

세무회계저널
제10권 제1호 2009년 3월 pp.35~75
한국세무학회

1997년 금융위기 전후의 회계정보의 가치관련성 변화에 대한 연구*

이세용**

<요 약>

금융위기 이후 지속적인 회계제도의 개선 노력에 따라 회계정보의 가치관련성이 향상되었다는 선행연구와 더불어 금융위기 이후 회계정보가 갖는 중요한 속성으로 보수성이 강조되면서 회계정보의 가치관련성이 실제로 증가하였는지에 대한 회의가 나타난 것도 사실이다. 더욱이 금융위기 이후 회계정보의 가치관련성 증가를 실증하는 우리나라 대부분의 선행연구들이 대부분 2000년 정도까지의 자료를 이용한 분석 결과를 제시하고 있어 금융위기 이후에 나타나는 회계정보의 장기적인 가치관련성 변화를 충분히 보여 주지 못한다고 판단된다. 이에 따라 본 연구는 1997년의 금융위기를 전후하여 회계정보의 가치관련성(value relevance)이 한봉희(1998)의 결과대로 지속적으로 감소하는지, 아니면 지속적인 회계제도의 개선 노력에 따라 가치관련성이 증가하고 있는지를 선행연구에 더하여 분석하는 것을 목적으로 한다. 특히, 선행연구들은 규모효과를 통제하지 않고, 전체 기간의 표본을 풀링하여 분석을 한 것에 비하여 본 연구는 규모효과를 통제한 후 연도별로 회계정보의 가치관련성을 측정하고 이의 추세를 분석함으로써 회계정보의 가치관련성을 분석하는 외국의 일반적인 연구방법을 따랐다. 또한 수익률-이익 모형, 회계정보와 사전정보에 의한 포트폴리오의 수익률 비교, 주가-회계정보 모형을 이용하여 회계정보의 가치관련성 변화에 대한 다양한 분석을 수행하였다. 따라서 우리나라 선행연구들이 주로 주가-회계정보 모형을 이용한 것에 비하여 본 연구는 회계정보의 가치관련성에 대하여 보다 다양한 해석이 가능하였다.

본 연구는 연구기간을 1988년부터 2006년까지로 하였으며 매년도 말 현재 유가증권시장에 상장되어 있는 제조업을 표본으로 하였다.

실증 결과 전체적으로 금융위기 시점까지 회계정보의 가치관련성은 감소하는 추세를 보이다가 금융위기에 따라 그 평균적인 수준은 하향 이동하였다. 그러나 금융위기 이후에는 금융위기 이전에 나타났던 감소 추세가 사라지거나 오히려 증가하는 추세를 보임으로써 금융위기 이후 회계제도의 개선 노력이 일정 부분 긍정적인 성과를 내고 있음을 확인하였다. 이러한 결과는 금융위기 이후 회계정보의 가치관련성 증가를 실증하지 못한 Ho · Liu · Sohn(2001), 박종성 · 이은철(2003)이나 윤재원 · 최현돌(2005b)의 결과와는 다른 결과로서 금융위기 이후 우리나라 회계정보의 가치관련성 변화에 대한 다른 관점을 제시한다.

* 이 논문은 2006년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 수행된 연구임(KRF-2006-332-B00201)

** 가톨릭대학교 경영학부 부교수, yoseli@catholic.ac.kr, 02-2164-4295

논문접수일 2008년 9월

게재확정일 2008년 12월

특히, 회계이익과 순자산을 동시에 고려하는 주가-회계정보 모형의 경우 회계이익의 중요성은 감소하지만 순자산의 중요성은 증가함을 실증함으로써 순자산의 중요성이 전혀 부각되지 않는 선행연구와 다른 결과를 보이고 있다.

<주제어> 회계정보의 가치관련성, 수익률-이익 모형, 주가-회계정보 모형, 수정 R^2 , 이익반응계수, 회계이익의 회귀계수, 순자산의 회귀계수

I. 서 론

1997년에 우리나라가 겪은 금융위기의 원인에 대하여 정·재계의 유착과 이로부터 파생된 은행 중심의 금융시스템 등 여러 가지 이유가 제시되고 있는데 그 중에서도 이러한 사회적 불투명성을 제대로 포착하지 못한 회계시스템의 부재는 금융위기를 초래한 중요한 원인의 하나로 지적되고 있다. 특히 한봉희(1998)에 의하면 1981년부터 금융위기 직전인 1995년까지 15년 동안 우리나라 회계 이익정보의 유용성이 지속적으로 감소하고 있는데 이는 회계정보가 본래의 역할을 수행하지 못한 것이 금융위기의 단초가 되었음을 시사한다. 이에 따라 우리나라에서는 여러 방면에서 사회의 투명성을 높이기 위한 노력을 경주하고 있으며 이러한 사회 분위기 속에서 회계시스템은 사회적 투명성을 제고하기 위한 중요한 수단으로 인식되어 그 개선을 위한 노력이 지속적으로 이루어지고 있다.¹⁾ 따라서 1997년의 금융위기를 전후하여 우리나라 기업들이 제공하는 회계정보의 가치관련성(value relevance)에 차이가 있는지를 분석하는 것은 회계시스템 개선을 위한 그 동안의 노력을 평가하는 출발점이 된다고 판단된다.

만약 회계제도의 개선 노력이 긍정적인 효과를 가져 왔다면 금융위기 이후 회계정보의 가치관련성은 그 이전과 비교하여 증가할 것으로 기대된다. 주식수익률을 회계이익에 대하여 회귀 분석한 최종서·장지경(2005)의 연구에 의하면, 1981년부터 1996년까지 회계이익과 주식수익률간의 동시적 선형관계는 전반적으로 감소하지만 1997년을 지나면서부터 그 선형관계가 증가하며, 이러한 양상은 R^2 에서도 동일하게 나타나고 있다. 이는 회계이익정보의 가치관련성이 금융위기 이후 증가하고 있음을 시사한다. 또한 윤재원·최현돌(2005a)은 비록 은행업에 한정된 것이기는 하지만 회계이익과 순자산의 전체적인 주가설명력은 금융위기 이후 증가하고 있음을 보이고 있어 금융위기 이후의 회계제도 개선 노력은 일정 부분 기대한대로의 성과를 이루고 있다고 할 수 있다.

그러나 금융위기 이후 우리나라 기업들의 회계정보가 갖게 되는 중요한 속성은 보수성의 증가이다. 최종서·장지경(2005)은 금융위기를 지나면서 2000년까지 회계정보의 보수성이 급격하게 증가함을 보이고 있으며²⁾ 박종찬(2005)은 금융위기 이후의 기간에 이익의 적시성과 보수성이 유의하게 증

1) 우리나라의 회계제도 개선에 대한 자세한 내용은 박종성·이은철(2003)과 최 관·전성일(2005) 참조

2) 최종서·장지경(2005)은 금융위기 이후 회계이익정보의 가치관련성이 증가한다고 주장하고 있는데 실질적으로 회계이익정보의 가치관련성이 증가하는 양상을 보이는 것은 2000년 이후에 회계이익의 보수성 수

가하였음을 실증하고 있다. 최 관·전성일(2005) 역시 금융위기 이후 우리나라의 보수적 회계처리 수준이 증가하고 있음을 보이고 있으며 윤재원·최현돌(2005b)도 1997년과 1998년에 보수성이 급증하였음을 보고하고 있다.

비록 박종찬(2005)이 금융위기 이후의 기간에 나타나는 회계이익의 적시성과 보수성 증가를 기업 재무제표의 투명성을 높이하고자 하는 우리나라의 회계제도 개혁 노력이 성공하고 있는 증거로 해석하고는 있지만, 이처럼 회계처리 과정에서 보수주의 수준이 증가하는 것이 과연 회계정보의 가치관련성을 향상시키는 것인지에 대해서는 의문의 여지가 있다. Ryan·Zarowin(2003)은 수익률-이익 모형(returns-earnings relation)에서 수익률과 이익 사이의 관계가 지난 30년 동안 미국에서 감소해 온 원인으로 회계이익의 보수성 증가를 제시하고 있다. 즉, 회계정보에 기초하는 계약 관계에서 회계정보의 보수성 증가는 효율적인 계약을 보장해 주지만, 이러한 보수성 증가에 따라 경제적 손실(즉, bad news)은 회계정보에 즉각적으로 반영되는 반면, 경제적 이익(good news)은 회계정보에 지연되어 반영됨에 따라 회계정보의 유용성이 저하되고 있다는 것이다. 이러한 결과는 최종서·장지경(2005)에서 1997년부터 2000년까지 보수성이 급격하게 증가함에 따라 회계이익정보의 가치관련성이 저하되고 그 이후의 기간에 보수성이 감소함에 따라 회계이익정보의 가치관련성이 다시 회복되는 것에서도 유추할 수 있다.

따라서 1997년의 금융위기 이후 우리나라 기업들의 회계정보의 가치관련성은 보수적인 회계처리 성향 증가에 따라 오히려 저하되었을 가능성을 배제할 수 없다. Ho·Liu·Sohn(2001)은 1997년과 1998년에 주당순이익과 주당순자산의 가치관련성이 전체적으로 감소함을 보이고 있으며 박종성·이은철(2003)도 금융위기 이후 적어도 2000년까지는 주당순이익과 주당순자산의 유용성이 감소하고 있음을 보이고 있다. 윤재원·최현돌(2005b) 역시 1997년과 1998년도에 보수성이 증가한 기업의 회계정보의 가치관련성이 감소함을 보이고 있으며 이러한 결과에 대하여 윤재원·최현돌(2005b)은 “회계투명성의 관점에서 긍정적인 가치를 가지는 보수성의 증가가 회계정보의 가치관련성에서는 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 시사점을 제공한다.”라고 말하고 있다.³⁾

외국의 경우에는 전반적인 회계정보의 가치관련성에 대한 추세변화와 그러한 변화의 원인에 대한 연구가 집적되어 있지만(Brown et al., 1999 ; Collins et al., 1997 ; Ely와 Waymire, 1999 ; Francis와 Schipper, 1999 ; Lev와 Zarowin, 1999) 사회·경제적인 규제환경이 상이한 우리나라에서 이들의 연구 결과를 그대로 적용할 수는 없다고 판단된다. 따라서 본 연구는 1997년의 금융위기 이후 회계정보의 가치관련성이 증가했다는 주장(최종서·장지경, 2005 ; 윤재원·최현돌, 2005a)과 반대로 회계정보의 가치관련성이 감소했다는 주장(Ho·Liu·Sohn, 2001 ; 박종성·이은철, 2003 ; 윤재원·최현돌, 2005b)이 혼재된 상황에서, 1997년의 금융위기를 전후하여 회계정보의 가치관련성(value relevance)이 한봉희

준이 감소하면서부터이며, 1997년부터 2000년까지는 회계이익정보의 보수성이 급격하게 증가하고 이에 따라 회계이익정보의 가치관련성은 낮게 나타나고 있다.

- 3) 보수주의의 증가가 회계정보의 가치관련성을 증가시킨다고 볼 수 없는 것은 회계정보의 가치관련성 연구가 보수주의를 설명하지 못한다는 권수영·김문철·손성규·최 관·한봉희(2003)의 지적에 의해서도 유추할 수 있다.

(1998)의 결과대로 지속적으로 감소하는지, 아니면 지속적인 회계제도의 개선 노력에 따라 가치관련성이 증가하고 있는지를 선행연구에 더하여 분석하는 것을 목적으로 한다.

이러한 목적과 함께 본 연구는 선행연구들이 고려하지 않은 다음의 두 가지 사항을 추가적으로 고려함으로써 연구 결과의 신뢰성을 제고하고자 하였다.

첫째, 우리나라의 선행연구들은 연구기간이나 연구대상기업의 측면에서 특정 산업에 치우쳐 있거나 금융위기 이후의 기간을 충분히 반영하고 있지 못하다. 윤재원·최현돌(2005a)의 경우 연구기간은 1981년부터 2002년까지로서 금융위기 이후의 기간을 일정 부분 포함하고는 있으나 연구대상을 은행업에 한정함으로써 연구결과의 일반화가 어렵다. 또한, 박종성·이은철(2003)과 Ho·Liu·Sohn(2001)의 경우 일반 제조업을 연구대상으로 함으로써 윤재원·최현돌(2005a)의 한계를 극복하고는 있지만 박종성·이은철(2003)의 연구기간은 1995년부터 2000년까지이고, Ho·Liu·Sohn(2001)의 연구기간은 1995년부터 1998년까지로서 금융위기 이후 회계제도 개선에 따르는 회계정보의 질적 향상이 반영되기에는 상당히 짧은 기간이라고 보여 진다. 금융위기 이후 회계제도의 개선이 어느 특정 시점에서 일시적으로 이루어진 것이 아니고 시간의 경과에 따라 지속적으로 이루어져 오고 있으며, 또한 이러한 제도 개선의 효과 역시 시간의 경과에 따라 누적적으로 나타난다는 것을 고려하면 1997년 금융위기 이후에 이루어진 지속적인 회계제도의 개선 효과는 충분한 기간을 대상으로 분석하여야 할 것으로 판단된다.

둘째, Ho·Liu·Sohn(2001), 박종성·이은철(2003), 윤재원·최현돌(2005a), 그리고 윤재원·최현돌(2005b)의 연구는 본질적으로 Ohlson(1995) 모형에 기초하여 설명변수와 종속변수를 모두 1주당 금액을 기준으로 하여 분석을 수행하고 있다. 이렇게 연구에 사용되는 변수들을 1주당 금액으로 측정할 경우에는 규모효과(scale effect)에 의하여 연구모형의 적합도가 높아질 가능성이 있다(Brown·Lo·Lys, 1999; 최종서·장지경, 2005). 따라서 주가에 대하여 주당순이익과 주당순자산을 회귀할 경우의 수정 R^2 와 주당순이익 및 주당순자산의 회귀계수는 실질적으로는 회계정보의 가치관련성이 감소하거나 변동이 없는 경우에도 마치 회계정보의 가치관련성이 증가하는 것처럼 나타날 수 있다(Brown·Lo·Lys, 1999). 우리나라 선행연구들은 대부분 주당 기준으로 계산된 변수를 사용함으로써 규모효과를 통제하지 않고 있어 그 결과에 편의가 나타났을 가능성이 있다.

본 연구는 이러한 두 가지 사항을 고려하여 연구기간을 2006년까지 확장함으로써 금융위기 이후 회계제도 개선 노력의 효과가 충분히 반영된 표본을 사용하고자 하였으며, Brown·Lo·Lys(1999)의 지적에 따라 연구에 사용되는 변수들을 기초의 주가로 나누어 규모효과를 통제하였다. 또한 본 연구는 수익률-이익 모형, 회계정보 대 사전정보의 헷지 포트폴리오 수익률 비교 모형, 주가-회계정보 모형을 이용하여 회계정보의 가치관련성을 다양한 측면에서 분석함으로써 이들 중 한 가지 모형의 결과만을 제시한 선행연구들보다 연구결과의 신뢰성을 제고하였다. 이에 더하여 특히, 본 연구는 분석 대상이 되는 기간의 각 연도별로 회계정보의 가치관련성을 측정한 후, 이 측정치들의 추세를 분석함으로써 시간의 경과에 따르는 회계정보의 가치관련성 변화를 분석하는 일반적인 방법을 채택하였다(Brown et al., 1999; Collins et al., 1997; Ely와 Waymire, 1999; Francis와 Schipper, 1999; Lev와

Zarowin, 1999 ; 한봉희, 1998). 금융위기를 전후한 회계정보의 가치관련성 변화를 분석하는 우리나라의 선행연구들은 대부분이 이러한 일반적인 방법을 사용하지 않고 모든 연도의 자료를 풀링(pooling)한 상태에서 단순히 금융위기 전후를 구분하는 더미변수를 이용하여 분석을 수행하고 있다.⁴⁾ 따라서, 본 연구는 우리나라의 선행연구와는 다른, 그러나 보다 일반적인 연구모형을 사용함으로써 연구결과의 신뢰성을 제고하였다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 회계정보의 가치관련성에 대한 국내외 선행연구들을 검토하고 제Ⅲ장에서는 회계정보의 가치관련성 변화 여부를 분석할 연구모형을 설계한다. 제Ⅳ장에서는 연구결과를 제시하고 제Ⅴ장에서는 연구의 결론을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구 검토

1. 미국의 경우

Collins · Maydew · Weiss(1997)는 주가를 주당순이익과 주당순자산에 대하여 연도별로 회귀분석하여 얻어지는 회계정보의 추가설명력(즉, R^2)을 회계정보의 가치관련성에 대한 측정치로 사용하여, 시간의 흐름에 따라 회계이익의 가치관련성이 감소하지만 순자산의 가치관련성이 더 크게 증가함으로써 전체적으로 회계정보의 가치관련성은 지난 40여 년 동안 약간이나마 증가했음을 보이고 있다. 그러나, 무형자산 집중도, 비반복적으로 발생하는 회계항목, 음의 회계이익, 그리고 기업규모 등을 통제할 경우 지난 40여 년 동안 회계이익과 순자산의 가치관련성에 유의적인 변화는 없는 것으로 나타났다.

Francis · Schipper(1999)는 1952년부터 1994년까지의 기간을 이용하여 회계정보의 가치관련성 변화를 두 가지 방법으로 분석하였다. 첫째, “회계정보에 기초한 헷지 포트폴리오(accounting-based hedge portfolio)”의 시장조정수익률(market-adjusted returns)과 “사전적인 완전정보에 기초한 헷지 포트폴리오(perfect foresight returns-based hedge portfolio)”의 시장조정수익률의 비를 주식수익률에 포함된 정보 중에서 회계정보에 의하여 포착되는 정보의 비율(%MKT)로 정의하고⁵⁾, 이 (%MKT)가 시간의 경과에 따라 감소한다는 사실로부터 회계정보의 가치관련성이 감소한다고 추론하고 있다.

둘째, Francis · Schipper(1999)는 시장조정수익률을 특별항목 고려 전 이익과 그 변동액에 대하여 회

4) 이러한 우리나라 선행연구에서 문제가 되는 것은 많은 연구들이 금융위기 전후를 구분하는 더미변수나, 회계이익의 부호를 구분하는 더미변수, 혹은 보수성의 수준을 구분하는 더미변수들에 대해서, 이들 더미변수와 회계정보 변수와의 interaction form을 모형에 포함하면서도 더미변수 그 자체를 모형에 포함하지 않는 경우가 많다는 것이다. 이 경우 interaction form의 계수는 더미변수가 모형에 포함되지 않은 만큼 편의되어 나타나게 되며 이로부터 연구결과의 해석에 오류가 나타나게 된다.

5) 이 두 개의 헷지 포트폴리오의 수익률에 대한 자세한 설명은 뒷부분의 Ⅲ. 연구 설계 중 “3.1.2 회계정보 대 사전정보 헷지 포트폴리오의 수익률 비교” 참조.

귀분석하였는데 시간의 경과에 따라 그 수정 R^2 가 작아지는 것으로 나타나 회계이익의 가치관련성이 감소하고 있음을 보이고 있다.⁶⁾ 그러나 주가를 특별항목 고려 전 주당이익과 주당순자산에 대하여 회귀분석할 경우에는 시간의 경과에 따라 수정 R^2 이 커지는 모습을 보여 순자산까지를 포함하는 전체적인 회계정보의 가치관련성은 증가하고 있음을 알 수 있다.⁷⁾

Lev · Zarowin(1999)은 1977년부터 1996년까지의 기간에 대하여 주식수익률을 회계이익과 회계이익 변동액에 대하여 회귀하였는데, 회계이익의 회귀계수와 수정 R^2 은 감소하는 추세를 보이고 있어 회계정보의 가치관련성은 시간의 경과에 따라 감소하는 것으로 나타났다. 또한 주가를 주당순이익과 주당순자산에 대하여 회귀한 경우에도 수정 R^2 은 감소하는 양상으로 나타나고 있어 역시 회계정보의 가치관련성이 하락하고 있음을 보이고 있다. 이러한 결과는 다른 연구들에서 회계이익의 가치관련성은 감소하지만 순자산까지를 고려할 경우 전반적인 회계정보의 가치관련성이 증가한다는 연구 결과와는 다른 결과이다.

Brown · Lo · Lys(1999)는 주가를 주당순이익과 주당순자산에 대하여 회귀하는 경우, 규모효과(scale effect)에 의하여 실질적으로는 회계정보의 가치관련성이 감소하거나 변동이 없는 경우에도 마치 회계정보의 가치관련성이 증가하는 것처럼 수정 R^2 의 값이 나타날 수 있음을 지적하였다. 이에 따라 주당 기준으로 산정된 변수들을 기초의 주가로 나누어 규모효과를 통제하고 회계정보의 가치관련성 변화를 분석한 결과, 회계정보의 가치관련성은 시간의 경과에 따라 감소하는 것으로 나타나 Collins · Maydew · Weiss(1997)나 Francis · Schipper(1999)과는 다른 결과를 보여 주고 있다.⁸⁾

Ely · Waymire(1999)는 1927년부터 1993년까지의 기간을 대상으로 회계기준제정기관의 변화에 따라 회계이익의 가치관련성이 증가하는지의 여부를 분석하였다. 시장조정수익률을 회계이익과 회계이익변동액에 대하여 회귀분석하여 얻어지는 수정 R^2 의 추세는 1960년 이후 시간의 경과에 따라 감소하는 것으로 나타나 회계기준제정기관의 변화에 관계없이 회계이익의 가치관련성은 지속적으로 감소하고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 손실 여부나 비경상 항목의 발생 여부를 통제하는 경우에도 달라지지 않았다.

이상에서 보듯이 미국의 경우 1990년대 중반까지 회계이익의 가치관련성은 지속적으로 감소하는 양상이 대부분의 연구에서 나타나는데(Collins · Maydew · Weiss, 1997 ; Ely · Waymire, 1999 ; Francis · Schipper, 1999 ; Lev · Zarowin, 1999) 회계이익에 순자산까지를 고려할 경우 전체적인 회계정보의 가치관련성은 일관된 모습을 보이지 못하고 오히려 증가하거나(Francis · Schipper, 1999) 변화가 없거나

6) 바로 앞에서 언급한 %MKT 역시 그 정의상 회계이익이 주식수익률에 포함된 정보를 반영하는 정도를 의미하므로 Francis · Schipper(1999)는 전체적으로 회계이익의 경우 가치관련성이 저하되고 있음을 보이고 있다.

7) Francis · Schipper(1999)는 Collins · Maydew · Weiss(1997)와 같이 무형자산 집중도나 비반복적으로 발생하는 회계항목, 음의 회계이익, 그리고 기업규모를 통제하지 않는다.

8) Brown · Lo · Lys(1999)는 주당 기준으로 산정된 변수들을 기초 주가로 나누어 규모효과를 통제하는 것 이외에도 주당 기준으로 산정된 변수들 사이의 분석에 규모효과 측정치를 직접적으로 포함하여 분석을 하였는데 역시 회계정보의 가치관련성이 시간의 경과에 따라 감소하는 것으로 나타나 규모효과의 통제가 중요함을 보이고 있다.

(Collins · Maydew · Weiss, 1997), 아니면 감소하는(Lev · Zarowin, 1999) 것으로 나타나고 있다.

2. 우리나라의 경우

한봉희(1998)는 1981년부터 1995년까지의 기간에 대하여 첫째, 초과주가수익률을 회계이익과 비 기대회계이익에 회귀시켜 얻은 R^2 , 둘째, 사전 비기대회계이익에 의거 투자하였을 때 얻을 수 있는 초과주가수익률을 이용하여 회계이익정보의 유용성이 향상되었는지를 분석하였다. 분석 결과 회계 이익정보의 유용성은 과거 기간 동안 감소하고 있는 것으로 나타나 Collins · Maydew · Weiss(1997)나 Francis · Schipper(1999)와는 다른 결과를 보여 주고 있다.

Ho · Liu · Sohn(2001)은 금융위기 이전(1995년부터 1996년)에 비하여 그 이후(1997년부터 1998년)에 회계이익의 가치관련성이 급격하게 감소하지만 이러한 가치관련성 감소는 순자산의 가치관련성 증가에 의하여 보전되지 못하여 전체적으로 회계정보의 가치관련성은 감소함을 보이고 있다. 이러한 결과는 회계이익의 가치관련성 저하에도 불구하고 순자산의 가치관련성 증가에 따라 전체적으로는 회계정보의 가치관련성이 증가하고 있다는 외국의 선행연구들과는 다른 결과이다.

박종성 · 이은철(2003)에 의하면 기말주가를 주당순이익과 주당순자산에 대하여 회귀분석하여 얻은 수정 R^2 와 주당순이익 및 주당순자산의 회귀계수는 회계제도 개선 이전기간(1995년부터 1997년까지)에 비하여 회계제도 개선 기간(1998년부터 2000년까지)에 유의적으로 감소하여, 적어도 2000년까지는 회계제도의 개선 노력에도 불구하고 회계정보의 유용성이 지속적으로 감소하고 있는 것으로 나타났다.

최종서 · 장지경(2005)은 주식수익률을 회계이익에 대하여 회귀분석한 결과, 1981년부터 1996년까지 회계이익과 주식수익률간의 동시적 선형관계와 그 R^2 는 전반적으로 감소하지만 1997년을 지나면서부터는 증가함을 실증함으로써 회계이익정보의 가치관련성이 금융위기 이후 증가하고 있음을 보이고 있다. 또한, 최종서 · 장지경(2005)은 1998부터 이러한 구조적인 변화가 나타남을 보이고 있다.⁹⁾ 이러한 결과는 주당순이익의 회귀계수가 금융위기 이후에도 유의적으로 감소한다는 박종성 · 이은철(2003)과는 다른 결과이다.

윤재원 · 최현돌(2005a)은 1990년부터 2002년까지의 기간에 대해 은행업을 분석한 결과, 순이익의 상대적인 추가설명력은 순자산의 상대적인 추가설명력보다 높게 나타나지만, 순이익의 증분 추가설명력은 금융위기를 전후하여 큰 변화가 없음에도 순자산의 증분 추가설명력은 금융위기 이후 증가함을 실증함으로써 은행업의 경우 전체적으로 금융위기 이후 회계정보의 추가설명력이 증가함을 보이고 있다.

윤재원 · 최현돌(2005b)은 1988년부터 2003년까지의 기간 동안 계속 상장된 기업을 대상으로 보수성의 변화가 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향을 분석하면서 부분적으로 회계정보의 추가설명

9) 최종서 · 장지경(2005)은 회계이익의 적시성 증대(즉, 시차효과 감소)와 보수성의 감소(비대칭효과의 감소)로 인하여 회계이익정보의 가치관련성이 증대하였다고 설명한다.

력 변화를 살펴보았다. 수정 R^2 의 값은 1994년 이후 등락을 거듭하면서 유의적인 변화추이를 보이고 있지 않아 금융위기 이후 회계정보의 주가관련성이 감소함을 보이는 박종성·이은철(2003)과는 다른 결과를 보여주고 있다. 이러한 차이에 대하여 윤재원·최현돌(2005b)은 자신들의 연구에 사용된 표본은 계속 상장기업으로서 박종성·이은철(2003)의 연구에 사용된 표본과는 차이가 있기 때문이라고 설명하고 있다.

이상에서 언급한 우리나라의 선행연구들은 다음과 같은 측면에서 추가적으로 개선될 부분이 있다고 판단된다.

우선 한봉희(1998)의 경우 연구기간이 1995년까지이므로 금융위기 이후의 기간에 대한 분석이 포함되어 있지 않아 금융위기 이후의 기간에 대한 추가적인 연구가 필요하다.

박종성·이은철(2003)은 금융위기 전 3년과 후 3년을 연구기간으로 하고 있지만 금융위기 이후 회계제도 개선의 영향을 충분히 반영되기에는 1998년부터 2000년까지의 기간은 상당히 짧은 기간이다.¹⁰⁾ 또한, 박종성·이은철(2003)은 연구모형에 사용되는 변수들을 주당 기준으로 계산하여 분석하고 있어 Brown·Lo·Lys(1999)가 말하는 규모효과에 의하여 연구결과가 편의되었을 가능성이 있다.

최종서·장지경(2004)은 회계이익의 가치관련성 변화를 보여주기는 하지만 순자산만을 포함하는 전체적인 회계정보의 가치관련성 변화는 분석하고 있지 않다. 또한 분석결과를 개별 연도별로 표시하지 않고 2개년도의 평균을 제시함으로써 실질적인 회계이익의 가치관련성 변화를 보여주고 있지 못하다. 연구모형에 있어서도 주식수익률을 단지 회계이익에 대해서만 회귀함으로써 대부분의 연구들이 주식수익률을 회계이익과 비기대회계이익(즉, 회계이익의 변동분)에 회귀하는 것과 차이를 보임으로써 연구결과와의 직접적인 비교를 어렵게 한다.

윤재원·최현돌(2005a)은 연구대상이 은행업에 한정되어 있어 제조업에 대한 결과를 알기 어렵다. 더욱이 윤재원·최현돌(2005)은 다른 연구들과는 달리 각 연도별로 R^2 나 회귀계수를 구하여 이들의 추세를 살펴보고 단지 금융위기 이전과 이후로 표본을 구분하거나 전체 표본을 풀링한 뒤 금융위기 기간을 지정하는 더미변수를 사용하여 분석을 수행함으로써 특정 연도에 나타날 수 있는 특이현상의 영향을 제대로 통제하지 못하고 있다.¹¹⁾

윤재원·최현돌(2005b)은 연구 주제를 회계정보의 가치관련성 변화보다는 보수성 변화에 따르는 회계정보의 가치관련성 차이에 맞추어으로써 실질적인 회계정보의 가치관련성 변화를 깊이 있게 분석하고 있지 못하다. 또한, 박종성·이은철(2003)처럼 연구모형에 사용되는 변수들을 주당 기준으로 계산함으로써 규모효과에 의하여 연구결과가 편의되었을 가능성이 있다.

따라서 본 연구의 목적은 우리나라의 선행연구들이 미처 고려하지 못한 사항들을 종합적으로 반

10) 박종성·이은철(2003) 역시 회계제도의 개선 노력에도 불구하고 금융위기 이후 지속적으로 회계정보의 유용성이 감소한다는 결과가 만약 연구기간이 2000년 이후로 확장된다면 다른 분석결과가 나올 수 있다는 점을 지적하고 있다(130쪽).

11) 물론 윤재원·최현돌(2005)은 연도별 더미변수를 분석모형에 사용함으로써 이러한 위험을 통제하고 있다. 그러나 연도별 더미변수만으로는 변수들 사이의 관계에서 나타나는 구조적 변화(structural change)와 같은 현상까지 통제할 수는 없다고 판단된다.

영하여 금융위기 전후의 회계정보의 가치관련성 변화를 보다 장기적인 관점에서, 그리고 보다 다양한 모형을 이용하여 분석하고자 하는 것이다.

III. 연구 설계

본 연구에서는 회계정보의 가치관련성에 대한 측정치를 구한 다음 그 측정치가 금융위기 이전과 이후, 시간의 경과에 따라 어떠한 변화를 보이는지 살펴봄으로써 회계정보의 가치관련성이 금융위기 이후에 증가하였는지를 분석한다.

1. 회계정보의 가치관련성 측정

본 연구에서는 회계정보의 가치관련성을 아래에 제시하는 3가지 방법, 즉, 수익률-이익 모형(Returns-earnings model), 회계정보 대 사전정보의 헷지 포트폴리오 수익률 비교, 그리고 주가-회계정보 모형으로 측정한다.

가. 수익률-이익 모형(Returns-earnings model)

앞부분에서 보았듯이 박종성·이은철(2003), 윤재원·최현돌(2005a), 그리고 Ho·Liu·Sohn(2001)의 연구는 규모효과의 문제로 연구결과가 편의되어 나타났을 가능성이 있다. 이에 따라 본 연구에서는 다음과 같은 수익률-이익 모형에서 나타나는 수정된 R^2 와 이익반응계수(Earnings response coefficient; ERC)를 이용하여 회계정보의 가치관련성을 측정한다.

$$SAR_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} EPS_{it}/P_{it-1} + \alpha_{2t} EPS_{it-1}/P_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

여기에서 SAR_{it} = i 기업의 t 년도 규모조정수익률

EPS_{it} = i 기업의 t 년도 주당 특별항목 반영전 이익

P_{it-1} = i 기업의 $t-1$ 년도말 주가¹²⁾

모형(1)은 기본적으로 Lev와 Zarrowin(1999)의 모형을 기준으로 이를 약간 수정한 것이다. SAR_{it} 는 i 기업의 t 년도 규모조정수익률로서 $RET_{it} - RET_{gt}^i$ 로 산정된다.¹³⁾ 여기에서 RET_{it} 는 i 기업의 t 년도

12) SAR_{it} 를 계산할 때에 분모로 t 년도의 3월말 주가를 사용하므로 이에 맞추어 실제 분석에서는 t 년도의 3월말 주가를 사용하였다. 추가적으로 $t-1$ 년도말 주가를 사용하여 분석을 다시 수행해 보아도 그 결과는 크게 달라지지 않았다.

13) 본 연구에서 규모조정수익률을 사용한 것은 한봉희(1998)를 따른 것이다. 외국의 선행연구에서 많이 사용된 시장조정수익률을 사용하는 경우에도 연구결과는 크게 달라지지 않았다.

주식수익률로서 t 기말 이후 3개월 후 주가에서 t 기의 3월말 주가를 차감하고 t 기의 순배당을 가산한 후, 이를 t 기의 3월말 주가로 나누어 구하는데, 이때의 주가는 유상증자나 주식배당, 주식분할 등에 의한 주식수 변화를 반영하여 조정된 주가이다.¹⁴⁾ RET_{gt}^i 는 t 년도에 개별기업들을 기초시장가치를 기준으로 10개의 그룹으로 구분한 후 각 그룹에 속한 기업들의 RET_{it} 를 동일가중평균하여 구한 포트폴리오 g 의 수익률로서, i 기업과 유사한 규모를 가지는 기업들의 평균적인 수익률이다.¹⁵⁾ EPS_{it} 는 특별항목으로부터 나타나는 손익을 반영하지 않은 주당 이익으로서¹⁶⁾ 이분산성의 문제를 완화하기 위하여 EPS_{it} 와 EPS_{it-1} 는 전기말 주가로 나누어 분석에 사용한다.

모형(1)을 t 년도에 적용할 때 구해지는 수정 R^2 (이하, $(adj.R^2)_t^{(1)}$)는 회계정보의 주가설명력을 나타내는 척도로서 그 값이 클수록 회계정보의 가치관련성은 높다고 판단된다(Brown · Lo · Lys, 1999 ; Collins · Maydew · Weiss, 1997 ; Ely · Weymire, 1999 ; Francis · Schipper, 1999 ; Lev · Zarowin, 1999 ; 윤재원 · 최현돌, 2005 ; 한봉희, 1998).

다음으로 t 년도의 이익반응계수는 EPS_{it}/P_{it-1} 의 계수인 α_{1t} 로 나타난다. Easton · Harris(1991)는 이익은 영속적인(permanent) 요소와 일시적인(transitory) 요소로 구분하므로 모형(1)에서 EPS_{it}/P_{it-1} 과 EPS_{it-1}/P_{it-1} 를 동시에 포함할 필요가 있으며 이로부터 t 년도의 이익반응계수는 α_{1t} 로 나타나게 된다.¹⁷⁾ 이익반응계수는 이익에 포함된 정보내용이 주가에 반영되는 정도를 나타내므로 그 값이 클수록 회계정보의 가치관련성이 높다고 판단된다(Lev와 Zarowin, 1999).

나. 회계정보 대 사전정보 헷지 포트폴리오의 수익률 비교

Francis · Schipper(1999)는 모형(1)의 방법 이외에 회계정보의 가치관련성이 증감하였는지 여부를 헷지 포트폴리오의 수익률을 이용하여 분석하였다. 첫째, t 년도 회계이익의 변화가 양인 경우와 같이 긍정적인 회계정보(즉, $\Delta EPS_t > 0$)를 갖는 주식에 대해서는 매입 포지션(long position)을, 부정적인 회계정보(즉, $\Delta EPS_t < 0$)를 갖는 주식에 대해서는 매도 포지션(short position)을 갖도록 “회계정보에

14) RET_{it} 를 t 년도말 주가에서 $t-1$ 년도말 주가를 차감하는 방식으로 계산하여도 연구결과는 크게 달라지지 않았다.

15) 시장규모를 기준으로 가중평균한 경우에도 연구결과는 크게 달라지지 않았다.

16) 당기순이익을 사용하는 경우에도 연구결과는 크게 달라지지 않았다.

17) 일반적으로 이익반응계수는 $RET_{it} = \delta_{0t} + \delta_{1t}EPS_{it} + \delta_{2t}\Delta EPS_{it} + \epsilon_{it}$ 에서 $(\delta_{1t} + \delta_{2t})$ 로 표시된다. (Ely · Weymire, 1999 ; Francis · Schipper, 1999 ; 한봉희, 1998). 이 때 $\Delta EPS_{it} = EPS_{it} - EPS_{it-1}$ 이므로 이를 대체하면 위 식은 다음과 같이 정리된다.

$$\begin{aligned} RET_{it} &= \delta_{0t} + \delta_{1t}EPS_{it} + \delta_{2t}\Delta EPS_{it} + \epsilon_{it} \\ &= \delta_{0t} + \delta_{1t}EPS_{it} + \delta_{2t}(EPS_{it} - EPS_{it-1}) + \epsilon_{it} \\ &= \delta_{0t} + (\delta_{1t} + \delta_{2t})EPS_{it} - \delta_{2t}EPS_{it-1} + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

따라서 RET_{it} 에 대한 설명변수로서 EPS_{it} 와 ΔEPS_{it} 대신 EPS_{it} 와 EPS_{it-1} 를 사용하면 이익반응계수는 정확히 EPS_{it} 의 계수 $(\delta_{1t} + \delta_{2t})$ 로 나타나게 된다. 본 연구에서는 RET_{it} 로 SAR_{it} 를 사용한다.

기초한 헷지 포트폴리오”를 구성하고, 이 포트폴리오에 속하는 주식들의 규모조정수익률을 동일가중평균하여 당 포트폴리오의 수익률을 구한다.¹⁸⁾ 다음으로 “회계정보에 기초한 헷지 포트폴리오”에 포함된 t 년도의 주식에 대하여 주식수익률을 기초로 양의 수익률을 갖는 주식은 매입 포지션을, 음의 수익률을 갖는 주식은 매도 포지션을 취하는 “사전정보에 기초한 헷지 포트폴리오”를 구성하고, 이 포트폴리오에 속하는 주식들의 규모조정수익률을 동일가중평균하여 당 포트폴리오의 수익률을 구한다. 위 두 포트폴리오에서 개별 주식의 규모조정수익률은 앞의 모형(1)에서 구한 SAR 이다. Francis · Schipper(1999)는 “회계정보에 기초한 헷지 포트폴리오”의 수익률을 “사전정보에 기초한 헷지 포트폴리오”의 수익률로 나눈 값을 주식수익률에 포함된 정보 중에서 t 년도의 회계정보가 포착하는 정보의 비율(이하, $(\%MKT)_t$)이라고 정의한다. 따라서, 시간의 경과에 따라 회계정보의 가치관련성이 감소(증가)한다면 $(\%MKT)_t$ 의 크기는 점차적으로 작아(커)질 것으로 기대된다.

이에 더하여 Francis · Schipper(1999)는 $\Delta EPS_t/P_{it-1}$ 의 크기에 따라 상위 40% 및 하위 40% 표본에 대하여 위와 동일한 과정을 되풀이하여 추가적인 분석을 수행한다. 이에 따라 본 연구에서도 $\Delta EPS_t/P_{it-1}$ 의 크기에 따라 상위 40% 속하는 표본들에 대해서는 매입 포지션을, 하위 40%에 속하는 표본들에 대해서는 매도 포지션을 택하여 “회계정보에 기초한 헷지 포트폴리오”의 수익률을 구한다. 그리고 이들 표본들을 풀링한 후 양의 수익률을 갖는 주식들에 대해서는 매입 포지션을, 음의 수익률을 갖는 주식에 대해서는 매도 포지션을 택하여 “사전정보에 기초한 헷지 포트폴리오의 수익률”을 구한 뒤 전자를 후자로 나누어 주식수익률에 포함된 정보 중에서 회계정보가 포착하는 정보의 비율을 추정한다. 이하에서는 그 비율을 $(\%MKT40\%)_t$ 로 정의한다.¹⁹⁾

다. 주가-회계정보 모형

국내외의 많은 선행연구들은 주가-회계정보 모형을 이용하여 회계정보의 가치관련성을 분석하고 있다(Brown · Lo · Lys, 1999 ; Collins · Maydew · Weiss, 1997 ; Francis · Schipper, 1999 ; Ho · Liu · Sohn, 2001 ; Lev · Zarowin, 1999 ; 박종성 · 이은철, 2003 ; 윤재원 · 최현돌, 2005a, 윤재원 · 최현돌, 2005b). 이에 따라 본 연구에서도 다음과 같은 주가-회계정보 모형을 이용하여 회계정보의 가치관련성 변화를 분석한다.

$$P_{it}/P_{it-1} = \beta_{0t} + \beta_{1t} EPS_{it}/P_{it-1} + \beta_{2t} BPS_{it}/P_{it-1} + \mu_{it} \quad (2)$$

여기에서 P_{it} = i 기업의 t 년도말 주가

EPS_{it} = i 기업의 t 년도 주당 특별항목 반영전 이익

BPS_{it} = i 기업의 t 년도 주당 순자산가액

18) 시장규모를 기준으로 가중평균한 경우에도 연구결과는 크게 달라지지 않았다. 아래의 “사전정보에 기초한 헷지 포트폴리오”의 수익률의 경우에도 마찬가지이다.

19) 이상에서 ΔEPS_t 를 당기순이익을 기준으로 정의하는 경우에도 연구결과는 크게 달라지지 않았다.

모형(2)는 기본적으로 Brown et al.(1999)에 기초하여 구성하였다. Collins · Maydew · Weiss(1997), Francis · Schipper(1999), 그리고 윤재원 · 최현돌(2005a)은 모형(2)와 동일한 모형을 사용하고 있지만 이들은 1주당 금액을 그대로 사용함으로써 Brown et al.(1999)이 말하는 규모효과를 통제하고 있지 못하다. 이에 따라 본 연구에서는 모형(2)의 각 변수를 전년도말의 주가로 나누어 규모효과를 통제 하였다.

모형(1)에서와 마찬가지로 t 년도 회계정보의 가치관련성은 모형(2)에서 구해지는 수정 R^2 (이하, $(adj.R^2)_t^{(2)}$)와 EPS_{it}/P_{it-1} 및 BPS_{it}/P_{it-1} 의 계수 β_{1t} 와 β_{2t} 의 크기로 측정된다.

2. 금융위기를 전후한 회계정보의 가치관련성 변화

회계정보의 부실이 1997년의 금융위기를 초래한 한 가지 이유라면 1997년까지 회계정보의 가치 관련성은 감소할 것으로 기대된다. 반대로 금융위기 이후 우리나라에서 진행된 회계제도의 개선 노력이 효과적이라면 회계정보의 가치관련성은 금융위기 이후 증가할 것으로 기대된다. 그러나 이러한 노력이 효과적이지 않다면 회계정보의 가치관련성은 금융위기 이전과 비교하여 변화가 없거나 금융위기의 영향으로 오히려 감소할 것이다. 이의 분석을 위하여 앞부분에서 설정된 모형(1)을 각 연도별로 회귀분석하여 각 연도별로 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 와 α_{1t} 를, 그리고 모형(2)를 각 연도별로 회귀분석하여 각 연도별로 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 와 β_{1t} , β_{2t} 를 구한다. 이에 더하여 각 연도별로 $(\%MKT)_t$ 와 $(\%MKT40\%)_t$ 를 측정한다. 이렇게 각 연도별로 산출한 회계정보의 가치관련성 측정치를 시간 변수에 대하여 다음의 모형(3)처럼 회귀분석한다.

$$(\text{회계정보의 가치관련성})_t = \lambda_0 + \lambda_1 TIME_t + \lambda_2 DUM_t + \lambda_3 (DUM_t * TIME_t) + \nu_t \quad (3)$$

여기에서, $(\text{회계정보의 가치관련성})_t$ =수익률-이익 모형에서 산출되는 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 와 α_{1t} , 주가-회계정보 모형에서 산출되는 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 와 β_{1t} , β_{2t} , 그리고 회계정보 대 사전정보에 기초한 헷지 포트폴리오의 수익률 비교에 의한 $(\%MKT)_t$ 와 $(\%MKT40\%)_t$ 를 각각 사용

$TIME_t$ = t 년도의 연도 서열 값으로 1988년이면 -9, 1989년이면 -8, ..., 1997년이면 0, 1998년이면 1, ..., 2006년이면 9의 값

DUM_t = t 년도가 1997년 이후의 기간이면 1, 아니면 0의 값

모형(3)에서 $TIME_t$ 은 t 년도의 연도 서열 값으로 1988년이면 -9, 1989년이면 -8, ..., 1997년이면 0, 1998년이면 1, 1999년이면 2, ..., 2006년이면 9의 값을 부여하였다.²⁰⁾ DUM_t 은 t 년도가 1997년 이

20) 본 연구에서 $TIME$ 의 값으로 1988년과 같은 실제 연도 값을 사용하는 경우 DUM 과 $(DUM * TIME)$ 사이에는 다중공선성 문제가 나타났다. 또한 1988년을 1로 하고 1989년을 2로 하는 것과 같이 차례로 1씩 추가하여 $TIME$ 값을 정하는 경우에도 역시 다중공선성 문제가 나타났다. 이를 해결하기 위하여 본 연구에서

후의 기간이면 1, 아니면 0의 값으로서 1997년의 금융위기 전후에 회계정보의 가치관련성에 구조적인 변화가 있었는지를 구분하기 위한 것이다. 모형(3)에서 (회계정보의 가치관련성) $_t$ 은 첫째, 수익률 - 이익 모형에서 산출되는 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 과 α_{1t} , 둘째, 주가 - 회계정보 모형에서 산출되는 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 와 β_{1t} , β_{2t} , 셋째, 회계정보 대 사전정보에 기초한 헷지 포트폴리오의 수익률 비교에 의한 $(\%MKT)_t$ 와 $(\%MKT40\%)_t$ 를 각각 사용한다.

λ_1 은 금융위기 이전 기간에 나타나는 회계정보의 가치관련성 추세를 나타내며 만약 금융위기 이전에 지속적으로 회계정보의 가치관련성이 감소한다면 λ_1 은 유의적인 음(-)의 값을 가질 것이다. 금융위기 이후 회계제도의 개선 노력이 효과적이라면 λ_3 은 유의적인 양(+)의 값을 가질 것으로 기대되는데, 이는 λ_1 으로 표시되는 금융위기 이전의 회계정보의 가치관련성 추세가 금융위기 이후 λ_3 만큼 변화된다는 것을 의미한다(기울기 변동). 따라서 λ_3 이 유의적인 양의 값을 갖는다면 금융위기 이후 회계정보의 가치관련성이 보다 긍정적인 방향으로 변화되었다는 것을 의미한다. 따라서 금융위기 이후의 기간에 나타나는 회계정보의 가치관련성 추세는 $(\lambda_1 + \lambda_3)$ 으로 측정된다.

금융위기 이전의 기간에 $TIME_t$ 는 1988년부터 1997년까지 -9, -8, ..., 0의 값을 가지므로 절편 λ_0 은 금융위기 이전의 기간에 나타나는 회계정보의 가치관련성 추세에 따라 $TIME_t=0$, 즉 1997년도에 기대되는 회계정보의 가치관련성 수준이 된다. 이 때 1998년부터 2006년까지 $TIME_t$ 는 1, 2, ..., 9의 값을 가지므로 λ_2 는 금융위기 이후의 기간에 나타나는 회계정보의 가치관련성 추세가 금융위기 이전의 회계정보의 가치관련성 추세와 달라짐에 따라 나타나는 λ_0 의 변동분이 된다(절편 이동). 따라서 금융위기에 따라 회계정보의 가치관련성 수준이 전반적으로 상향(하향) 이동한다면 λ_2 는 유의적인 양(음)의 값을 가질 것으로 기대된다. 따라서 금융위기 이후 기간에 기대되는 절편 값은 $(\lambda_0 + \lambda_2)$ 로 측정된다.²¹⁾

는 1997년을 기준으로 하여 1996년은 -1, 1995년은 -2, 반대로 1998년은 +1, 1999년은 +2와 같이 상대적인 시간 개념을 사용하였다. 비록 다중공선성의 문제는 있지만 앞에서 제시한 두 가지 방법을 사용할 경우에도 그 결과는 본문의 결과와 달라지지 않았다.

- 21) 본 연구와 같이 특정 이벤트를 전후하여 회계정보의 유용성에 변화가 있는지를 보기 위해서는 표본을 그 이벤트의 전과 후로 나누어 (관심변수) $=\xi_0 + \xi_1 TIME$ 의 모형을 각각에 대하여 회귀분석한 후 이벤트 전후의 ξ_0 과 ξ_1 를 비교할 수도 있다. 이러한 비교는 이벤트 이후에 나타나는 관심 변수의 변화가 이벤트 이전의 변화와는 독립적이라는 것을 암묵적으로 전제하고 있다. 그런데 본 연구에서 금융위기 직후에 나타나는 회계정보의 유용성 변화는 금융위기 이전부터의 추세로부터의 변화이므로 이 둘은 독립적이지 않다. 이는 본 연구에서 모형 (3)을 사용하는 이유이며 1997년도에 대한 $TIME$ 변수의 값을 0으로 하는 이유이다.

3. 표 본

본 연구는 1988년부터 2006년까지 19년 동안의 기간을 연구대상기간으로 한다. 이 기간을 금융위기가 발생한 1997년 말을 기준으로 1997년까지의 금융위기 이전 기간과 그 이후 기간을 구분하여 각 구분된 기간별로 회계정보의 가치관련성 변화를 분석한다.

분석 대상 기업은 12월 결산 기업 중 매 회계년도말 현재 증권선물거래소 유가증권시장에 상장되어 있는 제조업을 대상으로 한다. 해당 기업에 대한 재무정보는 Kis-Value II에서 추출하였으며 본 연구에 필요한 변수를 계산하는 데에 필요한 모든 자료를 가지고 있는 표본은 7,802개 기업-년이였다. 이 중에서 특정 변수에 대하여 상대적으로 큰 값을 갖는 기업-년이 표본에 포함되면 연구 결과에 편의를 가져올 수 있으므로 이를 통제하기 위하여 본 연구에서 사용되는 각 변수들에 대하여 각 연도별로 그 변수들의 연도별 평균값으로부터 (3*연도별 표준편차)의 범위를 초과하는 기업-년은 표본에서 제외하였다. 그 결과 최종적으로 6,860개 기업-년의 표본이 추출되었다.

IV. 연구결과

1. 기술통계량

본 연구의 수익률-이익 모형과 주가-회계정보 모형에서 사용되는 주요 변수의 연도별 평균과 표준편차를 <표 1>에 제시하였다. 이들 모형에 따라 나타나는 회계정보의 가치관련성 측정치들은 관련된 내용을 서술하는 부분에서 개별적으로 제시한다.

P_{it}/P_{it-1} 는 대부분의 경우 1보다 큰 값으로 나타나고 있는데 1997년의 경우 그 값은 0.612로서 가장 작은 값을 보이고 있다. 이는 금융위기에 따라 주가가 급격하게 감소하였다는 것을 의미한다. 그럼에도 불구하고 금융위기 이후의 기간에 주가는 상당 부분이 회복되는 것으로 보인다. 이는 1997년까지의 기간에 1을 초과하는 P_{it}/P_{it-1} 가 1988년을 제외하고는 1.077에서 1.344 사이의 값을 갖지만, 1997년 이후의 P_{it}/P_{it-1} 는 2000년과 2002년을 제외하고는 1.159에서 1.751 사이의 값을 갖는다는 사실로부터 유추할 수 있다. 그런데 SAR_{it} 의 경우 1997년까지는 모두 -0.081 이상의 값으로 나타나지만 1997년 이후부터는 많은 경우에 -0.100 이하의 값으로 나타나고 있어 P_{it}/P_{it-1} 와는 다른 양상을 보이고 있다.²²⁾

22) 이러한 차이가 나타나는 것은 SAR_{it} 가 i 기업의 수익률로부터 i 기업과 유사한 규모를 갖는 기업들로 구성된 포트폴리오의 수익률을 차감하여 계산되기 때문인 것으로 판단된다. 이 포트폴리오의 수익률은 포트폴리오에 포함되는 기업들의 수익률을 동일가중평균하여 구하는데 일부 기업들의 수익률이 아주 높은 경우 포트폴리오의 수익률은 절대값이 큰 양의 값을 갖게 될 것이다. 이로부터 많은 SAR_{it} 가 음의 값으로 나타나고 결과적으로 SAR_{it} 의 평균이 음의 값으로 나타난 것으로 해석된다. 그런데 이러한 해석에 의하면 금융위기 이후에 나타나는 P_t/P_{t-1} 의 증가는 주가가 급격하게 상승한 일부 기업들의 영향 때

〈표 1〉 주요 변수의 연도별 평균과 표준편차

연도	표본수	SAR_{it}		P_{it}/P_{it-1}		EPS_{it}/P_{it-1}		BPS_{it}/P_{it-1}	
		평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
1988	182	-0.042	0.462	1.801	0.493	0.236	0.176	1.215	0.644
1989	239	-0.012	0.171	0.959	0.175	0.103	0.091	0.733	0.335
1990	287	-0.014	0.125	0.812	0.129	0.102	0.089	0.827	0.383
1991	316	-0.068	0.555	1.077	0.561	0.122	0.144	1.128	0.547
1992	312	-0.038	0.495	1.249	0.513	0.097	0.131	1.258	0.605
1993	322	-0.028	0.375	1.344	0.383	0.095	0.136	1.212	0.523
1994	316	-0.073	0.396	1.260	0.394	0.087	0.099	1.027	0.465
1995	331	-0.026	0.227	0.865	0.228	0.075	0.093	0.976	0.451
1996	336	-0.081	0.511	1.265	0.608	0.071	0.111	1.240	0.593
1997	347	-0.051	0.312	0.612	0.325	0.021	0.155	1.017	0.562
1998	350	-0.143	0.596	1.343	0.592	0.029	0.430	2.519	2.104
1999	349	-0.174	0.760	1.214	0.758	0.182	0.310	2.306	1.531
2000	378	-0.067	0.337	0.777	0.351	0.110	0.362	2.322	1.815
2001	397	-0.111	0.910	1.751	0.895	0.108	0.543	3.145	2.454
2002	438	-0.105	0.331	0.628	0.277	0.122	0.350	1.946	1.447
2003	460	-0.181	0.668	1.375	0.666	0.231	0.399	3.205	2.075
2004	482	-0.139	0.741	1.511	0.706	0.211	0.380	2.620	1.797
2005	500	-0.140	0.839	1.603	0.758	0.151	0.233	1.888	1.183
2006	518	-0.045	0.440	1.159	0.431	0.094	0.178	1.356	0.830

다음으로 EPS_{it}/P_{it-1} 는 1997년도에 가장 작은 것으로 나타나 금융위기에 따르는 경제의 불안정성으로 인하여 기업들의 수익이 크게 감소하였음을 알 수 있다. 특히 EPS_{it}/P_{it-1} 는 1991년부터 꾸준히 감소하고 있는데 이는 경제의 불안정성이 이미 금융위기 이전부터 나타나고 반영되고 있었다는 것을 의미한다. 1997년 이후부터는 EPS_{it}/P_{it-1} 가 크게 증가하는 것으로 나타나 P_{it}/P_{it-1} 와 유사한 양상을 보이고 있다. BPS_{it}/P_{it-1} 역시 1989년, 1990년, 그리고 1995년을 제외하고는 1997년도에 가장 작게 나타나며 EPS_{it}/P_{it-1} 와 마찬가지로 1997년 이후 크게 증가하는 것을 관찰할 수 있다.

문일 수 있다는 추론이 가능하다. 이러한 일부 기업들의 영향을 통제하기 위하여 추가적으로 SAR_{it} 의 계산에 사용되는 포트폴리오의 수익률 계산시 해당 포트폴리오 내에서 P_{it}/P_{it-1} 를 크기순으로 나열한 뒤 상위 1%와 하위 1%, 혹은 상위 5%와 하위 5%를 포트폴리오에서 제외한 뒤 분석을 수행하여 보았는데 그 결과는 크게 달라지지 않았다.

2. 수익률-이익 모형

다음의 <표 2>는 수익률-이익 모형에 의한 결과를 각 연도별로 표시한 것이다. <표 2>에서 EPS_{it}/P_{it-1} 의 계수 α_{1t} 는 t 년도의 이익반응계수로서 모든 연도에 유의적인 양의 값으로 나타나 선행연구와 동일한 결과를 보여 주고 있다.²³⁾ 또한 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 역시 모두 양의 값을 보이고 있다. 1997년 금융위기를 전후하여 우리나라 기업들이 제공하는 회계정보의 가치관련성에 구조적인 변화가 있었는지는 α_{1t} 과 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 의 연도별 변화를 추적함으로써 알아낼 수 있다(한봉희, 1998).

<표 2> 수익률-이익 모형의 결과

$$\text{모형(1): } SAR_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}EPS_{it}/P_{it-1} + \alpha_{2t}EPS_{it-1}/P_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

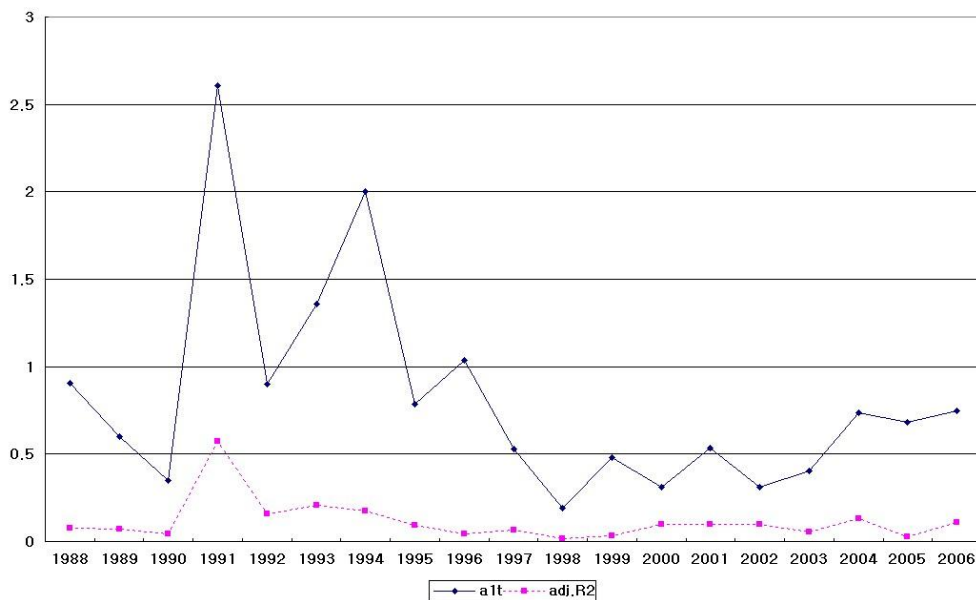
연도	α_{0t} (t-value)	α_{1t} (t-value)	α_{2t} (t-value)	$(adj.R^2)_t^{(1)}$
1988	-0.117 (-2.06)**	0.906 (3.98)***	-1.156 (-3.23)***	0.0778
1989	-0.049 (-2.84)***	0.602 (4.53)***	-0.310 (-2.08)**	0.0721
1990	-0.045 (-3.95)***	0.350 (3.44)***	-0.078 (-0.56)	0.0449
1991	-0.444 (-15.93)***	2.605 (15.16)***	0.823 (2.94)***	0.5748
1992	-0.014 (-0.44)	0.901 (4.39)***	-1.792 (-7.43)***	0.1585
1993	-0.146 (-6.39)***	1.356 (8.46)***	-0.211 (-1.05)	0.2083
1994	-0.203 (-7.52)***	2.001 (8.32)***	-1.172 (-4.39)***	0.1760
1995	-0.079 (-4.97)***	0.786 (5.72)***	-0.113 (-0.61)	0.0916
1996	-0.154 (-4.32)***	1.036 (3.86)***	-0.009 (-0.03)	0.0444
1997	-0.067 (-3.84)***	0.530 (5.06)***	0.142 (0.82)	0.0669
1998	-0.149 (-4.69)***	0.193 (2.58)***	0.006 (0.05)	0.0139
1999	-0.261 (-5.59)***	0.480 (3.63)***	-0.138 (-1.56)*	0.0328
2000	-0.099 (-5.78)***	0.313 (6.51)***	-0.035 (-1.03)	0.0995
2001	-0.164 (-3.69)***	0.537 (6.66)***	-0.040 (-1.24)	0.0969
2002	-0.144 (-8.93)***	0.312 (6.91)***	-0.006 (-0.41)	0.1007
2003	-0.279 (-7.91)***	0.403 (5.19)***	0.025 (0.61)	0.0570
2004	-0.282 (-7.83)***	0.734 (8.57)***	-0.123 (-2.16)**	0.1294
2005	-0.232 (-5.17)***	0.684 (3.94)***	-0.114 (-0.62)	0.0285
2006	-0.135 (-6.11)***	0.747 (6.60)***	0.246 (1.54)*	0.1107

23) 원래 본 연구는 1986년부터를 연구 대상으로 하였는데 1987년의 이익반응계수가 음으로 나타나 1988년부터를 실질적인 분석 대상으로 하였다. 한봉희(1998)의 연구에서도 1987년의 이익반응계수는 음의 값으로 나타나고 있으며 한봉희(1998) 역시 1987년을 분석에서 제외하고 있다.

- 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준에서 유의함
- 2) SAR_{it} 는 i 기업의 t 년도 규모조정수익률로서 $RET_{it} - RET_{gt}$ 로 산정된다. 여기에서 RET_{it} 는 i 기업의 t 년도 주식수익률로서 t 기말 이후 3개월 후 주가에서 t 기의 3월말 주가를 차감하고 t 기의 순배당을 가산한 후 이를 t 기의 3월말 주가로 나누어 구하는데, 이때의 주가는 유상증자나 주식배당, 주식분할 등에 의한 주식수 변화를 반영하여 조정된 주가이다. RET_{gt} 는 t 년도에 개별기업들을 기초시장가치를 기준으로 10개의 그룹으로 구분한 후 각 그룹에 속한 기업들의 RET_{it} 를 동일가중평균하여 구한 포트폴리오 g 의 수익률로서 i 기업과 유사한 규모를 가지는 기업들의 평균적인 수익률이다. EPS_{it} 은 i 기업의 t 년도 주당 특별 항목 반영 전 이익이다.

<그림 1>은 <표 2>에 표시된 연도별 α_{1t} 과 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 의 값을 그림으로 표시한 것이다. 그림에서 보듯이 α_{1t} 는 1991년을 지나면서 금융위기의 시기인 1997년과 1998년까지 지속적으로 감소하고 있다. 이는 금융위기의 이유 중의 하나로 회계의 역할이 존재하지 않았다는 세간의 주장을 뒷받침하는 것으로 판단된다. 그러나, 금융위기 이후의 기간에 α_{1t} 는 지속적으로 증가하고 있어 금융위기 이후에 나타난 여러 가지 회계제도의 개선 노력이 일정한 성과를 얻고 있음을 알 수 있다. 다만, 금융위기 이후에 나타나는 회계정보의 가치관련성은 금융위기 이전의 수준에는 미치지 못하고 있는 것으로 보인다. 다음으로 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 역시 1991년을 지나면서 금융위기까지 지속적으로 감소하는 모습을 보이지만 금융위기 이후의 기간에는 특정한 추세를 시각적으로 확인하기 어렵다.

<그림 1> 수익률-이익 모형으로 구한 회계정보의 가치관련성 추세



- 1) α_{1t} 과 $adj.R^2$ 는 $SAR_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}EPS_{it}/P_{it-1} + \alpha_{2t}EPS_{it-1}/P_{it-1} + \varepsilon_{it}$ 에서 구한 회계정보의 가치관련성 측정치

2) SAR_{it} 는 i 기업의 t 년도 규모조정수익률로서 $RET_{it} - RET_{gt}^i$ 로 산정된다. 여기에서 RET_{it} 는 i 기업의 t 년도 주식수익률로서 t 기말 이후 3개월 후 주가에서 t 기의 3월말 주가를 차감하고 t 기의 순배당을 가산한 후 이를 t 기의 3월말 주가로 나누어 구하는데, 이때의 주가는 유상증자나 주식배당, 주식분할 등에 의한 주식수 변화를 반영하여 조정된 주가이다. RET_{gt}^i 는 t 년도에 개별기업들을 기초시장가치를 기준으로 10개의 그룹으로 구분한 후 각 그룹에 속한 기업들의 RET_{it} 를 동일가중평균하여 구한 포트폴리오 g 의 수익률로서 i 기업과 유사한 규모를 가지는 기업들의 평균적인 수익률이다. EPS_{it} 은 i 기업의 t 년도 주당 특별항목 반영 전 이익이다.

이에 금융위기를 전후한 α_{1t} 과 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 의 추세 변화가 통계적으로 유의한지를 추가적으로 분석한다. <표 3>은 그 결과이다.²⁴⁾

<표 3> 회계정보 가치관련성의 추세 분석

$$(\text{종속변수})_t = \lambda_0 + \lambda_1 \text{TIME}_t + \lambda_2 \text{DUM}_t + \lambda_3 (\text{TIME}_t * \text{DUM}_t) + \nu_t$$

분석 시작년도	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	$adj.R^2$
Panel A : 종속변수 = $(adj.R^2)_t^{(1)}$					
1988	0.119*	-0.007	-0.077	0.014	-0.0439
1989	0.095	-0.016	-0.053	0.023	0.0163
1990	0.057	-0.033**	-0.015	0.039*	0.1669
1991	-0.012	-0.067***	0.053	0.073***	0.6059
1992	0.050*	-0.030***	-0.009	0.036***	0.4933
Panel B : 종속변수 = α_{1t}					
1988	1.120***	0.003	-0.926**	0.056	0.1675
1989	1.078***	-0.013	-0.884*	0.072	0.1665
1990	0.934**	-0.075	-0.739*	0.134	0.2507
1991	0.617**	-0.233***	-0.423	0.292***	0.6276
1992	0.814***	-0.115*	-0.619**	0.174**	0.4822

1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준에서 유의함(단측검정).

2) $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 과 α_{1t} 는 모형 (1)로부터 구한 값이며 TIME_t 은 t 년도의 연도 서열 값으로 1988년이면 -9, 1989년이면 -8, ..., 1997년이면 0, 1998년이면 1, ..., 2006년이면 9의 값을 갖는다. DUM_t 은 t 년도가 1997년 이후의 기간이면 1, 아니면 0.

24) <표 2>에서 1991년도의 α_{1t} 과 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 는 다른 년도에 비하여 상당히 크게 나타난다. 이에 따라 1987년을 제외하는 것과 같이 1991년을 제외하고 분석을 수행하는 경우에도 그 결과는 크게 달라지지 않았다. 또한, 회계이익이 음수인 경우와 양수인 경우는 그 의미가 다를 수 있으므로, 회계이익의 부호를 구분하는 더미변수와 이 더미변수와 회계이익과의 interaction form을 모형에 함께 포함하여 분석하는 경우에도 연구결과는 크게 달라지지 않았다. 이러한 결과는 주가-회계정보 모형에서 회계이익의 부호를 구분하는 더미변수를 사용하는 경우에도 동일하게 나타났다.

- 3) 위에서 분석 시작년도는 회계정보의 가치관련성 추세를 분석하기 위한 분석의 시작년도이다. 따라서, 표에 제시된 내용은 각 시작년도부터 2006년까지의 기간에 대한 결과를 나타낸다. 분석 시작년도가 1988년, 1989년, 2000년, 2001년, 2002년일 경우 2006년까지 분석에 사용된 표본수는 각각 19개, 18개, 17개, 16개, 15개이다.

<표 3>에서 Panel A는 종속변수를 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 로, Panel B는 종속변수를 α_{it} 로 한 것으로 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 과 α_{it} 는 모형 (1)에서 구한 값이다. $TIME_t$ 은 t 년도의 연도 서열 값으로 1988년이면 -9, 1989년이면 -8, ..., 1997년이면 0, 1998년이면 1, ..., 2006년이면 9의 값을 가지며 DUM_t 은 t 년도가 1997년 이후면 1, 아니면 0의 값을 갖는다. 또한 <표 3>에서는 분석 시작년도를 1988년부터 1992년까지 다양하게 살펴봄으로써 분석 시작년도를 임의로 선택함에 따라 나타날 수 있는 편의를 통제하고자 하였다. 다만, Panel A에서 분석 시작년도가 1988년인 경우에는 $adj.R^2$ 이 음(-)의 값이므로 분석에서 배제한다.

우선 λ_1 은 Panel A에서 분석 시작년도를 1990년부터 고려할 경우 유의적인 음(-)인 값을 보이고 있으며 Panel B에서는 분석 시작년도를 1991년부터 고려할 경우 유의적인 음의 값을 보이고 있는데, 이는 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 이나 α_{it} 로 측정되는 회계이익의 가치관련성이 금융위기 이전에는 적어도 1990년부터를 고려할 경우) 지속적인 하락 추세에 있음을 의미한다. 이러한 결과는 1995년까지 회계이익정보의 유용성이 저하되고 있다는 한봉희(1995)의 결과가 금융위기의 시기까지 이어지고 있음을 의미하며, 결과적으로 회계의 역할 부재가 금융위기를 초래한 이유 중의 하나라는 비판이 일정 부분 타당하다는 것을 시사한다.²⁵⁾

λ_2 는 Panel B에서 분석 시작년도가 1991년인 경우를 제외하고는 모든 경우에 유의적인 음(-)의 값으로 나타나 α_{it} 로 측정되는 회계이익의 가치관련성이 금융위기에 의하여 평균적으로 하향 이동(intercept shift down)하였음을 알 수 있다. 이는 금융위기 이전에 회계이익의 가치관련성이 지속적으로 하락하는 추세 속에서 발생한 금융위기에 의하여 회계이익의 가치관련성에 대한 시장의 신뢰가 급속하게 저하되었다는 것을 의미한다.

다음으로 λ_3 은 Panel A에서는 분석 시작년도가 1990년부터, Panel B에서는 분석 시작년도가 1991년부터인 경우 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있어, 금융위기 이후 회계이익의 가치관련성의 추세가 λ_3 만큼 양의 방향으로 증분적으로 증가(slope shift up)하는 것을 알 수 있다. 이는 금융위기 이후에 사회 전체적으로 진행된 회계제도의 개선 노력에 따라 회계에 대한 신뢰가 점차적으로 회복되고 있다는 것을 시사하는 것으로 판단된다.

이상의 내용을 전체적으로 종합하면 다음과 같다. 금융위기 이전에는 회계이익의 가치관련성은 지속적으로 감소하는 상태에 있다가, 금융위기에 따라 사회 전체적으로 회계에 대한 신뢰도 하락으로 그 평균적인 수준이 전체적으로 하향 이동하지만, 금융위기 이후에는 회계제도의 개선 노력에 따라 회계이익의 가치관련성의 감소 추세가 증분적으로 양의 방향으로 변화하고 있는 것으로 보인다.²⁶⁾ 이러한 결과는 최중서·장지경(2005)에서 회계이익과 주식수익률의 동시적 선형관계가 금융위

25) 나머지 분석 시작년도의 경우에도 비록 유의적이지는 않지만 λ_1 은 음의 값으로 나타나고 있다.

기 이후에 명백히 강화된다는 결과와 일관되는 것으로 보인다.

3. 회계정보 대 사전정보에 기초한 헷지 포트폴리오 수익률의 비교

<표 4>는 회계이익에 기초한 헷지 포트폴리오의 수익률을 사전정보에 기초한 헷지 포트폴리오의 수익률로 나눈 값을 각 연도별로 표시한 것이다.

<표 4>에 제시된 수치는 회계이익에 기초한 헷지 포트폴리오의 수익률을 사전정보에 기초한 헷지 포트폴리오의 수익률로 나눈 것으로서 주가에 반영된 정보를 회계이익이 얼마나 반영하고 있는지를 나타낸다. 만약 주가가 반영하고 있는 정보내용을 회계이익이 완전하게 반영하고 있다면 그 값은 1의 값을 가질 것이며 그렇지 않다면 1보다 작은 값을 갖게 된다.

<표 4> 헷지 포트폴리오의 정보효과 비교

연 도	$(\%MKT)_t$	$(\%MKT' 40\%)_t$
1988	0.24096	0.28050
1989	0.20945	0.22026
1990	0.17733	0.16178
1991	0.33801	0.37486
1992	0.38169	0.43618
1993	0.40238	0.44140
1994	0.34050	0.45146
1995	0.27875	0.34737
1996	0.29255	0.31023
1997	0.21767	0.30825
1998	0.05053	0.09183

- 26) <표 3>에 표시하지는 않았지만 Panel A와 Panel B에서 $(\lambda_0 + \lambda_2) = 0$ 그리고 $(\lambda_1 + \lambda_3) = 0$ 이라는 가설에 대한 F-test 결과 F 값은 모두 비유의적인 것으로 나타났다. <표 3>의 Panel B에서 λ_0 은 모두 유의적인 양의 값이므로 비록 금융위기 이전 기간에 회계이익의 가치관련성이 감소하더라도 여전히 회계이익은 일정 수준의 가치관련성을 갖는 것으로 보인다. 그런데 $(\lambda_0 + \lambda_2) = 0$ 이라는 가설에 대한 F-test 결과 F 값은 비유의적인 것으로 나타나 금융위기 이후 회계이익의 가치관련성의 평균적인 수준은 0과 다르지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 금융위기 이전에 나타나는 회계이익의 가치관련성 추세에 따라 TIME=0인 경우에 기대되는 유의적인 양의 절편값이 금융위기 이후에는 사라진다는 것을 의미한다. 따라서 금융위기에 따라 회계이익의 가치관련성이 평균적으로 하향 이동한다는 것을 알 수 있으며 이는 λ_2 에 대한 해석과 다르지 않다. 또한, λ_1 의 경우 Panel A와 Panel B에서 금융위기 이전 기간에 회계이익의 가치관련성이 감소 추세에 있음을 보이고 있는데 $(\lambda_1 + \lambda_3) = 0$ 이라는 가설에 대한 F-test 결과 F 값은 비유의적인 것으로 나타나 금융위기 이전에 존재한 회계이익의 가치관련성 감소 추세가 사라지는 것으로 나타났다. 이는 λ_3 에 대한 해석과 다르지 않다.

〈표 4〉 헷지 포트폴리오의 정보효과 비교 (계속)

연 도	$(\%MKT)_t$	$(\%MKT\ 40\%)_t$
1999	0.16265	0.09503
2000	0.27184	0.27983
2001	0.29404	0.37835
2002	0.25717	0.11318
2003	0.24857	0.28976
2004	0.34215	0.35661
2005	0.25166	0.24185
2006	0.25797	0.32638

주1 : $(\%MKT)_t$ 는 t 년도 회계정보에 기초한 헷지 포트폴리오의 수익률을 사전 정보에 기초한 헷지 포트폴리오의 수익률로 나눈 값이다. 회계정보에 기초한 헷지 포트폴리오의 수익률은 회계이익의 변화가 양(음)인 주식에 대해서는 매입(매도) 포지션을 취하여 이 포트폴리오에 속하는 주식들의 SAR_t 를 동일가중 평균한 값이다. 사전정보에 기초한 헷지 포트폴리오의 수익률은 위의 회계정보에 기초한 헷지 포트폴리오에 속하는 주식들을 주식수익률이 양(음)인 주식에 대해서는 매입(매도) 포지션을 취하여 주식들의 SAR_t 를 동일가중평균한 값이다. 이 때, SAR_t 는 모형(1)에서 정의되는 규모조정수익률이다. 그리고 $(\%MKT40\%)_t$ 는 EPS_{it}/P_{it-1} 의 크기에 따라 상위 40% 및 하위 40% 표본에 대하여 위와 동일한 과정을 되풀이하여 산출한 값이다.

<그림 2>는 <표 4>에 표시된 연도별 $(\%MKT)_t$ 와 $(\%MKT40\%)_t$ 의 값을 그림으로 표시한 것이다. 그림에서 보듯이 $(\%MKT)_t$ 와 $(\%MKT40\%)_t$ 는 모두 1993년까지는 증가하다가 금융위기의 시기인 1997년과 1998년까지 지속적으로 감소하는 모습을 보이고 있어 회계정보의 가치관련성이 금융위기 이전에 나타났음을 알 수 있다. 그러나 금융위기 이후에는 지속적으로 증가하는 모습을 보이고 있어 회계제도의 개선 효과가 나타나고 있음을 알 수 있다. 특히, 금융위기 이후의 $(\%MKT)_t$ 와 $(\%MKT40\%)_t$ 는 1991년의 수준까지는 아니지만 금융위기 이전의 가치관련성 수준을 거의 회복하고 있는 것으로 판단된다.

<표 5>는 <그림 2>에서 나타나는 $(\%MKT)_t$ 와 $(\%MKT40\%)_t$ 의 변화가 통계적인 유의성을 갖는지를 분석한 결과이다.

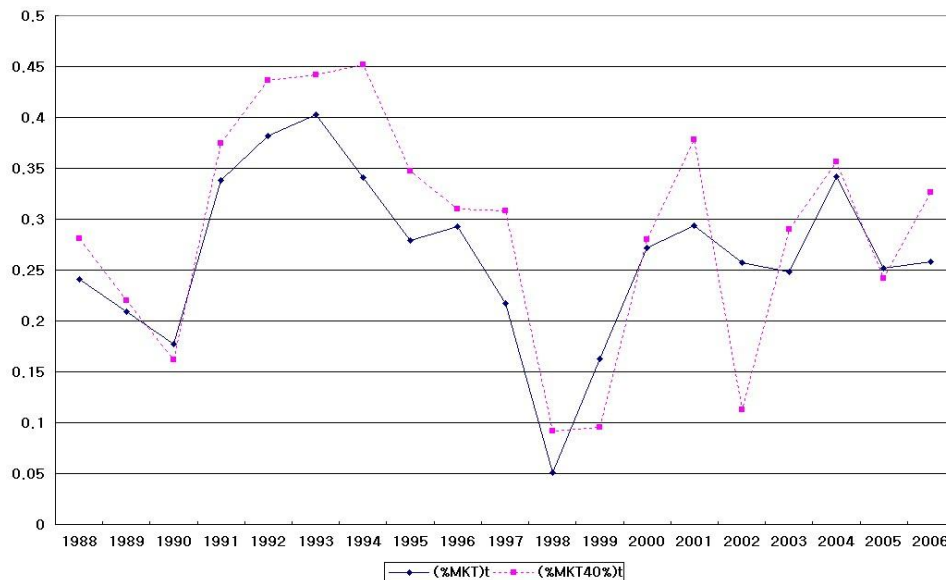
λ_1 은 Panel A와 Panel B에서 일부 분석 시작년도에서만 유의적인 음의 값으로 나타나 금융위기 이전에 주가에 반영되는 정보 중에서 회계이익에 반영되는 정보량이 감소 추세에 있다고 강하게 말할 수는 없는 것으로 보인다. 이러한 결과는 1995년까지 시간의 경과에 따라 $(\%MKT40\%)_t$ 가 지속적으로 감소하고 있다는 한봉희(1998)의 결과와는 약간의 차이가 있다.²⁷⁾ Panel A와 Panel B의 모든 경

27) 이러한 차이는 한봉희(1995)의 연구가 1981년부터를 분석하고 있고 1981년부터 1984년까지의 $(\%MKT40\%)_t$ 이 0.462에서 0.678 사이의 값을 갖는 것에 비하여 그 이후연도의 $(\%MKT40\%)_t$ 는 1986년을 제외하고는 모두 0.462보다 작은 값을 갖기 때문인 것으로 보인다. 추가적으로 한봉희(1995)의 연구에서 제시된 <표

우에 λ_2 는 유의적인 음(-)의 값으로 나타나, 주가에 반영된 정보를 회계이익이 반영하는 정도가 금융위기에 따라 평균적으로 하향 이동하였음을 알 수 있다. 이는 주가에 반영된 정보 중에서 회계이익에 반영되는 정보의 절대량이 금융위기에 따라 λ_2 만큼 감소하였다는 것을 의미한다. 이는 <표 3>의 Panel B에서 회계이익의 가치관련성 측정치로 α_{it} 을 사용할 때와 동일한 결과이다.

다음으로 λ_3 은 Panel A에서는 분석 시작연도가 1990년도부터, Panel B에서는 분석 시작연도가 1991년도부터 유의적인 양의 값으로 나타나 적어도 1990년도부터를 고려할 경우 $(\%MKT)_t$ 나 $(\%MKT40\%)_t$ 의 추세가 금융위기 이후에는 λ_3 만큼 증분적으로 양의 방향으로 전환됨을 알 수 있다.

<그림 2> 헷지 포트폴리오 수익률 비교를 통한 회계정보의 가치관련성 추세



주1 : $(\%MKT)_t$ 는 t 년도 회계정보에 기초한 헷지 포트폴리오의 수익률을 사전 정보에 기초한 헷지 포트폴리오의 수익률로 나눈 값이다. 회계정보에 기초한 헷지 포트폴리오의 수익률은 회계이익의 변화가 양(음)인 주식에 대해서는 매입(매도) 포지션을 취하여 이 포트폴리오에 속하는 주식들의 SAR_t 를 동일가중 평균한 값이다. 사전정보에 기초한 헷지 포트폴리오의 수익률은 위의 회계정보에 기초한 헷지 포트폴리오에 속하는 주식들을 주식수익률이 양(음)인 주식에 대해서는 매입(매도) 포지션을 취하여 주식들의 SAR_t 를 동일가중평균한 값이다. 이 때, SAR_t 는 모형(1)에서 정의되는 규모조정수익률이다. 그리고 $(\%MKT40\%)_t$ 는 EPS_{it}/P_{it-1} 의 크기에 따라 상위 40% 및 하위 40% 표본에 대하여 위와 동일한 과정을 되풀이하여 산출한 값이다.

6>에서 본 연구의 연구기간에 포함되는 1988년부터 1995년까지의 $(\%MKT40\%)_t$ 만을 이용하여 연도 서열값에 회귀할 경우의 그 회귀계수는 본 연구의 결과와 동일하게 비유의적인 것으로 나타나고 있어 한봉희(1998)의 결과는 1980년대 초의 자료가 가지는 영향 때문인 것으로 해석된다. 그러나 적어도 1990년도 이후부터의 시기에는 주가에 반영된 정보가 회계이익에 반영되는 정도가 감소하는 추세에 있는 것은 확실하므로 본 연구의 결과가 전적으로 한봉희(1998)의 결과와 다르다고 할 수는 없을 것이다.

〈표 5〉 $(\%MKT)_t$ 와 $(\%MKT40\%)_t$ 의 추세 분석

$$(\%MKT40\%)_t \text{ 혹은 } (\%MKT40\%)_t = \lambda_0 + \lambda_1 TIME_t + \lambda_2 DUM_t + \lambda_3 (TIME_t * DUM_t) + \nu_t$$

시작년도	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	$adj.R^2$	F—test	
						$\lambda_0 + \lambda_2 = 0$	$\lambda_1 + \lambda_3 = 0$
Panel A : $(\%MKT)_t$							
1988	0.313***	0.006	-0.175**	0.014	0.1767	6.48**	4.25*
1989	0.308***	0.004	-0.170**	0.016	0.1706	6.10**	4.00*
1990	0.290***	-0.004	-0.153**	0.024*	0.2159	6.24**	4.09*
1991	0.251***	-0.024**	-0.113**	0.044***	0.5206	10.35***	6.78**
1992	0.232***	-0.035**	-0.094*	0.054***	0.5594	10.94***	7.17**
Panel B : $(\%MKT40\%)_t$							
1988	0.389***	0.012	-0.268***	0.012	0.2604	2.97	3.72*
1989	0.390***	0.013	-0.268***	0.011	0.2514	2.78	3.47*
1990	0.373***	0.005	-0.251**	0.019	0.2651	2.72	3.40*
1991	0.323***	-0.019	-0.202**	0.044**	0.5023	4.12*	5.14**
1992	0.301***	-0.032*	-0.180**	0.057**	0.5297	4.18*	5.22**

1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준에서 유의적 (단측검정)

2) $TIME_t$ 은 t 년도의 연도 서열 값으로 1988년이면 -9, 1989년이면 -8,..., 1997년이면 0, 1998년이면 1, 1999년이면 2,..., 2006년이면 9의 값을 갖는다. DUM_t 은 t 년도가 1997년 이후의 기간이면 1, 아니면 0.

3) 위에서 분석 시작년도는 회계정보의 가치관련성 추세를 분석하기 위한 분석의 시작년도이다. 따라서, 표에 제시된 내용은 각 시작년도부터 2006년까지의 기간에 대한 결과를 나타낸다. 분석 시작년도가 1988년, 1989년, 2000년, 2001년, 2002년일 경우 2006년까지 분석에 사용된 표본수는 각각 19개, 18개, 17개, 16개, 15개이다.

결론적으로 <표 5>의 결과는 금융위기 이전에는 적어도 1991년부터의 시기를 고려할 경우 회계이익에 반영되는 정보량이 감소 추세에 있으며, 이러한 정보량은 금융위기를 거치면서 전체적으로 하향 이동하는 것으로 보인다. 그러나 금융위기 이후에는 회계이익에 반영되는 정보량은 그 감소 추세가 증분적으로 양의 방향으로 변화되는 것으로 나타났다.²⁸⁾ 따라서 <표 5>의 결과는 기본적으로 <표 3>의 결과가 의미하는 바와 크게 다르지 않다고 판단된다.

28) 이 때 $(\lambda_0 + \lambda_2) = 0$ 이라는 가설에 대한 F-test의 결과, Panel A와 Panel B에서 F 값은 대부분의 경우에 유의적인 것으로 나타나 금융위기에 따라 $(\%MKT)_t$ 나 $(\%MKT40\%)_t$ 가 평균적으로 λ_2 만큼 하향 이동하기는 하지만 회계이익은 여전히 주가에 반영된 정보의 일부를 반영하고 있음을 알 수 있다. 또한 $(\lambda_1 + \lambda_3) = 0$ 이라는 가설에 F-test 결과, Panel A와 Panel B의 모든 경우에 F 값은 유의적인 것으로 나타나, 회계이익에 반영되는 정보량은 금융위기 이전의 감소 추세가 금융위기 이후 증가 추세로 전환되는 것으로 나타났다.

4. 주가-회계정보 모형

<표 6>은 주가-회계정보 모형에 의한 결과를 각 연도별로 표시한 것이다. 모형 (2)는 기본적인 주가-회계정보 모형으로서 P_{it} , EPS_{it} , BPS_{it} 는 규모효과의 통제를 위하여 P_{it-1} 로 나누었다. 또한 모형 (2)-1과 모형 (2)-2는 주가의 설명변수로 BPS_{it}/P_{it-1} 와 EPS_{it}/P_{it-1} 만을 각각 사용한 것이다.

<표 6>의 모형 (2)에서 EPS_{it}/P_{it-1} 의 계수 β_{1t} 는 1988년을 제외하고는 모두 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있으며 BPS_{it}/P_{it-1} 의 계수 β_{2t} 역시 모든 연도에서 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있다. 모형 (2)-1에서 BPS_{it}/P_{it-1} 의 계수 β_{2t}^{BPS} 와 모형 (2)-2에서 EPS_{it}/P_{it-1} 의 계수 β_{1t}^{EPS} 는 모형 (2)에서와 동일하게 모두 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있다

〈표 6〉 주가-회계정보 모형의 결과

$$\text{모형 (2) : } P_{it}/P_{it-1} = \beta_{0t} + \beta_{1t}EPS_{it}/P_{it-1} + \beta_{2t}BPS_{it}/P_{it-1} + \mu_{it}$$

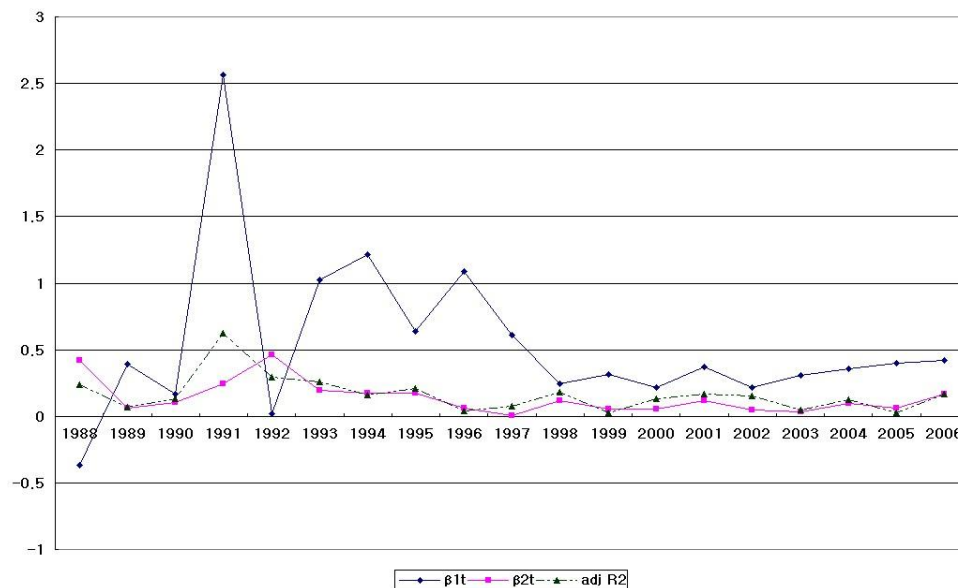
$$\text{모형 (2)-1 : } P_{it}/P_{it-1} = \beta_{0t}^{BPS} + \beta_{1t}^{BPS}BPS_{it}/P_{it-1} + \mu_{it}^{BPS}$$

$$\text{모형 (2)-2 : } P_{it}/P_{it-1} = \beta_{0t}^{EPS} + \beta_{1t}^{EPS}EPS_{it}/P_{it-1} + \mu_{it}^{EPS}$$

Year	모형 (2)			모형 (2)-1		모형 (2)-2		(증분 $adj.R^2_t$)	
	β_{1t}	β_{2t}	$(adj.R^2)_t^{(2)}$ (1)	β_{2t}^{BPS}	$(adj.R^2)_t^{(1)}$ (2)	β_{1t}^{EPS}	$(adj.R^2)_t^{(2)}$ (3)	회계이익 (1)-(2)	순자산 (1)-(3)
1988	-0.370 [†]	0.422 [#]	0.2389	0.371 [#]	0.2302	0.416 [†]	0.0166	0.0087	0.2223
1989	0.394 [#]	0.062 [†]	0.0674	0.104 [#]	0.0354	0.483 [#]	0.0593	0.0320	0.0081
1990	0.169 [†]	0.105 [#]	0.1333	0.120 [#]	0.1247	0.341 [#]	0.0521	0.0086	0.0812
1991	2.567 [#]	0.243 [#]	0.6253	0.534 [#]	0.2698	2.964 [#]	0.5806	0.3555	0.0447
1992	0.019	0.461 [#]	0.2920	0.462 [#]	0.2942	0.365 [*]	0.0055	-0.002	0.2865
1993	1.028 [#]	0.193 [#]	0.2563	0.275 [#]	0.1384	1.258 [#]	0.1960	0.1179	0.0603
1994	1.214 [#]	0.171 [#]	0.1608	0.240 [#]	0.0776	1.432 [#]	0.1259	0.0832	0.0349
1995	0.640 [#]	0.171 [#]	0.2069	0.193 [#]	0.1421	0.776 [#]	0.0982	0.0648	0.1087
1996	1.090 [#]	0.064	0.0409	0.092 [†]	0.0051	1.138 [#]	0.0399	0.0358	0.0010
1997	0.608 [#]	0.007	0.0790	0.013	-0.0024	0.609 [#]	0.0815	0.0814	-0.003
1998	0.241 [#]	0.118 [#]	0.1815	0.111 [#]	0.1536	0.164 [†]	0.0114	0.0279	0.1701
1999	0.314 [#]	0.051 [†]	0.0275	0.065 [#]	0.0146	0.371 [#]	0.0202	0.0129	0.0073
2000	0.213 [#]	0.057 [#]	0.1305	0.057 [#]	0.0847	0.214 [#]	0.0459	0.0458	0.0846
2001	0.370 [#]	0.119 [#]	0.1684	0.128 [#]	0.1206	0.428 [#]	0.0651	0.0478	0.1033
2002	0.216 [#]	0.047 [#]	0.1529	0.057 [#]	0.0863	0.250 [#]	0.097	0.0666	0.0559
2003	0.306 [#]	0.032 [†]	0.0494	0.048 [#]	0.0205	0.353 [#]	0.0425	0.0289	0.0069
2004	0.358 [#]	0.098 [#]	0.1258	0.122 [#]	0.0941	0.504 [#]	0.0717	0.0317	0.0541
2005	0.402 [#]	0.062 [†]	0.0281	0.087 [#]	0.0163	0.501 [#]	0.0217	0.0118	0.0064
2006	0.418 [#]	0.168 [#]	0.1646	0.195 [#]	0.1392	0.653 [#]	0.0707	0.0254	0.0939

- 1) #, †, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준에서 유의함 (단측검정)
- 2) P_{it} 는 i 기업의 t 년도말 주가, EPS_{it} 는 i 기업의 t 년도 주당 특별항목 반영전 이익, BPS_{it} 는 i 기업의 t 년도 주당 순자산가액. $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 는 모형(2)의 $adj.R^2$, $(adj.R^2)_t^1$ 는 모형 (2)-1의 $adj.R^2$ 이고 $(adj.R^2)_t^2$ 는 모형 (2)-2의 $adj.R^2$. 회계이익의 (증분 $adj.R^2$)는 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 에서 $(adj.R^2)_t^1$ 을 차감하고 순자산의 (증분 $adj.R^2$)는 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 에서 $(adj.R^2)_t^2$ 를 차감하여 구함

<그림 3> 주가-회계정보 모형으로 구한 회계정보의 가치관련성 추세



- 1) β_{1t} , β_{2t} , 그리고 $adj.R^2$ 는 $P_{it}/P_{it-1} = \beta_{0t} + \beta_{1t}EPS_{it}/P_{it-1} + \beta_{2t}BPS_{it}/P_{it-1} + \mu_{it}$ 에서 구한 회계정보의 가치관련성 측정치
- 2) P_{it} 는 i 기업의 t 년도말 주가, EPS_{it} 는 i 기업의 t 년도 주당 특별항목 반영전 이익, BPS_{it} 는 i 기업의 t 년도 주당 순자산가액

<그림 3>은 <표 6>에서의 모형 (2)에 의한 회계정보의 연도별 가치관련성 측정치를 그림으로 표시한 것이다. β_{1t} 은 1991년 이후 지속적으로 감소하다가 금융위기 이후 약간 증가하는 모습을 보이고 있다. 그러나, β_{2t} 와 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 는 금융위기까지는 지속적으로 감소하는 모습을 보이지만 그 이후에는 특정한 추세를 시각적으로 확인하기 어렵다.

이에 주가-회계정보 모형에서 구한 회계정보의 가치관련성 측정치들이 금융위기를 전후하여 통계적으로 유의한 변화가 있는지를 추가적으로 분석하였다. <표 7>은 그 결과이다.

〈표 7〉 회계정보 가치관련성의 추세 분석

$$(\text{종속변수})_t = \lambda_0 + \lambda_1 \text{TIME}_t + \lambda_2 \text{DUM}_t + \lambda_3 (\text{TIME}_t * \text{DUM}_t) + v_t$$

시작년도	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	$adj.R^2$	F-test	
						$\lambda_0 + \lambda_2 = 0$	$\lambda_1 + \lambda_3 = 0$
Panel A : $(adj.R^2)_t^{(2)}$							
1988	0.137*	-0.016	-0.006	0.013	0.0390	F=1.83	F=0.04
1989	0.127*	-0.020	0.004	0.017	0.0215	F=1.72	F=0.03
1990	0.072	-0.043**	0.058	0.040*	0.2806	F=2.27	F=0.04
1991	0.003	-0.078***	0.128*	0.075***	0.6692	F=4.64*	F=0.09
1992	0.054	-0.048***	0.077	0.044***	0.4537	F=8.99**	F=0.18
Panel B : β_{1t}							
1988	1.090***	0.079	-0.875*	-0.059	0.0396	F=0.24	F=0.07
1989	0.923**	0.016	-0.708	0.004	0.0624	F=0.26	F=0.07
1990	0.823*	-0.027	-0.608	0.047	0.0965	F=0.26	F=0.07
1991	0.582*	-0.147*	-0.367	0.167*	0.3144	F=0.33	F=0.09
1992	0.949***	0.073	-0.734**	-0.053	0.3442	F=1.06	F=0.29
Panel B : β_{2t}							
1988	0.084	-0.023**	-0.020	0.027*	0.2389	F=0.68	F=0.08
1989	0.112**	-0.013	-0.048	0.017	0.0437	F=0.74	F=0.08
1990	0.074	-0.029**	-0.010	0.033**	0.2625	F=0.92	F=0.10
1991	0.024	-0.054***	0.041	0.058***	0.6025	F=1.60	F=0.18
1992	-0.012	-0.076***	0.076	0.080***	0.7229	F=2.32	F=0.26

1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준에서 유의적 (단측검정)

2) <표 7>에서 고려하는 종속변수는 <표 6>의 모형 (2)에 대한 ① $\text{adj.}R^2$, ② β_1 , ③ β_2 이며 TIME_t 은 t 년도의 연도 서열 값으로 1988년이면 -9, 1989년이면 -8, ..., 1997년이면 0, 1998년이면 1, 1999년이면 2, ..., 2006년이면 9의 값을 갖는다. DUM_t 은 t 년도가 1997년 이후의 기간이면 1, 아니면 0.

3) 위에서 분석 시작년도는 회계정보의 가치관련성 추세를 분석하기 위한 분석의 시작년도이다. 따라서 표에 제시된 내용은 각 시작년도부터 2006년까지의 기간에 대한 결과를 나타낸다. 분석 시작년도가 1988년, 1989년, 2000년, 2001년, 2002년일 경우 2006년까지 분석에 사용된 표본수는 각각 19개, 18개, 17개, 16개, 15개이다.

<표 7>의 Panel B에서 EPS_{it}/P_{it-1} 의 계수인 β_{1t} 의 추세에 대하여 1991년을 제외하고는 λ_1 와 λ_3 가 비유의적인 것으로 나타나 회계이익의 가치관련성은 금융위기를 전후하여 증가하거나 감소하는 추세를 보이지 않는다.²⁹⁾

29) 다만 1991년의 경우 λ_1 은 유의적인 음(-)의 값을, λ_3 는 유의적인 양(+)의 값을 가짐으로써 금융위기 이후 회계정보의 가치관련성이 증가한다는 결과를 보이기는 하지만 이러한 1991년의 결과는 다른 4개 기간의 결과와 다르므로 이를 일반화할 수는 없다고 판단된다.

이러한 회계이익의 계수에 대한 결과는 <표 3>의 Panel B와는 다른 결과이다. 만약 회계이익과 순자산에 포함되는 정보내용이 상호 독립적이지 않다면, 회계이익과 순자산은 공통의 정보를 포함할 수 있으므로 <표 3>의 결과는 순수하게 회계이익에 고유한 정보 외에도 순자산과 공유하는 정보가 회계이익의 가치관련성 측정치인 α_{it} 의 크기에 추가적인 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 그러나 <표 7>에서 모형 (2)가 설명변수로 순자산을 포함하게 되면 이로부터 회계이익이 순자산과 공유하는 정보의 영향이 통제될 것이므로, β_{it} 에는 순수하게 회계이익에 고유한 정보의 영향만이 반영될 것으로 기대된다. 이러한 차이에 따라 <표 3>의 Panel B와 <표 7>의 Panel B에서 회계이익의 계수가 가지는 추세가 다르게 나타나는 것으로 판단된다.

다음으로 λ_2 는 분석 시작년도가 1988년부터와 1992년부터의 경우에 유의적인 음(-)의 값으로 나타나 금융위기에 따라 회계이익의 가치관련성이 평균적으로 하향 이동하였음을 보이고 있다. 이 결과는 <표 3>의 Panel B에서와 동일한 결과이다.³⁰⁾ 이상의 결과를 종합해 보면 회계이익의 가치관련성 측정치인 β_{it} 은 금융위기를 전후하여 특정한 추세가 나타나지는 않지만 적어도 금융위기에 따라 그 수준이 하향 이동하는 것으로 나타났다.

Panel C에서 BPS_{it}/P_{it-1} 의 계수인 β_{2it} 의 경우 λ_2 는 모두 비유의적인 것으로 나타나 순자산의 가치관련성은 금융위기에 따라 상향 혹은 하향 이동하지는 않은 것으로 보인다. 다음으로 분석 시작년도가 1989년도인 경우를 제외하고는 λ_1 는 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있어 금융위기 이전에 순자산의 가치관련성은 감소하는 추세를 보이고 있지만, λ_3 는 분석 시작년도가 1989년도인 경우를 제외하고는 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있어 금융위기 이후의 기간에는 이러한 감소 추세가 λ_3 만큼 양의 방향으로 전환됨을 알 수 있다. 이상의 결과를 종합하면 순자산의 가치관련성에 대한 측정치인 β_{2it} 는 금융위기에 따라 그 수준이 상향 혹은 하향으로 이동하지는 않지만, 금융위기 이전의 감소 추세가 금융위기 이후에는 λ_3 만큼 양의 방향으로 전환되는 것으로 나타났다.³¹⁾

추가-회계정보 모형을 이용하여 분석한 위의 Panel B와 Panel C의 결과는 윤재원·최현돌(2005b)과 박종성·이은철(2003)과는 다른 결과이다. 윤재원·최현돌(2005b)은 1997년 이후 회계이익의 계수는 지속적으로 증가하지만 순자산의 계수는 지속적으로 감소함을 보이고 있으며,³²⁾ 박종성·이은철

30) <표 7>의 Panel B에서 λ_0 은 모두 유의적인 양의 값이므로 비록 금융위기 이전 기간에 회계이익은 일정 수준의 가치관련성을 갖는 것으로 보인다. 그런데 $(\lambda_0 + \lambda_2)$ 이라는 가설에 대한 F-test 결과 F 값은 비유의적인 것으로 나타나 금융위기 이후 회계이익의 가치관련성의 평균적인 수준은 0과 다르지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 금융위기 이전에 나타나는 회계이익의 가치관련성 추세에 따라 TIME=0인 경우에 기대되는 유의적인 양의 절편값이 금융위기 이후에는 사라진다는 것을 의미한다. 따라서 금융위기에 따라 회계이익의 가치관련성이 평균적으로 하향 이동한다는 것을 알 수 있으며 이는 λ_2 에 대한 해석과 다르지 않다. 다만, Panel B에서 λ_2 가 유의적인 음의값을 갖는 것은 5개년도 중 2개 년도에 불과하므로 이러한 해석이 완전하다고 할 수는 없을 것으로 판단된다.

31) λ_1 의 경우 Panel C에서 금융위기 이전 기간에 회계이익의 가치관련성이 감소 추세에 있음을 보이고 있는데 $(\lambda_1 + \lambda_3)=0$ 이라는 가설에 대한 F-test 결과 F 값은 비유의적인 것으로 나타나 금융위기 이전에 존재한 회계이익의 가치관련성 감소 추세가 사라지는 것으로 나타났다. 이는 λ_3 에 대한 해석과 다르지 않다.

(2003)은 회계이익과 순자산의 계수가 모두 금융위기 이후 감소함을 보이고 있다. 금융위기에 따라 전체 경제의 불확실성이 증가한다면 미래 이익에 대한 불확실성이 증가하게 되고 이에 따라 가치평가에 있어서 회계이익의 중요성은 감소하는 반면, 담보능력이 있는 순자산의 중요성은 상대적으로 증가할 것으로 기대된다(윤재원·최현돌, 2005a). 그렇다면 1997년의 금융위기 이후 적어도 일정 기간 동안은 회계이익의 계수는 저하되고 순자산의 계수는 증가해야 할 것인데 박종성·이은철(2003)은 순자산의 경우에, 윤재원·최현돌(2005b)은 회계이익과 순자산 모두 예상과는 반대의 결과를 보이고 있다. 이에 비하여 본 연구의 <표 7>은 Panel B에서 금융위기 이후 회계이익의 계수가 하향 이동하며 Panel C에서는 순자산의 계수가 금융위기 이후 그 이전의 감소 추세와는 달리 양의 방향으로 증분적으로 전환되고 있어 일반적인 예상과 유사한 결과를 보여 주고 있다. 이러한 차이가 나타나는 것은 윤재원·최현돌(2005b)과 박종성·이은철(2003)은 변수들을 주당 기준으로 사용하면서 규모효과(scale effect)를 통제하지 못하고, 동시에 본 연구처럼 연도별 회계정보의 가치관련성을 측정하고 이의 추세를 본 것이 아니라 연구 기간의 모든 표본들을 풀링하여 분석을 수행하였기 때문인 것으로 판단된다.³³⁾

마지막으로 Panel A에서 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 의 경우 분석 시작년도가 1991년을 제외하고는 λ_2 가 모두 비유의적인 것으로 나타나 금융위기에 따라 회계정보의 가치관련성이 상향 혹은 하향 이동(intercept shift up or down)하지는 않은 것으로 보인다.

다음으로 λ_1 의 경우 분석 시작년도를 1990년부터 고려할 경우 모두 유의적인 음의 값으로 나타나 금융위기 이전에는 회계정보의 가치관련성이 지속적으로 감소하는 추세에 있음을 알 수 있다. 그러나 λ_3 는 모두 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있어 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 로 측정되는 회계정보의 가치관련성은 금융위기 이후 그 추세가 λ_3 만큼 양의 방향으로 증분적으로 증가(slope shift up)하는 것을 알 수 있다.³⁴⁾ 이는 <표 3>의 Panel A에서와 동일한 결과이지만 윤재원·최현돌(2005b)이나 박종성·이은철(2003)과는 다른 결과이다.³⁵⁾ 즉, 윤재원·최현돌(2005b)의 연구에서 <표 3>을 보면 1994년 이후 주

32) 윤재원·최현돌(2005b)은 보수성에 따르는 회계정보의 가치관련성 변화를 주제로 하기 때문에 회계이익이나 순자산의 계수 변화를 서술적으로 설명을 할 뿐 금융위기를 전후한 추세 변화에 대한 유의성 검정을 하고 있지는 않다.

33) 윤재원·최현돌(2005b)의 경우 주당순자산의 계수(즉, 주가배수)가 금융위기 이후 기간에 더 작아지는 이유를 단지 “주가는 낮아지는 반면 주당순자산의 크기는 커지기 때문에, 주당순자산이 주가를 설명하는 가중치가 작아지는 것으로 보여진다(p.21)”고 설명하고 있다. 이 때 이들의 논문 p.17의 <표 2>를 보면 X(주당순이익) 역시 금융위기 이후 1998년을 저점으로 급속하게 증가하고 있다. 만약 주당순자산의 계수가 감소하는 이유로 윤재원·최현돌(2005b)이 앞에 제시한 내용이 타당하다면 X의 계수 역시 감소해야 할 것이다. 그런데 윤재원·최현돌(2005b)에서 X의 계수는 증가하는 것으로 나타나 이들의 설명이 완전하지 않다는 것을 알 수 있다.

34) λ_1 의 경우 Panel A에서 금융위기 이전 기간에 회계이익의 가치관련성이 감소 추세에 있음을 보이고 있는데 $(\lambda_1 + \lambda_3) = 0$ 이라는 가설에 대한 F-test 결과 F 값은 비유의적인 것으로 나타나 금융위기 이전에 존재한 회계정보의 가치관련성 감소 추세가 사라지는 것으로 나타났다. 이는 λ_3 에 대한 해석과 다르지 않다.

35) 이들은 직접적으로 $adj.R^2$ 를 이용하여 분석을 수행하지는 않았지만 윤재원·최현돌(2005b)은 그들 논문

가-회계정보 모형에 의한 $adj.R^2$ 는 일정한 추세를 보이고 있지 않으며, 박종성·이은철(2003)의 연구에서 <표 15>를 보면 $adj.R^2$ 는 1997년을 지나면서 그 이전보다 감소하는 것으로 나타난다. 이렇게 상이한 결과가 나타나는 것은 윤재원·최현돌(2005b)이나 박종성·이은철(2003)의 경우 주가-회계정보 모형 실행시 회계정보 변수로 주당순이익과 주당순자산을 사용함으로써 규모효과(scale effect)를 통제하지 않았기 때문인 것으로 보인다. 따라서 본 연구의 결과는 규모효과를 통제할 경우 회계정보의 가치관련성에 대한 결과가 달라질 수 있다는 것을 시사한다.

결론적으로 <표 7>의 Panel A의 결과를 종합하면 금융위기에 따라 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 로 측정되는 회계정보의 가치관련성이 상향 혹은 하향 이동하지는 않지만 금융위기 이전의 감소 추세가 금융위기 이후의 기간에는 양의 방향으로 λ_3 만큼 증분적으로 전환되는 것으로 나타났다.

5. 회계이익과 순자산의 증분설명력 비교

<표 3>의 Panel B에서 회계이익의 계수(α_{1t})는 금융위기 이전의 감소 추세가 금융위기 이후 양의 방향으로 증분적으로 전환되지만, <표 7> Panel B에서 회계이익의 계수(β_{1t})에는 금융위기 전후의 기간에 일정한 추세가 나타나지 않는다. 이러한 차이는 <표 3>과는 달리 <표 7>에는 순자산이 설명변수로 포함되었기 때문인 것으로 보인다. 일반적으로 회계이익이 포함하는 정보와 순자산이 포함하는 정보는 항상 상호 독립적이지 않으며 일정 부분은 특정한 정보를 함께 공통적으로 반영할 것으로 기대된다(윤재원·최현돌, 2005a). 따라서 <표 7>에서는 순자산이 설명변수로 포함됨으로써 회계이익과 순자산에 공통적인 정보의 영향이 통제되어, 회계이익과 주가 사이의 관계는 회계이익에 고유한 정보에 의하여 결정될 것이다. 그러나 <표 3>에서는 순자산이 생략됨으로써 수익률과 회계이익 사이의 관계는 회계이익에 고유한 정보만이 아니라 회계이익과 순자산에 공통적인 정보에 의해서도 일정 부분 영향을 받았을 것으로 기대된다.

따라서 본 연구에서는 이상에 설명한 내용과 관련하여 순자산의 역할에 대한 추가적인 분석을 수행하였다. 이를 위하여 순자산에 고유한 정보에 의하여 나타나는 $adj.R^2$ 의 크기(이하 (순자산증분 $adj.R^2$) $_t$)가 전체 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 중에서 차지하는 비중이 금융위기 전후에 어떠한 차이를 보이는지를 분석하였다. 이 때, 회계이익에 고유한 정보에 의하여 나타나는 $adj.R^2$ 의 크기(이하 (회계이익증분 $adj.R^2$) $_t$), 그리고 순자산과 회계이익에 공통되는 정보의 의한 $adj.R^2$ 의 크기(이하 (공통정보 $adj.R^2$) $_t$)가 전체 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 중에서 차지하는 비중의 변화도 함께 분석하였다(윤재원·최현돌, 2005a).

(순자산증분 $adj.R^2$) $_t$ 은 <표 6>에서 모형 (2)-2에 BPS_{it}/P_{it-1} 를 추가할 때 증가하는 추가설명력이며, (회계이익증분 $adj.R^2$) $_t$ 은 모형 (2)-1에 EPS_{it}/P_{it-1} 를 추가할 때 증가하는 추가설명력이다. 따

의 <표 3>에, 박종성·이은철(2003)은 그들 논문의 <표 15>에 주가-회계정보 모형에 의한 연도별 $adj.R^2$ 를 제시하고 있다. 다만, 윤재원·최현돌(2005b)은 이익이 음인 경우를 나타내는 변수를, 박종성·이은철(2003)은 이익이 음인 경우를 나타내는 변수와 순배당 변수를 주가-회계정보모형에 추가함으로써 변수 선택에 있어 본 연구와 차이를 갖는다.

라서, (회계이익증분 $adj.R^2)_t$ 은 <표 6>에서 모형 (2)의 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 에서 모형 (2)-1의 $(adj.R^2)_t^1$ 을 차감하고, (순자산증분 $adj.R^2)_t$ 은 모형 (2)의 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 에서 모형 (2)-2의 $(adj.R^2)_t^2$ 를 차감하여 구한다. 이렇게 구한 순자산과 회계이익의 증분 $(adj.R^2)_t$ 는 <표 6>의 마지막 두 열에 표시되어 있다.

<표 8>에서 Panel A, Panel B, Panel C는 각각 (공통정보 $adj.R^2)_t$, (회계이익증분 $adj.R^2)_t$, 그리고 (순자산증분 $adj.R^2)_t$ 이 전체 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 에서 차지하는 비중에 대한 분석 결과이다. <표 8>의 Panel A에서 λ_2 는 모두 비유의적인 것으로 나타나 금융위기에 따라 회계이익과 순자산에 공통적인 정보의 비중이 상향 혹은 하향 이동하지는 않은 것으로 나타났다. 그런데 λ_1 은 대부분 유의적인 음의 값으로, λ_3 는 모두 유의적인 양의 값으로 나타나 회계이익과 순자산에 공통적인 정보의 비중은 금융위기 이전에는 감소하는 추세를 보이다가 금융위기 이후에는 λ_3 만큼 양의 방향으로 증분적으로 전환되는 것으로 나타났다.³⁶⁾

Panel B에서 λ_2 는 모두 유의적인 음의 값으로 나타나 회계이익에 고유한 정보의 비중은 금융위기에 따라 하향 이동하는 것으로 나타났다. 그리고 λ_1 은 모두 유의적인 양의 값으로, λ_3 은 모두 유의적인 음의 값으로 나타나 회계이익에 고유한 정보의 비중은 금융위기 이전에는 증가 추세에 있다가 금융위기 이후에는 λ_3 만큼 음의 방향으로 증분적으로 전환되는 것으로 나타났다.³⁷⁾

Panel C에서 λ_2 는 모두 유의적인 양의 값으로 나타나 순자산에 고유한 정보의 비중은 금융위기에 따라 상향 이동한 것으로 나타났다. 특히 λ_0 가 모두 비유의적이어서 금융위기 이전의 1997년에는 순자산에 고유한 정보의 비중이 평균적으로 거의 사라지는 것으로 나타났지만, $(\lambda_0 + \lambda_2) = 0$ 이라는 가설에 대한 F-test 결과 모든 경우에 F 값은 유의적인 것으로 나타나 λ_2 만큼의 상향 이동에 따라 금융위기 이후에는 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 의 일부가 순자산에 고유한 정보에 의하여 평균적으로 $(\lambda_0 + \lambda_2)$ 의 크기 정도가 설명되고 있음을 보이고 있다. 다음으로 λ_1 은 대부분의 경우 유의적인 음의 값으로 나타나 순자산에 고유한 정보의 비중은 금융위기 이전에는 감소하는 추세에 있음을 알 수 있다. 이 때 λ_3 은 모두 비유의적인 것으로 나타나 순자산에 고유한 정보의 비중이 갖는 추세가 증분적인 변화가 나타나지는 않았다. 그러나 $(\lambda_1 + \lambda_3) = 0$ 이라는 가설에 대한 F-test 결과 F 값은 모두 비유의적인 것으로 나타나 순자산에 고유한 정보의 비중이 갖는 감소 추세가 금융위기 이후에는 사라지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 전체적으로 금융위기 이후 순자산에 고유한 정보에 의하여 설명되는 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 의 부분이 증가하고 있다는 것을 의미한다.

36) $(\lambda_1 + \lambda_3) = 0$ 이라는 가설에 대한 F-test 결과 F 값은 모두 유의적인 것으로 나타나 회계이익과 순자산에 공통적인 정보의 비중은 금융위기 이후의 기간에는 증가하는 추세를 보이고 있다. 그러나 $(\lambda_0 + \lambda_2)$ 에 대한 F-test 결과 F 값은 모두 비유의적인 것으로 나타났다.

37) $(\lambda_0 + \lambda_2) = 0$ 이라는 가설에 대한 F-test 결과 F 값은 유의적인 것으로 나타나 회계정보에 고유한 정보의 비중은 λ_2 만큼의 하향 이동에도 불구하고 여전히 $(adj.R^2)_t^{(2)}$ 의 일부는 회계이익에 고유한 정보에 의하여 설명되고 있음을 보이고 있다. 또한, $(\lambda_1 + \lambda_3) = 0$ 이라는 가설에 대한 F-test 결과 F 값은 비유의적인 것으로 나타나 금융위기 이전에 존재한 회계이익에 고유한 정보의 비중이 증가하는 추세가 사라지는 것으로 나타났다. 이는 λ_3 에 대한 해석과 다르지 않다.

〈표 8〉 회계정보 가치관련성의 추세 분석

$$(\text{종속변수})_t = \lambda_0 + \lambda_1 \text{TIME}_t + \lambda_2 \text{DUM}_t + \lambda_3 (\text{TIME}_t * \text{DUM}_t) + \nu_t$$

시작년도	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	$adj.R^2$	F-test	
						$\lambda_0 + \lambda_2 = 0$	$\lambda_1 + \lambda_3 = 0$
Panel A : (공통정보 $adj.R^2_t/(adj.R^2)_t$)							
1988	0.110*	-0.020*	-0.132	0.062***	0.2247	F=0.06	F=6.30**
1989	0.053	-0.041***	-0.076	0.083***	0.4837	F=0.09	F=9.60***
1990	0.060	-0.038**	-0.082	0.080***	0.4102	F=0.08	F=8.98**
1991	0.059	-0.038**	-0.082	0.080***	0.3625	F=0.07	F=8.29**
1992	0.083	-0.024	-0.105	0.066**	0.3142	F=.007	F=8.09**
Panel B : (회계이익증분 $adj.R^2_t/(adj.R^2)_t$)							
1988	0.796***	0.081***	-0.448**	-0.081**	0.3331	F=4.81**	F=0.01
1989	0.789***	0.078***	-0.440**	-0.079**	0.2495	F=4.50*	F=0.01
1990	0.866***	0.111***	-0.517**	-0.112***	0.3998	F=5.31**	F=0.01
1991	0.859***	0.107**	-0.510**	-0.108**	0.3177	F=4.92**	F=0.01
1992	0.977***	0.178***	-0.628***	-0.179***	0.5858	F=7.71**	F=0.01
Panel C : (순자산증분 $adj.R^2_t/(adj.R^2)_t$)							
1988	0.094	-0.061**	0.580**	0.019	0.1052	F=9.66***	F=1.16
1989	0.160	-0.037	0.516**	-0.005	0.0280	F=9.97***	F=1.20
1990	0.075	-0.073*	0.599**	0.031	0.1167	F=10.86***	F=1.30
1991	0.082	-0.069	0.592**	0.028	0.0744	F=10.03***	F=1.21
1992	-0.060	-0.154**	0.734***	0.112*	0.3127	F=13.67***	F=1.64

1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준에서 유의적 (단측검정)

2) <표 7>에서 고려하는 종속변수는 (공통정보 $\text{adj.}R^2_t / (\text{adj.}R^2)_t^{(2)}$, (회계이익증분 $\text{adj.}R^2_t / (\text{adj.}R^2)_t^{(2)}$, 그리고 (순자산증분 $\text{adj.}R^2_t / (\text{adj.}R^2)_t^{(2)}$)이며 TIME_t 은 t 년도의 연도 서열 값으로 1986년이면 -11, 1987년이면 -10, ..., 1997년이면 0, 1998년이면 1, 1999년이면 2, ..., 2006년이면 9의 값을 갖는다. DUM_t 은 t 년도가 1997년 이후의 기간이면 1, 아니면 0.

3) 위에서 분석 시작년도는 회계정보의 가치관련성 추세를 분석하기 위한 분석의 시작년도이다. 따라서, 표에 제시된 내용은 각 시작년도부터 2006년까지의 기간에 대한 결과를 나타낸다. 분석 시작년도가 1988년, 1989년, 2000년, 2001년, 2002년일 경우 2006년까지 분석에 사용된 표본수는 각각 19개, 18개, 17개, 16개, 15개이다.

이상의 결과를 종합해 보면 다음과 같다. 우선 Panel A에서 $(\text{adj.}R^2)_t^{(2)}$ 중에서 회계이익과 순자산에 공통적인 정보에 의하여 설명되는 비중이 금융위기 이후 증가 추세에 있다는 것은 금융위기 이후의 기간에 회계이익이나 순자산에 고유한 정보의 역할이 감소하는 추세에 있음을 암시하는 결과로 해석된다. 이러한 해석대로 <Panel B>에서 회계이익에 고유한 정보의 비중은 금융위기에 따라

평균적인 수준이 하향 이동함과 동시에 금융위기 이전의 증가 추세가 사라지는 것으로 나타나고 있다. 그러나 Panel C에서 순자산에 고유한 정보의 비중은 금융위기에 따라 상향 이동할 뿐만 아니라 금융위기 이전의 감소 추세가 사라지는 것으로 나타나 금융위기 이후 순자산의 중요성이 증가하였음을 보이고 있다. 따라서 Panel A에서 나타난 회계이익과 순자산의 공통적인 정보의 비중 증가를 직접적으로 순자산의 역할 감소로 연결할 수는 없다고 판단되며 순자산은 회계이익과 공유하는 정보의 증가와 함께 순자산 고유의 정보에 의하여 금융위기 이후 가치관련성이 증가하고 있는 것으로 보인다. 이러한 결과는 회계이익의 가치관련성 저하가 순자산에 의한 가치관련성 증가에 의하여 회계정보 전체의 가치관련성이 증가한다는 Francis · Schipper(1999)와 동일한 것이다.

6. 추가 분석

가. 1주당 금액을 기준으로 분석한 결과

한봉희(1998)를 제외하면 주가-회계정보 모형을 이용하여 회계정보의 가치관련성을 분석하는 우리나라의 선행연구들은 대부분 1주당 금액을 기준으로 변수들을 측정하여 분석을 수행하고 있다. 본 연구는 선행연구에서처럼 1주당 금액을 기준으로 측정된 변수들을 사용할 경우 규모효과가 나타날 수 있음을 고려하여(Brown · Lo · Lys, 1999 ; 최종서 · 장지경, 20054) 관련 변수들을 기초 주가로 나누어 분석에 사용하였다.

그런데 Barth · Kallapur(1996)에 의하면 순자산이 독립변수로 사용될 경우 규모에 대한 통제가 효과적으로 될 수 있음을 보이고 있다.³⁸⁾ 그렇다면 주가-회계정보 모형의 경우 순자산이 독립변수에 포함되므로 본 연구의 결과는 이미 규모효과가 통제된 결과일 수 있다. 다만, 우리나라의 선행연구들은 회계정보의 가치관련성을 연도별로 분석한 뒤, 각 연도별 결과의 추세를 분석하지 않고 전체 표본을 풀링(pooling)한 뒤 1997년 전후를 구분하는 더미변수를 이용하여 금융위기에 따르는 회계정보의 가치관련성을 분석하였다. 따라서, 규모효과와 관련하여 전체 표본을 대상으로 한 선행연구의 결과를 연도별 분석을 기준으로 하는 본 연구의 결과와 직접적으로 비교할 수는 없다고 판단된다.³⁹⁾ 이에 따라 추가적으로 주가-회계정보 모형을 1주당 금액 기준으로 다시 분석하여 보았다. <표 9>는 그 결과이다.

Barth · Kallapur(1996)의 예측대로 순자산이 규모를 적절하게 통제한다면 1주당 금액을 기준으로 하는 <표 9>의 결과는 관련 변수들을 기초주가로 나눈 결과를 표시하는 <표 7>과 크게 다르지 않아야 한다. 그런데, <표 9>의 결과는 <표 7>과 몇 가지 측면에서 커다란 차이를 보인다. $TIME_t$ 의 계수 λ_1 는 <표 7>에서 많은 경우에 유의적인 음(-)의 값이지만 <표 9>에서는 대부분 유의적이지 않거나 유의적이라도 양(+)의 방향으로 유의하게 나타난다.

38) 이 부분에 대한 조언을 해 주신 익명의 심사자님께 감사의 말씀을 드립니다.

39) 선행연구와 같이 전체 표본을 대상으로 한 분석은 뒷부분의 “다. 전체 기간의 표본을 풀링하여 분석한 결과”를 참조.

〈표 9〉 회계정보 가치관련성의 추세 분석 : 1주당 금액 기준

$$(\text{종속변수})_t = \lambda_0 + \lambda_1 \text{TIME}_t + \lambda_2 \text{DUM}_t + \lambda_3 (\text{TIME}_t * \text{DUM}_t) + \nu_t$$

시작년도	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	$adj.R^2$	F-test	
						$\lambda_0 + \lambda_2 = 0$	$\lambda_1 + \lambda_3 = 0$
Panel A : $(adj.R^2)_t^{(2)}$							
1988	0.943***	0.031***	-0.163**	-0.015	0.5557	F=465.11***	F=3.11*
1989	0.921***	0.026***	-0.141**	-0.010	0.4094	F=464.98***	F=3.10
1990	0.881***	0.017*	-0.101*	-0.001	0.2225	F=519.41***	F=3.46*
1991	0.820***	0.001	-0.040	0.015	0.1261	F=727.12***	F=4.84**
1992	0.826***	0.003	-0.046	0.013	0.1134	F=669.12***	F=4.46*
Panel B : β_{1t}							
1988	1.778*	0.045	0.381	0.329*	0.4530	F=13.45***	F=6.32**
1989	1.475*	-0.020	0.684	0.394**	0.4259	F=13.17***	F=6.19**
1990	1.382	-0.042	0.776	0.416*	0.4056	F=12.27***	F=5.76**
1991	0.780	-0.192	1.379	0.566**	0.4054	F=12.60***	F=5.92**
1992	1.207	-0.076	0.952	0.450	0.4157*	F=11.99***	F=5.64**
Panel B : β_{2t}							
1988	0.741***	0.022	-0.598***	0.017	0.5201	F=2.61	F=3.04
1989	0.765***	0.026	-0.618***	0.013	0.5129	F=2.46	F=2.86
1990	0.754***	0.025	-0.611***	0.014	0.5052	F=2.29	F=2.66
1991	0.760***	0.026	-0.617***	0.013	0.4913	F=2.11	F=2.46
1992	0.744***	0.022	-0.601**	0.017	0.4771	F=1.94	F=2.26

1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준에서 유의적 (단측검정)

2) <표 9>에서 고려하는 종속변수는 1주당 금액을 기준으로 하는 모형 $P_{it} = \beta + \beta_{1t}EPS_{it} + \beta_{2t}BPS_{it} + \mu_{it}$ 에서의 ① $adj.R^2$, ② β_1 , ③ β_2 이며 $TIME_t$ 은 t 년도의 연도 서열 값으로 1988년이면 -9, 1989년이면 -8,..., 1997년이면 0, 1998년이면 1, 1999년이면 2,..., 2006년이면 9의 값을 갖는다. DUM_t 은 t 년도가 1997년 이후의 기간이면 1, 아니면 0.

3) 위에서 분석 시작년도는 회계정보의 가치관련성 추세를 분석하기 위한 분석의 시작년도이다. 따라서, 표에 제시된 내용은 각 시작년도부터 2006년까지의 기간에 대한 결과를 나타낸다. 분석 시작년도가 1988년, 1989년, 2000년, 2001년, 2002년일 경우 2006년까지 분석에 사용된 표본수는 각각 19개, 18개, 17개, 16개, 15개이다.

DUM_t 의 계수 λ_2 는 <표 7>에서는 대부분의 경우 비유의적이지만 <표 9>에서는 종속변수가 EPS_{it} 의 계수인 β_{1t} 인 경우를 제외하고는 대부분 유의적인 음(-)의 값으로 나타나고 있다. 또한, $(TIME_t * DUM_t)$ 의 계수는 <표 7>에서는 대부분 유의적인 양(+)의 값이지만 <표 9>에서는 역시 종속변수가 EPS_{it} 의 계수인 β_{1t} 인 경우를 제외하고는 대부분 비유의적인 것으로 나타나고 있다.

이상에서 보듯이 전체적으로 <표 9>의 결과가 <표 7>의 결과와 다르다는 사실은 적어도 본 연구에 사용된 표본의 경우 Barth · Kallapur(1996)이 말하듯이 순자산의 존재에 의하여 규모가 적절하게 통제되지 않는다는 것을 시사한다. 따라서, 선행연구와 달리 본 연구에서 관련 변수들을 기초 주가로 나누는 것은 규모효과를 통제하는 의미가 있음을 알 수 있다.

나. 금융위기 이전과 이후의 표본 구분⁴⁰⁾

첫째, <표 3>은 수익률-이익 모형으로 추정되는 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 와 α_{1t} 의 추세를 분석한 결과인데 $(\lambda_0 + \lambda_2)$ 과 $(\lambda_1 + \lambda_3)$ 에 대한 F-test 결과는 모두 비유의적인 것으로 나타나고 있다. 이는 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 와 α_{1t} 로 추정되는 회계이익의 가치관련성이 금융위기 이후에는 평균적으로 0과 다르지 않다는 것을 의미한다. 그러나 <표 2>를 보면 분명히 1998년부터 2006년까지의 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 는 1.39%에서 12.94% 사이의 값을 가지고 있으며 α_{1t} 는 1998년부터 일관되게 증가하고 있다. 따라서 <표 3>에서 F-test 결과 $(\lambda_0 + \lambda_2)$ 과 $(\lambda_1 + \lambda_3)$ 가 0과 다르지 않게 나타난 것은 금융위기 이전의 추세가 금융위기 이후에 영향을 미쳤기 때문일 수 있다. 이를 통제하기 위하여 전체 표본을 금융위기 이전인 1988년(1989년, 1990년, 1991년, 1992년)부터 1997년까지의 표본과 금융위기 이후인 1998년부터 2006년까지의 표본으로 구분하여 각 표본에 대하여 다음의 모형을 다시 분석해 보았다.

$$1997년까지의 표본 : (adj.R^2)_t^{(1)} \text{ 혹은 } \alpha_{1t} = \gamma_0^{BEF} + \gamma_1^{BEF} TIME_t + \nu_t$$

$$1998년부터의 표본 : (adj.R^2)_t^{(1)} \text{ 혹은 } \alpha_{1t} = \gamma_0^{AFT} + \gamma_1^{AFT} TIME_t + \nu_t$$

위 모형에서 γ_0 과 γ_1 에 붙은 위첨자 BEF와 AFT는 금융위기 이전과 이후를 구분하는 것이며 다른 변수는 앞부분에서 설명한 대로이다. 분석 결과, 1998년부터의 표본의 경우 종속변수가 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 인 경우에는 γ_0^{AFT} 만이, 종속변수가 α_{1t} 인 경우에는 γ_0^{AFT} 와 γ_1^{AFT} 모두 유의적인 양의 값으로 나타났다. 이것은 <표 3>에서 $(\lambda_0 + \lambda_2)$ 과 $(\lambda_1 + \lambda_3)$ 가 0과 다르지 않다는 것과는 다른 결과로서 금융위기 이후의 기간에 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 와 α_{1t} 로 추정되는 회계이익의 가치관련성이 0보다 크다는 것을 의미한다.

이 때 종속변수가 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 와 α_{1t} 어느 경우이든 대부분의 경우 γ_0^{AFT} 와 γ_0^{BEF} 는 양의 값으로서 γ_0^{AFT} 가 γ_0^{BEF} 보다 작게 나타나고 있다. $\gamma_0^{AFT} = \gamma_0^{BEF}$ 에 대한 t-test 결과 종속변수가 α_{1t} 인 경우에는 t 값이 유의적인 것으로 나타나 금융위기 이후 회계이익의 가치관련성이 하향 이동하였음을 시사하며⁴¹⁾ 이는 금융위기에 따라 회계이익의 가치관련성이 하향 이동한다는 본문의 결과와 동일한 것이다.

다음으로 γ_1^{AFT} 와 γ_1^{BEF} 에 있어서 대부분의 경우 γ_1^{AFT} 는 양의 값을, γ_1^{BEF} 는 음의 값을 갖는 것으로 나타나고 있으며, $\gamma_1^{AFT} = \gamma_1^{BEF}$ 에 대한 t-test 결과는 대부분의 경우 그 차이가 유의적임을 보이고 있어 금융위기 이후에 회계이익의 가치관련성이 증가하는 추세에 있음을 보이고 있다. 이러한 결과는

40) 본 부분에 대해서는 지면 관계상 관련된 표를 제시하지 않는다.

41) 그러나 종속변수가 $(adj.R^2)_t^{(1)}$ 인 경우 $\gamma_0^{AFT} = \gamma_0^{BEF}$ 에 대한 t-test 결과 t 값은 비유의적인 것으로 나타났다.

<표 3>에서 $(\lambda_1 + \lambda_3)$ 이 0과 다르지 않다는 것과는 다른 결과로서 적어도 표본을 구분하여 분석하는 경우에는 금융위기 이후에 나타나는 회계이익의 가치관련성이 상대적으로 더 강하게 관찰되는 것으로 해석된다.

추가적으로 <표 5>, <표 7>, 그리고 <표 8>에 대하여도 표본을 구분하여 분석하여 보았는데 그 결과는 본문에 제시된 결과와 크게 달라지지 않았다.

다. 전체 기간의 표본을 풀링하여 분석한 결과⁴²⁾

추가-회계정보 모형을 사용하는 우리나라 선행연구들은 대부분 분석 대상 기간의 전체 표본을 풀링하여 분석을 수행하고 있다. 이는 본 연구에서 회계정보의 가치관련성을 측정하고 연도별로 그 추세를 분석한 것과는 다르다. 따라서 본 연구에서는 추가적으로 1988년부터 2006년까지의 전체 표본을 대상으로 다음과 같은 선행연구의 모형을 사용하여 분석을 다시 수행하여 보았다.

$$P_{it}/P_{it-1} = \beta_{0t} + \beta_{1t}EPS_{it}/P_{it-1} + \beta_{2t}BPS_{it}/P_{it-1} + \beta_{3t}DUM_t + \beta_{4t}(EPS_{it}/P_{it-1} * DUM_t) + \beta_{5t}(BPS_{it}/P_{it-1} + DUM_t) + \mu_{it} \quad (4)$$

여기에서 DUM_t 은 t 년도가 1997년 이후의 기간이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미 변수이며 나머지 변수는 기본적으로 앞에서 정의된 바와 같다.

분석 결과 β_{4t} 와 β_{5t} 는 모두 유의적인 음의 값으로서 금융위기 이후 회계정보의 가치관련성이 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 비록 박종성·이은철(2003)과는 동일한 결과이지만 금융위기에 따라 회계이익의 중요성이 감소하고 순자산의 중요성이 증가한다는 본 연구의 본문에 제시된 결과와는 다르다. 위 모형 (4)는 각 변수를 P_{it-1} 로 나누어 규모효과를 통제한 결과인데 그 결과가 규모효과를 통제하지 않은 박종성·이은철(2003)의 결과와 유사하다는 것은 규모효과에 의한 차이 이외에도⁴³⁾ 연구 모형의 선택에 따라 그 결과가 달라질 수 있음을 시사한다. 그러나 서두에서 언급하였듯이 외국의 많은 선행연구들은 각 연도별로 회계정보의 가치관련성을 측정하고 그 추세를 분석하는 방법을 택하고 있는데 우리나라에서는 한봉희(1998)를 제외하고는 이러한 연구방법이 사용된 적이 없다. 따라서 본 연구에서 각 연도별로 회계정보의 가치관련성을 측정하고 그 추세를 분석한 것은 선행연구들이 사용한 방법과는 다른 측면에서 회계정보의 가치관련성을 고찰한다는 의미를 갖는다. 이 경우 문제는 어느 연구방법이 더 타당한가에 대한 판단인데 본 연구는 외국의 일반적인

42) 본 부분에 대해서는 지면 관계상 관련된 표를 제시하지 않는다.

43) 우리나라 선행연구들과 동일하게 모형 (4)의 변수들을 1주당 기준으로 하여 분석을 다시 수행하여 보았다. 분석 결과 β_{4t} 는 유의적인 양의 값으로, β_{5t} 는 유의적인 음의 값으로 나타나 윤재원·최현돌(2005b)와 유사한 결과가 나타났다. 이는 모형 (4)에 대한 본문의 결과와 다르므로 규모효과의 통제 여부에 따라 결과가 달라질 수 있음을 의미한다. 특히 위 모형 (4)에 대한 $adj.R^2$ 는 14.97%인데 모형 (4)를 1주당 기준으로 분석할 때의 $adj.R^2$ 는 73.65%로 나타나고 있어 규모효과를 통제하지 않을 경우에는 그 결과가 실제보다 과장되어 나타날 가능성이 있음을 알 수 있다.

연구방법을 따른 것이다.

라. 1997년, 혹은 1997년과 1998년을 제외한 분석 결과⁴⁴⁾

앞의 본문 부분에서의 분석은 1988년부터 2006년까지의 표본을 모두 이용하였다. 그런데 1997년은 금융위기를 직접적으로 인식하고 그 영향이 사회 전체로 나타난 해이므로 1997년의 자료는 일반적인 상황의 변화를 반영하지 못할 가능성이 있다. 이에 따라 본문의 분석을 1997년을 제외하고 다시 수행하여 보았는데 그 결과는 크게 달라지지 않았다. 또한, 1998년은 금융위기가 나타난 그 다음 해이므로 금융위기에 의한 비정상적인 영향이 1998년까지 나타날 수 있다. 따라서, 추가적으로 1997년과 1998년을 동시에 제외하고 본문의 분석을 다시 수행해 보았는데 역시 그 결과는 크게 달라지지 않았다.

마. 계속 상장기업을 이용한 분석 결과⁴⁵⁾

기본적으로 본 연구의 연구기간은 1988년부터 2006년까지 총 19년에 해당한다. 따라서, 이 기간 동안 신규 상장되어 표본에 새로 포함되거나, 아니면 상장 폐지되어 표본에서 제외되는 기업들이 있을 수 있다.⁴⁶⁾ 이러한 표본 변동의 영향을 통제하기 위하여 1988년부터 2006년까지 계속 상장기업 74개 기업을 대상으로 분석을 다시 수행하여 보았는데 그 결과는 크게 달라지지 않았다.

또한, 1991년은 우리나라의 자본시장이 본격적으로 개방되기 시작한 해이므로 회계 환경의 변화와 관련하여 중요한 의미를 가지므로 1991년부터 2006년까지 계속 상장기업 132개 기업을 대상으로 분석을 다시 수행하여 보았는데 역시 그 결과는 크게 달라지지 않았다.

바. 손실기업을 고려한 분석 결과⁴⁷⁾

회계정보의 가치관련성에 대한 우리나라 선행연구의 대부분은 회계이익의 부호를 고려하여 연구를 수행하고 있다. 이는 손실기업에서 나타나는 회계이익의 가치관련성은 이익기업에서 나타나는 회계이익의 가치관련성과 다를 것이라는 기대에 따른 것이다. 이에 따라 본 연구에서도 추가적으로 모형 (1)과 모형 (2)에 회계이익이 음수이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수와 함께 회계이익과 그 더미변수와의 상호작용 변수를 포함하여 분석을 다시 수행하여 보았는데 그 결과는 달라지지 크게 않았다.

44) 본 부분에 대해서는 지면 관계상 관련된 표를 제시하지 않는다.

45) 본 부분에 대해서는 지면 관계상 관련된 표를 제시하지 않는다.

46) 이 부분에 대한 유익한 조언을 해 주신 익명의 심사위원께 감사드립니다.

47) 본 부분에 대해서는 지면 관계상 관련된 표를 제시하지 않는다.

V. 결 론

금융위기 이후 지속적인 회계제도의 개선 노력에 따라 회계정보의 가치관련성이 향상되었다는 선행연구와 더불어 금융위기 이후 회계정보가 갖는 중요한 속성으로 보수성이 강조되면서 회계정보의 가치관련성이 실제로 증가하였는지에 대한 회의가 나타난 것도 사실이다. 더욱이 금융위기 이후 회계정보의 가치관련성 증가를 실증하는 우리나라 대부분의 선행연구들이 규모효과를 통제하지 못하고, 전체 기간의 표본을 풀링하여 분석을 함에 따라 연도별 회계정보의 가치관련성을 측정하고 이의 추세를 분석하는 외국의 일반적인 연구방법을 따르지 않았다는 것은 우리나라 선행연구의 결과에 대하여 추가적인 검증이 필요하다는 것을 시사한다.

이에 따라 본 연구는 규모효과를 통제한 후 연도별로 회계정보의 가치관련성을 측정하고 이의 추세를 분석함으로써 회계정보의 가치관련성을 분석하는 외국의 일반적인 연구방법을 따랐다. 또한 수익률-이익 모형, 회계정보와 사전정보에 의한 포트폴리오의 수익률 비교, 주가-회계정보 모형을 이용하여 회계정보의 가치관련성 변화에 대한 다양한 분석을 수행하였다. 따라서 우리나라 선행 연구들이 주로 주가-회계정보 모형을 이용한 것에 비하여 본 연구는 회계정보의 가치관련성에 대하여 보다 다양한 해석이 가능하였다.

본 연구는 연구기간을 1988년부터 2006년까지로 하였으며 매년도 말 현재 유가증권시장에 상장되어 있는 제조업을 표본으로 하였다.

실증 결과 전체적으로 금융위기 시점까지 회계정보의 가치관련성은 감소하는 추세를 보이다가 금융위기기에 따라 그 평균적인 수준은 하향 이동하였다. 그러나 금융위기 이후에는 금융위기 이전에 나타났던 감소 추세가 사라지거나 오히려 증가하는 추세를 보임으로써 금융위기 이후 회계제도의 개선 노력이 일정 부분 긍정적인 성과를 내고 있음을 확인하였다. 이러한 결과는 금융위기 이후 회계정보의 가치관련성 증가를 실증하지 못한 Ho · Liu · Sohn(2001), 박종성 · 이은철(2003)이나 윤재원 · 최현돌(2005b)의 결과와는 다른 결과로서 금융위기 이후 우리나라 회계정보의 가치관련성 변화에 대한 다른 관점을 제시한다.

특히, 회계이익과 순자산을 동시에 고려하는 주가-회계정보 모형의 경우 회계이익의 중요성은 감소하지만 순자산의 중요성은 증가함을 실증함으로써 순자산의 중요성이 전혀 부각되지 않는 박종성 · 이은철(2003)이나 윤재원 · 최현돌(2005b)과 다른 결과를 보이고 있다.

다만 위에 언급한 본 연구의 결과와 관련하여 본 연구는 단지 금융위기 이후의 회계정보의 가치관련성 변화라는 거시적 분석만을 수행하였을 뿐 금융위기를 전후하여 회계정보가 가지는 속성 중에서 어떤 속성이 변화하여 결과적으로 회계정보의 가치관련성에 영향을 미치게 되었는지에 대한 미시적 분석을 수행하지 못하였다. 즉, 보수성이나 주가동조성(stock price synchronicity), 발생액의 질(accruals quality) 등 회계정보가 가지는 여러 가지 속성 중에서 금융위기 이후의 회계제도 개선에 따라 변화된 속성이 있을 수 있으며, 이러한 속성 변화에 따라 결과적으로 회계정보의 가치관련성이 변화된 것이라면 회계정보 생산자나 그 이용자, 나아가 회계제도에 대한 규제당국에게 있어 과연 회

계정보의 속성 중에서 어떠한 속성이 변화하여 회계정보의 가치관련성이 변화되었는가에 대한 분석은 중요한 의미를 갖는다고 판단된다. 본 연구는 이 부분에 대한 분석까지는 수행하지 않으며 이 부분은 차후의 연구과제로 남긴다.

또한, 본 연구는 한국신용평가(주)의 Kis-Value II에서 추출한 자료를 사용하는데 문제는 Kis-Value II의 경우, 해당 회계연도에 대한 최초 정기 공시보고서에 대하여 이후년도에 정정보고서가 공시될 경우 최초의 재무제표 내용을 수정한다는 것이다(오명전·이은철, 2007). 따라서, 본 연구의 결과는 Kis-Value II가 이러한 정정보고서 내용을 반영하는 만큼 편의가 있을 수 있다. 다만, 회계정보의 가치관련성에 대한 우리나라의 선행연구 대부분은 한국신용평가(주)의 자료를 사용하고 있으므로 선행연구와의 비교를 위하여 본 연구는 Kis-Value II의 자료를 그대로 사용하였다. 재무자료를 어느 데이터베이스에서 추출하느냐에 따라 나타날 수 있는 연구결과의 차이에 대한 분석은 역시 차후의 연구과제로 남긴다.

참고문헌

- 권수영 · 김문철 · 손성규 · 최 관 · 한봉희. 2003. 자본시장에서의 회계정보 유용성 - 분석 · 평가 · 활용. 신영사 (1판).
- 김권중 · 김문철. 2002. 기업가치 평가와 회계연구. 한국회계학회 특별연구서.
- 박종성 · 이은철. 2003. 회계제도의 개선과 회계정보의 유용성. 회계학연구 28 (제2호) : 105 - 134.
- 박종찬. 2005. 1997년 금융위기 이후 회계제도 개혁에 따른 이익의 적시성과 보수성 변화. 회계학연구 30 (제4호) : 1 - 26.
- 오명전 · 이은철. 2007. 재무제표 데이터베이스 간의 금액 차이에 대한 고찰. 대한경영학회지 20 (제6호) : 2955 - 2978.
- 윤재원 · 최현돌. 2005a. 외환위기와 은행회계정보의 주가관련성 변화에 관한 연구. 회계학연구 30 (제1호) : 35 - 63.
- 윤재원 · 최현돌. 2005b. 보수성의 변화가 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향 - 외환위기 전후기간을 중심으로 -. 회계와 감사연구 42 : 1 - 29.
- 최 관 · 전성일. 2005. 외환위기와 보수적 회계처리. 회계학연구 30 (제3호) : 215 - 242.
- 최종서 · 장지경. 2005. 회계이익과 주식수익률간의 동시적 선형상관관계의 추세변화. 회계와 감사연구 41 : 65 - 93.
- 한봉희. 1998. 국내자본시장에서 회계이익정보의 유용성 향상 여부에 관한 실증적 연구. 회계학연구 23 (제1호) : 1 - 24.
- Barth and S. Kallapur. 1996. The Effects of Cross-sectional Scale Differences on Regression Results in Empirical Accounting Research. Contemporary Accounting Research (Fall) : 527 - 567.
- Brown, S., K. Lo, and T. Lys. 1999. Use of R² in Accounting Research : Measuring Changes in Value Relevance over the Last Four Decades. Journal of Accounting & Economics 28 : 83 - 115.
- 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 & Economics 24 : 39 - 67.
- Easton, P. D. and T. S. Harris. 1991. Earnings as an Explanatory Variable for Returns. Journal of Accounting Research 29 (1) : 19 - 36.
- Ely, K. and G. Waymire. 1999. Accounting Standards - Setting Organizations and Earnings Relevance : Longitudinal Evidence from NYSE Common Stocks, 1927 - 93. Journal of Accounting Research 37 (Autumn) : 293 - 317.
- Francis, J. and K. Schipper. 1999. Have Financial Statements Lost Their Relevance? Journal of Accounting Research 37 (Autumn) : 319 - 352.
- Ho, L. J., C. Liu, and P. S. Sohn. 2001. The Value Relevance of Accounting Information around the 1997 Asian Financial Crisis - The Case of South Korea. Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics 8 (Dec.) : 83 - 107.
- Lev, B. and P. Zarowin. 1999. The Boundaries of Financial Reporting and How to Extend Them. Journal of

Accounting Research 37 (Autumn) : 353 – 385.

Ohlson, J. A. 1995. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. Contemporary Accounting Research 11 (Spring) : 661 – 687.

Ryan, S. G. and P. A. Zarowin. 2003. Why Has the Contemporaneous Linear Returns – Earnings Relation Declined? The Accounting Review 78 (No.2) : 523 – 553.

A Study on the Change in Value – Relevance of Accounting Information before and after 1997 Financial Crisis

Se Yong Lee*

— <Abstract> —

In Korea, many prior studies show that the relevance of accounting information has been improved, following the continuous efforts to improve the accounting system, after the financial crisis in 1997. However, many studies also show that accounting conservatism has increased after the crisis, leading to lowered relevance of accounting information. In addition, the results of prior research cannot be perfectly credible, because the prior studies investigated short period after the crisis(for example, until 2000 year).

Therefore, the purpose of this study is to investigate again the trends of the relevance of accounting information before and after the crisis, focused on the effects of the efforts to improve the accounting system. Especially, the methods used in this study are different from those in the prior studies in three perspectives. This paper 1) controls for scale effect, 2) estimates yearly measure of the relevance of accounting information, and 3) tries various analysis, using returns – earnings model, portfolio return comparison, and price – accounting information model, which are believed to improve the reliability of the results of this paper.

The sample of this paper are selected from the manufacturing firms, listed on the Exchange, as of the calendar year end, during 1988 – 2006.

The empirical results are as follows. As the time was approaching to the financial crisis, the relevance of the accounting information has decreased and suddenly dropped when the crisis was recognized. However, after the crisis, the decreasing trends, shown before the crisis, disappeared or reverted to the increasing trends. In addition, in the price – accounting information model, it is observed that while the importance of accounting earnings is decreasing, the importance of net assets is increasing, which is contrary to the prior studies' result that the importance of net assets was not observed.

<Key words> Relevance of accounting information, returns – earnings model, price – accounting information model, adjusted R^2 , earnings response coefficient, regression coefficient of accounting earnings, regression coefficient of net assets

* Associate Professor, Department of Business Administration, The Catholic University of Korea