.ac.kr