

세무회계저널

제11권 제4호 2010년 12월 pp.323~357

한국세무학회

회계이익의 보수성과 재무분석가 이익예측치의 낙관적인 편향*

이세용** · 노밝은***

<요 약>

재무분석가의 이익예측오차(earnings forecast error, 이하 FE)는 재무분석가 이익예측치(analysts' earnings forecast, 이하 AEF)에서 회계이익(EPS)을 차감하여 계산된다. 이 때, FE 의 값이 양(+)인 경우를 AEF 가 낙관적인 편향을 갖는다고 한다. AEF 의 낙관적인 편향에 대한 대부분의 선행연구들은 회계이익의 영향은 고려하지 않고 FE 는 전적으로 AEF 에 반영된 재무분석가의 낙관주의에 의하여 결정된다는 입장에서 연구를 진행하고 있다. 그러나 AEF 가 재무분석가의 낙관주의를 반영하지 않더라도 보수적인 회계처리에 따라 경제적 손실을 경제적 이익보다 신속하게 반영한다면, AEF 로부터 차감되는 EPS 의 크기가 감소하여 FE 가 양(+)의 값으로 나타날 수 있다. 따라서 FE 계산시 회계이익의 역할을 고려하지 않으면 실질적으로는 AEF 에 낙관적인 편향이 없음에도 마치 AEF 가 낙관적인 편향을 갖는 것처럼 잘못된 판단을 내리게 된다.

이에 따라 본 연구는 AEF 에서 나타나는 낙관적인 편향이 회계이익에 반영된 보수주의에 의하여 나타나는지를 분석하였다. 이를 위하여 본 연구는 Ball · Shivakumar(2006) 모형을 이용하여 2001년부터 2007년까지 총 911개 기업-년의 표본을 대상으로 분석을 수행하였다. Ball · Shivakumar(2006) 모형 이용시 보수주의를 측정하기 위한 경제적 손실과 이익의 구분은 당기의 현금흐름(CF_{it})을 이용하였다. 이 때, 회계이익에 반영되는 보수주의에 의하여 FE 의 크기가 달라지는지를 분석하기 위해서는 FE 의 크기에 영향을 미치는 AEF 의 크기를 통제할 필요가 있으므로 본 연구에서는 전체 표본을 포트폴리오 $NP1$ 부터 포트폴리오 $NP3$ 까지 3개의 그룹으로 나누어, 각 그룹의 AEF 수준은 유사하지만 포트폴리오 $NP1$ 부터 포트폴리오 $NP3$ 으로 갈수록 FE 의 크기가 커지도록 하여 AEF 의 영향을 통제하였다.

* 이 논문은 2008년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (KRF-2008-327-B00321).

** 가톨릭대학교 경영학부 부교수, yoseli@catholic.ac.kr, 02-2164-4295, 제1저자

*** 가톨릭대학교 대학원 경영학과 박사과정, lucifer@catholic.ac.kr, 02-2164-4290, 교신저자

분석 결과, FE 가 가장 큰 포트폴리오 $NP3$ 에서 보수주의 수준이 가장 크게 나타났는데 이는 각 포트폴리오의 AEF 의 수준이 유사하다는 것을 고려하면 포트폴리오 $NP3$ 에서 FE 가 크게 나타나는 것은 회계이익에 반영된 보수주의 때문이라는 것을 의미한다.

이러한 결과는 경제적 손실과 이익을 구분하는 변수로 CF_{it} 대신 시장조정수익률(RET_{it})이나 현금흐름의 변동(ΔCF_{it}), 혹은 산업평균 현금흐름을 통제한 현금흐름($INDCF_{it}$)을 사용하는 경우에도 달라지지 않았다. 또한, 연구모형으로 Basu(1997) 모형이나 Hwang · Lee · Nam · Park(2008) 모형을 사용하는 경우에도 달라지지 않았다.

〈주제어〉 회계이익, 보수주의, 재무분석가 이익예측치, 이익예측오차

I. 서 론

기업 가치는 미래현금흐름의 현재가치로 평가되는데 미래현금흐름은 미래이익으로부터 추정될 수 있으므로 미래이익에 대한 예측정보는 기업가치평가에 중요한 역할을 담당한다. 이 때, 미래이익의 예측치로서 많은 정보이용자들의 관심 대상이 되는 것이 재무분석가의 이익예측치이다(Analysts' earnings forecasts, 이하 AEF). 재무분석가는 일반 정보이용자와는 달리 기업에 대한 정보의 접근성에서 우월하다고 판단되며, 또한 기업가치평가에 있어 평균 이상의 전문적인 능력이 있을 것이므로 AEF 는 일반적으로 다른 원천에서의 이익예측치보다 우월할 것으로 기대된다.

따라서 AEF 가 어떠한 특성을 가지고 있는지 이해하는 것은 AEF 가 미래이익에 대한 예측정보의 역할을 수행한다는 일반적인 기대가 과연 타당한지를 평가할 수 있는 근거가 된다. 이러한 맥락에서 외국의 경우에는 이미 오래 전부터 AEF 의 특성을 다양한 관점에서 분석하고 이를 여러 분야에서 이용하고 있다. 그러나 우리나라의 경우 AEF 의 특성이나 그 경제적 효과에 대한 연구는 외국에 비하면 아직까지는 미흡한 실정이다. 이는 시장에 공시되는 모든 AEF 자료에 대한 접근성이 그 동안 제한¹⁾되어 있었던 까닭에 깊이 있는 연구가 어려웠고, 이로부터 대부분의 연구들이 AEF 가 가지는 경제적 의미보다는 단순히 AEF 의 정확성에만 관심²⁾을 기울였기 때문

1) 2000년 이전까지만 해도 우리나라의 AEF 자료는 연구자가 특정 증권회사 혹은 여러 증권회사로부터 직접 수작업으로 수집하여 사용하였다. 일부의 경우 IBES database에 포함된 자료를 사용하기도 하였는데(장지인 · 이경주, 1995) IBES database 자료는 우리나라의 전체 기업을 대상으로 하고 있지 않으므로 그 대표성에 문제가 있다고 할 수 있다. 그러나 2000년대에 들어 FnGuide에서 우리나라 증권회사에 소속된 재무분석가들의 AEF 를 종합하여 제공함으로써 AEF 자료에 대한 접근가능성은 해소되었다고 판단된다.

2) 재무관리 분야의 경우 재무분석가의 투자정보 제공에 따르는 성과(즉, 주가변화)를 주된 연구대상으로 하고 있음에 비하여 회계학 분야에서는 대부분의 연구들이 AEF 의 정확성에 연구의 초점을 맞추고 있다.

인 것으로 이해된다(권수영 · 김정국, 1997 ; 김권중, 1998 ; 박종일, 2006 ; 손성규, 1995 ; 손성규, 1997 ; 안윤영 등, 2005 ; 안윤영 등, 2006a ; 안윤영 등, 2006b ; 윤성준 · 허성관, 1991 ; 이남주 · 나인철, 1992 ; 이윤원 · 정우성, 1993 ; 이윤원 · 정우성, 1994 ; 장지인 · 태석준, 1992 ; 전규안 등, 2007 ; 정석우 · 임태균, 2005 ; 정석우, 2003 ; 정석우 등, 2006 ; Ahn et al., 2007).

이러한 맥락에서 본 연구는 우리나라 자본시장에서 나타난 *AEF*의 특성 중에서 *AEF*의 낙관적인 편향(Optimistic bias)에 대하여 분석하고자 한다. *AEF*가 낙관적인 편향을 갖는다는 것은 *AEF*의 편향(Forecast bias or forecast error, 이하 *FE*)가 양의 값을 갖는다는 것을 의미한다. 일반적으로 *FE*는 미래이익에 대한 *AEF*에서 예측대상이 된 미래 기간에 실제로 발생한 회계이익(주당이익, 이하 *EPS*)을 차감하여 계산되므로, 만약 재무분석가가 미래의 이익을 낙관적으로 예측한다면 *FE*는 양의 값을 가지게 된다.³⁾

이에 따라 많은 연구들은 *FE*의 값이 양일 경우, *AEF*에 낙관적인 편향이 있는 것으로 해석하고 있다. *AEF*에 낙관적인 편향이 존재하는지에 대해서는 이미 많은 선행연구들에서 실증된 바 있는데(Abarbanell, 1991 ; Ali · Klein · Rosenfeld, 1992 ; McNichols · O'Brien, 1997 ; Ahmed · Lobo · Zhang, 2000 ; Bradshaw · Richardson · Sloan, 2001 ; Richardson · Teoh · Wysocki, 2004 ; Baik, 2006 ; Bradshaw · Brown, 2006 ; Drake · Myers, 2007 ; Louis et al., 2007), 이들 선행연구들의 결과를 정리하면 *AEF*에 낙관적인 편향이 나타나는 이유는 크게 다음의 네 가지로 구분된다.

첫째, 재무분석가는 주간사업무 같은 거래 관계의 유지를 위하여 분석대상 기업의 이익예측치를 보다 상향 조정할 유인을 갖는다. 둘째, 재무분석가가 보다 정확한 이익예측치를 공시하기 위해서는 경영자의 사적 정보(private information)가 필요하므로, 재무분석가는 이를 위하여 의도적으로 이익예측치를 상향 조정함으로써 분석대상 기업의 경영자에 대한 접근가능성을 높이려는 유인을 가지게 된다. 셋째, 재무분석가는 과거의 정보를 반영하여 미래의 이익을 예측하는데 이 과정에서 재무분석가는 기업 성과와 관련하여 긍정적인 비기대 사건에는 과대반응하고 부정적인 비기대 사건에는 과소 반응하는 경향이 있어서(Easterwood · Nutt, 1999) *AEF*는 낙관적인 편향을 갖게 된다. 넷째, 재무분석가는 분석대상기업을 선택할 수 있는데, 이 때 재무분석가는 성과가 나쁜 기업보다는 성과가 좋은 기업을 분석대상으로 하는 경향이 있다. 이를 재무분석가의 자기선택(self-selection) 이라고 하는데, 그 결과 재무분석가가 편향 없이 이익을 예측한다 하더라도 자기선택으로 인하여 사후적인 이익예측치의 분포는 마치 재무분석가가 낙관적인 편향을 가지고 이익을 예측한 것과 동일하게 나타난다(Baik, 2006).

이상에서 보듯이 선행연구들은 공통적으로 *FE*에 낙관적인 편향이 나타나는 이유는 미래 기

3) 일부 논문의 경우, *EPS*에서 *AEF*를 차감하여 *FE*를 계산하고 있는데, 이 경우 *AEF*의 낙관적인 편향은 음(-)의 *FE*로 나타나게 된다. 본 연구에서는 실증분석 결과에 대한 해석의 편의상 *FE*를 *AEF*에서 *EPS*를 차감하여 계산하였다.

간에 확정되는 *EPS*에 비하여 *AEF*가 과대예측 되었기 때문이라는 관점에서 연구를 진행하고 있다. 이러한 선행연구들의 결과에 대하여 본 연구는 *AEF*에 낙관적인 편이가 나타나는 이유 중의 하나가 보수적인 회계(Conservative accounting)의 적용 때문인지 분석하는 것을 목적으로 한다. *AEF*에 낙관적인 편이가 없더라도 *EPS*가 낮아지는 경우, *FE*는 양(+)의 값을 갖게 되고, 결과적으로 *AEF*는 낙관적인 편이가 있는 것으로 잘못 분류되게 된다. 즉, *FE*가 양의 값을 가질 때 재무분석가들이 미래이익을 낙관적으로 예측한다고 판단할 수 있으려면 ($AEF - EPS$)에서 *FE*가 대부분 *AEF*에 의하여 결정되어야 한다. 그렇지만 *AEF*에는 유의한 변동이 없음에도 만약 경영자의 “big bath” 등의 행위로 인하여 *EPS*가 유의하게 작아진다면 *FE*는 유의적인 양의 값을 갖게 되며, 실질적으로 재무분석가가 미래이익을 낙관적으로 예측하지 않았음에도 불구하고 마치 재무분석가가 미래이익을 낙관적으로 예측한 것으로 판단하는 오류가 나타나게 되는 것이다.

이러한 오류는 회계이익에 보수주의가 적용되는 경우에도 나타날 수 있다. 즉, 회계이익에는 보수주의가 적용되지만 재무분석가가 이러한 보수주의의 영향을 이익예측치에 제대로 반영하지 못하는 경우(Pae · Thornton, 2010), *EPS*가 감소함에도 불구하고 *AEF*에는 이러한 효과가 반영되지 않으므로 *FE*가 양의 값으로 나타나게 된다. 이러한 현상에 대하여 Louis et al.(2007)은 실증적인 증거를 제시하고 있다. 즉, 재무분석가가 미래의 이익을 예측한 이후에는 그 예측 시점에서 기대하지 못했던 비기대 사건들이 나타나게 되는데, 보수주의 회계에 따라 회계이익은 부정적인 비기대 사건의 효과는 즉각 반영하고 긍정적인 비기대 사건의 효과는 지연하여 반영하는 반면, 애초에 공시된 *AEF*에는 이러한 비기대 사건의 효과가 보수적으로 반영되지 않았다면 *FE*는 양의 값을 갖게 된다는 것이다(Louis et al., 2007).⁴⁾ 특히, 우리나라의 경우 1997년의 금융위기 이후 회계정보의 보수주의 수준이 증가하였다는 실증결과(박종성 · 이은철, 2003 ; 박종찬, 2005 ; 윤재원 · 최현돌, 2005 ; 최 관 · 전성일, 2005) 우리나라의 경우에 *FE*의 낙관적인 편이가 회계적 보수주의에 의하여 초래되었을 가능성을 시사한다.

따라서 본 연구는 우리나라에서 나타나는 *AEF*의 낙관적인 편이는 *AEF*의 속성 이외에도 *FE* 계산에 사용되는 *EPS*에 내포된 보수적인 회계처리 때문에 나타날 수 있다는 것을 분석하고자 하는 것이다.

회계이익에 반영되는 보수주의에 의하여 *FE*의 크기가 달라지는지를 분석하기 위해서는 *FE*의 크기에 영향을 미치는 *AEF*의 크기를 통제할 필요가 있다. 즉, *FE*의 변화가 *AEF*에 의한 것이 아니라는 것이 전제되어야 그 *FE*의 변화가 보수주의가 반영된 *EPS*때문이라고 결론지을 수 있기 때문이다. 이를 위하여 본 연구에서는 포트폴리오 NP1부터 포트폴리오 NP3까지 전체 표

4) Louis · Lys · Sun.(2007)은 *FE*가 양의 값으로 나타나는 이유로 회계이익의 보수주의를 제시하면서 *FE*를 계산할 때에 각 회계연도 말에 나타나는 실제의 보고이익에 대하여 회계연도 초에 최초로 공시되는 이익예측치를 사용하였다.

본을 3개의 그룹으로 나누어, 각 그룹의 AEF 수준은 유사하지만 포트폴리오 $NP1$ 부터 포트폴리오 $NP3$ 으로 갈수록 FE 의 크기가 커지도록 하여 AEF 의 영향을 통제하였다.⁵⁾ 이 경우 각 그룹별로 AEF 는 차이가 없으므로 FE 가 EPS 에 내포된 보수주의에 의하여 영향을 받는다면 포트폴리오 $NP1$ 부터 포트폴리오 $NP3$ 으로 갈수록 EPS 의 보수주의 수준은 증가할 것으로 예상된다. 이러한 예상이 타당하다면 FE 의 낙관적인 편향은 일정 부분 회계적 보수주의에 의하여 나타난다고 해석할 수 있을 것이다.

이의 분석을 위하여 본 연구는 2001년부터 2007년까지 총 911개 기업-년의 표본을 대상으로 하여 당기의 현금흐름(CF_{it})을 이용하여 경제적 이익과 손실을 구분하였으며, 보수주의를 측정하는 모형으로 Ball · Shivakumar(2006)(이하 BS) 모형을 사용하였다.

분석 결과, 포트폴리오 $NP3$ 의 경우에 보수주의 수준이 가장 크게 나타났다. 포트폴리오 $NP3$ 은 포트폴리오 $NP1$ 이나 포트폴리오 $NP2$ 와 AEF 의 수준은 유사하지만 FE 가 가장 큰 표본으로 구성되어 있으므로 포트폴리오 $NP3$ 에서 FE 가 크게 나타나는 것은 EPS 에 의하여 결정된다고 할 수 있다. 실증분석 결과는 포트폴리오 $NP3$ 에서 보수주의 수준이 가장 크게 나타나므로 결과적으로 포트폴리오 $NP3$ 에서 FE 가 크게 나타나는 것은 EPS 에 반영된 보수주의 때문이라는 것을 의미한다.

이러한 결과는 경제적 손실과 이익을 구분하는 변수로 CF_{it} 대신 시장조정수익률(RET_{it})이나 현금흐름의 변동(ΔCF_{it}), 혹은 산업평균 현금흐름을 통제한 현금흐름($INDCF_{it}$)을 사용하는 경우에도 달라지지 않았다. 또한, 연구모형으로 Basu(1997) 모형을 사용하거나 Hwang · Lee · Nam · Park(2008) 모형을 사용하는 경우에도 달라지지 않았다.⁶⁾

이상의 결과로부터 본 연구는 선행연구에 대하여 다음과 같은 차별성을 갖는다고 판단된다. 첫째, 본 연구는 AEF 의 낙관적인 편향(즉, 양의 FE)가 나타나는 이유 중의 하나로 회계이익 자체가 보수적으로 처리되었기 때문이라는 것을 실증하였다. AEF 로부터 EPS 를 차감하여 FE 가 구해진다는 것을 고려하면, FE 의 크기와 부호는 AEF 와 EPS 의 상대적인 크기에 의하여 정해진다. 즉, FE 는 EPS 만의 변동에 의해서, 혹은 AEF 만의 변동에 의해서 바뀔 수 있으며 또한 AEF 와 EPS 가 동시에 변동하여서도 바뀔 수 있다. 따라서 FE 가 가지는 경제적인 의미는 FE 가 어느 요인에 의하여 결정되었느냐에 따라 달라질 수 있다. 그럼에도 불구하고 선행연구들은 이러한 FE 의 특성 차이를 고려하지 않고 동일한 부호와 크기를 갖는 FE 는 동일한 경제적 의미를 갖는 것으로 해석하여 분석을 수행하였다. 이에 대하여 본 연구는 재무분석가가 미래의 이익을 낙관적으로 예측하지 않는 경우에도 회계이익의 보수주의 수준이 높아질수록 FE 는 양(+)의 값, 즉 AEF 에 낙관적인 편향이 나타날 수 있다는 것을 실증하였다.

둘째, Louis et al.(2007)과 Pae · Thornton(2010)은 회계이익에 반영된 보수주의의 수준을 재무

5) FE 의 크기에 영향을 미치는 세무이익의 통제에 대한 자세한 내용은 뒷부분 참조.

6) 이 부분에 대한 자세한 설명은 뒷부분의 “IV.3 추가분석” 참조.

분석가들이 이익예측치에 정확하게 반영하지 못하고 있다는 것을 실증하면서 *FE*는 보수주의와 유의적인 양(+)의 관계가 있음을 보이고 있다. 즉, Louis et al.(2007)과 Pae · Thornton(2010)의 결과는 회계적 보수주의에 따라 *AEF*의 낙관적인 편향이 증가한다는 것을 시사한다. 그러나 Louis et al.(2007)과 Pae · Thornton(2010)은 *FE*가 *EPS*에 포함된 보수주의 때문에 나타난 것인지, 아니면 *AEF*에 포함된 재무분석가의 낙관주의 때문에 나타난 것인지를 구분하지 않고 있다. 따라서 본 연구에서 *AEF*의 낙관적인 편의를 초래하는 이유 중의 하나로 회계적 보수주의의 역할을 분석하는 것은 Louis et al.(2007)과 Pae · Thornton(2010)의 연구를 확장하는 것이라고 판단된다.

셋째, Louis et al.(2007)과 Pae · Thornton(2010)에서 보듯이 보수주의를 측정하는 데에 가장 널리 사용되는 방법은 Basu(1997)의 이익-주가 모형이다. 그러나 이모형은 역회귀분석 방법을 사용함으로써, 그 결과 해석에 문제가 있다고 다수의 선행연구에서 지적된 바 있다. 특히 Dietrich et al.(2007)은 Basu(1997)의 역회귀분석 모형은 수익률이 회계이익을 발생시키는 원인이 되는 경우에만 가능한 모형이며, 그 반대로 이익이 수익률을 변동시키는 경우에는 결과의 해석이 불가능하다고 주장하였다.

이에 따라 본 연구에서는 BS 모형을 기본으로 하고 국내 표본에 이 모형을 확장하여 적용한 Hwang · Lee · Nam · Park(2008 이하, HLPN)의 모형을 추가적으로 사용함으로써 Basu(1997) 모형을 사용한 선행연구들에 내재될 수 있는 편의를 제거하고자 하였다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 본 연구와 관련한 국내외 선행연구를 검토하고 제Ⅲ장에서는 연구에 사용될 각 변수들의 측정 방법 및 연구 설계를 제시한다. 제Ⅳ장에서는 연구결과를 제시하고, 제Ⅴ장에서는 연구에 대한 결론과 한계점을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구의 검토

1. 외국의 선행연구⁷⁾

Das et al.(1998)은 이익의 예측가능성이 저하될수록 재무분석가는 경영자의 사적정보에 대한 접근가능성을 높이기 위하여 보다 더 낙관적인 이익예측치를 공시한다는 사실을 보여 주었다. Hayes · Levine(2000)은 *AEF*의 낙관적인 편의에 대하여 재무분석가의 self-selection을 하나의 이유로 제시하고, 시장은 재무분석가가 미래이익을 예측할 때에 나타나는 이러한 self-selection을 완전하게 인식하지 못하고 있다는 것을 실증하였다. Baik(2006)에 의하면 재무분석가는 자신

7) 외국의 선행연구와 관련하여 이하에서는 *AEF*의 낙관적인 편의와 관련된 것만 제시하였으며, 특히 본 연구와 관련하여 중요성이 있다고 판단되는 선행연구만을 정리하였다.

의 분석대상이 되는 기업의 미래 전망이 안 좋은 경우, 해당 기업에 대한 이익예측치를 공표하지 않는 것으로 나타나는데 이는 *AEF*의 낙관적인 편향은 재무분석가의 이해상충에 따르는 유인이나 과소 반응 이외에도 *AEF*에 내재된 self-selection에 의해서도 나타날 수 있다는 것을 의미한다. 또한, Baik(2006)은 재무적 곤란이 클수록, 장기적인 성장이 저하될수록, 주가가 지속적으로 하락할수록 해당 기업은 재무분석가에 의한 self-selection의 대상이 될 가능성이 증가함을 보이고 있다. 이 때, 투자자들은 이러한 self-selection의 효과를 완전하게 인식하지 못하고 있으며 결과적으로 재무분석가에 의하여 self-selection되지 않은 기업들을 과대평가하게 된다.

Drake · Myers(2007)는 발생액에 근거한 *AEF*의 과도한 낙관주의와 관련하여 *FE*와 발생액 사이의 관계를 분석할 때 현금흐름을 통제하는 것이 중요함을 강조하였다. 즉, 운전자본발생액과 관련된 과도한 낙관주의는 오직 현금흐름이 평균보다도 낮은 기업에서만 나타나고, 총발생액과 관련된 낙관주의는 현금흐름을 통제할 경우에는 나타나지 않았다. 또한, 운전자본발생액과 관련된 낙관주의는 재무분석가의 일반적인 경력이 증가함에 따라 감소되고 있으며, 재무분석가가 소속된 기업의 규모가 클수록 제한적으로 감소하지만 재무분석가의 경력이 기업 특유의 속성을 갖는 경우에는 낙관주의가 감소하지 않았다.

Louis · Lys · Sun(2007)은 회계이익의 보수성에 따라 *FE*가 양(+)의 값으로 나타나게 되며, 결과적으로 주식수익률과 *FE* 사이의 양(+)의 관계는 나쁜 소식(bad news)이 있는 기업보다는 좋은 소식(good news)이 있는 기업의 경우에 더 작게 나타남을 보이고 있다. 이와 유사한 맥락에서 Pae · Thornton(2010)은 *AEF*에는 회계적 보수주의가 제대로 반영되어 있지 않다는 것을 실증하고 있다. 특히 Pae · Thornton(2010)은 회계이익의 변화가 음(-)으로 나타난 이후의 *AEF*는 낙관적인 편향이 증가하며⁸⁾, Basu(1997) 모형으로 측정되는 보수주의의 정도는 기초의 시장-장부가치비율(Market-to-book ratio)과 음(-)의 관계를 갖는다⁹⁾는 것을 통제하는 경우에도 재무분석가는 회계이익에 반영된 보수주의를 제대로 반영하지 못한다는 것을 실증하고 있다.

2. 우리나라의 선행연구

재무분석가 이익예측치와 관련된 우리나라의 선행연구들은 크게 재무분석가 이익예측치의 정확성에 대한 연구¹⁰⁾와 재무분석가의 투자추천의견과 그에 대한 시장의 반응에 대한 연구¹¹⁾로

8) 이러한 결과를 보여주는 연구로 Pae · Thornton(2010)은 다음의 연구들을 제시하고 있다. DeBondt · Thaler(1990), Abarbanell(1991), Abarbanell · Bernard(1992), Easterwood · Nutt(1999), Abarbanell · Lehavy(2003).

9) 이러한 결과를 보여주는 연구로 Pae · Thornton(2010)은 다음의 연구들을 제시하고 있다. Pope · Walker (2003), Pae · Thornton · Welker(2005), Roychowdhury · Watts(2007).

10) 이 부분에 대한 우리나라의 선행연구로는 다음과 같은 연구들이 있다. 윤성준 · 허성관(1991), 장지인 · 태석준(1991), 이남주 · 나인철(1992), 이윤원 · 정우성(1993), 이윤원 · 정우성(1994), 손성규(1995), 권

나누어지며, 이에 더하여 재무분석가 이익예측치의 정보효과(Informativeness)¹²⁾, 재무분석가의 이익예측 허딩(herding)¹³⁾ 등에 대한 연구가 일부 존재한다.

본 연구에서 관심을 갖는 재무분석가 이익예측치의 낙관적인 편의와 관련하여 정석우(2003)는 우리나라의 경우 재무분석가들은 랜덤워크(random walk) 모형보다 더 낙관적인 예측을 하고 있음을 보이고 있다. 이러한 재무분석가의 낙관적인 예측에 대하여 한봉희(1996)는 증권분석가 상호간의 예측상이도(분산)가 클수록 기업미래이익의 불확실성이 증가하므로 이에 따라 재무분석가의 낙관적인 편의가 증가함을 보이고 있다. 그러나 정석우·임태균(2005)은 회계이익지속성이나 초과이익지속성이 높은 경우에는 낙관적인 편의는 반대로 감소함을 보이고 있다. 특히 한봉희(1996)는 우리나라에서 재무분석가 이익예측치의 낙관적인 편의와 미래의 주가 사이에는 음의 관계가 있음을 보이고 있다. 이러한 음의 관계는, 재무분석가의 이익예측치에 나타나는 낙관적인 편의는 기업의 미래이익이 불확실할 경우에 크게 나타난다는 사실과 이익예측에 대한 재무분석가 사이의 예측상이도가 기업 미래이익의 불확실성에 대한 지표일 수 있다는 가능성을 고려하면 주식시장이 재무분석가들의 예측상이도에 내포된 정보에 적시에 반영하고 있지 못하다는 것을 시사한다(한봉희, 1996).

이상에서 보듯이 우리나라의 경우에는 정석우(2003), 한봉희(1996), 정석우·임태균(2005) 등이 AEF의 낙관적인 편의에 대한 내용을 간단하게 언급하고 있을 뿐, 이익예측치의 낙관적인 편의가 어떻게 분포하는지, 그러한 편의가 나타나는 이유는 무엇인지, 그리고 그러한 편의에 대하여 시장은 어떻게 반응하는지와 같은 내용에 대한 깊이 있는 연구는 거의 없는 상황이다. 따라서 외국의 경우 AEF에 대한 낙관적인 편의가 재무분석가 이익예측치의 중요한 속성으로 인정된다는 사실을 고려할 경우, 과연 우리나라에서 AEF가 낙관적인 편의를 가지고 있는지는 우리나라 재무분석가의 역할과 관련하여 중요한 연구 주제가 될 것으로 판단된다.¹⁴⁾ 이와 관련하여

수영·김정국(1997), 손성규(1997), 김권중(1998), 정석우(2003), 안윤영 등(2005), 정석우·임태균(2005), 박종일(2006), 안윤영 등(2006b), 안윤영 등(2006c), 정석우 등(2006), 전규안 등(2007), Ahn et al.(2007).

- 11) 이 부분에 대한 우리나라의 선행연구로는 다음과 같은 연구들이 있다. 유관희(1992), 이원흠·최수미(2003), 이원흠·최수미(2004), 정석우·임태균(2005), 김동순·엄승섭(2006), 정석우 등(2006), 강상구 등(2007), 고봉찬·김진우(2007).
- 12) 이 부분에 대한 우리나라의 선행연구로는 장지인·태석준(1992), 나인철·이남주(1999)의 연구가 있다.
- 13) 이 부분에 대한 우리나라의 선행연구로는 안윤영 등(2006a)과 안윤영·장진호(2007)의 연구가 있다.
- 14) 반대로 FE가 음(-)의 값으로 나타나는 기업의 경우 초과수익률이 상대적으로 더 크게 나타나 AEF를 초과하는 실제이익에 대하여 시장이 긍정적으로 반응하고 있음을 외국의 많은 연구들이 보고하고 있다(Chevis et al., 2001 ; Lopez · Rees, 2001 ; Bartov et al., 2002 ; Chevis et al., 2002 ; Kasznik · McNichols, 2002 ; Matsumoto, 2002 ; Bhojraj et al., 2003 ; Lin · Shin, 2006 ; Koh et al., 2007). 이러한 음(-)의 값을 갖는 FE에 대한 시장 프리미엄의 존재는 보고이익이 AEF를 초과하도록 이익을 조정하거나 재무분석가가 이익을 낮게 예측하도록 영향력을 행사하는 유인이 경영자에게 존재한다는 것을 시사한다.

본 연구에서는 AEF 의 낙관적인 편향을 초래하는 여러 가지 요인 중에서 특히 회계이익에 반영되는 보수주의의 역할을 분석하고자 하는 것이다.

III. 연구 설계

1. FE의 측정

본 연구에서는 선행연구들과 같이 재무분석가 이익예측치(AEF_{it})의 예측오차(FE_{it})를 다음과 같이 AEF_{it} 에서 주당순이익(EPS_{it})을 차감하여 측정한다.

$$FE_{it} = \frac{(AEF_{it} - EPS_{it})}{P_{it-1}}$$

위 식에서 EPS_{it} 는 i 기업의 t 년도의 실제 주당순이익이며 AEF_{it} 는 EPS_{it} 에 대한 재무분석가의 예측치이다. AEF_{it} 의 낙관적인 편향은 AEF_{it} 가 EPS_{it} 보다 클 경우를 말하는 것이므로 FE_{it} 가 양(+)의 값을 가질 경우 AEF_{it} 는 낙관적인 편향을 갖는 것으로 이해된다. 이때, FE_{it} 를 구하는 것과 관련하여 본 연구에서는 AEF_{it} 를 다음과 같은 세 가지 방법으로 측정하였다.

- ① $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 최초로 나타난 EPS_{it} 에 대한 재무분석가의 이익예측치(FE_{1st})
- ② $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 30일 이내의 기간에 EPS_{it} 에 대하여 재무분석가들이 제시한 이익예측치들의 consensus(FE_{30})
- ③ $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 60일 이내의 기간에 EPS_{it} 에 대하여 재무분석가들이 제시한 이익예측치들의 consensus(FE_{60})

2. 기본 연구모형

Dechow · Dichev(2002)(이하 DD)는 수익과 비용을 인식할 때에 현금흐름의 기간귀속 불일치를 해소하는 발생액의 역할에 주목하여 발생액이 1년 전, 현재, 그리고 1년 후의 현금흐름과 가지는 관련성을 분석하였다. BS는 DD가 말하는 발생액의 역할에 더하여 경제적 이익(good news)과 경제적 손실(bad news)이 회계이익에 비대칭적으로 반영되는 현상, 즉 회계적 보수주의를 포착하는 발생액의 역할에 주목하였다. 이러한 보수주의와 관련된 발생액의 역할을 분석하기 위하여 BS는 발생액을 당기의 현금흐름에 회귀하는 Cash flow(CF) 모형, 발생액을 전기, 당기,

그리고 차기의 현금흐름에 회귀하는 DD 모형, 그리고 발생액을 매출액 변동과 유형자산에 회귀하는 Jones 모형의 각각에 대하여 경제적 손실과 경제적 이익을 구분하는 변수를 추가하였다. 이러한 모형을 이용하여 BS는 보수적인 회계처리의 결과가 이익의 구성요소 중 발생액에 반영된다는 것을 실증하였다.

본 연구에서는 BS를 따라 발생액을 전기, 당기, 그리고 차기의 현금흐름에 회귀하는 모형에 경제적 손실과 경제적 이익을 구분하는 변수를 추가하여 다음과 같은 모형을 주된 연구모형으로 하였다.

$$TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(CF_{it-1}) + \beta_2(CF_{it}) + \beta_3(CF_{it+1}) + \beta_4(DCF_{it}) + \beta_5(DCF_{it} * CF_{it}) + \mu_{it} \quad (1)$$

위 BS모형에서 CF_{it} 는 현금흐름표에 표시된 i 기업의 t 년도 영업활동현금흐름이다. 따라서 CF_{it-1} 은 t 년 기준으로 직전년도의 영업활동현금흐름이고 CF_{it+1} 은 t 년 기준으로 1년 직후년도의 영업활동현금흐름을 말한다. TA_{it} 는 i 기업의 t 년도 총발생액으로 당기순이익에서 CF_{it} 를 차감하여 계산한다. DCF_{it} 는 CF_{it} 가 음(-)의 값을 가지면 경제적 손실이 나타난 것으로 보아 1의 값을, 양(+)의 값을 가지면 경제적 이익이 나타난 것으로 보아 0의 값을 갖는다. 보수주의는 경제적 이익의 경우, 이를 회계이익에 반영하기 위해서는 그 존재를 입증할 충분한 증거를 요구하는 반면, 경제적 손실에 대해서는 그 존재를 입증할 증거가 경제적 이익에 비하여 충분하지 않음에도 불구하고 이를 즉각적으로 회계이익에 반영하는 것을 의미한다. BS에 의하면 이러한 경제적 이익과 경제적 손실이 회계이익에 비대칭적으로 반영되는 것은 발생액을 통하여 이루어지므로 발생액(TA_{it})은 경제적 이익보다는 경제적 손실과의 관련성이 더 크게 나타날 것이다. 따라서 $(DCF_{it} * CF_{it})$ 의 계수 β_5 는 일반적으로 유의적인 양(+)의 값을 가질 것으로 기대된다.

3. 포트폴리오의 구성

AEF_{it} 의 낙관적인 편이가 회계적 보수주의 때문에 나타나는지를 분석하기 위해서는 AEF_{it} 에서 EPS_{it} 를 차감하여 계산되는 FE_{it} 중에서 AEF_{it} 의 크기에 의하여 영향을 받는 부분을 통제할 필요가 있다.

예를 들면, A 기업과 B 기업 모두 동일하게 k 의 회계이익을 보고하였는데, 재무분석가가 A 기업에 대한 이익예측치는 $(k + \varepsilon)$ 로(단, $\varepsilon > 0$), B 기업에 대한 이익예측치는 정확하게 k 로 하였다면 A 기업의 FE_{it} 는 ε 로, B 기업의 FE_{it} 는 0으로 나타나게 된다. 따라서 두 기업의 FE_{it} 는 재무분석가가 미래이익을 얼마나 낙관적으로 예측하였는지에 대한 정확한 측정치가 된다.

그런데 재무분석가가 X 기업과 Y 기업의 이익을 동일하게 k 로 예측하였는데, X 기업은 보수적인 회계처리에 따라 $(k - \varepsilon)$ 의 회계이익 보고하고, Y 기업은 정상적으로 k 의 이익을 보고하였

다면, X 기업의 FE_{it} 은 ε 로, Y 기업의 FE_{it} 은 0으로 나타나게 된다. 이 경우 X 기업의 FE_{it} 은 재무분석가가 미래이익을 낙관적으로 예측하지 않았음에도 불구하고 재무분석가가 미래이익을 낙관적으로 예측한 A 기업과 동일하게 ε 의 FE_{it} 을 보고하게 된다.

이상에서 보듯이 A 기업의 FE_{it} 과 X 기업의 FE_{it} 은 ε 로 동일하지만 그러한 FE_{it} 이 나타나는 이유는 전혀 다르다. 그럼에도 불구하고 현실적으로 관찰되는 ε 만으로는 이러한 차이를 구분할 수가 없다. 따라서 AEF_{it} 에서 나타나는 낙관적인 편향의 중 일정 부분이 회계적 보수주의에 의하여 나타난다는 것을 실증하기 위해서는 FE_{it} 중에서 재무분석가가 실제로 보고이익을 낙관적으로 예측했기 때문에 나타나는 부분을 통제할 필요가 있다. 만약, 이를 통제하지 않는다면 이 부분이 마치 회계적 보수주의에 의하여 나타난 것처럼 결과가 편향될 가능성이 존재하게 된다.

이에 따라 FE_{it} 의 낙관적인 편향이 회계적 보수주의에 의하여 영향을 받는다는 것을 제대로 분석하기 위하여 다음과 같이 표본을 구성하였다.

첫째, AEF_{it} 가 작은 것에서 커지는 순서로 표본을 10개의 포트폴리오로 구분한다. 따라서 첫 번째 포트폴리오(이하, P1)는 전체 표본 중에서 AEF_{it} 가 가장 작은 10%의 표본으로 구성되고, 두 번째 포트폴리오(이하, P2)는 전체 표본 중에서 AEF_{it} 가 두 번째로 작은 10%의 표본으로 구성된다. 이런 식으로 전체 표본의 10%씩 차례로 표본을 구성하게 되면 마지막 포트폴리오(이하, P10)는 전체 표본 중에서 AEF_{it} 가 가장 큰 10%의 표본으로 구성된다.

둘째, 앞에서 구한 각 포트폴리오마다 FE_{it} 가 작은 것에서 커지는 순서로 해당 포트폴리오에 포함된 표본을 3등분 한다. 따라서 각 포트폴리오의 첫 번째 1/3에 해당하는 표본(이하, S1)은 해당 포트폴리오에서 FE_{it} 가 가장 작은 표본으로 구성되며 두 번째 1/3에 해당하는 표본(이하, S2)은 FE_{it} 가 두 번째로 작은 표본으로 구성된다. 따라서 마지막 1/3에 해당하는 표본(이하, S3)은 해당 포트폴리오에서 FE_{it} 가 가장 큰 표본으로 구성된다.

셋째, 이렇게 두 차례의 표본 구분 과정이 끝나면 P1부터 P10까지의 포트폴리오에 있는 총 10개의 S1을 추출하여 이들을 풀링(pooling)하여 새로운 포트폴리오(이하, NP1)를 구성한다. 그리고 다시 P1부터 P10까지의 포트폴리오로부터 총 10개의 S2를 추출하여 새로운 포트폴리오(이하, NP2)를 구성한다. 마지막으로 P1부터 P10까지의 포트폴리오로부터 총 10개의 S3을 추출하여 새로운 포트폴리오(이하, NP3)를 구성한다.

이상의 내용을 정리하면 다음의 <표 1>과 같다.

우선 AEF_{it} 가 커지는 순서대로 전체 표본을 10등분한 결과가 포트폴리오 P1부터 P10까지이다. 포트폴리오 P1부터 P10까지 각 포트폴리오에 포함된 표본들을 FE_{it} 가 커지는 순서대로 3등분 한 것이 S1부터 S3까지이다. 따라서 <표 1>에서 보듯이 포트폴리오 P1부터 P10까지 각 포트폴리오에 포함된 표본들은 개별적으로 S1부터 S3으로 구분된다. 이 때, 포트폴리오 P1부터 P10까지에 포함된 S1을 풀링한 것이 새로운 포트폴리오 NP1이 되며, 마찬가지로 S3을 풀링한 것이 NP3이 된다.

〈표 1〉 포트폴리오의 구성과정

FE_{it} \ AEF_{it}	Low High										최종
	10% (P1)	20% (P2)	30% (P3)	40% (P4)	50% (P5)	60% (P6)	70% (P7)	80% (P8)	90% (P9)	100% (P10)	
Low (1/3)	S1	S1	S1	S1	S1	S1	S1	S1	S1	S1	NP1
Middle (1/3)	S2	S2	S2	S2	S2	S2	S2	S2	S2	S2	NP2
High (1/3)	S3	S3	S3	S3	S3	S3	S3	S3	S3	S3	NP3

이렇게 최종적으로 추출된 NP1부터 NP3까지의 포트폴리오는 다음과 같은 두 가지 특성을 가지게 된다.

첫째, $NP_j(j=1, 2, 3)$ 는 AEF_{it} 의 크기를 기준으로 구성된 P1부터 P10까지의 포트폴리오에서 각각 1/3씩의 표본을 추출한 것이므로 각 NP_j 의 AEF_{it} 의 크기는 서로 간에 유사하게 나타나게 된다. 따라서, 각 NP_j 에 포함된 표본들이 갖는 특성은 AEF_{it} 의 영향에서 독립적이라고 할 수 있다.¹⁵⁾ 둘째, NP1 으로부터 NP3으로 갈수록 P1부터 P10에 포함된 표본 중에서 FE_{it} 가 가장 큰 1/3씩의 표본이 추출된 것이므로 NP1은 FE_{it} 가 가장 작은 표본으로, NP3은 FE_{it} 가 가장 큰 표본으로 구성된다.

결국, 최종적으로 구성된 포트폴리오인 NP_j 는 NP1에서 NP3으로 갈수록 AEF_{it} 의 영향이 통제된 상태에서 FE_{it} 의 크기가 증가하는 모습으로 전체 표본이 재구성되는 것이다.

따라서 재무분석가가 실제로는 이익을 낙관적으로 예측하지 않았음에도 불구하고 AEF_{it} 에 낙관적인 편이가 나타나는 것이 보수적인 회계처리 때문이라면 NP1 보다는 NP3에서 회계이익에 반영된 보수주의의 수준이 더 크게 나타날 것이다. 즉, 모형 (1)에서 보수주의 수준을 측정하는 $(DCF_{it} * CF_{it})$ 의 계수 β_5 는 NP1보다는 NP3에서 유의하게 더 크게 나타날 것으로 예상된다.

4. 표 본

본 연구에서는 2000년부터 2008년까지의 기간에 대하여 매년 말 현재 유가증권시장에 상장되어 있는 12월 결산법인 중 금융업을 제외한 기업들을 표본으로 하여 분석을 수행하였다.

이들 표본에 대한 재무분석가 이익예측치에 대한 자료는 FnGuide로부터 추출하였으며 관련된 재무자료는 상장회사협의회 TS2000에서 추출하였다. 또한 본 연구에서 기본 모형으로 제

15) <표 4>의 개별 포트폴리오별 주요 변수의 평균값에서 보듯이 NP1, NP2, 그리고 NP3에서 AEF 평균값은 서로 유사하게 나타나고 있으며, 그 차이 또한 유의하지 않다. 이러한 결과는 AEF에서 EPS를 차감하여 FE를 계산하는 경우, NP1, NP2, 그리고 NP3 사이에서 나타나는 FE의 차이는 AEF에 기인하지 않는다는 것을 시사하는 것이다.

시하고 있는 BS모형을 이용하기 위해서는 전기의 영업활동현금흐름(CF_{it-1})과 차기의 영업활동 현금흐름(CF_{it+1})자료가 필요하기 때문에, 실제 분석에 사용된 표본기간은 2001년부터 2007년까지이다.

본 연구에서 사용하는 모형에 필요한 자료가 없는 기업을 제외하여 일차적으로 총 1,134개 기업-년의 표본이 추출되었으며 극단치가 분석 결과에 미치는 영향을 통제하기 위하여 연구모형에 포함된 각 변수들에 대하여 상하 1%에서 각각 윈저라이징(winsorizing)하였다. 따라서 극단치를 제거하는 과정에서 추가적으로 제외된 표본은 존재하지 않는다.¹⁶⁾ 그러나 앞 절에서 제시한 바와 같이 AEF_{it} 가 FE_{it} 에 미치는 영향을 통제하기 위한 포트폴리오를 구성하는 과정에서 극단적인 AEF_{it} 값을 보이는 최상위 그룹 20%를 제거하고 포트폴리오를 재구성함에 따라 최종적으로 911개 기업-년의 표본이 본 연구의 최종 분석에 사용되었다.

다음의 <표 2>는 각 연도별 표본의 구성을 나타낸다.

<표 2> 연도별 표본의 구성

연 도	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	합 계
표본수	108	123	111	131	131	146	161	911

IV. 실증분석 결과

1. 기초통계량

다음의 <표 3>은 주요 변수들에 대한 기술통계량을 나타낸다. 본 연구에서 AEF_{it} 는 $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후의 최초예측치(FE_{1st}), 공시일 이후 30일 동안의 컨센서스(FE_{30}), 그리고 공시일 이후 60일 동안의 컨센서스(FE_{60})의 세 가지 방법으로 측정하였다.

<표 3>에서 보듯이 FE_{1st} 의 평균(중위수)은 0.133(0.127)이고 FE_{30} 과 FE_{60} 의 평균(중위수)은 각각 0.134(0.129)와 0.134(0.130)로서 거의 동일한 값을 보이고 있다. 또한, FE_{1st} 와 FE_{30} 의 최소값은 (-)0.057로 동일하며 최대값은 각각 0.270과 0.267로 유사한 분포를 보이고 있다. FE_{60} 의 경우, 최대값은 0.267로서 FE_{1st} 와 FE_{30} 와 유사하지만 최소값은 (-)0.092로서 FE_{1st} 와 FE_{30} 보다 더 작게 나타나고 있다.¹⁷⁾

16) 극단치의 제거 방법으로 상하 1%의 표본을 제거하고 동일한 분석을 수행하였으나, 그 결과가 본문과 크게 다르지 않아, 본문에는 상하 1%에서 winsorizing하는 방식으로 극단치를 제거한 경우를 보고하였다.

17) 표본을 조사해 본 결과, FE_{60} 의 최소값이 다른 두 개의 AEF보다 작은 것은 1개의 관찰치가 (-)0.092의 값을 갖기 때문인 것으로 나타났다. 이 관찰치를 제거하는 경우, FE_{60} 의 분포는 FE_{1st} 와 FE_{30} 의 분

FE_{it} 는 AEF_{it} 의 각 측정방법에서 평균(중위수)은 0.052(0.008에서 0.009)로 유사한 값을 가지며 최소값은 (-)0.466에서 (-)0.491의 값을, 최대값은 3.195에서 3.370의 값을 갖는 것으로 나타나 AEF_{it} 의 측정방법에 관계없이 유사한 분포를 갖는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 기초통계량

	평 균	표준편차	최소값	중위수	최대값
패널 A : 각 예측치 기간별 AEF_{it} 와 FE_{it} 통계량					
1) $AEF_{it} = FE_{1st}$					
AEF_{it}	0.133	0.066	-0.057	0.127	0.270
FE_{it}	0.052	0.302	-0.466	0.009	3.370
2) $AEF_{it} = FE_{30}$					
AEF_{it}	0.134	0.067	-0.057	0.129	0.267
FE_{it}	0.052	0.300	-0.483	0.008	3.218
3) $AEF_{it} = FE_{60}$					
AEF_{it}	0.134	0.069	-0.092	0.130	0.267
FE_{it}	0.052	0.298	-0.491	0.008	3.195
패널 B : 모형에 사용된 변수들의 통계량					
TA_{it}	-0.037	0.072	-0.397	-0.033	0.204
CF_{it-1}	0.087	0.070	-0.067	0.081	0.296
CF_{it}	0.088	0.076	-0.100	0.081	0.333
CF_{it+1}	0.091	0.086	-0.080	0.082	0.381
DCF_{it}	0.092	0.290	0.000	0.000	1.000

- 1) 변수의 정의는 다음과 같다. AEF_{it} 는 i 기업의 t 년도의 실제 주당순이익(EPS_{it})에 대한 재무분석가의 예측치이며, FE_{it} 는 AEF_{it} 에서 주당순이익(EPS_{it})를 차감하여 측정하였다. FE_{it} 를 계산하는 데에 사용한 AEF_{it} 는 $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 최초로 나타난 재무분석가의 이익예측치(FE_{1st}), $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 30일 이내의 기간에 대하여 재무분석가들이 제시한 이익예측치들의 consensus (FE_{30}), $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 60일 이내의 기간에 대하여 재무분석가들이 제시한 이익예측치들의 consensus(FE_{60})의 세 가지 방법으로 측정하였다. TA_{it} 는 i 기업의 t 년도 총발생액으로 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감하여 계산하였으며, CF_{it-1} , CF_{it} , CF_{it+1} 은 각각 i 기업의 $t-1$ 년도, t 년도, $t+1$ 년도 영업활동현금흐름을 의미한다. 이들 변수들은 모두 평균총자산으로 스케일링하여 분석에 사용하였다. DCF_{it} 는 경제적 이익과 경제적 손실을 구분하는 변수로, CF_{it} 가 음(-)인 경우에는 1의 값을, 양(+)인 경우에는 0의 값을 갖는 더미변수이다.

포와 다르지 않은 것으로 나타났다. 해당 관찰치를 제거하는 경우의 연구결과는 이를 포함하는 경우의 결과와 동일하므로 이하에서는 그 관찰치를 포함한 결과를 제시한다.

TA_{it} 는 평균이 $(-)$ 0.037이고 중위수는 $(-)$ 0.033으로 50% 이상의 표본에서 TA_{it} 의 값이 음 $(-)$ 인 것으로 나타났다. 이는 TA 의 최소값이 $(-)$ 0.397로서 최대값 0.204보다 그 절대적인 크기가 더 크다는 것에서도 추론이 가능하다.

CF_{it-1} , CF_{it} , 그리고 CF_{it+1} 의 평균은 0.087에서 0.091의 값을, 중위수는 0.081에서 0.082의 값을 가지므로 전년도와 현재, 그리고 차년도의 현금흐름의 평균과 중위수는 유사한 것으로 나타났다. 그러나 CF_{it-1} 의 최소값과 최대값은 $(-)$ 0.067과 0.296임에 비해 CF_{it} 의 최소값과 최대값은 $(-)$ 0.100과 0.333, 그리고 CF_{it+1} 의 최소값과 최대값은 $(-)$ 0.080과 0.381로 나타나 그 분포에 약간의 차이가 존재함을 알 수 있다.

다음의 <표 4>에서는 AEF_{it} 의 크기를 통제한 후, FE 의 크기에 따라 구분된 포트폴리오 $NP1$, $NP2$, 그리고 $NP3$ 각각에 대하여 주요 변수들의 평균값을 제시하였다. 패널 A는 AEF_{it} 를 FE_{1st} 로 측정한 경우로서 각 포트폴리오 별로 FE_{1st} 의 평균은 0.133에서 0.134의 값으로 그 크기가 유사하게 나타나고 있다. 각 포트폴리오 사이에 FE_{1st} 의 평균값이 유의한 차이가 있는지를 검정하기 위하여 분산분석(ANOVA)을 수행한 결과 F-값은 0.04로 나타나 포트폴리오 $NP1$, 포트폴리오 $NP2$, 그리고 포트폴리오 $NP3$ 사이에 FE_{1st} 의 평균값은 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고 포트폴리오 $NP1$ 에서 포트폴리오 $NP2$ 와 포트폴리오 $NP3$ 로 갈수록 FE_{it} 의 값은 $(-)$ 0.086에서 0.010, 0.231로 증가하고 있다. 이러한 결과는 각 포트폴리오 별로 AEF_{it} 의 크기가 유사하다는 것을 고려하면, 각 포트폴리오에서 나타나는 FE_{it} 는 AEF_{it} 에 의해서가 아니라 회계이익(즉, EPS_{it})의 크기에 의해서 결정된다는 것을 의미한다.

<표 4> 주요 변수의 평균값 : 개별 포트폴리오

	AEF_{it}	FE_{it}	TA_{it}	CF_{it-1}	CF_{it}	CF_{it+1}	DCF_{it}	F-값
패널 A : $AEF_{it} = FE_{1st}$								
$NP1$	0.133	-0.086	-0.028	0.083	0.103	0.105	0.063	0.04
$NP2$	0.134	0.010	-0.031	0.104	0.104	0.104	0.053	
$NP3$	0.133	0.231	-0.051	0.075	0.058	0.064	0.161	
패널 B : $AEF_{it} = FE_{30}$								
$NP1$	0.134	-0.084	-0.029	0.085	0.105	0.106	0.053	0.08
$NP2$	0.135	0.010	-0.030	0.100	0.102	0.103	0.066	
$NP3$	0.133	0.229	-0.053	0.078	0.060	0.066	0.151	
패널 C : $AEF_{it} = FE_{60}$								
$NP1$	0.134	-0.079	-0.030	0.085	0.105	0.105	0.050	0.31
$NP2$	0.136	0.009	-0.030	0.100	0.103	0.101	0.066	
$NP3$	0.131	0.225	-0.053	0.077	0.060	0.068	0.158	

- 1) 변수의 정의는 다음과 같다. AEF_{it} 는 i 기업의 t 년도의 실제 주당순이익(EPS_{it})에 대한 재무분석가의 예측치이며, FE_{it} 는 AEF_{it} 에서 주당순이익(EPS_{it})을 차감하여 측정하였다. FE_{it} 를 계산하는 데에 사용한 AEF_{it} 는 $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 최초로 나타난 재무분석가의 이익예측치(FE_{1st}), $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 30일 이내의 기간에 대하여 재무분석가들이 제시한 이익예측치들의 consensus (FE_{30}), $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 60일 이내의 기간에 대하여 재무분석가들이 제시한 이익예측치들의 consensus(FE_{60})의 세 가지 방법으로 측정하였다. TA_{it} 는 i 기업의 t 년도 총발생액으로 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감하여 계산하였으며, CF_{it-1} , CF_{it} , CF_{it+1} 은 각각 i 기업의 $t-1$ 년도, t 년도, $t+1$ 년도 영업활동현금흐름을 의미한다. 이들 변수들은 모두 평균총자산으로 스케일링하여 분석에 사용하였다. DCF_{it} 는 경제적 이익과 경제적 손실을 구분하는 변수로, CF_{it} 가 음(-)인 경우에는 1의 값을, 양(+)인 경우에는 0의 값을 갖는 더미변수이다.
- 2) $NP1$ 은 AEF_{it} 의 영향이 통제된 상태에서 FE_{it} 가 가장 작은 표본 그룹을, $NP3$ 은 AEF_{it} 의 영향이 통제된 상태에서 FE_{it} 가 가장 큰 표본 그룹을 의미한다. 포트폴리오의 구성 방법은 <표 1>에 상세히 기술되어 있다.
- 3) <표 4>에 표시한 F-값은 각 포트폴리오 사이의 AEF_{it} 에 대한 차이 검정을 위하여 분산분석(ANOVA)을 수행하여 나온 값을 의미한다(H_0 : $NP1$ 부터 $NP3$ 까지의 포트폴리오 사이에 AEF_{it} 의 평균차이는 없다).

따라서 각 포트폴리오의 회계이익에 반영된 보수주의의 수준에 차이가 있다면 FE_{it} 는 회계적 보수주의에 의하여 그 크기가 영향을 받는다는 것을 알 수 있다.

이상에서 설명한 내용은 AEF_{it} 를 FE_{30} 이나 FE_{60} 을 사용하는 경우에도 동일하게 나타난다(패널 B와 패널 C). 또한 각 포트폴리오 별로 TA_{it} 와 CF_{it-1} , CF_{it} 그리고 CF_{it+1} 의 평균값은 AEF_{it} 의 측정방법에 관계없이 유사하게 나타나고 있다.

다음의 <표 5>에서는 AEF_{it} 를 FE_{1st} 로 측정할 경우에 대하여 주요 변수들 사이의 상관관계를 표시하였다.¹⁸⁾

AEF_{it} 와 FE_{1st} 의 피어슨 상관계수는 (-)0.084로서 약 1% 수준($p=0.011$)에서 유의적인 음(-)의 관계가 나타나고 있다.¹⁹⁾ 본 연구에서 FE_{it} 는 AEF_{it} 에서 회계이익을 차감하여 계산되므로 AEF_{it} 와 FE_{it} 사이에는 유의적인 양(+)의 관계가 예상된다. 그럼에도 불구하고 두 변수 AEF_{it} 와 FE_{it} 사이에는 음(-)의 관계가 나타난다는 것은 FE_{it} 의 크기는 AEF_{it} 보다는 상대적으로 회계이익에 의하여 더 크게 영향을 받는다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 본 연구에서 AEF_{it} 의 크기를 통제하고 회계이익에 의한 FE_{it} 를 분석하는 것이 타당하다는 간접적인 증거가 된다.

18) 30일 동안의 컨센서스(FE_{30})를 사용하는 경우와 60일 동안의 컨센서스(FE_{60})을 사용하는 경우의 결과도 FE 계산시 최초예측치(FE_{1st})를 사용한 경우의 결과와 크게 다르지 않으므로 <표 5>에서는 FE_{1st} 를 사용한 경우만을 표시하였다.

19) 스피어만 상관계수는 0.013으로 양(+)의 값을 보이고는 있지만 그 값이 통계적으로 유의하지는 않다($p=0.687$). 따라서 AEF 와 FE 사이의 관계는 피어슨 상관계수를 이용하여 설명한다.

〈표 5〉 주요변수들의 상관관계

	AEF_{it}	FE_{it}	TA_{it}	CF_{it-1}	CF_{it}	CF_{it+1}	DCF_{it}
AEF_{it}	—	-0.084 (0.011)	0.140 (<0.000)	0.038 (0.248)	0.004 (0.900)	-0.044 (0.189)	-0.060 (0.069)
FE_{it}	0.013 (0.687)	—	-0.317 (<0.000)	-0.069 (0.037)	-0.133 (<0.000)	-0.112 (0.001)	0.085 (0.009)
TA_{it}	0.153 (<0.000)	-0.128 0.000	—	-0.191 (<0.000)	-0.693 (<0.000)	-0.286 (<0.000)	0.364 (<0.000)
CF_{it-1}	0.045 0.172	-0.053 0.113	-0.200 (<0.000)	—	0.432 (<0.000)	0.395 (<0.000)	-0.148 (<0.000)
CF_{it}	-0.003 (0.930)	-0.283 (<0.000)	-0.682 (<0.000)	0.441 (<0.000)	—	0.527 (<0.000)	-0.517 (<0.000)
CF_{it+1}	-0.048 (0.145)	-0.218 (<0.000)	-0.260 (<0.000)	0.407 (<0.000)	0.498 (<0.000)	—	-0.148 (<0.000)
DCF_{it}	-0.052 (0.115)	0.163 (<0.000)	0.358 (<0.000)	-0.161 (<0.000)	-0.501 (<0.000)	-0.175 (<0.000)	—

- 1) 변수의 정의는 다음과 같다. AEF_{it} 는 i 기업의 t 년도의 실제 주당순이익(EPS_{it})에 대한 재무분석가의 예측치이며, FE_{it} 는 AEF_{it} 에서 주당순이익(EPS_{it})를 차감하여 측정하였다. FE_{it} 를 계산하는 데에 사용한 AEF_{it} 는 $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 최초로 나타난 재무분석가의 이익예측치(FE_{1st}), $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 30일 이내의 기간에 대하여 재무분석가들이 제시한 이익예측치들의 consensus (FE_{30}), $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 60일 이내의 기간에 대하여 재무분석가들이 제시한 이익예측치들의 consensus(FE_{60})의 세 가지 방법으로 측정하였다. TA_{it} 는 i 기업의 t 년도 총발생액으로 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감하여 계산하였으며, CF_{it-1} , CF_{it} , CF_{it+1} 은 각각 i 기업의 $t-1$ 년도, t 년도, $t+1$ 년도 영업활동현금흐름을 의미한다. 이들 변수들은 모두 평균총자산으로 스케일링하여 분석에 사용하였다. DCF_{it} 는 경제적 이익과 경제적 손실을 구분하는 변수로, CF_{it} 가 음(-)인 경우에는 1의 값을, 양(+)인 경우에는 0의 값을 갖는 더미변수이다.
- 2) 대각선 위쪽은 피어슨(Pearson) 상관계수이고 아래는 스피어만(Spearman) 상관계수이며, 상관계수 아래의 괄호 안에는 p -값을 표시하였다.

다음으로 FE_{it} 와 DCF_{it} 사이의 피어슨 상관계수와 스피어만 상관계수는 각각 0.085 ($p=0.009$)와 0.163($p<0.000$)으로서 1% 이하 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있다. BS는 CF_{it} 의 부호에 따라 경제적 이익과 손실을 구분하여 보수주의의 영향을 반영하였는데, 이에 따라 본 연구에서도 CF_{it} 가 음(-)의 값을 가지면 경제적 손실로 인식하여 DCF_{it} 에 1의 값을, CF_{it} 가 양(+)의 값을 가지면 경제적 이익으로 인식하여 DCF_{it} 에 0의 값을 부여하였다. 따라서 FE_{it} 와 DCF_{it} 사이의 피어슨 상관계수가 양(+)이라는 것은 $DCF_{it}=1$ 인 경우에 FE_{it} 의 값이 크게 나타난다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 경제적 손실을 경제적 이익보다 즉각적으로 회계이익에

반영하는 보수적인 회계처리를 하는 경우, FE_{it} 의 값이 커진다는 것을 의미한다. 이는 FE_{it} 가 보수주의에 의하여 영향을 받는다는 본 연구의 가설과 일치하는 결과이다.

마지막으로 TA_{it} 와 CF_{it-1} , CF_{it} , 그리고 CF_{it+1} 사이의 피어슨 및 스피어만 상관계수는 모두 1% 이하 수준에서 유의적인 음(-)의 값으로 나타나고 있다. DD에 의하면 현금흐름의 기간귀속 문제를 조정하는 발생액의 역할에 따라 TA_{it} 와 CF_{it} 사이에는 유의적인 음(-)의 관계가, TA_{it} 와 CF_{it-1} 및 CF_{it} 사이에는 유의적인 양(+)의 관계가 나타난다. 그럼에도 불구하고 <표 5>에서 TA_{it} 와 CF_{it-1} 및 CF_{it+1} 사이에는 유의적인 음(-)의 관계가 나타나고 있어 DD와는 다른 결과를 보이고 있다. 따라서 이 부분은 다른 변수들이 통제되는 회귀분석을 통하여 재검토될 필요가 있다고 판단된다.

2. 실증분석 결과

본 연구는 회계적 보수주의가 FE_{it} 에 미치는 영향을 분석하기 위하여 전체 표본에 대하여 3개의 포트폴리오 $NP1$, $NP2$, 그리고 $NP3$ 을 구성하여 AEF_{it} 의 크기가 FE_{it} 의 낙관적인 편익에 미치는 영향을 통제하였다.

<표 6>에서는 포트폴리오 $NP1$, 포트폴리오 $NP2$, 그리고 포트폴리오 $NP3$ 의 각각에 대하여, 모형 (1)을 회귀분석한 결과를 제시하였다. 패널 A는 FE_{it} 를 최초예측치(FE_{1st})로 측정한 결과이며, 패널 B와 패널 C는 FE_{it} 를 각각 30일 동안의 컨센서스(FE_{30})와 60일 동안의 컨센서스(FE_{60})로 측정한 결과이다.

우선, 패널 A, 패널 B, 패널 C와 포트폴리오 $NP1$, 포트폴리오 $NP2$, 포트폴리오 $NP3$ 의 모든 조합에서 CF_{it} 의 계수는 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있으며, CF_{it-1} 과 CF_{it+1} 의 계수는 대부분의 조합에서 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있다. 이러한 결과는 DD나 BS와 유사한 결과이다.

다음으로 패널 A에서 ($DCF_{it} * CF_{it}$)의 계수는 $NP1$ 에서 $(-0.355(t=-1.38))$ 이고 $NP2$ 에서 $(-0.106(t=-0.62))$ 으로서 0의 값과 유의하게 다르지 않지만, $NP3$ 에서는 $0.779(t=2.37)$ 로서 5% 이하 수준에서 유의적인 양(+)의 값으로 나타나고 있다. <표 4>에서 보듯이 포트폴리오 $NP1$, 포트폴리오 $NP2$, 그리고 포트폴리오 $NP3$ 의 AEF_{it} 가 유사함에도 불구하고 포트폴리오 $NP1$ 에서 포트폴리오 $NP3$ 으로 갈수록 FE_{it} 의 값이 증가한다는 것은 각 포트폴리오에서 FE_{it} 의 크기는 회계이익에 의하여 결정된다는 것을 의미한다. 따라서 포트폴리오 $NP3$ 의 경우에 ($DCF_{it} * CF_{it}$)의 계수가 유의적인 양(+)의 값이라는 것은 포트폴리오 $NP3$ 에서 관찰되는 FE_{it} 가 회계적 보수주의에 의하여 나타난다는 것을 의미한다.

패널 B에서도 ($DCF_{it} * CF_{it}$)의 계수는 포트폴리오 $NP1$ 에서 $(-0.497(t=-1.69))$, 포트폴리오 $NP2$ 에서 $(-0.131(t=-0.74))$, 포트폴리오 $NP3$ 에서 $0.196(t=0.70)$ 으로 증가하고 있다.

〈표 6〉 실증분석 결과 : 모형 (1)

$$TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(CF_{it-1}) + \beta_2(CF_{it}) + \beta_3(CF_{it+1}) + \beta_4(DCF_{it}) + \beta_5(DCF_{it} * CF_{it}) + \mu_{it}$$

변 수	NP1	NP2	NP3
패널 A : $AEF_{it} = FE_{1st}$			
절편	0.046 (8.90)***	0.034 (8.58)***	-0.016 (-2.52)**
CF_{it-1}	0.153 (3.88)***	0.198 (5.66)***	0.115 (2.36)**
CF_{it}	-0.810 (-17.50)***	-0.887 (-23.32)***	-0.822 (-12.35)***
CF_{it+1}	-0.026 (-0.74)	0.062 (2.04)**	0.079 (1.94)*
DCF_{it}	-0.006 (-0.37)	0.012 (0.98)	0.014 (1.04)
$DCF_{it} * CF_{it}$	-0.355 (-1.38)	-0.106 (-0.62)	0.779 (2.37)**
표본수	303	304	304
수정 R ²	66.36%	77.88%	43.01%
F-값	120.14	214.41	46.74
패널 B : $AEF_{it} = FE_{30}$			
절편	0.042 (8.21)***	0.035 (8.62)***	-0.013 (-2.06)**
CF_{it-1}	0.124 (3.13)***	0.252 (7.03)***	0.138 (2.82)***
CF_{it}	-0.761 (-15.70)***	-0.928 (-26.68)***	-0.895 (-13.44)***
CF_{it+1}	-0.019 (-0.53)	0.050 (1.85)*	0.081 (1.82)*
DCF_{it}	-0.003 (-0.18)	0.003 (-0.27)	0.010 (-0.70)
$DCF_{it} * CF_{it}$	-0.497 (-1.69)*	-0.131 (-0.74)	0.196 (0.70)
표본수	303	304	304
수정 R ²	62.45%	79.14%	43.01%
F-값	101.44	230.93	46.74
패널 C : $AEF_{it} = FE_{60}$			
절편	0.043 (8.64)***	0.036 (8.85)***	-0.015 (-2.36)**
CF_{it-1}	0.129 (3.45)***	0.204 (5.61)***	0.162 (3.26)***
CF_{it}	-0.757 (-16.20)***	-0.937 (-26.21)***	-0.914 (-13.88)***
CF_{it+1}	-0.041 (-1.22)	0.101 (3.41)***	0.097 (2.29)**
DCF_{it}	-0.004 (-0.27)	-0.008 (-0.76)	0.011 (0.80)
$DCF_{it} * CF_{it}$	-0.482 (-1.86)*	-0.136 (-0.82)	0.781 (2.38)**
표본수	303	304	304
수정 R ²	64.58%	78.62%	47.87%
F-값	111.15	223.84	56.64

- 1) 변수의 정의는 다음과 같다. AEF_{it} 는 i 기업의 t 년도의 실제 주당순이익(EPS_{it})에 대한 재무분석가의 예측치이며, FE_{it} 는 AEF_{it} 에서 주당순이익(EPS_{it})를 차감하여 측정하였다. FE_{it} 를 계산하는 데에 사용한 AEF_{it} 는 $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 최초로 나타난 재무분석가의 이익예측치(FE_{1st}), $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 30일 이내의 기간에 대하여 재무분석가들이 제시한 이익예측치들의 consensus (FE_{30}), $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 60일 이내의 기간에 대하여 재무분석가들이 제시한 이익예측치들의 consensus(FE_{60})의 세 가지 방법으로 측정하였다. TA_{it} 는 i 기업의 t 년도 총발생액으로 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감하여 계산하였으며, CF_{it-1} , CF_{it} , CF_{it+1} 은 각각 i 기업의 $t-1$ 년도, t 년도, $t+1$ 년도 영업활동현금흐름을 의미한다. 이들 변수들은 모두 평균총자산으로 스케일링하여 분석에 사용하였다. DCF_{it} 는 경제적 이익과 경제적 손실을 구분하는 변수로, CF_{it} 가 음(-)인 경우에는 1의 값을, 양(+)인 경우에는 0의 값을 갖는 더미변수이다.
- 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. (양측검정)

다만, 패널 A와는 달리 $(DCF_{it} * CF_{it})$ 의 계수는 포트폴리오 NP1에서만 10% 이하의 수준에서 유의적이고 포트폴리오 NP2와 포트폴리오 NP3에서는 0의 값과 유의하게 다르지 않은 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고 포트폴리오 NP3에서 $(DCF_{it} * CF_{it})$ 의 계수가 비록 비유의적이기는 하지만 양(+)의 값을 갖는 것에 비하여 포트폴리오 NP1에서 $(DCF_{it} * CF_{it})$ 의 계수가 유의적인 음(-)의 값이라는 것은 상대적으로 FE_{it} 가 크게 나타나는 포트폴리오 NP3에서 보수적인 회계처리가 더 크게 나타난다는 간접적인 증거가 된다.

패널 C의 경우에도 $(DCF_{it} * CF_{it})$ 의 계수는 포트폴리오 NP1에서 $(-0.482(t=-1.86))$, 포트폴리오 NP2에서 $(-0.136(t=-0.82))$, 포트폴리오 NP3에서 $0.781(t=2.38)$ 으로 증가하고 있다. 특히, 포트폴리오 NP1에서 $(DCF_{it} * CF_{it})$ 의 계수는 유의적인 음(-)의 값이지만 포트폴리오 NP3에서는 유의적인 양(+)의 값으로 나타나고 있어 포트폴리오 NP1에 비하여 포트폴리오 NP3에서 FE_{it} 가 크게 나타나는 것은 보수적 회계처리에 의한 결과임을 알 수 있다.

이상의 <표 6>의 결과를 종합해 보면, 포트폴리오 NP1에서 포트폴리오 NP3으로 갈수록 AEF_{it} 의 크기는 유사함에도 불구하고 FE_{it} 는 양(+)의 값으로 증가하고 있는데, 이는 포트폴리오 NP1에서 포트폴리오 NP3으로 갈수록 회계적 보수주의 수준이 증가하기 때문인 것으로 이해된다. 이러한 결과는 재무분석가의 낙관적인 편향(즉, $FE_{it} > 0$)은 AEF_{it} 자체의 크기 이외에도, FE_{it} 를 계산할 때에 AEF_{it} 에서 차감되는 회계이익(즉, EPS_{it})의 보수주의 수준에 의해서도 영향을 받는다는 것을 의미한다. 따라서 단순히 FE_{it} 의 크기만으로 재무분석가의 낙관적인 편향을 측정하는 것은 보수적인 회계이익의 영향으로 나타난 FE_{it} 를 낙관적인 AEF_{it} 에 의하여 나타난 것으로 잘못 해석하는 오류의 가능성이 증가하게 된다.

다음의 <표 7>은 <표 6>에서 나타난 $(DCF_{it} * CF_{it})$ 의 계수가 포트폴리오 NP1과 포트폴리오 NP3 사이에서 유의적인 차이가 있는지를 분석한 결과이다. 이의 분석을 위하여 다음의 모형을 이용하였다.

$$\begin{aligned}
TA_{it} = & \beta_0 + \beta_1(CF_{it-1}) + \beta_2(CF_{it}) + \beta_3(CF_{it+1}) + \beta_4(DCF_{it}) + \beta_5(DCF_{it} * CF_{it}) \\
& + \beta_{01}(D_{it}) + \beta_{11}(D_{it} * CF_{it-1}) + \beta_{21}(D_{it} * CF_{it}) + \beta_{31}(D_{it} * CF_{it+1}) \\
& + \beta_{41}(D_{it} * DCF_{it}) + \beta_{51}(D_{it} * DCF_{it} * CF_{it}) + \mu_{it}
\end{aligned} \quad (2)$$

모형 (2)에서 D_{it} 는 i 기업의 t 년도 관측치가 포트폴리오 NP3에 속하면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수이다. 포트폴리오 NP1과 포트폴리오 NP3에서 AEF_{it} 의 크기는 유사하지만 FE_{it} 의 크기는 포트폴리오 NP1보다 포트폴리오 NP3에서 더 크게 나타나고 있다. 이는 포트폴리오 NP3의 회계이익이 포트폴리오 NP1의 회계이익보다 작다는 것을 의미한다. 따라서 이러한 회계이익의 차이가 보수적인 회계처리에 의한 것이라면 포트폴리오 NP3의 경우에 보수적인 회계처리의 수준이 더 클 것이며, 이에 따라 $(D_{it} * DCF_{it} * CF_{it})$ 의 계수, β_{51} 는 유의적인 양(+)의 값을 가질 것으로 기대된다. 이렇게 두 그룹 사이에서 나타나는 특정 변수의 영향이 차이가 있는지의 여부를 더미변수를 이용하여 분석하는 것은 Dichev · Tang(2009)의 모형을 따른 것이다.

〈표 7〉 실증분석 결과 : 모형 (2)

$$\begin{aligned}
TA_{it} = & \beta_0 + \beta_1(CF_{it-1}) + \beta_2(CF_{it}) + \beta_3(CF_{it+1}) + \beta_4(DCF_{it}) + \beta_5(DCF_{it} * CF_{it}) + \beta_{01}(D_{it}) \\
& + \beta_{11}(D_{it} * CF_{it-1}) + \beta_{21}(D_{it} * CF_{it}) + \beta_{31}(D_{it} * CF_{it+1}) + \beta_{41}(D_{it} * DCF_{it}) \\
& + \beta_{51}(D_{it} * DCF_{it} * CF_{it}) + \mu_{it}
\end{aligned}$$

변 수	$FE(= AEF - EPS)$ 계산시 사용한 AEF		
	FE_{1st}	FE_{30}	FE_{60}
절편	0.046 (7.92)***	0.042 (7.09)***	0.043 (7.43)***
CF_{it-1}	0.153 (3.45)***	0.124 (2.73)***	0.130 (2.97)***
CF_{it}	-0.810 (-15.56)***	-0.757 (-13.59)***	-0.757 (-13.92)***
CF_{it+1}	-0.026 (-0.66)	-0.020 (-0.51)	-0.041 (-1.05)
DCF_{it}	-0.006 (-0.33)	-0.010 (-0.55)	-0.004 (-0.23)
$DCF_{it} * CF_{it}$	-0.355 (-1.22)	-0.704 (-2.18)**	-0.482 (-1.60)
D_{it}	-0.061 (-7.58)***	-0.054 (-6.71)***	-0.058 (-7.16)***
$D_{it} * CF_{it-1}$	-0.038 (-0.61)	0.018 (0.28)	0.033 (0.53)
$D_{it} * CF_{it}$	-0.012 (-0.15)	-0.149 (-1.82)*	-0.157 (-1.97)**
$D_{it} * CF_{it+1}$	0.016 (1.94)*	0.105 (1.86)*	0.138 (2.54)**
$D_{it} * DCF_{it}$	0.020 (0.95)	0.008 (0.35)	0.016 (0.70)
$D_{it} * DCF_{it} * CF_{it}$	1.134 (2.72)***	1.177 (2.60)***	1.263 (3.01)***
표본수	607	607	607
수정 R ²	0.564	0.555	0.566
F-값	72.25***	69.74***	72.97***

- 1) 변수의 정의는 다음과 같다. AEF_{it} 는 i 기업의 t 년도의 실제 주당순이익(EPS_{it})에 대한 재무분석가의 예측치이며, FE_{it} 는 AEF_{it} 에서 주당순이익(EPS_{it})을 차감하여 측정하였다. FE_{it} 를 계산하는 데에 사용한 AEF_{it} 는 $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 최초로 나타난 재무분석가의 이익예측치(FE_{1st}), $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 30일 이내의 기간에 대하여 재무분석가들이 제시한 이익예측치들의 consensus (FE_{30}), $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 60일 이내의 기간에 대하여 재무분석가들이 제시한 이익예측치들의 consensus(FE_{60})의 세 가지 방법으로 측정하였다. TA_{it} 는 i 기업의 t 년도 총발생액으로 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감하여 계산하였으며, CF_{it-1} , CF_{it} , CF_{it+1} 은 각각 i 기업의 $t-1$ 년도, t 년도, $t+1$ 년도 영업활동현금흐름을 의미한다. 이들 변수들은 모두 평균총자산으로 스케일링하여 분석에 사용하였다. DCF_{it} 는 경제적 이익과 경제적 손실을 구분하는 변수로, CF_{it} 가 음(-)인 경우에는 1의 값을, 양(+)인 경우에는 0의 값을 갖는 더미변수이다. D_{it} 는 i 기업의 t 년도 관측치가 $NP3$ 에 속하면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수이다.
- 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. (양측검정)

<표 7>에서 보듯이 ($D_{it} * DCF_{it} * CF_{it}$)의 계수, β_{51} 는 FE_{it} 계산시 AEF_{it} 로서 FE_{1st} 를 이용하든, FE_{30} 이나 FE_{60} 을 이용하든 관계없이 모두 1% 이하의 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있다. 이러한 결과는 포트폴리오 $NP3$ 에서 포트폴리오 $NP1$ 보다 보수주의의 수준이 더 크다는 것을 의미한다. 따라서 AEF_{it} 의 크기가 유사함에도 불구하고 포트폴리오 $NP3$ 에서 FE_{it} 가 크게 나타나는 것은 보수주의에 의하여 회계이익이 작게 계상되었기 때문임을 알 수 있다.

3. 추가분석

가. 다른 변수를 이용한 경제적 이익과 경제적 손실의 구분

BS는 CF_{it} 이외에 경제적 이익과 경제적 손실을 구분하는 변수로 RET_{it} 와 ΔCF_{it} 를 추가로 사용하였다. RET_{it} 는 i 기업의 t 년도 시장조정수익률(market-adjusted return)로서 t 년도 4월초부터 $t+1$ 년도 3월말까지의 주식수익률에서 동 기간 동안의 동일가중평균시장수익률(equally-averaged market return)을 차감하여 구한다. CF_{it} 는 현금흐름표에 표시된 i 기업의 t 년도 영업활동현금흐름이고 ΔCF_{it} 는 i 기업의 t 년도 영업활동현금흐름 변동액으로 CF_{it} 에서 CF_{it-1} 을 차감하여 계산한다.

이에 더하여 Hwang · Lee · Nam · Park(2008)(이하, HLNP)는 $INDCF_{it}$ 를 추가적인 구분 변수로 사용하고 있다. $INDCF_{it}$ 는 산업평균 현금흐름을 통제한 i 기업의 t 년도 영업활동현금흐름으로 CF_{it} 에서 i 기업이 속한 산업의 CF_{it} 평균값을 차감하여 구한 값이다.

본문의 결과는 경제적 이익과 경제적 손실을 구분하는 변수로 어느 것을 사용하느냐에 따라 결과가 달라질 수 있으므로 이상의 세 가지 변수, RET_{it} , ΔCF_{it} , 그리고 $INDCF_{it}$ 를 경제적 이익과 경제적 손실로 구분하는 기준으로 하여 다음의 모형을 이용하여 분석을 다시 수행하여 보았다.

$$TA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1(CF_{it-1}) + \alpha_2(CF_{it}) + \alpha_3(CF_{it+1}) + \alpha_4(RET_{it}) + \alpha_5(DR_{it}) \\ + \alpha_6(DR_{it} * RET_{it}) + \mu_{it} \quad \text{모형 (1-1)}$$

$$TA_{it} = \delta_0 + \delta_1(CF_{it-1}) + \delta_2(CF_{it}) + \delta_3(CF_{it+1}) + \delta_4(D\Delta CF_{it}) \\ + \delta_5(D\Delta CF_{it} * \Delta CF_{it}) + \mu_{it} \quad \text{모형 (1-2)}$$

$$TA_{it} = \lambda_0 + \lambda_1(CF_{it-1}) + \lambda_2(CF_{it}) + \lambda_3(CF_{it+1}) + \lambda_4(INDCF_{it}) + \lambda_5(DIND_{it}) \\ + \lambda_6(DIND_{it} * INDCF_{it}) + \mu_{it} \quad \text{모형 (1-3)}$$

모형 (1-1)에서 DR_{it} 는 RET_{it} 가 음(-)의 값을 가지면 경제적 손실이 나타난 것으로 보아 1의 값을, 양(+)의 값을 가지면 경제적 이익이 나타난 것으로 보아 0의 값을 갖는다. 모형 (1-2)에서 $D\Delta CF_{it}$ 는 ΔCF_{it} 가 음(-)의 값이면 경제적 손실이, 양(+)의 값이면 경제적 이익이 나타난 것으로 보아 $D\Delta CF_{it}$ 는 각각 1과 0의 값을 가지며, 모형 (1-3)에서 $DIND_{it}$ 는 $INDCF_{it}$ 가 음(-)의 값이면 경제적 손실로 보아 1의 값을, 양(+)의 값이면 경제적 이익으로 보아 0의 값을 갖는다. 보수적인 회계처리가 반영된다면 발생액(TA_{it})은 경제적 이익보다는 경제적 손실과의 관련성이 더 크게 나타날 것이므로 $(DR_{it} * RET_{it})$ 의 계수 α_6 , $(D\Delta CF_{it} * \Delta CF_{it})$ 의 계수 δ_5 , 그리고 $(DIND_{it} * INDCF_{it})$ 의 계수 λ_6 은 유의적인 양의 값을 가질 것으로 기대된다.

다음의 <표 8>은 이들 모형을 분석한 결과이다.²⁰⁾

<표 8>에서 모형 (1-1)의 결과는 패널 A에 표시되어 있다. 모형 (1-1)은 경제적 손실과 경제적 이익을 RET_{it} 의 부호로 구분한 것으로 $(DR_{it} * RET_{it})$ 의 계수 α_6 은 포트폴리오 NP1과 포트폴리오 NP2의 경우에는 유의적인 값을 보이지 않는다. 그러나 포트폴리오 NP3의 경우에는 FE_{it} 계산에 사용된 AEF_{it} 에 상관없이 $(DR_{it} * RET_{it})$ 의 계수는 모두 1% 이하 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있다. 이러한 결과는 <표 6>의 결과와 동일한 것으로 AEF_{it} 가 낙관적인 편향(즉, $FE_{it} > 0$)을 갖는 이유 중의 하나가 회계적 보수주의 때문이라는 것을 시사한다.

패널 B와 패널 C는 각각 모형 (1-2)과 모형 (1-3)에 대한 결과로서 FE_{it} 계산시 AEF_{it} 로서 FE_{1st} 를 사용하는 경우를 제외하고는 포트폴리오 NP1에서 포트폴리오 NP3으로 갈수록 $(D\Delta CF_{it} * \Delta CF_{it})$ 의 계수와 $(DIND_{it} * INDCF_{it})$ 의 계수는 그 크기가 증가하고 있다. 특히 포트폴리오 NP3에서 $(D\Delta CF_{it} * \Delta CF_{it})$ 의 계수와 $(DIND_{it} * INDCF_{it})$ 의 계수는 5% 및 10% 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있어 FE_{it} 가 가장 작은 포트폴리오 NP3에서 보수주의 수준이 가장 크게 나타나고 있다.

20) 편의상 보수주의 수준을 측정하는 변수만 표시하였다.

〈표 8〉 다른 변수를 이용한 경제적 이익과 경제적 손실의 구분

AEF_{it}	변 수	$NP1$	$NP2$	$NP3$
Panel A : 모형 (1-1)				
$TA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1(CF_{it-1}) + \alpha_2(CF_{it}) + \alpha_3(CF_{it+1}) + \alpha_4(RET_{it}) + \alpha_5(DR_{it}) + \alpha_6(DR_{it} * RET_{it}) + \mu_{it}$				
FE_{1st}	$DR_{it} * RET_{it}$	0.027 (0.99)	-0.008 (-0.41)	0.064 (2.27)***
FE_{30}		0.044 (1.62)	-0.001 (-0.06)	0.073 (2.66)***
FE_{60}		0.042 (1.57)	-0.010 (-0.51)	0.082 (3.01)***
Panel B : 모형 (1-2)				
$TA_{it} = \delta_0 + \delta_1(CF_{it-1}) + \delta_2(CF_{it}) + \delta_3(CF_{it+1}) + \delta_4(D\Delta CF_{it}) + \delta_5(D\Delta CF_{it} * \Delta CF_{it}) + \mu_{it}$				
FE_{1st}	$D\Delta CF_{it} * \Delta CF_{it}$	0.105 (1.20)	0.103 (1.51)	0.148 (1.39)
FE_{30}		0.076 (0.82)	0.157 (2.26)**	2.226 (2.17)**
FE_{60}		0.067 (0.78)	0.179 (2.65)***	0.254 (2.40)**
Panel C : 모형 (1-3)				
$TA_{it} = \lambda_0 + \lambda_1(CF_{it-1}) + \lambda_2(CF_{it}) + \lambda_3(CF_{it+1}) + \lambda_4(INDCF_{it}) + \lambda_5(DIND_{it}) + \lambda_6(DIND_{it} * INDCF_{it}) + \mu_{it}$				
FE_{1st}	$DIND_{it} * INDCF_{it}$	-0.173 (-1.45)	-0.163 (-1.59)	0.181 (1.09)
FE_{30}		-0.330 (-2.52)**	-0.022 (-0.24)	0.337 (2.12)**
FE_{60}		-0.353 (-2.72)***	0.084 (0.94)	0.292 (1.84)*

- 1) 변수의 정의는 다음과 같다. TA_{it} 는 i 기업의 t 년도 총발생액으로 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감하여 계산하였으며, CF_{it-1} , CF_{it} , CF_{it+1} 은 각각 i 기업의 $t-1$ 년도, t 년도, $t+1$ 년도 영업활동현금흐름이다. 모형 (1-1)에서 RET_{it} 는 i 기업의 t 년도 주식수익률로서 t 년도 4월부터 $t+1$ 년도 3월까지의 누적수익률에서 동 기간에 대한 동일가중평균 종합주가지수 수익률을 차감하여 계산하였다. 모형(1-2)에서 ΔCF_{it} 는 i 기업의 t 년도 현금흐름 변동액으로 CF_{it} 에서 CF_{it-1} 을 차감하여 측정하였으며, 모형 (1-3)에서 $INDCF_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 현금흐름을 산업평균 현금흐름에 대해 조정한 것으로 CF_{it} 에서 i 기업이 속한 산업의 평균 영업활동현금흐름을 차감하여 측정하였다. 각 세부모형에서의 DR_{it} , $D\Delta CF_{it}$, $DIND_{it}$ 는 기업에게 경제적 이익이 발생했는지 아니면 경제적 손실이 발생했는지를 구분하는 더미변수로서 RET_{it} , ΔCF_{it} , 그리고 $INDCF_{it}$ 가 양(+)의 값을 가지면 경제적 이익이, 음(-)의 값을 가지면 경제적 손실이 발생한 것으로 보아 각각의 경우에 0과 1의 값을 갖는다. 이때, TA_{it} , CF_{it-1} , CF_{it} , CF_{it+1} , ΔCF_{it} , $INDCF_{it}$ 는 모두 평균총자산으로 나눈 값을 분석에 사용하였다.

- 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. (양측검정)

이상의 결과는 패널 A와 유사한 것으로 <표 6>의 결과가 경제적 손실과 경제적 이익을 구분하는 기준의 차이에 따라 달라지지 않는다는 것을 의미한다.

나. Basu(1997) 모형의 적용

본 연구에서는 BS에 따라 TA_{it} 와 CF_{it} 사이의 관계를 이용하여 보수주의 수준을 측정하였다. 이에 비하여 Basu(1997)는 회계이익과 RET_{it} 사이의 관계를 이용하여 보수주의를 측정하였다.

이에 따라 본 연구에서는 보수주의를 측정하는 변수에 따라 연구 결과가 달라지는지를 보기 위하여 다음과 같은 Basu(1997) 모형을 이용하여 추가적인 분석을 수행하여 보았다.

$$\text{Basu(1997) 모형} : NI_{it} = \xi_0 + \xi_1(RET_{it}) + \xi_2(DR_{it}) + \xi_3(DR_{it} * RET_{it}) + \mu_{it}$$

위 모형에서 DR_{it} 는 RET_{it} 가 음(-)의 값을 가지면 경제적 손실이 나타난 것으로 보아 1의 값을, 양(+)의 값을 가지면 경제적 이익이 나타난 것으로 보아 0의 값을 갖는다. 따라서 보수적인 회계처리가 나타난다면 $(DR_{it} * RET_{it})$ 의 계수 ξ_3 은 유의적인 양의 값을 가질 것으로 기대된다.

〈표 9〉 Basu(1997) 모형

$NI_{it} = \xi_0 + \xi_1(RET_{it}) + \xi_2(DR_{it}) + \xi_3(DR_{it} * RET_{it}) + \mu_{it}$				
AEF_{it}	변 수	NP1	NP2	NP3
FE_{1st}	$DR_{it} * RET_{it}$	0.183 (2.24)**	0.044 (1.24)	0.362 (1.89)*
FE_{30}		0.185 (2.17)**	0.062 (1.70)*	0.327 (1.83)*
FE_{60}		0.186 (2.18)**	0.088 (2.33)**	0.357 (1.98)**

1) 변수의 정의는 다음과 같다. RET_{it} 는 i 기업의 t 년도 주식수익률로서 t 년도 4월부터 $t+1$ 년도 3월까지의 누적수익률에서 동 기간에 대한 동일가중평균 종합주가지수 수익률을 차감하여 계산하였다. DR_{it} 은 기업에게 경제적 이익이 발생했는지 아니면 경제적 손실이 발생했는지를 구분하는 더미변수로서 RET_{it} 가 양(+)의 값을 가지면 경제적 이익이 발생한 것으로 보아 0의 값을, 음(-)의 값을 가지면 경제적 손실이 발생한 것으로 1의 값을 갖는다.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. (양측검정)

〈표 9〉에서 보듯이 AEF_{it} 로 FE_{1st} , FE_{30} , FE_{60} 의 어느 것을 사용하든, $(DR_{it} * RET_{it})$ 의 계수 ξ_3 은 포트폴리오 NP3에서 유의적인 양(+)의 값으로 가장 크게 나타나고 있다. 이는 〈표 6〉과 동일한 결과이다. 다만, 〈표 9〉에서 $(DR_{it} * RET_{it})$ 의 계수는 포트폴리오 NP1에서 포트폴리오 NP3으로 갈수록 단조적으로 증가하지 않고 포트폴리오 NP2에서 오히려 일시적으로 감소하는 모습을 보이고 있다. 이는 Dietrich et al.(2007)이 언급했듯이 Basu(1997) 모형이 가지는 불완전성 때문에 나타난 결과로 이해된다. 그럼에도 불구하고 포트폴리오 NP3에서 보수주의 수준은 가장 크게 나타나고 있어 〈표 9〉의 결과는 전체적으로 〈표 6〉의 결과와 다르지 않다고 판단된다.

다. Hwang · Lee · Nam · Park(2008) 모형의 적용

Hwang · Lee · Nam · Park(2008)(이하, HLNP)은 DD 모형과 Jones 모형을 결합하여 발생액을 전기, 당기, 차기의 현금흐름과 매출액 변동 및 유형자산에 회귀하는 모형을 구성하고 여기에 경제적 손실과 경제적 이익을 구분하는 변수를 추가하는 모형을 개발하였다. HLNP에 따르면

HLNP 모형은 BS 모형보다 모형의 설명력이 증가하고, 무엇보다도 우리나라 자료를 Jones 모형에 적용하는 경우에 유형자산 변수의 계수가 양의 값으로 나타나는 현상이(Yoon과 Miller, 2002) 사라지고 원래 Jones 모형의 기대대로 유의적인 음의 값이 나타나고 있다. 따라서 HLNP 모형은 현금흐름의 기간귀속 불일치 문제를 해결하고 경제적 손실과 경제적 이익을 비대칭적으로 인식하는 보수주의를 반영하는 발생액의 역할을 가장 잘 나타낸다고 판단되므로 다음의 HLNP 모형을 이용하여 분석을 다시 수행하여 보았다.

$$TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(CF_{it-1}) + \beta_2(CF_{it}) + \beta_3(CF_{it+1}) + \beta_4(\Delta REV_{it}) + \beta_5(PPE_{it}) + \beta_6(DCF_{it}) + \beta_7(DCF_{it} * CF_{it}) + \mu_{it}$$

HLNP 모형 1

$$TA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1(CF_{it-1}) + \alpha_2(CF_{it}) + \alpha_3(CF_{it+1}) + \alpha_4(\Delta REV_{it}) + \alpha_5(PPE_{it}) + \alpha_6(RET_{it}) + \alpha_7(DR_{it}) + \alpha_8(DR_{it} * RET_{it}) + \mu_{it}$$

HLNP 모형 2

$$TA_{it} = \delta_0 + \delta_1(CF_{it-1}) + \delta_2(CF_{it}) + \delta_3(CF_{it+1}) + \delta_4(\Delta REV_{it}) + \delta_5(PPE_{it}) + \delta_6(D\Delta CF_{it}) + \delta_7(D\Delta CF_{it} * \Delta CF_{it}) + \mu_{it}$$

HLNP 모형 3

$$TA_{it} = \lambda_0 + \lambda_1(CF_{it-1}) + \lambda_2(CF_{it}) + \lambda_3(CF_{it+1}) + \lambda_4(\Delta REV_{it}) + \lambda_5(PPE_{it}) + \lambda_6(INDCF_{it}) + \lambda_7(DIND_{it}) + \lambda_8(DIND_{it} * INDCF_{it}) + \mu_{it}$$

HLNP 모형 4

HLNP 모형에서 ΔREV_{it} 는 i 기업의 t 년도 매출액 변동액으로 t 기의 매출액에서 $t-1$ 기의 매출액을 차감하여 계산하며 PPE_{it} 는 i 기업의 t 년도 유형자산으로서 이에 토지와 건설중인 자산은 차감되어 있다. BS 모형에서와 마찬가지로 보수적인 회계처리가 나타나는 경우 $(DCF_{it} * CF_{it})$ 의 계수 β_7 , $(DR_{it} * RET_{it})$ 의 계수 α_8 , $(D\Delta CF_{it} * \Delta CF_{it})$ 의 계수 δ_7 , 그리고 $(DIND_{it} * INDCF_{it})$ 의 계수 λ_8 은 모두 유의적인 양의 값을 가질 것으로 기대된다. 다음의 <표 10>은 그 결과이다.

경제적 이익과 손실을 구분하는 변수로서 CF_{it} 를 사용한 패널 A의 경우, 포트폴리오 NP1에서 포트폴리오 NP3로 갈수록 $(DCF_{it} * CF_{it})$ 의 계수의 크기는 증가하고 있지만 포트폴리오 NP1과 포트폴리오 NP2에서는 그 계수가 유의적이지 않다. 그러나 포트폴리오 NP3의 경우에는 AEF_{it} 로서 FE_{1st} 와 FE_{60} 이 사용되는 경우에 그 계수는 10% 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있어 FE_{it} 가 가장 큰 포트폴리오 NP3에서 보수주의 수준이 가장 크게 나타나고 있다. 이러한 결과는 경제적 이익과 손실을 구분하는 변수로서 $INDCF_{it}$ 를 사용한 패널 D의 경우에도 유사하게 나타나고 있다.

〈표 10〉 HLNP 모형

AEF_{it}	변 수	$NP1$	$NP2$	$NP3$
Panel A : HLNP 모형 1				
$TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(CF_{it-1}) + \beta_2(CF_{it}) + \beta_3(CF_{it+1}) + \beta_4(\Delta REV_{it}) + \beta_5(PPE_{it})$ $+ \beta_6(DCF_{it}) + \beta_7(DCF_{it} * CF_{it}) + \mu_{it}$				
FE_{1st}	$DCF_{it} * CF_{it}$	-0.330 (-1.37)	-0.118 (-0.74)	0.621 (1.96)*
FE_{30}		-0.396 (-1.50)	-0.158 (-0.93)	0.085 (0.32)
FE_{60}		-0.360 (-1.53)	-0.174 (-1.10)	0.599 (1.92)*
Panel B : HLNP 모형 2				
$TA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1(CF_{it-1}) + \alpha_2(CF_{it}) + \alpha_3(CF_{it+1}) + \alpha_4(\Delta REV_{it}) + \alpha_5(PPE_{it})$ $+ \alpha_6(RET_{it}) + \alpha_7(DR_{it}) + \alpha_8(DR_{it} * RET_{it}) + \mu_{it}$				
FE_{1st}	$DR_{it} * RET_{it}$	0.012 (0.46)	-0.001 (-0.08)	0.036 (1.33)
FE_{30}		0.019 (0.77)	0.009 (0.49)	0.050 (1.92)*
FE_{60}		0.020 (0.81)	-0.005 (-0.26)	0.061 (2.33)**
Panel C : HLNP 모형 3				
$TA_{it} = \delta_0 + \delta_1(CF_{it-1}) + \delta_2(CF_{it}) + \delta_3(CF_{it+1}) + \delta_4(\Delta REV_{it}) + \delta_5(PPE_{it})$ $+ \delta_6(D\Delta CF_{it}) + \delta_7(D\Delta CF_{it} * \Delta CF_{it}) + \mu_{it}$				
FE_{1st}	$D\Delta CF_{it} * \Delta CF_{it}$	0.195 (2.38)**	0.144 (2.27)**	0.181 (1.78)*
FE_{30}		0.165 (2.00)**	0.198 (2.99)***	0.256 (2.60)***
FE_{60}		0.144 (1.85)*	0.218 (3.42)***	0.292 (2.92)***
Panel D : HLNP 모형 4				
$TA_{it} = \lambda_0 + \lambda_1(CF_{it-1}) + \lambda_2(CF_{it}) + \lambda_3(CF_{it+1}) + \lambda_4(\Delta REV_{it}) + \lambda_5(PPE_{it})$ $+ \lambda_6(INDCF_{it}) + \lambda_7(DIND_{it}) + \lambda_8(DIND_{it} * INDCF_{it}) + \mu_{it}$				
FE_{1st}	$DIND_{it} * INDCF_{it}$	-0.087 (-0.78)	-0.111 (-1.16)	0.130 (0.82)
FE_{30}		-0.212 (-1.79)*	-0.013 (-0.15)	0.271 (1.79)*
FE_{60}		-0.211 (-1.77)*	0.079 (0.93)	0.245 (1.56)

- 1) 변수의 정의는 다음과 같다. TA_{it} 는 i 기업의 t 년도 총발생액으로 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감하여 계산하였으며, CF_{it-1} , CF_{it} , CF_{it+1} 은 각각 i 기업의 $t-1$ 년도, t 년도, $t+1$ 년도 영업활동현금흐름이다. ΔREV_{it} 는 i 기업의 t 년도 매출액 변동액으로 t 기의 매출액에서 $t-1$ 기의 매출액을 차감하여 계산하며 PPE_{it} 는 i 기업의 t 년도 유형자산으로서 토지와 건설중인 자산은 차감하여 계산하였다. RET_{it} 는 i 기업의 t 년도 주식수익률로서 t 년도 4월부터 $t+1$ 년도 3월까지의 누적수익률에서 동 기간에 대한 동일가중평균 종합주가지수 수익률을 차감하여 계산하였다. ΔCF_{it} 는 i 기업의 t 년도 현금흐름 변동액으로 CF_{it} 에서 CF_{it-1} 을 차감하여 측정하였으며, $INDCF_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 현금흐름을 산업평균 현금흐름에 대해 조정한 것으로 CF_{it} 에서 i 기업이 속한 산업의 평균 영업활동현금흐름을 차감하여 측정하였다. 각 모형에서의 DCF_{it} , DR_{it} , $D\Delta CF_{it}$, $DIND_{it}$ 는 기업에게 경제적 이익이 발생했는지 아니면 경제적 손실이 발생했는지를 구분하는 더미변수로서 CF_{it} , RET_{it} , ΔCF_{it} , 그리고 $INDCF_{it}$ 가 양(+)의 값을 가지

면 경제적 이익이, 음(-)의 값을 가지면 경제적 손실이 발생한 것으로 보아 각각의 경우에 0과 1의 값을 갖는다. 이때, TA_{it} , CF_{it-1} , CF_{it} , CF_{it+1} , ΔREV_{it} , PPE_{it} , ΔCF_{it} , $INDCF_{it}$ 는 모두 평균총자산으로 나눈 값을 분석에 사용하였다.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. (양측검정)

다음으로 경제적 이익과 손실을 구분하는 변수로서 RET_{it} 를 사용한 패널 B와 ΔCF_{it} 를 사용한 패널 C의 경우, 일시적으로 포트폴리오 NP2에서 ($DR_{it} * RET_{it}$)와 ($D\Delta CF_{it} * \Delta CF_{it}$)의 계수는 하락하지만 포트폴리오 NP3에서 ($DR_{it} * RET_{it}$)와 ($D\Delta CF_{it} * \Delta CF_{it}$)의 계수는 대부분의 경우 유의적인 양(+)의 값으로 그 절대값이 가장 크게 나타나고 있다. 이러한 결과는 역시 포트폴리오 NP3에서 보수주의 수준이 가장 크게 나타난다는 것을 의미하며 이로부터 HLNP 모형을 사용하는 경우에도 <표 6>의 결과는 달라지지 않는다는 것을 알 수 있다.

라. 극단적 적자기업의 통제

본 연구의 기초통계량 <표 3>을 살펴보면 FE의 최대값이 3이상으로 나타나고 있다. 본 연구에서 FE는 재무분석가의 이익 예측치(AEF_{it})에서 실제치인 주당순이익(EPS_{it})을 차감하여 측정하고 있기 때문에, FE가 3이상의 큰 양(+)의 값을 가진다는 것은 실제값(EPS_{it})이 극단적인 음(-)의 값을 가진다는 의미가 된다. 즉, FE가 클수록 실제로 극단적인 적자보고 기업일 가능성이 존재한다는 것이다. 물론 보수주의에 의하여 EPS_{it} 가 음(-)의 값으로 나타날 수는 있으나 FE의 최대값이 3이상인 기업들은 EPS_{it} 가 지나치게 극단적인 음(-)의 값을 가지는 것을 의미하므로,²¹⁾ 본 연구에서는 FE가 1이상의 값을 가지는 기업들을 표본에서 제외하고 포트폴리오 NP1, 포트폴리오 NP2, 그리고 포트폴리오 NP3의 각각에 대하여 모형 (1)과 동일한 분석을 수행하여 보았다.²²⁾ 분석결과, 본문의 주요 결과인 <표 6>과 유사하게 포트폴리오 NP1에서 포트폴리오 NP3로 갈수록 보수주의의 수준은 증가하는 모습을 보이고 있었다.

추가적으로 이러한 결과가 포트폴리오 NP1과 포트폴리오 NP3 사이에서 유의적인 차이가 있는지를 분석하기 위하여 모형(2)과 동일한 분석을 수행해 보았다. 다음 <표 11>은 그 결과이다.²³⁾

21) FE가 클수록 적자인 기업이 많이 포함된 표본일 가능성이 있으며, 적자인 기업을 다수 포함하는 경우 분석의 실효성이 낮아질 수 있다는 의견을 제시해 주신 익명의 심사자님께 감사의 말씀을 드린다.

22) EPS가 음(-)의 값을 가지는 기업을 모두 제거하게 되면, 실제로 보수적인 회계처리로 인하여 EPS가 음(-)의 값을 가지는 표본들이 모두 제거되는 문제가 생긴다. 따라서 본 연구에서는 극단적인 음(-)의 EPS값을 가질 것으로 판단되는 표본만을 제거하기 위하여 FE가 1이상인 기업들을 표본에서 제외하는 것이다. 참고로 EPS가 음(-)의 값을 가지는 기업을 모두 제거하고 모형(2)로 분석을 수행한 결과, NP1과 NP3 두 집단 간의 보수주의 차이를 나타내는 $D_{it} * DCF_{it} * CF_{it}$ 의 계수값은 FE_{1st} 의 경우 0.667(1.41), FE_{30} 의 경우 0.822(1.71), FE_{60} 의 경우 0.696(1.65)로 나타나 FE_{1st} 를 제외하고 10% 수준에서 유의한 값을 보였다.

23) 편의상 포트폴리오 NP1과 포트폴리오 NP3간의 보수주의 수준의 차이를 측정하는 변수만을 표시하였다.

〈표 11〉 FE가 1이상인 표본을 제외한 실증분석 결과 : 모형 (2)

$$\begin{aligned}
TA_{it} = & \beta_0 + \beta_1(CF_{it-1}) + \beta_2(CF_{it}) + \beta_3(CF_{it+1}) + \beta_4(DCF_{it}) + \beta_5(DCF_{it} * CF_{it}) + \beta_{01}(D_{it}) \\
& + \beta_{11}(D_{it} * CF_{it-1}) + \beta_{21}(D_{it} * CF_{it}) + \beta_{31}(D_{it} * CF_{it+1}) + \beta_{41}(D_{it} * DCF_{it}) \\
& + \beta_{51}(D_{it} * DCF_{it} * CF_{it}) + \mu_{it}
\end{aligned}$$

변 수	FE(= AEF- EPS)계산시 사용한 AEF		
	FE_{1st}	FE_{30}	FE_{60}
$D_{it} * DCF_{it} * CF_{it}$	0.082 (1.97)**	0.894 (2.11)**	0.969 (2.40)**
표본수	565	564	566
수정 R ²	0.602	0.595	0.615
F-값	78.65***	76.21***	83.37***

1) 변수의 정의는 다음과 같다. AEF_{it} 는 i 기업의 t 년도의 실제 주당순이익(EPS_{it})에 대한 재무분석가의 예측치이며, FE_{it} 는 AEF_{it} 에서 주당순이익(EPS_{it})을 차감하여 측정하였다. FE_{it} 를 계산하는 데에 사용한 AEF_{it} 는 $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 최초로 나타난 재무분석가의 이익예측치(FE_{1st}), $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 30일 이내의 기간에 대하여 재무분석가들이 제시한 이익예측치들의 consensus (FE_{30}), $t-1$ 년도에 대한 회계이익 공시일 이후 60일 이내의 기간에 대하여 재무분석가들이 제시한 이익예측치들의 consensus(FE_{60})의 세 가지 방법으로 측정하였다. TA_{it} 는 i 기업의 t 년도 총발생액으로 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감하여 계산하였으며, CF_{it-1} , CF_{it} , CF_{it+1} 은 각각 i 기업의 $t-1$ 년도, t 년도, $t+1$ 년도 영업활동현금흐름을 의미한다. 이들 변수들은 모두 평균총자산으로 스케일링하여 분석에 사용하였다. DCF_{it} 는 경제적 이익과 경제적 손실을 구분하는 변수로, CF_{it} 가 음(-)인 경우에는 1의 값을, 양(+)인 경우에는 0의 값을 갖는 더미변수이다. D_{it} 는 i 기업의 t 년도 판권치가 NP3에 속하면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수이다.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. (양측검정)

위 <표 11>에서 ($D_{it} * DCF_{it} * CF_{it}$)의 계수는 <표 7>의 결과와 유사하게 모두 5% 이하의 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있다. 이러한 결과는 포트폴리오 NP3에서 포트폴리오 NP1보다 보수주의의 수준이 더 크다는 것을 의미한다. 따라서 본 연구의 결과가 EPS_{it} 가 극단적인 음(-)의 값을 가지는 기업들에 의하여 편향된 것은 아니라고 판단된다.

V. 결론 및 한계점

FE는 AEF에서 회계이익(즉, EPS)를 차감하여 계산되는데 대부분의 선행연구들은 회계이익의 영향은 고려하지 않고 FE는 AEF에 반영된 재무분석가의 낙관주의에 의하여 FE의 크기가 결정된다는 입장에서 연구를 진행하고 있다. 그러나 실제로 AEF에 재무분석가의 낙관주의가 반영되어 있지 않더라도 회계이익이 보수주의에 의하여 경제적 손실을 경제적 이익보다 신속하

게 반영한다면 FE 는 양(+)의 값으로 나타나 마치 AEF 가 낙관적인 편의를 갖는 것처럼 잘못된 판단을 내리게 된다.

이처럼 그 동안 AEF 의 낙관적인 편의에 대한 연구는 회계이익이 FE 에 미치는 영향을 고려하지 않았다는 판단에서 본 연구는 AEF 에서 나타나는 낙관적인 편의가 회계이익에 반영된 보수주의에 의하여 나타나는지를 분석하였다.

이의 분석을 위하여 본 연구는 2001년부터 2007년까지 총 911개 기업-년의 표본을 대상으로 분석을 수행하였다. 당기의 현금흐름(CF_{it})을 이용하여 경제적 이익과 손실을 구분하였으며, 보수주의를 측정하는 모형으로는 BS 모형을 사용하였다. 이 때, 회계이익에 반영되는 보수주의에 의하여 FE 의 크기가 달라지는지를 분석하기 위해서는 FE 의 크기에 영향을 미치는 AEF 의 크기를 통제할 필요가 있으므로 본 연구에서는 포트폴리오 $NP1$ 부터 포트폴리오 $NP3$ 까지 전체 표본을 3개의 그룹으로 나누어, 각 그룹의 AEF 수준은 유사하지만 포트폴리오 $NP1$ 부터 포트폴리오 $NP3$ 으로 갈수록 FE 의 크기가 커지도록 하여 AEF 의 영향을 통제하였다.

분석 결과, FE 가 가장 큰 포트폴리오 $NP3$ 에서 보수주의 수준이 가장 크게 나타났는데 이는 각 포트폴리오의 AEF 의 수준이 유사하다는 것을 고려하면 포트폴리오 $NP3$ 에서 FE_{it} 가 크게 나타나는 것은 회계이익에 반영된 보수주의 때문이라는 것을 의미한다.

이러한 결과는 경제적 손실과 이익을 구분하는 변수로 CF_{it} 대신 시장조정수익률(RET_{it})이나 현금흐름의 변동(ΔCF_{it}), 혹은 산업평균 현금흐름을 통제한 현금흐름($INDCF_{it}$)을 사용하는 경우에도 달라지지 않았다. 또한, 연구모형으로 Basu(1997) 모형이나 HLNP 모형을 사용하는 경우에도 달라지지 않았다.

따라서 이상의 결과를 종합해 보면 선행연구들에서 제시된 AEF 의 낙관적인 편의는 일정 부분 FE 계산에 사용된 회계이익(즉, EPS)의 보수주의에 의하여 결정된다는 것을 의미하는 것으로 이 부분은 선행연구들이 명시적으로 고려하지 못한 부분이다. 따라서 본 연구는 AEF 의 낙관적인 편의에 회계적 보수주의가 영향을 미친다는 것을 실증했다는 측면에서 선행연구에 대하여 차별적인 공헌이 있다고 판단된다.

그럼에도 불구하고 본 연구에서는 AEF 의 낙관적인 편의에 재무분석가의 낙관주의가 순수하게 미치는 영향의 정도를 고려하지 못하였으며, 이에 따라 AEF 의 낙관적인 편이 중에서 얼마만큼의 부분이 재무분석가의 진정한 낙관주의에 의한 것인지, 그리고 얼마만큼의 부분이 회계이익의 보수주의에 의한 것까지 구분하지는 못하였다. 이러한 구분은 AEF 의 낙관적인 편이가 가지는 경제적인 의미를 해석하는 데에 중요한 판단기준이 될 것으로 기대되므로 이 부분에 대해서는 앞으로 추가적인 연구가 필요하다고 판단된다.

참고문헌

- 강상구 · 김중혁 · 임찬우. 2007. 애널리스트 투자정보의 유용성과 정보비대칭, 재무연구 제20권 제3호 : 1 - 34.
- 고봉찬 · 김진우. 2007. 애널리스트 이익예측의 정확성과 추천종목의 수익성. 증권학회지 제36권 제6호.
- 권수영 · 김정국. 1997. 재무분석가의 이익예측정확성에 영향을 주는 요인분석. 경영학연구 제26권 제4호 : 892 - 914.
- 김권중. 1998. 재무분석가 이익예측능력의 재검증. 회계학연구 제23권 제3호 : 157 - 181.
- 김동순 · 엄승섭. 2006. 국내외 애널리스트들의 투자의견 및 목표주가 변경이 주가에 미치는 영향력 분석. 증권학회지 제35권 제2호.
- 박종성 · 이은철. 2003. 회계제도의 개선과 회계정보의 유용성. 회계학연구 제28권 제2호 : 105 - 134.
- 박종일. 2006. 감사위원회 및 이사회 특성이 재무분석가의 이익예측 오차에 미치는 영향. 회계와 감사연구 제44권.
- 박종찬. 2005. 1997년 금융위기 이후 회계제도 개혁에 따른 이익의 적시성과 보수성 변화. 회계학연구 제30권 제4호 : 1 - 26.
- 손성규. 1995. 다수 재무분석가에 의한 회계정보 예측의 비교. 회계학연구 제20권 제3호 : 73 - 105.
- 손성규. 1997. 경영자의 예측치와 재무분석가 예측치의 비교 : IR에서의 예측을 중심으로. 회계학연구 제22권 제3호 : 107 - 129.
- 신호영 · 윤영경. 2010. 보수주의와 재무분석가의 이익예측치와의 관계. 회계정보연구 제28권 제1호 : 241 - 263.
- 안윤영 · 신현한 · 장진호. 2005. 연구개발비가 재무분석가 예측정확성 및 재무분석 수요에 미치는 영향. 회계학연구 제30권 제2호 : 1 - 23.
- 안윤영 · 유영태 · 조영준 · 신현한 · 장진호. 2006a. 재무분석가의 특성이 이익예측 정확성에 미치는 영향. 회계학연구 제31권 제4호 : 1 - 24.
- 안윤영 · 장진호 · 조명현. 2006b. 재무분석가의 명성과 성과 간의 관계 및 명성의 결정요인. 회계와 감사연구 제43권.
- 안윤영 · 장진호. 2007. 재무분석가의 명성과 이익예측 허딩 간의 관계. 회계와 감사연구 제45권.
- 윤성준 · 허성관. 1991. 시계열분석과 재무분석가에 의한 업종별 당기순이익 예측의 비교. 회계학연구 제13권 : 49 - 60.
- 윤재원 · 최현돌. 2005. 외환위기와 은행회계정보의 주가관련성 변화에 관한 연구. 회계학연구 제30권 제1호 : 35 - 63.
- 이남주 · 나인철. 1992. 재무분석가의 예측치를 이용하여 측정한 회계이익정보와 매출정보의 유용성에 관한 연구. 증권학회지 제14권.
- 이윤원 · 정우성. 1993. 기업특성과 재무분석가 예측정보의 정확성. 회계학연구 제17권 : 89 - 108.
- 이윤원 · 정우성. 1994. 회계변경이 재무분석가의 회계정보 예측오차에 미치는 영향. 경영학연구 제23권 제4호 : 251 - 270.
- 이원흠 · 최수미. 2003. 증권사 애널리스트의 투자등급 변경이 주가수익률 및 거래량에 미치는 영향에

- 관한 연구. 증권학회지 제32권 제3호.
- 이원흠 · 최수미. 2004. 공정공시제도 시행이후 기업의 공시행태와 애널리스트의 투자등급 정보효과 변화에 관한 연구. 증권학회지 제33권 제1호.
- 장지인 · 태석준. 1992. 재무분석가에 의한 기업이익 예측의 정보내용. 증권학회지 제14권.
- 전규안 · 최종학 · 박종일 · 이병희. 2007. 기타포괄손익과 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관련성에 관한 연구. 회계학연구 제32권 제1호 : 141 - 171.
- 정석우. 2003. 재무분석가의 분석기업 결정과 예측특성에 영향을 미치는 요인. 회계학연구 제28권 제4호 : 61 - 84.
- 정석우 · 임태균. 2005. 회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측 정확성에 미치는 영향. 회계학연구 제30권 제2호 : 209 - 235.
- 정석우 · 김진배 · 임태균. 2006. 재무분석가 및 분석대상기업의 기업집단소속 여부에 따른 이익예측치 및 투자추천의견의 특성. 회계와 감사연구 제44권.
- 최 관 · 전성일. 2005. 외환위기와 보수적 회계처리. 회계학연구 제30권 제3호 : 215 - 242.
- 한봉희. 1996. 증권분석가의 회계이익 예측 상이도가 예측편의와 미래주가에 관해 내포하는 의미. 회계학연구 제21권 제4호 : 1 - 20.
- Abarbanell, J. 1991. Do Analysts' Earnings Forecasts Incorporate Information in Prior Stock Price Changes? *Journal of Accounting and Economics* : 147 - 165.
- Ahmed, A. S., G. J. Lobo, and X. Zhang. 2000. Do Analysts Under - React to Bad News and Over - React to Good News? *Working paper*. Syracuse University, University of Chicago.
- Ahn, Y. Y., J. H. Lee, and J. H. Chang. 2007. Voluntary Disclosure, Analyst Following, Forecast Accuracy and Dispersion : Evidence From Korea. *경영학연구* 제36권 제3호 : 765 - 790.
- Ali, A., A. Klein, and J. Rosenfeld. 1992. Analysts' Use of Information about Permanent and Transitory Earnings Components in Forecasting Annual EPS. *The Accounting Review* : 183 - 198.
- Baik, B. 2006. Self - Selection Bias in Consensus Analysts' Earnings Forecasts. *Asia - Pacific Journal of Financial Studies* 35 (6) : 141 - 168.
- Ball, R. and L. Shivakumar. 2006. The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition. *Journal of Accounting Research* 44(2) : 207 - 242.
- Bartov, E., D. Givoly, and C. Hayn. 2002. The Rewards to Meeting or Beating Earnings Expectations. *Journal of Accounting and Economics* 33 : 173 - 204.
- Basu, S. 1997. The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings. *Journal of Accounting & Economics* 24 (1) : 3 - 37.
- Bhojraj, S., P. Hribar, and M. Picconi. 2003. Making Sense of Cents : An Explanation of Firms That Marginally Miss or Beat Analyst Forecasts. *Working paper*. Cornell University.
- Bradshaw, M. T., and L. Brown. 2006. Do Sell - side Analysts Exhibit Differential Target Price Forecasting Ability? *Working paper*. Harvard University, Georgia State University.

- Bradshaw, M. T., S. A. Richardson, and R. G. Sloan. 2001. Do Analysts and Auditors Use Information in Accruals? *Journal of Accounting Research* : 45 – 74.
- Chevis, G., S. Das, and K. Sivaramakrishnan. 2001. An Empirical Analysis of Firms That Meet or Exceed Analysts' Earnings Forecasts. *Working Paper*. Texas A&M University, and University of Illinois at Chicago.
- Chevis, G., S. Das, and K. Sivaramakrishnan. 2002. Valuation of Firms that Consistently Meet or Exceed Analysts' Earnings Forecasts. *Working paper*. Texas A&M University, University of Illinois at Chicago.
- Das, S., C. Levine, and K. Sivaramakrishnan. 1998. Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts. *The Accounting Review* 73 : 277 – 294.
- Dechow, P. M. and I. D. Dichev. 2002. The Quality of Accruals and Earnings : The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review* 77 (Supplement) : 35 – 59.
- Dichev, I. D., and V. W. Tang. 2009. Earnings Volatility and Earnings Predictability. *Journal of Accounting and Economics* 47 : 160 – 181.
- Dietrich, R., K. Muller, and E. Riedl. 2007. Asymmetric Timeliness Tests of Accounting Conservatism. *Review of Accounting Studies* 12 (1) : 95 – 124.
- Drake, M. S. and L. A. Myers. 2007. Analysts' Accrual – Related Over – Optimism : Do Experience and Broker Affiliation Play a Role? *Working paper*. Texas A&M University.
- Easterwood, J. C., and S. R. Nutt. 1999. Inefficiency in Analysts' Earnings Forecasts : Systematic Misreaction or Systematic Optimism? *Journal of Finance* 54 (5) : 1777 – 1797.
- Hayes, R. M. and C. B. Levine. 2000. An Approach to Adjusting Analysts' Consensus Forecasts for Selection Bias. *Contemporary Accounting Research* 17 (Spring).
- Hwang, L., W. Lee, H. Nam, and K. Park. 2008. Conditional Conservatism, Listing Status, and Auditor Quality. *Korean Accounting Review* 33 (2) : 145 – 183.
- Jones, J. 1991. Earnings Management during Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research* 29 : 193 – 228.
- Kasznik, R. and M. F. McNichols. 2002. Does Meeting Earnings Expectations Matter? Evidence from Analyst Forecast Revisions and Share Prices. *Journal of Accounting Research* 40 (June).
- Koh, K., D. Matsumoto, S. Rajgopal, 2007. Meeting or Beating Analyst Expectations in the Post – Scandals World : Changes in Stock Market Rewards and Managerial Actions. *Working Paper*. University of Washington.
- Lin, Z and M. Shih. 2006. Does the Stock Market See a Zero Or Small Positive Earnings Surprise as a Red Flag? *Working Paper*. National University of Singapore.
- Lopez, T. J. and L. Rees. 2001. The Effect of Meeting Analysts' Forecasts and Systematic Positive Forecast Errors on the Information Content of Unexpected Earnings. *Working paper*. Texas

A&M University.

Louis, H., T. Lys, and A. X. Sun. 2007. Conservatism and Analyst Earnings Forecast Bias. *Working paper*. Pennsylvania State University, Northwestern University.

Matsumoto, D. A. 2002. Management's Incentives to Avoid Negative Earnings Surprises. *The Accounting Review* 77 (July) : 483 – 514.

McNichols, M., and P. O'Brien. 1997. Self – selection and Analyst Coverage. *Journal of Accounting Research* : 167 – 199.

Pae, J., and D. B. Thornton. 2010. The Association between Accounting Conservatism and Analysts' Forecast Inefficiency. *Working paper*. Korea University, Queen's University.

Richardson, S. A., S. H. Teoh, and P. D. Wysocki. 2004. The Walk – down to Beatable Analyst Forecasts : The Role of Equity Issuance and Insider Trading Incentives. *Contemporary Accounting Research* : 885 – 924.

Yoon, S. S. and G. Miller. 2002. Cash from Operations and Earnings Management in Korea. *The International Journal of Accounting* 37 : 395 – 412.

A Study on the Conservatism and Analysts' Optimistic Bias

Se Yong Lee* · Bahl Geun Roh**

〈Abstract〉

Forecasts error(here after, FE) is calculated by subtracting earnings per share(here after, EPS) from analysts' earnings forecasts(here after, AEF), where AEF is said to be optimistically biased if FE is positive. In most previous studies, they believe that positive FE is driven from optimistic bias in AEF only, not considering the effect of accounting earnings. However, FE is likely to also have a positive value if economic losses are more asymmetrically reflected in EPS , based on accounting conservatism, than economic gains, even if the analysts' optimistic bias is not considered at all. Therefore, EPS should be considered when FE is calculated. Otherwise, it is likely to get the wrong conclusion that there exists analysts' optimistic bias in AEF although analysts' optimism in AEF does not exist.

Accordingly, the purpose of our paper is to examine if conservatism that is reflected in EPS can cause the optimistic bias in AEF (namely, positive FE). To achieve the purpose, we divided the sample into three portfolios from NP1 to NP3, each of which has the similar magnitude of AEF but the magnitude of FE increases from NP1 to NP3. Therefore, because AEF of each portfolio is similar, it is likely that FE is related to accounting conservatism, if the observed conservatism in NP3 is higher than any other portfolio.

To test empirically the hypothesis, we have used Ball · Shivakumar(2006) model with current cash flow(CF_t) as the variable to distinguish economic gains and losses. The result shows that the larger conservatism is observed in NP3, leading to the conclusion that positive FE could be driven from accounting conservatism.

And the above result is not changed even when we have used, as the variable to distinguish economic gains and losses, other variables such as RET_t , change in cash flow(ΔCF_t), and industry —adjusted cash flow($INDCF_t$), respectively and other models such as Basu(1997) and Hwang · Lee · Nam · Park(2008).

〈Key words〉 Accounting earnings, conservatism, analysts' earnings forecasts, forecast error

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

** Doctoral Student, Department of Business Administration, The Catholic University of Korea