

세무회계저널
제10권 제2호 2009년 6월 pp.225~260
한국세무학회

회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세 변동 정보가 재무분석가의 이익예측치에 미치는 영향*

박종일** · 전규안*** · 노희천****

<요 약>

본 연구는 이익조정 측정치 중 회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동 정보와 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관계를 분석하였다. 기존 이익조정(혹은 이익의 질)의 측정치인 재량적 발생액은 외부이해관계자들에게 직접적인 관찰이 불가능한 반면, 본 연구의 분석대상 측정치들은 재무제표를 통하여 쉽게 관찰가능하다는 특성이 있다. 본 연구는 이러한 이익조정의 정보들이 자본시장에서 정보중개인으로서의 역할을 수행하는 재무분석가의 미래 이익예측에 어떻게 반영되는지를 알아보았다. 이를 검증하기 위하여, 본 연구는 2000년부터 2004년까지 유가증권시장에 상장된 기업 중 금융업을 제외하고 12월 결산법인을 대상으로 재무분석가의 이익예측치 자료의 수집이 가능한 기업에 대해 실증분석을 하였다.

주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 회계이익과 과세소득의 차이를 대상으로 한 분석결과는 회계이익과 과세소득의 차이와 재무분석가의 이익예측오차(accuracy) 및 편의(bias)는 각각 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 즉 과세소득보다 회계이익이 상대적으로 클수록(즉 이익의 질이 낮을수록) 재무분석가의 이익예측의 정확성이 더 높고, 또한 재무분석가는 실제이익보다 예측치를 비관적 편의(pessimistic bias)를 가지고 산출하는 성향이 있다는 결과이다. 둘째, 회계이익과 과세소득의 차이 중 영구적 차이를 제외한 후 일시적 차이 및 순이연법인세변동을 대상으로 한 분석결과 역시 첫 번째의 결과와 일치하게 일시적 차이(혹은 순이연법인세변동)와 이익예측오차 및 편의는 각각 유의한 음(-)의 값이 나타났다.

국내에서는 외국과 달리 과세소득 및 일시적 차이 관련 정보를 직접 측정하여 사용할 수 있다는 점을 이용해서 본 연구는 회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동을 직접 측정하고, 이들 세 가지 이익조정 측정치와 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관계를 체계적으로 분석했다는 점에서 의의가 있다. 특히 본 연구는 외부이해관계자들에게 직접 관찰이 되지 않는 재량적 발생액이나 미국의 회

* 이 논문은 2007년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비지원에 의하여 연구되었음. 이 논문은 세무회계저널 전임 편집위원장인 김갑순 교수(동국대)가 논문접수 및 심사절차를 담당하여 게재확정된 논문임.

** 충북대학교 경영학부 조교수, parkjil@hansei.ac.kr, 011-319-7657, 제1저자

*** 숭실대학교 경영학부 부교수, kajeon@ssu.ac.kr, 010-5354-3075, 교신저자

**** 숭실대학교 경영학부 전임강사, rhc0401@ssu.ac.kr, 011-9105-8827, 공동저자

논문접수일 2008년 10월

게재확정일 2009년 4월

계이익과 과세소득의 차이와 이익예측오차 사이의 관계를 알아본 기존 연구들(Bradshaw et al. 2001 ; Ahmed et al. 2001 ; Weber 2005 등)과 달리 관찰이 가능한 세 가지 세무관련 이익조정 측정치들에 대해서는 재무분석가의 이익예측의 정확성이 높고, 비관적 예측치가 산출됨을 보여줌으로써 정보중개자인 재무분석가의 이익예측에 대한 효과성 관련 증거를 제시한다는 점에서 학계와 실무계에 여러 유익한 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

<주제어> 회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이, 순이연법인세변동, 이익의 질, 재무분석가의 이익예측오차와 편익, 이익예측의 정확성

I. 서 론

본 논문은 회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동과 재무분석가의 이익예측 오차 사이의 관계에 관한 연구이다. 본 연구는 세 가지 세무관련 이익조정 측정치가 자본시장에서 정교한 투자자 집단으로 알려진 재무분석가의 미래 이익예측치에 어떻게 반영되고 있는지를 체계적으로 분석하였다.

재무분석가의 분석보고서에 포함된 이익예측치는 가능한 모든 정보를 반영하여 산출되는 것으로 알려져 있으며, 특히 해당기업에서 보고된 회계이익 정보를 기초자료로 하여 산출된다. 재무분석가의 이익예측치는 자본시장에서 투자자들의 경제적 의사결정에 직·간접으로 영향을 주며, 주가는 재무분석가에 의해 발표된 이익예측치에 영향을 받는다(Givoly and Lakonshok 1979 ; Stickel 1991 ; Hirst et al. 1995 등).¹⁾ 이러한 점에서 재무분석가로부터 제공되는 이익예측치 정보는 기업과 외부 이해관계자들 사이의 정보비대칭(information asymmetry)을 완화하는 매개 역할을 수행한다.²⁾

기업의 이익조정 정도와 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관계를 규명하고자 한 최초의 연구는 Bradshaw et al.(2001)의 연구이며, 세무조정 측정치를 이용하여 분석한 연구로는 Weber(2005)가 있다. 우선 Bradshaw et al.(2001)의 연구에서는 발생액(accruals)을 통한 이익조정에 대해 재무분석가들이 미래 이익예측치에 이를 정확히 반영하지 못하고 있음을 보고하였다. 또한 이에 대한 후속연구인 Ahmed et al.(2001), 임태균과 정석우(2006)의 연구는 발생액 대신 재량적 발생액을 이용한 검증결과에서도 Bradshaw et al.(2001)과 유사한 결과를 제시하였다. 한편 본 연구의 선행연구라 할 수 있는

1) 재무분석가의 이익예측치에 따라 해당기업의 주가가 영향을 받을 수도 있기 때문에 기업은 보고이익을 공시할 때 재무분석가들의 이익예측치를 목표치로 하여 보고하려는 경향도 있다(Imhoff 1992 ; Burgstahler and Dichev 1997 ; Degeorge et al. 1999 등).

2) 재무분석가의 분석 자료가 정확한 경우 미래 이익예측 정보는 시장참여자의 경제적 의사결정에 유용한 회계정보로서의 역할을 수행한다. 따라서 재무분석가는 기업과 외부이해관계자들 사이의 정보비대칭을 완화하는데 공헌하는 것으로 알려져 있다(Asquith et al. 2005).

Weber(2005)는 회계이익과 과세소득의 차이 정보에 대해 발생액을 이용한 Bradshaw et al.(2001)의 경우와 마찬가지로 재무분석가는 미래 이익예측치를 산출할 때 회계이익과 과세소득의 차이가 클수록 이익예측치에 낙관적 편향(optimistic bias)의 성향이 있음을 관찰하고 이를 통해 재무분석가는 회계이익과 과세소득의 차이 정보에 내포된 이익의 질(quality of earnings) 정보를 정확히 반영하지 못함을 보고하였다.³⁾ 그러나 앞서 진술한 바와 같이 정교한 투자자 집단으로 알려진 재무분석가들은 회계이익 정보를 기초자료로 미래 이익예측치를 산출하고 있으며, 또한 이익의 질을 반영하는 것으로 알려져 왔다. 한 예로, 김문철과 최 관(1999)은 국내의 경우 재무분석가들이 이익예측치를 산출할 때 해당기업에 대한 회계이익의 질을 반영하고 있음을 설문조사를 통해 확인하였다.⁴⁾

한편, 이익조정(혹은 이익의 질)과 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관계를 알아본 기존 연구들의 공통점은 발생액이나 재량적 발생액 혹은 회계이익과 과세소득의 차이 정보를 이용하여 기업의 이익조정 정도를 연구자가 추정과정을 통해 측정치를 계산한 후 분석하였다.⁵⁾ 그러나 이들 측정 변수의 공통점은 이익조정의 측정치이지만, 연구자의 계산과정이 개입되어 있어 외부이해관계자들에게는 쉽게 직접 관찰되지 않는 특성이 있다. 특히 재량적 발생액은 비재량적 발생액의 계산시 연구자의 추정절차가 불가피하게 수반되며, 이로 인해 추정절차에서 측정오차(measurement error)의 문제가 나타날 수 있음은 널리 알려져 있다(Dechow et al. 1995 ; Kasznik 1999 ; Collins and Hribar 2000 ; Kothari et al. 2005 등).

이익조정의 검증을 위한 또 다른 측정방법인 회계이익과 과세소득의 차이(book-tax differences)가

- 3) 재무분석가의 이익예측오차와 관련한 기존 실증연구들에서는 재무분석가들이 낙관적 예측치를 산출하면 이익예측의 정확성이 낮게 나타나는 성향이 있으며, 반대로 비관적 예측치를 산출하면 이익예측의 정확성이 높게 나타나는 성향이 있음을 보고하였다(최원욱 등 2008). 또한 재무분석가의 이익예측오차의 정확성(accuracy)과 편향(bias)을 다루었던 많은 기존 연구들에서는 재무분석가의 이익예측치가 사후 보고된 이익에 비하여 대체로 비관적 편향보다는 낙관적 편향의 성향이 관찰됨을 보고하였으며(Brown and Rozeff 1980 ; Brown et al. 1987 ; O'Brien 1988 ; Bradshaw et al. 2001 ; 임태균과 정석우 2006 ; 전규안 등 2007 ; 박수근과 박종일 2008 등), 특히 재무분석가들은 해당기업에 대한 이익예측이 어렵거나 이익예측의 가능성이 떨어질 때 이러한 낙관적 이익예측치를 공표하는 것으로 알려져 있다(Das et al. 1998 ; Lim 2001 등). 이와 같이 재무분석가가 낙관적 예측을 하는 경우에는 재무분석가의 이익예측의 정확성이 낮아진다(Duru and Reeb 2002). 이러한 점에서 Bradshaw et al.(2001), Ahmed et al.(2001) 및 Weber(2005)의 연구들에서는 각각 발생액이나 재량적 발생액, 또는 회계이익과 과세소득의 차이 정보에 대해 재무분석가의 이익예측치가 낙관적 편향을 갖는다는 것은 재무분석가들이 미래 이익예측치의 산출시 기업의 이익조정 정보를 정확히 반영하지 못함을 제시한 것이다.
- 4) 김문철과 최 관(1999)의 설문조사결과에 따르면, 설문응답자 234명 중 67%의 응답자가 해당기업의 이익의 질을 고려한다고 응답하였으며, 이들 중에서 91%가 이익의 질에 관한 개념이 의사결정에 유용하다고 답하였다. 이 결과는 국내의 재무분석가들이 이익의 질을 반영하여 해당기업의 미래 이익예측치를 공표하고 있음을 나타낸다.
- 5) 국내와 달리 미국에서는 과세소득 자료가 공개되지 않기 때문에 Weber(2005)의 연구는 공시된 재무제표 자료를 이용하여 과세소득을 추정한 후 이를 이용하여 회계이익과 과세소득의 차이 정보를 측정하였다. 따라서 Weber(2005)의 연구는 실제과세소득이 아닌 추정과세소득을 이용하여 분석한 결과이다.

이익의 질을 반영한다는 주장이 있다(Weber 2008 ; Hanlon 2005 ; Lev and Nissim 2004 ; Phillips et al. 2003 ; Mills and Newberry 2001 등). 또한 회계이익과 과세소득의 차이 중 과세소득을 구할 수 없거나 자료수집이 용이하지 않은 경우에는 Phillips et al.(2003, 2004)의 방법에 따라 일시적 차이나 순이연 법인세변동 정보를 회계이익과 과세소득의 차이 대용치로 이용한 연구들도 있다(전규안과 박종일 2002 ; 주인기 등 2005 ; 최종서와 문승엽 2005 ; 임태균과 정석우 2008 등).⁶⁾ 회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동을 이용한 이익조정 대용치들은 발생액이나 재량적 발생액보다 측정오차의 문제에 덜 민감한 측정치로 여겨지고 있다(Hanlon 2005 ; Lev and Nissim 2004 ; 박종일과 전규안 2008 등). 이러한 세무관련 이익조정 측정치는 재량적 발생액과는 달리 추정과정이 수반되지 않는다는 점에서 측정오차의 문제가 없고, 재무제표나 각주를 통하여 외부이해관계자들이 쉽게 이용가능하다는 점에서 자본시장 참여자들에게는 쉽게 관찰가능한 변수들이다.

정교한 투자자 집단인 재무분석가라 하더라도 관찰이 수월하지 않은 이익조정 측정치를 이용해서 해당 기업의 미래이익의 예측치를 산출하기보다는 쉽게 관찰이 가능한 기업의 이익조정 측정치를 이용할 가능성이 더 높다고 할 수 있다. 따라서 본 연구는 발생액(또는 재량적 발생액)을 이용한 연구와 달리, 세 가지 세무관련 이익조정 측정치인 회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동 정보와 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관계를 분석하고자 한다. 본 연구와 관련있는 선행연구로 Weber(2005)의 연구가 있으나, 미국의 경우는 국내와 달리 정보공시 환경에 차이가 존재하기 때문에 본 연구에서 다루고 있는 세무관련 이익조정 측정치들이 재무분석가의 미래 이익예측치에 어떻게 반영되고 있는지를 알아보는 것은 재무분석가의 이익예측치가 자본시장 참여자들에게 활용되고 있다는 측면에서 볼 때 매우 유익한 시사점들을 제공할 것으로 기대된다.⁷⁾ 이를 구체적으로 살펴보면, 재무분석가들이 미래 이익예측치를 자본시장에 제공할 때 이익조정이 반영된 이익의 질을 정확히 평가하고 이를 반영한 미래 이익예측치를 제공하고 있는지의 여부는 외부이해관계자들의 경제적 의사결정에 중대한 영향을 미칠 수 있는 사항이며, 결국은 사회전체적으로도 자원의 효율적 배분에 영향을 줄 수 있다. 이러한 점에서 만일 보고이익을 상향조정하여 이익의 질이 낮은 기업들에 대해 자본시장에서 정보중개인(information intermediary)으로서의 역할을 수행하는 재무분석가들이 이를 이익예측에 어떻게 반영하고 있는지를 알아보는 것은 재무분석가에 의해 제공되는 예측치 정보의 효과성을 판단하는데도 유익한 증거를 제공한다.

6) 이 분야의 초기 연구들은 회계이익과 과세소득의 차이 총액을 이용한 연구들이 많았으나(Mills and Newberry 2001 ; 박종일과 김경호 2002 ; 전규안 2004 등), 후속연구들은 회계이익과 과세소득의 차이 측정치에는 경영자가 재량적으로 이익조정에 이용할 수 없는 영구적 차이와 재량적으로 이익조정에 이용가능한 일시적 차이로 구성된다는 점에 착안하여 일시적 차이를 경영자의 이익조정 측정치로 이용하거나 일시적 차이 자료를 직접 수집할 수 없는 경우에 순이연법인세변동 정보를 이용하였다(Phillips et al. 2003, 2004 ; 전규안과 박종일 2002 ; 주인기 등 2005 ; 최종서와 문승엽 2005 ; 임태균과 정석우 2008 등).

7) 미국은 과세소득 자료가 공개된 정보가 아닌 반면, 국내의 경우는 감사보고서에 공개된 정보이다. 따라서 Weber(2005)의 연구는 재무제표를 통한 추정과세소득을 계산하여 분석한 것이다. 이러한 점에서 추정과세소득을 이용하면 앞서 설명한 바와 같이 재량적 발생액의 추정오차의 문제와 동일한 문제점이 존재할 수 있다.

본 연구에서의 세 가지 이익조정 측정치(회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이, 순이연법인세 변동) 모두 이들 변수의 값이 클수록 보고이익을 상향조정한 기업(이익의 질이 낮은 기업)이며, 이들 기업이 당기의 이익을 상향조정할수록 미래이익에 대해서는 반전(mean reversal) 효과가 예상된다. 즉 해당기업의 당기 이익조정이 높을수록 이익의 상향조정만큼의 미래이익의 감소가 예상되므로, 이러한 이익조정에 대한 정보를 재무분석가들이 미래 이익예측치를 산출할 때 정확하게 반영한다면 이익예측오차는 감소할 것이다.

이러한 가설을 검증하기 위해 본 연구는 2000년부터 2004년까지 유가증권시장에 상장된 기업 중 금융업을 제외한 12월 결산법인, 그리고 재무분석가의 이익예측치 자료가 수집가능한 기업들을 대상으로 경험적(empirical) 분석을 수행하였다.

이하 본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장은 회계이익과 과세소득의 차이와 관련한 선행연구 및 이익조정과 재무분석가의 이익예측오차 관련 기존연구를 검토한 후, 이를 바탕으로 연구가설을 제시한다. 제Ⅲ장은 가설을 검증하기 위한 연구모형을 설계하고, 연구모형식에 이용될 변수 측정 및 정의, 그리고 표본기업의 선정절차에 대하여 논의한다. 제Ⅳ장은 가설에 대한 경험적 분석 결과를 제시하며, 이어서 제Ⅴ장은 연구결과를 요약하고 본 연구의 결론과 한계점을 기술한다.

Ⅱ. 선행연구의 검토 및 가설 설정

1. 회계이익과 과세소득의 차이 관련 선행연구의 검토

회계이익과 과세소득의 차이에 대한 최근 몇 년간의 연구들은 다음과 같은 주제를 중심으로 진행되었다. 이와 관련한 기존연구들을 간략히 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 회계이익과 과세소득의 차이를 통하여 경영자의 이익조정 여부를 파악할 수 있는지를 살펴보는 연구주제가 있다. 기존의 통계적 방법을 이용한 재량적 발생액(discretionary accruals)은 이익조정 측정치(proxy)로서 측정오류에 대한 논란이 상당부분 존재하지만 회계이익과 과세소득의 차이는 통계적으로 만들어진 측정치가 아니므로 이러한 측정오류의 문제가 적은 측정치로 여겨지기 때문에 이익조정을 파악할 수 있는 지표의 하나로 제시된다.⁸⁾ Mills and Newberry(2001)는 비공개 자료를 사용하여 이익조정 유인이 존재하는 경우에 회계이익과 과세소득의 차이가 크다고 보고하였다. Chaney et al.(1994), Phillips et al.(2003, 2004)은 일시적인 회계이익과 과세소득의 차이를 의미하는 이연법인세비용(deferred tax expense)과 일시적 이익 간에 양(+)의 관계가 존재한다는 결과를 보여주었

8) 예를 들어 Palepu et al.(2004, 3-10쪽)은 회계이익과 과세소득의 차이의 증가가 재무이익을 더 적극적으로 보고하고 있다는 것을 암시할 수 있다고 주장하였고, Penman(2007, 652쪽)은 회계이익과 과세소득의 차이(이연법인세비용)를 핵심 비용항목의 조정을 발견할 수 있는 진단변수로 제시하였다. 또한 노희천(2009)은 경영자의 재량권을 덜 인정하는 세법에 의해 산출된 과세소득이 회계이익에 대한 벤치마크(benchmark)로서의 역할을 수행한다는 것을 제시하였다.

다. Phillips et al.(2003)은 기존에 이용되는 이익조정 측정치를 통제한 후, 회계이익과 과세소득의 차이가 추가적으로 이익조정을 발견하는데 유용성이 있음을 실증적으로 보여주었고, Phillips et al.(2004)은 Phillips et al.(2003)을 확장하여 이연법인세비용 대신 순이연법인세부채 구성요소의 변화분을 이용하여 순이연법인세부채 구성요소 중에서 수익과 비용의 발생항목과 적립금 항목이 이익조정과 관련되어 있음을 제시하였다.

국내에서도 박종일과 김경호(2002), 전규안과 박종일(2002), 주인기 등(2005), 최종서와 문승엽(2005), 고종권과 윤성수(2006) 등이 회계이익과 과세소득의 차이와 이익조정행위의 관계를 살펴보았다. 박종일과 김경호(2002)는 이익조정의 측정치인 재량적 발생액과 회계이익과 과세소득의 차이 간에 유의한 양(+)의 관계가 있음을 관찰함으로써 회계이익과 과세소득의 차이 정보는 이익의 질이 반영된 정보임을 보여주고 있다. 전규안과 박종일(2002)의 연구에서는 재량적 발생액과 이연법인세부채 사이에는 유의한 양(+)의 관계가 있음을 발견하였으며, 회계이익과 과세소득의 차이와 이연법인세부채 사이에도 유의한 양(+)의 관계를 보고하였다. 이는 재량적 발생액이 클수록 이연법인세부채가 커짐을 의미하며, 회계이익이 과세소득보다 클수록 이연법인세부채가 커짐을 나타낸다. 주인기 등(2005)은 Phillips et al.(2003)의 연구와 유사한 분석을 통해 회계이익과 과세소득의 차이 관련 측정치가 개별기업의 이익조정을 탐지하는데 있어 유용하며, 이 중에서 회계이익과 과세소득의 차이, 회계이익과 과세소득 간 재량적 차이, 평가 및 감액관련 재량적 차이가 유용하다는 결과를 제시하였다. 최종서와 문승엽(2005)은 Phillips et al.(2003)에서 논의된 사항을 확장하여 이연법인세부채, 순이연법인세변동, 비기대이연법인세변동 등이 이익조정에 대한 추가적인 설명력이 있음을 보고하였다. 그리고 고종권과 윤성수(2006)는 Phillips et al.(2004)의 연구를 확장하여 회계이익과 과세소득의 차이를 감가상각, 퇴직급여충당금, 재고자산, 발생액, 지분법주식, 대손충당금, 기타로 구분한 후 이 중에서 재고자산, 지분법주식, 대손충당금 항목이 이익조정에 대한 설명력이 존재함을 제시하였다.

둘째, 회계이익과 과세소득의 차이도 채무이익에 대해 증분적 정보효과가 존재하는지를 살펴본 연구주제가 있다. 기업이 일시적 차이를 통하여 과도한 이익조정을 수행하였다면 회계이익은 과세소득에 비해 상대적으로 크게 될 수 있다. 이러한 일시적 차이를 통한 이익조정은 미래 시점에 반전될 것이므로 당기 회계이익의 미래지속성은 낮아진다. Hanlon(2005)은 회계이익과 과세소득의 차이(이연법인세비용)와 1기간 후 회계이익의 지속성 간의 관계와 회계이익과 과세소득의 차이에 대한 투자자의 시장반응을 분석하였다. 실증결과, 회계이익과 과세소득의 차이가 큰 양(+) 또는 음(-)의 값을 갖는 집단은 그렇지 않은 집단보다 발생액과 현금흐름의 지속성이 낮고 투자자들은 발생액의 지속성에 대한 기대를 낮추는 것으로 나타났다. 하지만 투자자들은 발생액의 지속성을 여전히 과대평가하는 것으로 나타나 회계이익과 과세소득의 차이 정보가 투자자에게 유용한 정보를 제공하지만 주가에 완전하게 반영되지는 않음을 보고하였다.⁹⁾ 한편, Lev and Nissim(2004)은 회계이익과 과세소득의 차이를 과세소득/회계이익 비율변수로 대체하여 분석한 결과, 회계이익이 이익조정을 통하

9) Hanlon(2005)의 연구에서 이러한 결과는 발생액 정보와 주가를 이용한 투자자들의 반응을 분석한 Sloan(1996)의 결과와 일치하는 것이다.

여 과대계상되면 과세소득/회계이익 비율은 작아지며(즉 회계이익과 과세소득의 차이가 증가), 이렇게 과대계상된 회계이익은 일시적이어서 미래에 반전될 수 있으므로 미래 회계이익 증가율이 감소됨을 보고하였다.

2. 이익조정과 재무분석가의 이익예측오차 관련 선행연구의 검토

Bradshaw et al.(2001), Ahmed et al.(2001) 및 임태균과 정석우(2006)는 이익조정 또는 이익의 질의 측정치를 각각 발생액 및 재량적 발생액으로 정의한 후 이들 변수와 이익예측오차 사이의 관계를 분석하였다. Bradshaw et al.(2001)은 당기에 높은 발생액을 이용한 기업은 장래 이익의 질에 문제가 발생할 가능성이 있으므로 미래이익이 낮아질 것으로 예상하고, 당기의 높은 발생액 정보에 대해 재무분석가들이 이를 정확히 평가한다면 미래 이익예측치에 비관적으로 반영될 것으로 기대하였다. 그러나 연구결과는 예상과 달리 재무분석가는 기업의 발생액이 높을수록 낙관적 이익예측치를 공표하는 것으로 나타났다. 이 연구는 이 결과에 대해 발생액으로 평가된 이익조정 정도를 재무분석가들이 미래 이익예측치에 정확하게 반영시키지 못하고 있다고 결론지었다. 후속연구인 Ahmed et al.(2001)의 연구는 발생액 대신 재량적 발생액으로 측정한 결과에서도 Bradshaw et al.(2001)과 대동소이한 결과가 관찰됨을 확인하였다. 국내의 연구로 임태균과 정석우(2006)의 결과는 재량적 발생액을 이용한 경우에서 이익의 질이 낮은 기업들에 대한 이익조정의 크기가 크거나 이익조정의 방향이 음(-)인 경우보다 양(+)인 경우 재무분석가는 낙관적 이익예측치를 제시하고, 또한 이 경우 이익예측의 정확성이 낮음을 보고하였다.

한편, Weber(2005)는 Bradshaw et al.(2001)과 달리 발생액 대신 회계이익과 과세소득의 차이(과세소득/회계이익 비율)¹⁰⁾ 정보를 이용하였는데, 미국의 경우 과세소득이 공개적으로 이용가능하지 않기 때문에 재무제표에 보고된 회계이익을 조정하여 과세소득을 추정하고 이를 분석하였다. 이 연구는 재무분석가들이 회계이익과 과세소득의 차이 정보를 미래이익의 기대치에 합리적으로 반영하는지를 알아본 결과에서 회계이익과 과세소득의 차이가 클수록 재무분석가들이 미래이익을 낙관적으로 예측하고 있음을 보고하였다. 이는 Bradshaw et al.(2001)의 결과와 마찬가지로 재무분석가들이 회계이익과 과세소득의 차이 정보에 내포된 이익조정 정도를 미래 이익예측치에 충분히 반영하지 못함을 시사한다. 한편 세무관련 이익조정 측정치를 이용한 국내의 연구로 임태균과 정석우(2008)는 이연법인세부채의 수준(또는 순이연법인세변동 및 비기대순이연법인세변동)이 높은 기업이면 그렇지 않은 기업에 비해 재무분석가의 이익예측오차가 작아진다는 결과를 보고하였는데, 이 결과는 앞서

10) Weber(2005)의 연구는 기존 연구들의 측정방법과 달리 회계이익과 과세소득의 차이를 Lev and Nissim(2004)의 방법에 따라 과세소득/회계이익 비율 변수로 측정하였다. 이 경우 보고이익을 상향조정할 경우에는 과세소득/회계이익 비율이 작게 되지만, 회계이익과 과세소득의 차이로 측정하면 과세소득보다 상대적으로 회계이익이 커지게 된다. 즉 이들 두 측정치는 측정방법만 달리할 뿐 제공되는 정보에는 차이가 없다. 또한 이 연구에서 회계이익과 과세소득의 차이는 엄밀히 말하면 Hanlon(2005)과 같이 일시적 회계이익과 과세소득의 차이이다.

의 기존 연구결과들과 상반된 결과이다.

이상의 선행연구들을 종합해 보면, 발생액이나 재량적 발생액으로 측정된 이익의 질은 공통되게 발생액(또는 재량적 발생액) 수준이 높은 기업(이익의 질이 낮은 기업)에 대해 재무분석가들이 낙관적 이익예측치를 산출한 후 이를 자본시장에 공표하는 경향이 있어 발생액을 통한 이익의 질 정보는 재무분석가의 미래 이익예측치에 정확히 반영되지 못하고 있다. 또한 발생액 대신 과세소득/회계이익 비율로 측정된 이익조정 측정치 역시 앞서의 결과와 유사한 결과를 보이고 있다. 이러한 현상이 나타난 여러 이유 중 하나로 발생액을 통한 이익조정인 유동발생액이나 재량적 발생액의 경우¹¹⁾, 그리고 미국은 과세소득 자료가 공개된 정보가 아니라서 이들 정보는 외부이해관계자들에게 쉽게 관찰되지 않으므로¹²⁾ 기존 연구에서 추정된 이익조정 측정치에 측정오차의 문제가 존재한다. 반면, 본 연구에서 주된 관심사항들은 외부이해관계자들에게 쉽게 관찰이 가능한 변수들이다. 즉 국내의 경우는 회계이익과 과세소득간 차이 변수 중 과세소득 정보는 과거 사업보고서에, 현재는 감사보고서 주석에 보고되고 있어 정보이용자들에게 쉽게 관찰가능하다. 따라서 본 연구는 분석대상인 회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동에 대해 재무분석가들이 이를 정확하게 평가하고 미래 이익예측치 산출에 반영하고 있는지를 재무분석가의 이익예측오차를 통해 검증한다.

이러한 점에서 본 연구는 Bradshaw et al.(2001) 및 Weber(2005) 등을 비롯한 여러 선행연구에 비하여 다음과 같은 차별성을 갖고 있다. 첫째, Bradshaw et al.(2001), Ahmed et al.(2001), 임태균과 정석우(2006)의 기존 연구들은 주로 발생액이나 재량적 발생액과 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관계를 조사하였다. 그러나 본 연구는 이익조정에 대한 측정오차가 덜한 것으로 알려진 회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동 정보와 재무분석가의 이익예측오차 간의 관계를 분석한다는 점에서 차이가 있다. 둘째, Weber(2005)는 추정된 과세소득을 이용하여 과세소득/회계이익 비율에 대한 재무분석가의 이익예측의 편의를 연구한 반면, 본 연구는 직접 관찰이 가능한 이익조정 측정치들인 회계이익과 과세소득의 차이와 일시적 차이 및 순이연법인세변동을 함께 분석함으로써 다각적인 형태로 세무관련 이익조정 변수와 이익예측오차 간의 관계를 검증한다. 더불어 본 연구의 결과는 Weber(2005)와 비교할 때 국내와 미국간의 정보공시 환경의 차이에 관한 시사점도 제공한다. 또한 본 연구는 이익예측의 편위 외에도 정확성에 대해서도 분석한다. 셋째, 임태균과 정석우(2008)에서는 주로 재무제표 자료를 통해 구할 수 있는 측정치인 이연법인세부채의 수준, 순이연

11) 이익조정의 크기는 직접 관찰되지 않으므로 재량적 발생액을 추정하는데는 연구자마다 추정오류가 개입되기 마련이다. 이러한 점에서 경영자의 재량권을 덜 인정하는 세법에 의해 산출된 과세소득이 회계이익에 대한 벤치마크로서의 역할이 최근 제기되면서, 회계이익과 과세소득의 차이는 재량적 발생액에 비해 측정오차의 문제에 덜 민감한 이익조정 측정치이며, 이익의 질을 평가하거나 미래이익을 예측하는데 유용한 정보를 제공한다고 주장한다(Lev and Nissim 2004 ; Hanlon 2005 ; Weber 2005 ; 노희천 2009 등).

12) Weber(2005)는 Lev and Nissim(2004)의 방법과 같이 이익의 질을 추정과세소득/회계이익 비율로 측정한 후 이를 이용하였는데, 이 과정에서 회계이익 자료에 기초하여 추정과세소득을 계산하고 있어, 재량적 발생액과 동일한 측정오차의 문제를 갖고 있다.

법인세변동 및 비기대순이연법인세변동과 이익예측오차 간의 관계만을 연구한데 반해, 본 연구는 세무상 자료인 과세소득과 일시적 차이 정보도 함께 분석함으로써 보다 세분화된 분석을 하였으며, 임태균과 정석우(2008)에서 다루지 않았던 이익조정 크기를 이용해서 연구한다는 점에서 차이가 있다. 또한, 본 연구는 임태균과 정석우(2008)와 연구방법론상에서 차이가 있다. 임태균과 정석우(2008)에서는 이연법인세 정보와 이익예측오차 간의 동시적 관계를 회귀분석을 통해 연구한 반면에¹³⁾ 본 연구에서는 전기 세무관련 세 가지 이익조정 측정치들이 재무분석가의 미래 이익예측치에 어떻게 반영되고 있는지를 이익예측오차와의 관계를 통해 분석했다는 점에서 보다 정교한 모형설정을 통한 분석이 수행되었다고 할 수 있다.

3. 연구배경과 가설 설정

재무분석가는 기업을 분석하여 기업의 미래경영성과 및 투자의견을 불특정다수의 외부이해관계자들에게 제공하여 경제적 의사결정과 효율적인 자원배분에 공헌하고, 기업과 이해관계자들의 정보비대칭을 완화하여 기업가치를 제고하는 순기능을 수행한다. 또한 재무분석가는 자본시장에서 정보중개자로서의 역할을 수행하며(Schipper 1991), 적극적인 정보수집 활동을 통해 새로운 정보를 자본시장참여자에게 제공하여 기업과 외부이해관계자들 간의 정보비대칭을 줄이는 역할을 수행한다(Frankel et al. 2003 ; Frankel and Li 2004 등).

한편, 경영자는 사적이익을 목적으로 외부재무보고과정에 의도적으로 개입하여 이익조정을 수행한다(Schipper 1989 ; Healy and Wahlen 1999 등). 또한 경영자에 의한 이익조정의 크기는 기업과 외부이해관계자들 사이에 정보비대칭이 클수록 커질 수 있고(Richardson 1998), 경영자의 기회주의적 이익조정이 클수록 회계정보의 유용성 및 이익의 질이 저하되어 기업가치가 저평가되기도 한다(Sloan 1996 ; Francis et al. 1999).

기존 이익조정 연구들에서는 당기 이익조정을 많이 수행하면 미래이익에서 반전효과가 발생되므로, 이익조정이 많은 기업들은 미래이익의 질에 문제가 발생할 가능성이 높다고 보았다(Sloan 1996 ; Bradshaw et al. 2001 ; Xie 2001 등). 또한 기존 연구들은 이익조정이 많은 기업이 그렇지 않은 기업

13) 기업의 당기 정보가 재무분석가의 미래 이익예측치에 반영되는가를 검토하기 위해서는 시차(lag)가 존재하는 것이 일반적이다. Ghosh and Moon(2005)의 연구에서는 기존 연구들이 당기의 정보와 당기의 이익예측오차 사이의 관계를 분석할 경우 재무분석가의 인지에 관한 애매한 추론(ambiguous inferences)만 가능하다고 지적한 바 있다. 즉 Ghosh and Moon(2005)은 동시적 변수간의 관계와 시차를 둔 변수간의 관계를 분석하는 연구방법의 차이에 대해서 지적하였다. 따라서 임태균과 정석우(2008)에서 당기 이연법인세 정보와 당기 재무분석가의 이익예측오차 간의 관계를 분석한 결과는 이연법인세 정보에 대한 재무분석가의 미래 이익예측치의 산출에 당기 이연법인세정보가 반영되는지를 조사한 것이라기보다는 당기 이연법인세 정보는 해당 기업의 재무제표가 공시되기 전에 재무분석가의 견지에서 미래 이익예측치를 공표한 것이므로, 두 변수간의 관련성(association)에 대한 정보만을 제공할 뿐이다. 이러한 점에서 임태균과 정석우(2008)의 연구방법에 따른 검증결과는 과거(전기) 세무관련 이익조정 정보가 재무분석가의 미래 이익예측치에 어떻게 평가되어 반영되는지에 관한 정보를 제공하지 못하는 한계가 있다.

보다 이익의 지속성(persistence)이 낮고, 이익의 질 역시 낮음을 보고하였다(Subramanyam 1996 등). 따라서 정교한 투자자집단으로 알려진 재무분석가들이 미래 이익예측치를 발표할 때 개별기업의 이익의 질을 반영할 것으로 예상된다.

본 연구에서 관심주제로 선정한 이익조정 측정치는 선행연구들에서 제시한 바 있는 회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동 변수로서 발생액 또는 재량적 발생액의 측정치보다 측정오차의 문제가 거의 발생하지 않으며, 또한 발생액 또는 재량적 발생액 측정치와 달리 본 연구의 세무관련 이익조정 측정치는 외부이해관계자들에게도 쉽게 재무제표를 통해 관찰가능하다는 점에서 이익조정 정도를 파악하는데 있어 용이한 변수들이다. 이들 세 가지 세무관련 이익조정 측정치는 상대적으로 회계이익이 과세소득보다 클수록, 미래 과세소득에 가산할 일시적 차이가 증가할수록, 그리고 순이연법인세자산의 변동보다 순이연법인세부채의 변동이 클수록 모두 이익을 상향조정한 기업들로서 이들 기업의 이익의 질은 낮은 것이 일반적이다.¹⁴⁾ 이러한 점에서 이들 기업이 보고이익을 높이기 위하여 당기 이익을 상향조정한 것만큼(즉 회계이익이 왜곡된 것만큼)¹⁵⁾ 미래이익의 반전이 예상될 수 있다. 물론 역의 경우도 성립한다. 재무분석가는 이익의 질을 고려하여 미래 이익예측치를 산출하는 것으로 알려져 있고(김문철과 최 관 1999), 이익의 질이 낮은 기업들에 대한 정보는 정교한 투자자인 재무분석가들에게는 재무제표를 통해 별다른 추정절차 없이 직접, 그리고 쉽게 획득가능한 정보이다. 즉 이익을 상향조정하여 이익의 질이 낮은 기업에 대해서 재무분석가들이 이를 정확하게 파악하여(see through) 해당기업의 미래 이익예측치를 산출한다면 회계이익이 과세소득보다 상대적으로 클수록, 미래 과세소득에 가산할 일시적 차이가 증가할수록, 그리고 순이연법인세자산의 변동보다 순이연법인세부채의 변동이 클수록 재무분석가의 이익예측오차가 감소할 것으로 예상된다.¹⁶⁾ 따라서 본 연구는 Bradshaw et al.(2001)에서와 같이 아래와 같은 대립가설의 형태로 가설을 설정한다.

[가설 1] 회계이익과 과세소득의 차이는 재무분석가의 미래 이익예측오차와 음(-)의 관계가 있다.

[가설 2] 일시적 차이는 재무분석가의 미래 이익예측오차와 음(-)의 관계가 있다.

[가설 3] 순이연법인세변동은 재무분석가의 미래 이익예측오차와 음(-)의 관계가 있다.

14) 회계이익과 과세소득의 차이와 이익의 질 사이의 관계를 살펴보면 다음과 같다. 회계이익이 과세소득보다 상대적으로 클 경우는 회계이익이 과세소득보다 상대적으로 작은 경우에 비하여 회계이익을 기준으로 볼 때 공격적인(aggressive) 회계처리(예로, 수익을 조기에 인식하거나 비용을 미래로 이연처리하는 경우)를 한 기업이며, 반대의 경우는 보수적인 회계처리(예로, 수익을 미래로 이연하거나 비용을 조기에 인식한 경우)를 한 기업이다. 전자는 당기의 공격적인 회계처리로 인해 미래로 이연시킬 이익이 줄어드는 반면, 후자는 당기의 보수적인 회계처리로 인해 유보된 이익을 미래로 이연시킬 이익이 더 많아질 수 있다.

15) 한편으로, 이러한 특정 이익수준을 달성하기 위해 이익을 상향조정한 것만큼의 이익은 영구적 이익의 특성보다는 일시적 이익을 통해 가능하므로, 일시적 이익은 영구적 이익에 비하여 이익의 지속성이 낮아서 이익의 질이 낮을 것으로 평가될 수 있다.

16) 본 연구는 재무분석가의 이익예측오차를 계산할 때 이익예측치에서 실제 보고된 이익을 차감하여 계산하였다. 이에 대한 자세한 사항은 연구설계에서 후술한다.

위의 대립가설과 관련하여, 재무분석가의 이익예측오차에 대한 정확성과 편의에 대하여 기존연구들은 재무분석가의 미래 이익예측치가 사후 보고된 이익과 비교하여 비관적 편의보다는 낙관적 편의의 성향이 주로 관찰됨을 보고한 연구들이 더 많았다(Brown and Rozeff 1980 ; Brown et al. 1987 ; O'Brien 1988 ; Bradshaw et al. 2001 ; 임태균과 정석우 2006 ; 전규안 등 2007 ; 곽수근과 박종일 2008 등). 이러한 성향이 재무분석가들에게 나타나는 이유로는 예측하고자 하는 해당기업의 이익예측이 힘들거나(Das et al. 1998), 해당기업에 대한 이익예측의 가능성이 낮은 기업일수록(Lim 2001) 재무분석가는 더 낙관적 혹은 덜 비관적 이익예측치를 공시하는 것으로 보고되고 있으며, 이러한 경우에 재무분석가의 이익예측오차가 증가하는 것으로, 즉 예측치의 정확성이 낮은 것으로 알려져 있다(Duru and Reeb 2002). 이러한 측면에서 본 연구는 세 가지 세무관련 이익조정 측정치(회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동)의 값이 커질수록 이익의 질이 낮은 기업이므로, 이들 기업에 대해서 정교한 투자자인 재무분석가들은 더 낙관적 편의보다는 덜 낙관적 편의나 더 비관적 편의를 가질 것으로 예상된다.

물론 효율적 자본시장 가설 하에서는, 재무분석가들이 세 가지 이익조정 측정치에 대한 이익의 질 정보를 효과적으로 파악하여 미래 이익예측치 산출에 반영할 수도 있다. 이러한 경우에는 세 가지 이익의 질 정보와 재무분석가의 이익예측오차와 편의 사이에는 유의한 관계가 나타나지 않을 수도 있다. 그러나 이 분야의 기존연구들에서는 재무분석가가 이용가능한 모든 정보들을 충분히 반영하여 미래 이익예측치를 발표하지는 못하는 것으로 보고한 바 있기 때문에(Abarbanell 1991), 본 연구에서는 이들 세 가지 이익조정 측정치에 대해 재무분석가들이 체계적인 편의가 나타날 것으로 예상한 것이다.

III. 연구방법

1. 연구모형

본 연구의 목적은 이익조정의 측정치로 회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동 정보가 재무분석가의 이익예측치에 어떻게 평가되어 반영되는지를 분석하는데 있다. 본 연구에서는 이를 알아보기 위하여 아래의 식(1)부터 식(3)까지의 회귀분석 모형식을 이용한다.

$$\begin{aligned} AE_{t+1}(SE_{t+1}) = & \beta_0 + \beta_1 \mathbf{BTD}_t + \beta_2 \mathbf{BIGA}_t + \beta_3 \mathbf{ACHG}_t + \beta_4 \mathbf{FN}_t + \beta_5 \mathbf{EL}_t + \beta_6 \mathbf{CA}_t \\ & + \beta_7 \mathbf{EP}_t + \beta_8 \mathbf{RV}_t + \beta_9 \mathbf{SIZE}_t + \beta_{10} \mathbf{LEV}_t + \beta_{11} \mathbf{BG}_t \\ & + \beta_{12} \mathbf{LARGE}_t + \beta_{13} \mathbf{FOREN}_t + \sum \mathbf{IND} + \sum \mathbf{YEAR} + e \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} AE_{t+1}(SE_{t+1}) = & \beta_0 + \beta_1 \mathbf{TD}_t + \beta_2 \mathbf{BIGA}_t + \beta_3 \mathbf{ACHG}_t + \beta_4 \mathbf{FN}_t + \beta_5 \mathbf{EL}_t + \beta_6 \mathbf{CA}_t \\ & + \beta_7 \mathbf{EP}_t + \beta_8 \mathbf{RV}_t + \beta_9 \mathbf{SIZE}_t + \beta_{10} \mathbf{LEV}_t + \beta_{11} \mathbf{BG}_t \\ & + \beta_{12} \mathbf{LARGE}_t + \beta_{13} \mathbf{FOREN}_t + \sum \mathbf{IND} + \sum \mathbf{YEAR} + e \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned}
 AE_{t+1}(SE_{t+1}) = & \beta_0 + \beta_1 NDTE_t + \beta_2 BIGA_t + \beta_3 ACHG_t + \beta_4 FN_t + \beta_5 EL_t + \beta_6 CA_t \\
 & + \beta_7 EP_t + \beta_8 RV_t + \beta_9 SIZE_t + \beta_{10} LEV_t + \beta_{11} BG_t \\
 & + \beta_{12} LARGE_t + \beta_{13} FOREN_t + \sum IND + \sum YEAR + e
 \end{aligned} \quad (3)$$

여기서, 종속변수

AE_{t+1} = $t+1$ 기 이익예측의 정확성(=이익예측오차의 절대값)
 SE_{t+1} = $t+1$ 기 이익예측오차의 편의
 $[=(\text{주당이익예측치}_{t+1} - \text{실제주당순이익}_{t+1})/P_t]$, P_t : t 기종가

관심변수

BTD_t = t 기 회계이익과 과세소득의 차이 [= (회계이익 - 과세소득) / 기초총자산]
 단, 과세소득은 각사업연도소득금액임
 TD_t = t 기 일시적 차이 / 기초총자산
 $NDTE_t$ = t 기 순이연법인세변동
 $[=(\text{이연법인세부채의 변동액} - \text{이연법인세자산의 변동액}) / \text{기초총자산}]$

통제변수

$BIGA_t$ = t 기 Big 4와 제휴법인이면 1, 아니면 0
 $ACHG_t$ = t 기 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0
 FN_t = t 기 이익예측치를 발표한 재무분석가의 수
 EL_t = t 기 이익수준(=주당순이익/ P_{t-1})
 CA_t = t 기 유동발생액(기초총자산으로 표준화)
 EP_t = t 기 회계이익의 지속성
 RV_t = t 기 추가변동성(1년 동안의 일일주식수익률 분산)
 $SIZE_t$ = t 기 총자산에 자연로그를 취한 값
 LEV_t = t 기 부채비율(=총부채/총자산)
 BG_t = t 기 30대 재벌기업집단에 소속된 기업이면 1, 아니면 0.
 $LARGE_t$ = t 기 대주주 지분율(특수관계자 포함)
 $FOREN_t$ = t 기 외국인 지분율
 $\sum IND$ = 산업별 더미변수
 $\sum YEAR$ = 연도별 더미변수
 e = 잔차항
 편의상 i 기업에 대한 표시를 생략함.

식(1)부터 식(3)은 각각 주된 관심변수인 개별기업의 현재(t 기) 회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동 정보에 대해서 재무분석가의 미래($t+1$ 기) 이익예측치의 산출에 어떻게 반영되고 있는지를 알아보기 위해 설정한 식이다. 기존연구들에서는 재무분석가의 이익예측오차를 파악하는 방법으로 정확성(accuracy)과 편의(bias)를 통해 조사하였다. 따라서 본 연구에서는 식(1)부터 식(3)까지의 종속변수에 이익예측오차의 절대값(absolute error; 이하 AE 로 칭함)을 사용하여 재

무분석가의 이익예측치의 정확성여부를 분석한다. 구체적으로 본 연구는 이익예측오차의 절대값을 주당이익예측치에서 실제주당순이익을 차감한 값을 기초주가로 나눈 후 절대값을 취하여 계산하였다. 여기서 실제주당순이익은 $t+1$ 기의 재무제표 자료에 보고된 사항이 이용되었고, 예측주당순이익은 $t+1$ 시점에 대한 t 기에 예측된 F_n -DataGuide Pro 데이터베이스의 합의치(consensus)를 사용하였다.¹⁷⁾ 이렇게 계산된 종속변수인 이익예측오차(AE)는 설명변수와의 관계에서 그 값이 유의하게 작을수록(클수록) 즉 유의한 음수(양수)이면 재무분석가들이 해당 정보에 대해 보다 더(덜) 정확한 이익예측이 이루어지고 있음을 나타낸다.¹⁸⁾

한편, 일반적으로 재무분석가의 이익예측치에 대한 정확한 정보의 산출과 관련해서는 이익예측의 편의 보다는 정확성이 더 중요하다. 그 이유로는 본 연구의 이익조정 측정치와 관련하여 해당기업들의 이익조정 정도에 대한 정보에 따라 재무분석가의 이익예측오차를 감소시키는데 기여하는지를 조사하는 것이 편의를 조사하는 것보다 더 중요하기 때문이다(곽수근과 박종일 2008). 이익예측의 편의는 낙관적(과대예측) 편의와 비관적(과소예측) 편의로 나누어 볼 수 있으며, 이들 편의는 모두 재무분석가의 이익예측오차를 증가시킨다. 그러나 재무분석가의 이익예측오차를 다룬 기존 연구들에서는 정확성 외에도 편의를 조사한 연구들도 있어 본 연구에서는 정확성을 주된 사항으로 조사하되, 종속변수에 이익예측의 편의(signed error : 이하 SE로 칭함)를 이용한 경우도 함께 병행하여 분석한다.

본 연구의 식(1)부터 식(3)에서 주된 관심변수는 각각 회계이익과 과세소득의 차이(book-tax differences ; 이하 *BTD*로 칭함), 일시적 차이(temporary differences ; 이하 *TD*로 칭함), 순이연법인세변동(change in net deferred tax expenses ; 이하 *NDTE*로 칭함)¹⁹⁾이다.²⁰⁾ 만일 과세소득에 비해 회계이익이 상대적으로 클수록, 일시적 차이가 클수록, 또는 순이연법인세변동이 클수록 이들 이익특성을 가진 기업은 이익의 질이 낮은 기업에 해당되므로, 재무분석가들이 정교한 투자자로서 이를 정확히 내다본다면 재무분석가는 미래 이익예측치를 산출할 때 이를 반영할 것이므로, 이 경우 미래 이익예측에 대한 정확성(AE)이 높을 수 있어 이익예측오차는 감소할 것이다. 따라서 식(1)부터 식(3)까지 모

17) 합의치란 각 재무분석가들의 예측치를 단순평균한 값이다.

18) 과거의 국내 선행연구들의 경우 예측오차의 정확성(accuracy)과 오차(error)를 혼동하는 경우가 있으나, 오차의 역수 또는 오차에 -1을 곱한 수치를 정확성이라고 보면 된다(곽수근과 박종일 2008).

19) 순이연법인세변동은 개념적으로 Phillips et al.(2003, 2004)의 연구에서 논의된 이연법인세비용(deferred tax expense)과 동일하다.

20) 본 연구에서는 *BTD* 변수를 법인세비용차감전순이익에서 각사업연도소득금액을 차감한 후 이분산성(heteroskedasticity)을 통제하기 위해 이를 기초총자산으로 표준화하였고, *TD* 변수는 회계이익과 과세소득의 차이 중 일시적 차이에 해당되며, 이를 기초총자산으로 표준화하였다. 여기서 일시적 차이는 감사보고서의 법인세관련 주석에서 가산할 일시적 차이에서 차감한 일시적 차이를 차감하여 계산하였다. *NDTE* 변수는 t 기 이연법인세부채에서 $t-1$ 기 이연법인세부채를 차감(이연법인세부채의 변동액)하고, t 기 이연법인세자산에서 $t-1$ 기 이연법인세자산을 차감(이연법인세자산의 변동)하고, 이 수치를 이용하여 다시 이연법인세부채의 변동액에서 이연법인세자산의 변동액을 차감한 후 이를 기초총자산으로 표준화하였다(Phillips et al. 2003).

두 회귀계수 β_1 은 유의한 음(-)의 값이 예상된다($\beta_1 < 0$). 또한 이익예측의 정확성이 높을 때 갖는 편의(SE)는 덜 낙관적 또는 더 비관적 편의를 가질 것으로 예상되므로, 식(1)부터 식(3)까지 모두 회귀계수 β_1 은 유의한 음(-)의 값이 예상된다($\beta_1 < 0$).

본 연구에서 재무분석가의 이익예측에 영향을 미치는 요인으로 선정된 통제변수는 선행연구인 광수근과 박종일(2008), 전규안 등(2007), 박종일(2006) 및 정석우와 임태균(2005)의 연구들에서 공통적으로 사용된 바 있는 변수들이다. 통제변수로는 감사인 유형(BIG4)²¹⁾, 감사인 교체여부(ACHG), 이익예측치를 발표한 재무분석가의 수(FM), 이익수준(EL), 유동발생액(CA)²²⁾, 회계이익의 지속성(EP), 추가변동성(RV), 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 기업집단여부(BG), 대주주 지분율(LARGE), 외국인투자자 지분율(FOREN) 및 산업별 효과와 연도별 차이를 통제하기 위하여 산업별(ΣIND) 및 연도별($\Sigma YEAR$) 더미변수가 모형식에 포함되었다. 본 연구에서 구체적인 통제변수에 대한 측정방법은 식(3)의 하단 부분에서의 정의와 같다.

본 연구의 모형식에서 이들 통제변수의 선정 이유는 다음과 같다. 이익조정 관련 선행연구들은 BIG4, ACHG와 관련하여, 이들 변수들에 대한 일반적인 기대가 Big 4 감사인이 감사하면 그렇지 않은 감사인에 비해 기업의 이익조정을 억제할 것으로 예상하고 있으며, 감사인 교체기업이면 경영자는 보고이익을 상향조정할 유인이 있다고 보고하였다(Becker et al. 1998 ; DeFond and Subramanyam 1998 등). 즉 감사인 관련 변수는 감사품질과 관련되어 있어 보고이익에 영향을 미칠 수 있으므로,²³⁾ 재무분석가는 이익예측치를 산출할 때 이러한 감사인 관련 사항을 고려할 수 있기 때문에 본 연구는 이를 통제변수로 고려한 것이다. 재무분석가의 수(FM) 및 기업규모(SIZE)가 증가하면 이익예측 오차가 줄어들고, 추가변동성(RV)은 이익예측오차를 증가시킨다는 Lang and Lundholm(1996)의 연구 결과에 따라 모형식에 포함하였다.²⁴⁾ 이익수준(EL) 정보는 Eames and Glover(2003)의 연구에서 이익수준과 이익예측오차 사이에 음(-)의 관계를 보고한 바 있다. 유동발생액(CA)의 경우 Bradshaw et al. (2001)에서 발생액이 낮은 기업들보다 발생액이 높은 기업들에 대해 재무분석가가 낙관적 편향이 있음을 보고하였다. 회계이익의 지속성(EP) 및 기업집단여부(BG)의 경우 정석우와 임태균(2005)은 이들 변수와 이익예측오차 사이에 음(-)의 값을 예측하였다.²⁵⁾ 부채비율(LEV)이 높을수록 이익조정

21) 회계법인 중 규모가 가장 큰 4개의 대형 회계법인을 현재 Big4라 부른다. 본 연구는 이들 회계법인과 업무제휴관계에 있는 국내회계법인을 Big4로 분류하여 1을, 그렇지 않은 회계법인을 0으로 한 더미변수로 측정한다. 현재 Big4는 삼일, 삼정, 안진 및 한영회계법인이다.

22) 유동발생액의 측정은 조현우와 백원선(2005)의 방법을 따랐다.

23) Clarkson(2000)은 감사인의 유형에 따라 재무분석가의 이익예측치가 달라짐을 보고한 바 있다.

24) 추가변동성이 큰 기업은 회사의 미래이익의 변동가능성이 높을 수 있기 때문에 재무분석가의 이익예측 오차가 클 가능성이 높으므로 RV를 포함하였다(정석우 2003).

25) 본 연구에서는 이익의 지속성(EP)을 정석우와 임태균(2005)의 방법에 따라 측정하였다. 구체적으로는 다음과 같다.

$$E_t = \alpha + \omega E_{t-1} + \epsilon$$

여기서, E_t : t기의 주당순이익, ω : 회계이익지속성계수, ϵ : 오차항

유인이 커지므로 이익예측오차가 증가된다는 Behn et al.(2008)의 연구결과에 따라 모형에 포함하였다.

최대주주 지분율이 높을수록 기업의 이익조정이 증가하며(박종일 2003 등), 외국인 지분율이 높을수록 기업의 감시활동을 통해 기업가치가 높다는 연구결과가 다수 존재한다(안윤영 등 2005 ; 신현한 등 2004 등). 이는 소유구조의 지분율 정도에 따라 기업의 보고이익 및 기업가치에 차이가 있다는 결과이므로, 재무분석가는 소유구조 관련 정보를 이익예측치에 고려할 것으로 예상되므로, 본 연구는 대주주 지분율(LARGE)과 외국인 지분율(FOREM)을 모형식에 추가하였다.

2. 표본 선정

본 연구는 2000년부터 2004년까지 유가증권시장에 상장된 기업 중 다음의 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 상장기업
- (2) 12월 결산법인
- (3) 금융감독원의 전자공시시스템(dart.fss.or.kr)에서 사업보고서 혹은 감사보고서상 과세소득, 일시적 차이 자료가 수집가능한 기업²⁶⁾
- (4) 한국신용평가정보(주)의 KIS-VALUE II에서 필요한 재무자료를 입수할 수 있는 기업
- (5) 회계이익과 과세소득이 모두 양(+)인 기업
- (6) Fn-DataGuide Pro 데이터베이스로부터 이익예측치 자료가 수집가능한 기업

본 연구의 분석기간은 설명변수의 경우 2000년부터 2004년까지이나 종속변수인 재무분석가의 이익예측오차의 경우 $t+1$ 기인 2001년부터 2005년까지의 자료가 분석에 이용되었다.

표본의 선정과정과 관련하여, 조건 (1)에서 금융업이 제외된 이유는 재무제표의 양식, 계정과목의 성격 등이 일반 제조업과 상이할 수 있어 동일한 조건하에서 비교가능성을 제고하기 위해서이다. 조건 (2)는 표본의 동질성 확보를 위해 추가된 사항이다. 조건 (3), (4) 및 (6)은 자료원에 관한 사항이며, 특히 과세소득 및 일시적 차이 자료는 금융감독원의 전자공시시스템(DART system)의 사업보고서 및 감사보고서의 주석에서 수작업을 통해 수집되었다. 조건 (5)에서 회계이익과 과세소득이 각각

회계이익지속성은 2000년도의 경우 1994년부터 1999년까지의 각 개별기업별로 6년간 자료를 사용하여 추정되었고, 이를 축차적으로 적용하여 2004년도의 경우는 1997년부터 2003년까지의 자료가 사용되어 이익지속성 계수가 계산되었다.

- 26) 본 연구는 각사업연도소득금액을 과세소득으로 정의하였다. 각사업연도소득금액의 경우 2000년부터 2002까지의 기간은 금융감독원의 전자공시시스템에서 사업보고서상 법인세등명세서를 통해 수집되었고, 2003년과 2004년도는 동 자료원 중 감사보고서상 ‘재무제표에 대한 주석’의 법인세비용 관련 사항을 통해 수집되었다. 자료원이 다른 이유는 2003년부터 과세소득의 자료원 출처가 변경되었기 때문인데, 이 과정에서 법인세등명세서는 법인세비용명세서로 대체된 바 있다. 따라서 2003년부터는 감사보고서상 재무제표 주석사항에서 과세소득에 대한 자료의 파악이 가능해졌다.

음(-)인 기업들은 회계이익과 과세소득의 차이를 계산하여도 이 수치상 의미를 해석하는데 어려움이 있어 분석시 제외하였다(Lev and Nissim 2004 ; Hanlon 2005 등).

한편, 본 연구는 조건(6)에 따라 재무분석가의 이익예측치 정보를 Fn-DataGuide Pro 데이터베이스에서 추출하였고, 이익조정 측정치들의 정보 반영시점을 파악하기 위하여 분기별(3월, 6월, 9월 및 12월말) 자료를 이용하였다. 재무분석가의 예측치 정보와 관련하여, <표 1>에서는 비금융업이면서 12월 결산법인으로 유가증권시장에 상장된 기업 중 재무분석가들이 이익예측치를 보고한 기업의 수를 나타내었다.

본 연구에서 표본의 선정절차는 주된 관심변수의 측정치 자료에 대해 수집가능했던 기업을 표본으로 우선 선정한 후, 다음으로 이들 기업에 대한 재무분석가의 3월, 6월, 9월 및 12월말 발표 이익예측치 자료가 존재하는 기업들을 표본으로 선정하였다. 또한 본 연구는 극단치 처리시 자의적 판단을 배제하기 위하여 통계적 절차에 따라 식(1), 식(2) 및 식(3)의 모형식마다 Studentized Residual이 ± 2 를 벗어난 관찰치를 극단치로 처리하여, 이를 제외한 후 분석하였다. 이러한 과정은 종속변수인 재무분석가의 이익예측오차(AE)를 기준으로 3월, 6월, 9월 및 12월말 자료에 대해 모두 동일한 절차를 따랐다. 이러한 절차를 거쳐 식(1)의 관심변수가 *BTD*의 경우 종속변수의 예측치가 3월, 6월, 9월 및 12월말 자료이면 최종표본이 각각 895개, 895개, 880개, 874개 기업-연 자료이다.²⁷⁾ 식(2)의 관심변수가 *TD*인 경우 각 분기별 예측치의 최종표본은 1,065개, 1,055개, 980개, 973개 기업-연 자료이며, 식(3)에서 관심변수가 *NDTE*인 경우 각 분기별 예측치의 최종표본은 1,052개, 1,054개, 969개, 964개 기업-연 자료이다.

<표 1> 재무분석가의 연도별 이익예측 기업수

구 분 \ 연도	2000년	2001년	2002년	2003	2004년	합계
3월말 재무분석가 예측기업 수	287	258	213	205	216	1,179
6월말 재무분석가 예측기업 수	426	257	214	207	226	1,330
9월말 재무분석가 예측기업 수	251	237	222	201	227	1,138
12월말 재무분석가 예측기업 수	248	231	217	207	231	1,134

주 : 비금융업 중 12월 결산법인이 대상임.

27) 표본선정의 조건 (1)부터 (6)까지를 모두 만족하고, 또한 분기별 예측주당순이익 자료가 한 분기라도 있는 기업은 1,127개 기업-연 자료이다. 이 중 극단치를 제거한 후 분석에 이용된 표본은 3월, 6월, 9월, 12월말의 경우 각각 895개, 895개, 880개, 874개 기업이므로 평균 886개 기업-연 자료가 분석에 이용된 것이다. 따라서 예측치 자료에 대해 추출이 가능했던 표본 1,127개 기업-연 자료 중 통계적 절차에 따라 극단치가 제외된 후 79%(=886/1,127)의 표본이 분석에 이용되었다. 이는 추출가능한 자료에 대해 대략 80% 정도에 해당되므로, 본 연구에서 이용된 표본의 대표성 문제는 없다고 판단된다.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계량 및 상관관계분석

본 연구에 사용된 주요변수들에 대한 기술통계는 <표 2>와 같다.

<표 2> 기술통계량

패널 A					
절 편	평 균	중위수	표준편차	최소값	최대값
AE_{t+1}	0.058	0.029	0.084	0.000	0.574
SE_{t+1}	0.007	0.0002	0.102	-0.457	0.574
BTD_t	-0.0009	-0.003	0.033	-0.161	0.314
$BIG4_t$	0.789	1	0.407	0	1
$ACHG_t$	0.103	0	0.304	0	1
FN_t	8.653	7	6.875	1	27
EL_t	0.267	0.175	0.425	-0.227	5.837
CA_t	0.014	0.008	0.091	-0.352	1.127
EP_t	0.295	0.135	1.294	-2.094	32.641
RV_t	0.001	0.001	0.0008	0.0001	0.005
$SIZE_t$	20.189	19.944	1.433	17.408	24.890
LEV_t	0.451	0.463	0.169	0.031	0.929
BG_t	0.386	0	0.487	0	1
$LARGE_t$	0.341	0.342	0.176	0	0.914
$FOREN_t$	0.168	0.103	0.184	0	0.929
패널 B					
TD_t	0.004	0.001	0.055	-0.332	0.708
$NDTE_t$	0.007	0.006	0.027	-0.208	0.129

- 주1) 변수의 정의 : AE_{t+1} : 이익예측의 정확성(=이익예측오차의 절대값), SE_{t+1} : 이익예측오차의 편의로 $t+1$ 기 (주당이익예측치 $_{t+1}$ - 실제주당순이익 $_{t+1}$)/기초주가(P_t), BTD_t : t : t 기 회계이익과 과세소득의 차이 [(법인세비용차감전순이익 - 각사업연도소득금액)/기초총자산], $BIG4_t$: t 기 Big 4와 제휴회계법인이면 1, 아니면 0, $ACHG_t$: t 기 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0, FN_t : t 기 해당월 이익예측치를 발표한 재무분석가의 수, EL_t : t 기의 이익수준(=주당순이익/기초주가), CA_t : t 기 유동발생액(기초총자산으로 표준화), EP_t : t 기 회계이익의 지속성, RV_t : t 기 주가변동성(1년 동안의 일일주식수익률 분산), $SIZE_t$: t 기 총자산의 자연로그, LEV_t : t 기 부채비율(=총부채/총자산), BG_t : t 기 30대 재벌기업집단에 소속된 기업이면 1, 아니면 0임, $LARGE_t$: t 기 대주주 지분율(특수관계자 포함), $FOREN_t$: t 기 외국인 지분율임.
- 주2) 위 표본은 식(1)에서 재무분석가의 12월 예측치의 경우에 해당됨($N=895$ 개). 단, TD_t : t 기 일시적 차이/기초총자산은 $N=973$ 개, $NDTE_t$: t : t 기 순이연법인세 변동액/기초총자산은 $N=964$ 개 표본임.
- 주3) 극단치 처리는 식(1)부터 식(3)까지의 모형식에 따라 Studentized Residual의 ± 2 를 벗어나는 값을 분석시에 제외함.

<표 2>의 통계치는 식(1)의 모형식에 이용된 변수로서 종속변수 중 이익예측치가 12월말에 해당되는 결과이다.²⁸⁾ <표 2>의 패널 A를 보면, 식(1)의 종속변수 이익예측오차의 정확성 측정치인 *AE*의 평균(중위수)은 0.058(0.029)이고, *SE*의 평균(중위수)은 0.007(0.0002)로서 이들 모두 평균이 중위수 값보다 높게 나타났다. 이익예측오차의 편의인 *SE*가 영(0)보다 크다는 것은 재무분석가가 $t+1$ 년의 실제이익보다 t 년의 이익예측치에서 낙관적 편의를 가지고 예측한다는 결과로서 국내외 재무분석가의 예측치 관련 선행연구들과 일치된 결과이다(Brown et al. 1987, 정석우와 임태균 2005; 임태균과 정석우 2006; 박종일 2006; 전규안 2007 등).

주된 관심변수인 회계이익과 과세소득의 차이(*BTD*)의 평균은 -0.0009이고 중위수는 -0.003으로 모두 음(-)의 값이다(박종일과 김경호 2002; 전규안 2004, 고종권과 윤성수 2006; 정운오 등 2006 등).²⁹⁾

통제변수를 보면, 감사인 유형(*BIG4*)의 경우 표본 중 Big 4 감사인을 선임한 비율이 78.9%로 나타났다. 감사인 교체기업(*ACHG*)은 평균이 10.3%로 나타나 분석기간 중 약 90% 정도가 동일 감사인이 유지되었다.

*FN*은 평균(중위수)이 8.653(7)인데, 이는 예측치를 산출한 재무분석가의 수가 평균 9명 정도임을 의미한다. 이익수준(*EL*)은 평균과 중위수가 각각 0.267과 0.175로 모두 높은 양(+)의 수치를 보이고 있다. 이 결과는 본 연구에서 회계이익과 과세소득이 모두 양(+)인 표본을 선택한 것과 관련이 있는 것으로 보인다.

유동발생액(*CA*)의 평균(중위수)이 0.014(0.008)로 발생액 수준이 양(+)의 값을 보이고 있다. 이익의 지속성(*EP*)은 평균(중위수)이 0.295(0.135)로 양(+)의 값이지만, 지속성계수는 1에 훨씬 못 미치는 것으로 나타났다.

*RV*는 평균과 중위수 모두 0.001로 일일주식수익률 분산이 평균과 중위수 간에 별다른 차이를 보이지 않았다. 또한 기업규모(*SIZE*)의 평균과 중위수는 각각 20.189와 19.944로 별다른 차이를 보이지 않았으며, 부채비율(*LEV*)은 평균(중위수)이 0.451(0.463)로 나타나 평균적으로 총자산 중 타인자본 의존도가 대략 45%로 나타났다. 이는 외환위기 이후 정부정책에 따라 재벌기업을 위시하여 부채비율이 전반적으로 축소되었기 때문일 수 있다. *BG*의 평균이 0.386으로 나타나 표본 중 30대 재벌집단에 소속된 기업이 38.6%임을 의미한다. 한편, 소유구조 변수 중 대주주 지분율(*LARGE*)은 평균(중위수)이 0.341(0.342)로 대략 34% 정도이고, 외국인 지분율(*FOREN*)은 평균(중위수)이 0.168(0.103)로 대략 17% 이내로 나타났다.

패널 B에서 *TD*는 평균과 중위수가 각각 0.004와 0.001이고, *NDTE*는 평균과 중위수가 각각 0.007과 0.001로 나타나고 있어 일시적 차이는 차감할 일시적 차이보다 가산할 일시적 차이가 더 크며,

28) 3월, 6월 및 9월말 이익예측치 자료를 이용하여 분석된 기술통계치는 지면관계상 보고를 생략하였다. 주요변수간 상관관계 분석결과인 <표 3>의 경우도 이에 준하여 보고하였다.

29) 평균과 중위수 모두 회계이익보다 과세소득이 큰 이유로는 우리나라의 경우 세법상 손금에 대한 규정이 엄격하여 기업회계기준서에서 인정하는 비용이 세법상 손금불산입되는 결과가 많기 때문일 수 있다.

순이연법인세변동은 순이연법인세자산의 변동액보다 순이연법인세부채의 변동액이 더 큰 것으로 나타났다.

식(1)의 실증분석에 앞서 분석에 이용된 각 주요변수들 간의 피어슨 상관관계의 결과는 <표 3>에 나타내었다. 지면관계상 재무분석가의 이익예측치 중 12월말 자료를 이용한 결과만을 보고하였다. 종속변수 AE_t 와 유의한 상관성을 보이는 독립변수로는 BTD_t , $BIG4_t$, FN_t , EL_t , RV_t , $SIZE_t$, LEV_t , $GROUP_t$, $FOREN_t$ 등이며, SE 의 경우는 BTD_t , $ACHG_t$, FN_t , CA_t , RV_t 등으로 나타났다.

BTD_t 의 결과는 종속변수 AE_t 와 SE_t 에 대해 모두 유의한 음(-)의 값을 보이고 있어, 회계이익과 과세소득의 차이 변수 값이 클수록(즉 과세소득보다 회계이익이 상대적으로 클수록 이익의 질이 낮을수록) 재무분석가의 이익예측오차는 감소하며, 재무분석가는 이익예측치에 비관적(과소예측) 편의를 갖고 있는 것으로 나타났다. 이는 예상과 일치된 결과이다.

<표 3> 주요 변수간 상관관계

변수	AE_{t+1}	SE_{t+1}	BTD_t	$BIG4_t$	$ACHG_t$	FN_t	EL_t	CA_t	EP_t	RV_t	$SIZE_t$	LEV_t	$GROUP_t$	$LARGE_t$	$FOREN_t$
AE_{t+1}	1	0.240 (0.000)	-0.077 (0.022)	-0.082 (0.016)	0.046 (0.172)	-0.243 (0.000)	0.212 (0.000)	0.024 (0.486)	0.011 (0.748)	0.211 (0.000)	-0.088 (0.009)	0.148 (0.000)	-0.091 (0.007)	0.053 (0.120)	-0.176 (0.000)
SE_{t+1}		1	-0.071 (0.036)	0.014 (0.672)	-0.058 (0.088)	-0.060 (0.078)	-0.053 (0.117)	0.101 (0.003)	0.020 (0.553)	0.091 (0.007)	-0.032 (0.344)	0.045 (0.186)	-0.010 (0.766)	0.026 (0.441)	-0.011 (0.751)
BTD_t			1	0.018 (0.594)	-0.011 (0.740)	0.069 (0.042)	0.090 (0.008)	-0.039 (0.255)	-0.028 (0.412)	-0.080 (0.018)	0.116 (0.001)	-0.032 (0.351)	0.113 (0.001)	0.013 (0.705)	0.076 (0.024)
$BIG4_t$				1	0.009 (0.796)	0.275 (0.000)	-0.057 (0.091)	-0.052 (0.124)	0.027 (0.417)	-0.021 (0.533)	0.273 (0.000)	0.202 (0.000)	0.260 (0.000)	-0.070 (0.039)	0.174 (0.000)
$ACHG_t$					1	-0.026 (0.439)	0.023 (0.500)	-0.046 (0.173)	0.035 (0.305)	0.081 (0.017)	-0.002 (0.953)	0.039 (0.246)	0.002 (0.965)	0.024 (0.475)	-0.019 (0.582)
FN_t						1	-0.182 (0.000)	-0.014 (0.685)	0.012 (0.728)	-0.128 (0.000)	0.646 (0.000)	0.113 (0.001)	0.397 (0.000)	-0.229 (0.000)	0.473 (0.000)
EL_t							1	0.048 (0.153)	0.029 (0.397)	-0.012 (0.734)	-0.181 (0.000)	-0.021 (0.529)	-0.146 (0.000)	0.174 (0.000)	-0.093 (0.006)
CA_t								1	0.003 (0.937)	0.072 (0.032)	-0.097 (0.004)	-0.133 (0.000)	-0.078 (0.020)	0.066 (0.050)	0.010 (0.768)
EP_t									1	-0.033 (0.334)	-0.011 (0.744)	-0.048 (0.158)	0.030 (0.371)	0.036 (0.291)	0.055 (0.102)
RV_t										1	-0.161 (0.000)	0.182 (0.000)	-0.139 (0.000)	-0.165 (0.000)	-0.180 (0.000)
$SIZE_t$											1	0.367 (0.000)	0.579 (0.000)	-0.170 (0.000)	0.413 (0.000)
LEV_t												1	0.279 (0.000)	-0.032 (0.338)	-0.094 (0.005)
$GROUP_t$													1	-0.036 (0.287)	0.253 (0.000)
$LARGE_t$														1	-0.075 (0.027)
$FOREN_t$															1

주1) 위 표본은 식(1)의 모형식에 대해 재무분석가의 12월 예측치에 해당되는 결과임(N=895개).

주2) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주3) 괄호안의 값은 p-값을 의미함(양측검증).

그러나 이 결과는 단순 상관관계 분석결과로서 재무분석가의 이익예측치에 영향을 미칠 수 있는 다른 통제변수들을 고려하지 않은 결과이기 때문에 이를 일반화시키는 것에는 무리가 있다. 따라서 이후 분석에서는 일정변수를 통제한 후의 다변량 회귀분석방법을 통해 검증한다.

그 외 *AE*는 *BIG4*, *FN*, *SIZE*, *GROUP*, *FOREN*과 음(-)의 관계를, *EL*, *RV*, *LEV*과 양(+)의 관계를 보이고 있으며 *SE*는 *ACHG*, *FN*과 음(-)의 관계를, *CA* 및 *RV*와 양(+)의 관계로 나타났다.

즉, Big 4 감사인이면, 재무분석가의 수가 많을수록, 기업규모가 클수록, 기업집단에 소속된 기업이면, 외국인 지분율이 높을수록 재무분석가의 이익예측치는 정확성이 높고, 이익수준이 높을수록, 주식수익률 분산이 클수록, 부채비율이 높을수록 재무분석가의 이익예측치는 정확성이 낮다는 결과이다.

한편 감사인 교체기업이고, 재무분석가의 수가 많을수록 재무분석가의 이익예측치는 실제치보다 비관적(과소예측) 편향이 있고, 유동발생액이 클수록, 주식수익률의 분산이 클수록 낙관적(과대예측) 편향이 있음을 알 수 있다. 그리고 다른 변수에 비해 *SIZE*는 *FN*과 상관계수가 0.646으로, *GROUP*과 0.579로 높은 양(+)의 상관성을 보이고 있다. 이는 일반적 예상과 같이 재벌기업의 기업규모가 크며, 재무분석가는 기업규모가 큰 기업에 대하여 주로 이익예측치를 산출한다는 결과이다.

2. 회계이익과 과세소득의 차이와 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관계에 대한 회귀분석 결과

가설 1을 검증하기 위하여 식(1)을 이용한 회귀분석 결과는 <표 4>에 나타내었다. <표 4>에서는 종속변수인 재무분석가의 이익예측오차(*AE*) 및 편의(*SE*)에 대해 분기별로 3월, 6월, 9월 및 12월 말 예측치 자료를 이용한 결과 모두를 보고하였다. 식(1)의 모든 변수가 포함되어 분석되었지만, 지면관계상 <표 4>에서는 산업별 더미(ΣIND) 및 연도별 더미($\Sigma YEAR$) 변수에 대한 보고를 생략하였다. 따라서 본 연구의 검증결과는 산업별 및 연도별 차이가 회귀식에 고려된 후의 결과이다.

<표 4>를 보면, 종속변수인 재무분석가의 이익예측오차(*AE* 및 *SE*)를 이용한 경우에 분기별 결과 모두 유의한 *F*-값을 나타내고 있어 연구모형의 설정이 적합함을 보이고 있다. 모형의 설명력(수정된 *R*²)은 *AE*의 경우 대략 20% 전후로 나타났으며, *SE*인 경우 3월말 예측치의 설명력이 11%로 가장 높고, 그 외 분기별로는 10% 이내로 나타났다.³⁰⁾ *AE*가 *SE*보다 설명력이 더 높게 나타났다.³¹⁾

30) 표로는 나타내지 않았지만 설명변수 간에 다중공선성이 있는지를 *VIF*(분산팽창계수) 값으로 조사해 보았다. 일반적으로 *VIF* 값이 10을 상회하면 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판단한다. <표 4>에서 재무분석가의 3월말 이익예측치 자료를 이용한 경우 *AE* 및 *SE* 모두 설명변수 중 *VIF* 값이 가장 높았던 변수는 *SIZE*로 그 값이 3.074였으며, 6월, 9월, 12월말의 경우도 *SIZE*로 각각 2.986, 2.634, 3.095로 나타났다. 이러한 결과로 볼 때, 설명변수간 *VIF* 최대값이 높지 않은 수준이어서 본 연구의 모형식에서 다중공선성 문제는 우려할 수준이 아닌 것으로 판단된다. 이후의 모든 분석에서도 *VIF* 값을 조사해 보았으나, 이하 검증결과에서도 이와 유사한 수준의 결과를 보이는 것이 확인되어 이후 분석결과에 대한 다중공선성의 논의는 생략한다.

〈표 4〉 재무분석가의 이익예측오차와 회계이익과 과세소득의 차이 간의 회귀분석결과

구분 변수	종속변수 : $Accuracy (= AE_{t+1})$				종속변수 : $Bias (= SE_{t+1})$			
	3월말 예측치	6월말 예측치	9월말 예측치	12월말 예측치	3월말 예측치	6월말 예측치	9월말 예측치	12월말 예측치
절편	-0.252 (-2.281)**	-0.114 (-1.321)	-0.153 (-2.081)**	-0.136 (-2.191)**	0.127 (0.853)	0.165 (1.380)	0.054 (0.552)	-0.021 (-0.266)
BTD_t	-0.536 (-3.540)***	-0.322 (-2.866)***	-0.233 (-2.405)***	-0.157 (-1.951)**	-0.422 (-2.074)**	-0.055 (-0.305)	-0.171 (-1.314)	-0.206 (-1.967)**
BIG_t	-0.007 (-0.595)	-0.025 (-2.483)***	-0.009 (-1.113)	-0.006 (-0.905)	0.021 (1.250)	-0.002 (-0.128)	0.002 (0.182)	0.007 (0.731)
$ACHG_t$	0.004 (0.273)	0.006 (0.447)	0.012 (1.137)	0.004 (0.502)	-0.038 (-1.796)*	-0.013 (-0.783)	-0.010 (-0.724)	-0.021 (-1.827)*
FN_t	-0.004 (-3.718)***	-0.004 (-4.140)***	-0.004 (-5.210)***	-0.003 (-5.626)***	-0.001 (-0.774)	-0.002 (-1.330)	-0.002 (-1.704)*	-0.002 (-1.988)**
EL_t	0.183 (13.669)***	0.080 (7.758)***	0.036 (4.170)***	0.034 (5.099)***	0.159 (8.819)***	0.021 (1.478)	0.002 (0.163)	-0.012 (-1.395)***
CA_t	0.001 (0.023)	0.008 (0.192)	0.017 (0.494)	0.018 (0.601)	0.056 (0.794)	0.052 (0.910)	0.114 (2.403)***	0.107 (2.749)***
EP_t	-0.005 (-1.412)	0.001 (0.182)	0.000 (0.079)	0.002 (0.765)	-0.002 (-0.350)	-0.000 (-0.114)	0.002 (0.546)	0.001 (0.540)
RV_t	14.225 (1.725)*	19.261 (3.157)***	6.555 (1.237)	9.821 (2.174)**	6.485 (0.584)	30.857 (3.645)***	12.380 (1.746)*	4.418 (0.750)
$SIZE_t$	0.014 (2.398)**	0.008 (1.859)*	0.010 (2.649)***	0.009 (2.693)***	-0.006 (-0.736)	-0.008 (-1.344)	-0.002 (-0.408)	0.002 (0.423)
LEV_t	0.149 (4.162)***	0.119 (4.272)***	0.086 (3.624)***	0.054 (2.733)***	0.037 (0.759)	0.077 (1.999)**	0.071 (2.232)**	0.042 (1.630)*
BG_t	-0.020 (-1.628)*	-0.009 (-0.936)	-0.008 (-0.989)	-0.007 (-1.000)	0.010 (0.606)	0.007 (0.530)	0.010 (0.920)	0.003 (0.292)
$LARGE_t$	0.049 (1.657)*	0.011 (0.491)	0.034 (1.693)*	0.002 (0.765)	0.016 (0.401)	-0.013 (-0.392)	0.031 (1.158)	0.029 (1.306)
$FOREN_t$	-0.028 (-0.835)	-0.067 (-2.521)***	-0.054 (-2.387)***	-0.011 (-0.618)	-0.022 (-0.475)	0.025 (0.671)	0.000 (0.014)	0.021 (0.864)
ΣIND	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
$\Sigma YEAR$	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
F-값	12.637***	9.694***	7.899***	6.975***	4.807***	2.919***	2.619***	2.347***
수정된 R^2	0.281	0.226	0.191	0.170	0.113	0.061	0.052	0.044
표본수	895	895	880	874	895	895	880	874

31) SE_t 가 AE_t 보다 설명력이 낮은 결과는 이 분야의 선행연구들의 결과와 일치한다. 이는 종속변수가 SE_t 인 경우 설명변수가 종속변수에 미치는 영향 중 양(+)의 효과와 음(-)의 효과가 혼재된 반면, AE_t 의 경우는 이들의 효과가 서로 상쇄되기 때문으로 보인다.

주1) 변수의 정의는 <표 2>를 참조.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t -값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

주된 관심변수의 결과를 살펴보면, 회계이익과 과세소득의 차이(BTD)의 회귀계수는 종속변수 AE 에 대해 분기별 예측치 모두 유의한 음(-)의 값이 나타났다.³²⁾ 이는 회계이익과 과세소득의 차이가 커질수록(즉 회계이익이 과세소득에 비해 상대적으로 클수록) 재무분석가의 이익예측오차가 감소된다는 결과이다.³³⁾³⁴⁾ 즉 회계이익과 과세소득의 차이로 측정된 이익조정 측정치의 경우 보고 이익을 상향조정한(이익의 질이 낮은) 기업들에 대해 재무분석가의 이익예측의 정확성이 높다는 결과이다. 이러한 결과는 재무분석가들이 관찰가능한 이익조정 측정치에 대해서는 정확하게 식별하여 이익예측치에 반영하고 있음을 시사한다.

한편 이익예측오차의 편의(SE)의 결과를 보면, BTD 의 회귀계수는 SE 에 대해 분기별 예측치 모두 음(-)의 값이지만, 3월과 12월말 예측치에서 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 이는 과세소득보다 상대적으로 보고이익을 상향조정한 기업에 대해 재무분석가는 비관적 편의를 가지고 있다는 결과이다. 이 결과는 기업의 보고이익을 과세소득보다 상대적으로 높게 상향조정한 기업들에 대해서 재무분석가는 상대적으로 더 비관적인 이익예측치를 산출하는 경향이 있음을 시사한다. 따라서 이상의 BTD 에 대한 AE 및 SE 의 결과로 볼 때, 가설 1은 종속변수가 AE 인 경우 지지되는 것으로 나타났으며, SE 인 경우 예측치에 따라 부분 지지되는 것으로 나타났다.

기타 통제변수의 경우 종속변수가 AE 인 경우에는 $BIG4$, FN , EL , RV , $SIZE$, LEV , BG , $LARGE$, $FOREN$ 변수에서 예측치에 따라 유의한 계수값을, SE 인 경우에는 $ACHG$, FN , EL , CA , RV , LEV 에서 유의한 계수값이 나타났다. 구체적으로 통제변수의 결과를 보면, AE 의 결과 중 6월말 이익예측치 자료의 경우 1% 수준에서 $BIG4$ 가 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 이는 Big 4 감사인이 감사한 경우가 그렇지 않은 경우보다 재무분석가의 이익예측오차가 감소한다는 결과이다.³⁵⁾

32) BTD 의 계수값은 3월에서 12월 예측치로 갈수록 점차 감소됨을 보이고 있다. 이는 최근일수록 BTD 이외의 정보들이 재무분석가의 이익예측치에 추가됨으로써 BTD 의 정보력이 점차 약화됨을 의미한다.

33) 이러한 결과는 이익의 질이 낮은 불량한 기업에 대해서 재무분석가가 더 주의를 기울여서 이익예측치를 산출하는 경향이 있음을 시사한다. 본 연구에서 발견된 결과와 유사한 현상이 실무계에서도 쉽게 관찰 가능하다. 예를 들어, 고품질의 서비스를 제공하는 감사인일수록 이익조정 유인이 많은 기업을 감사할 때 해당기업의 감사위험(audit risk)이 높다고 평가하면 입증절차를 확대하여 감사과정에서 더 주의와 노력을 기울이는 엄격한 감사를 수행하는 것이 일반적이다.

34) 식(1)에서 회계이익과 과세소득의 차이(BTD)의 절대값을 독립변수로 사용하여 식(1)의 회귀분석을 실시하면 종속변수가 AE 및 SE 모두 유의한 계수값이 관찰되지 않았다. 이는 BTD 와 재무분석가의 예측오차 사이의 관계분석은 BTD 의 방향성을 고려하여야만 한다는 것을 나타낸다.

35) 이러한 결과는 Big 4 감사인이면 그렇지 않은 감사인보다 감사품질이 높다고 보는 견해와 일치된 결과이다(DeAngelo 1981 ; DeFond and Subramanyam 1998 등).

ACHG 변수는 *SE*에 대해 3월과 12월말 예측치에서 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 이는 감사인 교체가 이루어지면 재무분석가는 비관적인 이익예측치를 산출한다는 결과이다(박종일 2006).³⁶⁾

*FN*의 결과는 *AE* 및 *SE*에 대해 대체로 모두 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 즉 재무분석가의 수가 많을수록 이익예측오차는 감소하고 과대예측 성향이 감소한다는 결과이다. 이 결과는 전규안 등(2007), Duru and Reeb(2002), Lang and Lundholm(1996)의 연구결과와 일치한다. 한편, *EL*의 계수는 *AE*의 결과에서 예측치 모두 유의한 양(+)의 값을 보인다. 그러나 *SE*에서는 3월과 12월말에서 각각 유의한 상이한 결과가 나타났다. 이러한 결과는 전규안 등(2007)에서도 유사한 결과가 관찰된 바 있다. *EP*의 계수는 *AE* 및 *SE* 모두 유의한 값이 관찰되지 않았다(전규안 등 2007; 박종일 2006). 또한 *CA*의 계수는 *SE*만 9월과 12월말 예측치 자료에서 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이는 Bradshaw et al.(2001)의 연구와 일치된 결과로서 유동발생액이 높은 기업일 경우 재무분석가의 이익예측치가 낙관적 편의를 가지고 있다는 결과이다. 따라서 이러한 결과는 재무분석가의 경우 발생액 정보에 대한 정확한 평가가 이루어지지 못하고 있음을 의미한다(Bradshaw et al. 2001).

*SIZE*의 계수는 *AE*만 분기별 예측치 모두 유의한 양(+)의 값이 나타났는데, 이는 기업규모가 클수록 재무분석가의 이익예측오차가 증가한다는 결과로서 예상과 차이가 있다.³⁷⁾ 한편, *LEV*의 계수는 대체로 *AE*와 *SE* 모두 유의한 양(+)의 값이 나타나고 있다. 이는 부채비율이 클수록 재무분석가의 이익예측오차는 증가하며, 낙관적 편의가 있음을 의미한다. 이러한 *AE*와 *LEV* 간의 양(+)의 결과는 전규안 등(2007)과 일치하며, *SE*와 *LEV* 간의 양(+)의 결과는 정석우과 임태균(2005)의 결과와 일치한다. 그리고 *BG*의 계수는 *AE*에 대해 3월말 예측치 자료에서 한계적으로 유의한 음(-)의 값을 보인다.

소유구조 변수 중 *LARGE*의 계수는 *AE*에 대해 유의한 양(+)의 값이 나타났으며, *FOREN*의 계수는 *AE*에 대해 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 즉 대주주 지분율이 높을수록 재무분석가의 이익예측오차는 증가하고, 외국인 지분율이 높을수록 재무분석가의 이익예측오차는 감소한다는 결과이므로, 대주주 및 외국인의 지분율 정도에 따라 이익예측의 정확성이 달라질 수 있음을 시사한다. 이 결과는 광수근과 박종일(2008)의 결과와 일치한다.

3. 일시적 차이와 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관계에 대한 회귀분석 결과

가설 2를 검증하기 위하여 식(2)를 이용한 회귀분석 결과를 <표 5>에 나타내었다.

36) 이러한 결과는 감사인 교체가 이익조정과 관련성이 있다는 주장을 감안하여 해석해 볼 때, 감사인 교체를 한 기업에 대해서 재무분석가는 낙관적 견해 보다는 비관적 견해를 갖는 결과로 이익조정 관련 선행 연구들과 일맥상통하는 결과이다(Becker et al. 1998 등).

37) *AE*와 *SIZE* 간 및 *SE*와 *SIZE* 간의 경우 정석우(2003)와 임태균과 정석우(2006)는 모두 음(-)의 결과를 보고한데 반해, 전규안 등(2007)은 유의한 결과가 관찰되지 않았으며, 박종일(2006)은 *SE*와 *SIZE* 간에서만 유의하지 않거나 한계적인 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보고하고 있어 *SIZE*와 이익예측치 간의 관계는 선행연구에 따라 일관성을 보이지 않았다.

〈표 5〉 재무분석가의 이익예측오차와 일시적 차이 간의 회귀분석결과

구분 변수	종속변수 : $Accuracy (= AE_{t+1})$				종속변수 : $Bias (= SE_{t+1})$			
	3월말 예측치	6월말 예측치	9월말 예측치	12월말 예측치	3월말 예측치	6월말 예측치	9월말 예측치	12월말 예측치
절편	-0.252 (-0.877)	-0.005 (-0.021)	-0.134 (-1.618)	-0.175 (-2.461)***	0.101 (0.302)	-0.086 (-0.314)	-0.096 (-0.911)	-0.231 (-2.573)***
TD_t	-0.377 (-1.626)*	-0.204 (-1.059)	-0.148 (-2.065)**	-0.150 (-2.540)***	-0.183 (-0.680)	0.015 (0.068)	-0.164 (-1.788)*	-0.192 (-2.579)***
BIG_t	0.043 (1.259)	0.006 (0.217)	0.000 (0.010)	0.004 (0.476)	0.050 (1.256)	0.043 (1.289)	-0.002 (-0.126)	0.016 (1.502)
$ACHG_t$	-0.002 (-0.045)	-0.019 (-0.509)	0.014 (0.010)	0.006 (0.629)	0.016 (0.326)	-0.038 (-0.936)	-0.012 (-0.766)	-0.019 (-1.433)
FN_t	-0.013 (-4.167)***	-0.009 (-3.359)***	-0.004 (-4.906)***	-0.004 (-5.911)***	-0.007 (-1.755)*	-0.006 (-2.079)**	-0.002 (-2.254)**	-0.003 (-3.173)***
EL_t	0.164 (7.553)***	0.023 (1.204)	0.011 (1.300)	0.032 (4.989)***	0.019 (0.740)	-0.079 (-3.760)***	-0.007 (-0.599)	0.002 (0.189)
CA_t	-0.291 (-2.072)**	-0.161 (-1.336)	0.023 (0.581)	0.022 (0.615)	-0.035 (-0.215)	-0.097 (-0.724)	0.079 (1.547)	0.088 (1.962)**
EP_t	-0.016 (-1.599)	-0.006 (-0.665)	-0.001 (-0.392)	-0.002 (-0.768)	-0.011 (-0.927)	-0.006 (-0.618)	-0.002 (-0.442)	-0.001 (-0.247)
RV_t	-7.926 (-0.402)	-8.439 (-0.529)	2.394 (0.435)	13.121 (2.789)***	-15.471 (-0.674)	-1.307 (-0.074)	11.266 (1.599)	7.874 (1.322)
$SIZE_t$	0.014 (0.933)	0.002 (0.189)	0.009 (2.004)**	0.010 (2.761)***	0.002 (0.104)	0.008 (0.548)	0.007 (1.188)	0.012 (2.613)***
LEV_t	0.358 (4.006)***	0.297 (3.837)***	0.106 (3.996)***	0.058 (2.570)***	-0.026 (-0.252)	0.046 (0.531)	0.030 (0.890)	0.008 (0.278)
BG_t	-0.010 (-0.298)	0.018 (0.628)	-0.003 (-0.330)	0.006 (0.673)	0.058 (1.489)	0.025 (0.759)	0.010 (0.775)	0.005 (0.485)
$LARGE_t$	0.106 (1.327)	0.042 (0.602)	0.042 (1.789)*	0.015 (0.744)	-0.006 (-0.066)	0.011 (0.144)	0.028 (0.945)	0.031 (1.245)
$FOREN_t$	-0.143 (-1.526)	-0.147 (-1.794)*	-0.074 (-2.729)***	-0.046 (-2.054)**	-0.110 (-1.009)	-0.062 (-0.678)	-0.041 (-1.200)	-0.014 (-0.489)
ΣIND	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
$\Sigma YEAR$	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
F-값	7.318***	4.877***	7.490***	7.996***	2.423***	3.155***	2.435***	2.861***
수정된 R^2	0.151	0.099	0.166	0.178	0.039	0.058	0.042	0.054
표본수	1,065	1,055	980	973	1,065	1,055	980	973

주1) 변수의 정의는 <표 2>를 참조. 단, TD : t 기 일시적 차이/기초총자산임.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t -값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

식(2)에서는 식(1)과 달리 회계이익과 과세소득의 차이 중 이익조정과 큰 관련이 없는 영구적 차이가 제외된 일시적 차이를 이용하여 분석된 결과를 보고한 것이다. <표 5>에서의 보고방식은 <표 4>와 동일하다. 따라서 식(2)의 경우도 회귀분석시에 모든 변수가 포함되어 분석되었지만, 지면관계상 <표 5>를 보고할 때 산업별(ΣIND) 및 연도별 더미($\Sigma YEAR$) 변수의 보고는 생략한다.

<표 5>의 결과를 보면, 종속변수가 AE 및 SE 모두 F -값이 통계적으로 유의한 결과를 보이며, 모형의 설명력(수정된 R^2)은 AE 의 결과는 대략 15% 내외로, SE 의 경우 5% 내외로 나타나고 있어 AE 의 모형식에서의 설명력이 SE 보다 더 높았다.

주된 관심변수인 일시적 차이(TD)³⁸⁾의 회귀계수는 AE 에 대해 분기별 예측치 중 6월을 제외한 3월, 9월, 12월말에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이는 일시적 차이가 커질수록 즉 회계이익과 과세소득의 차이 중 가산할 일시적 차이가 증가할수록(차감할 일시적 차이가 감소할수록) 재무분석가의 이익예측오차는 감소한다는 결과이다. 이러한 결과는 회계이익과 과세소득의 차이로 측정된 결과와 일치한다.

한편 TD 의 계수는 SE 에 대해 9월과 12월말 예측치에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 즉 미래 과세소득에서 차감할 일시적 차이가 커질수록 재무분석가는 비관적(과소예측) 편의를 가지고 있는 것으로 나타났는데, 이 결과는 BTD 에서의 결과와 일치한다. 그러나 '추정'일시적 차이를 이용했던 Weber(2005)의 결과와는 일치하지 않았다.³⁹⁾ 이상의 결과를 종합해 볼 때 TD 의 결과에 대한 가설 2도 종속변수가 AE 인 경우 지지되는 것으로 나타났으며, SE 인 경우 예측치에 따라 부분 지지되는 것으로 나타났다.

기타 통제변수의 결과는 종속변수가 AE 인 경우 FN , EL , CA , RV , $SIZE$, LEV , $LARGE$, $FOREN$ 변수에서 예측치에 따라 유의한 계수값이 나타났고, SE 인 경우 FN , EL , CA , $SIZE$ 에서 유의한 계수값이 나타났다. 유의한 계수값을 보이는 변수의 결과는 대체로 <표 4>의 결과와 일치함을 알 수 있다.

38) 기업이 발생조정항목을 이용하여 회계이익을 증가시키면 일반적으로 회계이익과 과세소득의 차이가 발생한다. 세법하에서의 규정보다는 재량권이 더 부여된 기업회계기준(GAAP)하에서 기업은 수익과 비용의 인식차이로 인해 기간간 차이(timing differences)를 발생시킬 수 있다(Phillips et al. 2003). 이 기간간 차이가 주로 일시적 차이이다.

39) Weber(2005)의 연구에서 이익의 질에 대한 측정은 구체적으로 과세소득/회계이익 비율 중 영구적 차이 부분은 제외하고 일시적 차이 부분만을 대상으로 회계이익 자료에 기초하여 추정한 후 계산되었다. Weber(2005)는 과세소득보다 회계이익이 커서 일시적 차이가 클수록(즉 이익의 질이 낮을수록) 재무분석가는 낙관적인 과대예측 편의를 가지고 있음을 보고하였다. 또한 이러한 결과에 기초하여 Weber(2005)는 회계이익과 과세소득의 일시적 차이 정보에 대해 재무분석가는 미래 이익예측치에 충분히 반영하지 못하고 있음을 주장하였다.

4. 순이연법인세변동과 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관계에 대한 회귀분석 결과

가설 3을 검증하기 위하여 식(3)을 이용한 회귀분석 결과는 <표 6>에 나타내었다. 식(3)에서는 순이연법인세변동(*NDTE*)을 이용한 분석결과를 보고한 것이다. <표 6>에서의 보고방식은 <표 4> 및 <표 5>와 동일하다.

<표 6>을 보면, 종속변수 *AE* 및 *SE*인 결과는 분기별 예측치 모두 *F*-값이 통계적으로 유의한 결과를 보이며, 모형의 설명력(수정된 R^2)은 *AE*의 경우 15% 이내로, *SE*는 대략 10% 내외로 나타났다.

주된 관심변수인 *NDTE*⁴⁰⁾의 회귀계수는 *AE*에 대해 분기별 이익예측치 모두 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 재무분석가는 순이연법인세변동(즉 순이연법인세자산 변동보다 순이연법인세부채 변동) 값이 클수록 재무분석가의 이익예측오차가 감소한다는 결과로서 <표 4> 및 <표 5>에서의 각 회계이익과 과세소득의 차이 및 일시적 차이의 결과와 일치하였다.

한편, *NDTE*의 계수는 *SE*에 대해 분기별 예측치 모두 유의한 음(-)의 값이 나타나고 있어 재무분석가는 순이연법인세변동이 클수록 재무분석가는 비관적(과소예측) 편의를 가지고 있는 것으로 나타났다.⁴¹⁾ 이상의 결과로 볼 때 *NDTE*에 대한 *AE* 및 *SE*의 결과인 가설 3은 모두 지지되는 것으로 나타났다.

한편, <표 6>의 경우 *AE* 및 *SE*에 대한 *NDTE*의 계수값은 <표 5>의 *AE* 및 *SE*에 대한 *TD*의 계수값과 비교해 볼 때 분기별 예측치 모두 더 뚜렷한 검증결과가 나타나고 있다. 이는 *TD*의 경우는 재무제표의 각주에 해당 정보가 보고되는 반면, *NDTE*는 해당 정보가 재무제표상에 보고된다는 점에서 차이가 있으므로 이들 정보에 대한 정보접근가능성이 더 수월하다는 측면을 고려할 때 이러한 정보 보고차이에 기인해서 나타난 결과로 보여진다.

통제변수의 결과를 보면, 종속변수가 *AE*인 경우 *FN*, *EL*, *CA*, *RV*, *SIZE*, *LEV*, *LARGE*, *FOREN* 변수에서 예측치에 따라 유의한 계수값을 보이며, *SE*인 경우 *FN*, *EL*, *CA*, *RV*, *LEV*에서 유의한 계수값이 나타났다. 이상의 통제변수의 결과는 대체로 <표 5>의 결과와 일치한다.

40) Phillips et al.(2003)의 연구는 회계이익과 과세소득의 차이를 이익조정 내용치로 분석하고자 했지만, 자료수집상 어려움으로 순이연법인세변동(=이연법인세부채의 변동-이연법인세자산의 변동)을 이용하여 분석한 바 있다. 즉 Phillips et al.(2003)은 세법에 비해 GAAP에서 더 많은 재량권이 있으므로, 이를 이용하여 경영자가 이익조정을 하면 회계이익과 과세소득의 일시적 차이를 발생시키고, 이 일시적 차이는 이연법인세비용에 반영된다고 보았다. 따라서 재량적 발생뿐만 아니라 회계이익과 과세소득의 차이 역시 기업의 이익조정을 반영할 수 있기 때문에 회계이익과 과세소득의 차이는 일시적 차이인 이연법인세 정보와 관련성이 있다(전규안과 박종일 2002).

41) 이러한 연구결과는 연구의 동기와 연구방법이 본 연구와는 다르지만, 이연법인세 관련 터미변수와 이익 예측간에 음(-)의 관계가 존재한다는 임태균과 정석우(2008)의 연구결과와 유사하다.

〈표 6〉 재무분석가의 이익예측오차와 순이연법인세변동 간의 회귀분석결과

변수	구분	종속변수 : $Accuracy (= AE_{t+1})$				종속변수 : $Bias (= SE_{t+1})$			
		3월말 예측치	6월말 예측치	9월말 예측치	12월말 예측치	3월말 예측치	6월말 예측치	9월말 예측치	12월말 예측치
절편		-0.095 (-0.328)	-0.071 (-0.285)	-0.188 (-2.287)**	-0.183 (-2.734)***	0.143 (0.424)	-0.024 (-0.086)	0.029 (0.283)	-0.110 (-1.306)
$NDTE_t$		-1.643 (-3.368)***	-1.368 (-3.373)***	-0.358 (-2.728)***	-0.232 (-2.089)**	-1.604 (-2.841)***	-1.202 (-2.661)***	-0.636 (-3.835)***	-0.423 (-2.742)***
$BIG4_t$		0.005 (0.137)	-0.033 (-1.104)	-0.009 (-0.895)	-0.011 (-1.368)	0.035 (0.904)	0.021 (0.647)	0.002 (0.138)	0.009 (0.860)
$ACHG_t$		0.004 (0.088)	-0.026 (-0.713)	0.015 (1.216)	0.005 (0.534)	0.031 (0.633)	-0.022 (-0.543)	-0.000 (-0.029)	-0.008 (-0.666)
FN_t		-0.013 (-3.959)***	-0.011 (-3.944)***	-0.004 (-5.104)***	-0.004 (-6.358)***	-0.006 (-1.630)	-0.007 (-2.247)**	-0.002 (-1.953)**	-0.002 (-2.742)***
EL_t		0.171 (7.756)***	0.024 (1.280)	0.013 (1.347)	0.018 (2.755)***	0.010 (-0.384)	-0.080 (-3.756)***	-0.022 (-1.870)*	-0.021 (-2.579)***
CA_t		-0.290 (-2.067)**	-0.185 (-1.530)	-0.010 (-0.245)	0.001 (0.045)	-0.115 (-0.709)	-0.060 (-0.446)	0.076 (1.530)	0.086 (2.081)**
EP_t		-0.011 (-1.081)	-0.004 (-0.388)	-0.001 (-0.197)	0.001 (0.254)	-0.004 (-0.308)	-0.001 (-0.082)	0.001 (0.239)	0.001 (0.322)
RV_t		-11.338 (-0.521)	-0.100 (-0.006)	9.044 (1.509)	8.314 (1.740)*	-9.897 (-0.393)	10.981 (0.553)	15.294 (2.017)**	3.997 (0.663)
$SIZE_t$		0.009 (0.618)	0.009 (0.725)	0.012 (2.795)***	0.011 (3.304)***	-0.002 (-0.126)	0.006 (0.423)	-0.000 (-0.025)	0.007 (1.533)
LEV_t		0.267 (2.926)***	0.202 (2.568)***	0.083 (3.169)***	0.055 (2.618)***	0.054 (0.511)	0.071 (0.805)	0.069 (2.076)**	0.029 (1.110)
BG_t		0.020 (0.559)	0.041 (1.402)	-0.004 (-0.410)	-0.001 (-0.168)	0.018 (1.027)	0.025 (0.647)	0.010 (0.785)	-0.001 (-0.075)
$LARGE_t$		0.122 (1.539)	0.088 (1.293)	0.046 (2.021)**	0.024 (1.321)	-0.014 (-0.336)	0.013 (0.166)	0.014 (0.475)	0.022 (0.955)
$FOREN_t$		-0.122 (-1.299)	-0.133 (-1.608)	-0.074 (-2.752)***	-0.032 (-1.513)	-0.011 (-0.240)	-0.027 (-0.292)	-0.016 (-0.468)	0.014 (0.533)
ΣIND		포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
$\Sigma YEAR$		포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
F-값		7.216***	5.153***	7.898***	7.591***	2.431***	3.181***	3.550***	3.533***
수정된 R^2		0.151	0.107	0.176	0.170	0.039	0.059	0.073	0.073
표본수		1,052	1,041	969	964	1,052	1,041	969	964

주1) 변수의 정의는 <표 2>를 참조. 단, $NDTE_t$: t 기 순이연법인세변동[=(이연법인세부채의 변동 - 이연법인세자산의 변동)/기초총자산]임.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t -값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

이상의 <표 4>부터 <표 6>까지의 검증결과를 종합해 보면, 회계이익과 과세소득의 차이(BTD), 일시적 차이(TD) 및 순이연법인세변동($NDTE$)은 종속변수 AE 및 SE 에 대해 모두 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이는 회계이익과 과세소득의 차이가 커질수록(즉 회계이익이 과세소득에 비해 상대적으로 클수록), 일시적 차이가 커질수록(즉 회계이익과 과세소득의 차이 중 가산할 일시적 차이가 증가하거나 차감할 일시적 차이가 감소할수록) 및 순이연법인세변동(즉 순이연법인세자산 변동보다 순이연법인세부채 변동) 값이 클수록 재무분석가의 이익예측오차가 감소하고, 이와 관련하여 재무분석가는 이익예측을 함에 있어 비관적 편의를 가진다는 것을 나타낸다. 즉 본 연구에서의 세 가지 측정치 모두가 증가할수록 보고이익을 상향조정한 기업에 해당되므로 이익의 질은 상대적으로 낮은 기업이며, 재무분석가는 이들 기업에 대한 이익예측의 정확성이 높고 비관적 예측치를 공시하는 것으로 나타났다. 이상의 본 연구결과는 이익의 질에 대한 측정방법상 차이가 있는 선행연구들(Bradshaw et al. 2001 ; Ahmed et al. 2001 ; 임태균과 정석우 2006) 및 본 연구의 세 가지 이익조정 측정치 중 일시적 차이를 조사한 Weber(2005)의 연구결과와도 상반된 것이다. 이러한 선행연구와의 검증결과에 차이를 보이는 이유 중 하나로는 앞서 논의한 바와 같이 재무분석가들은 쉽게 관찰되지 않는 이익조정 측정치보다는 직접 관찰이 가능한 이익조정 측정치에 대해서 보다 정확하게 식별하고 미래 이익예측치에 반영시키는 것으로 해석된다. 따라서 기존 연구들의 검증결과(Bradshaw et al. 2001 ; Ahmed et al. 2001 ; Weber 2005 등)와 달리 관찰이 가능한 세 가지 세무관련 이익조정 측정치들에 대해서는 재무분석가의 이익예측의 정확성이 높고, 비관적 예측치가 산출된다는 결과는 정보 공개자인 재무분석가의 이익예측의 정확성 측면에서 효과성에 관한 증거이기도 하다.

5. 민감도 분석

본 절에서는 민감도 분석의 일환으로 이 분야의 선행연구인 Weber(2005)의 연구방법과 같이 회계이익과 과세소득의 차이(BTD) 변수 대신 과세소득/회계이익 비율(tax income/book income ratios ; TBR 로 칭함) 변수로 측정한 후 식(1)의 BTD 대신 TBR 로 대체하여 모형식(1)에 대한 회귀분석을 다시 수행하였다. 지면관계상 별도의 표로 보고하지는 않았지만, 분기별 예측치, 그리고 종속변수가 AE 및 SE 인 경우 모두 <표 4>의 결과와 일치된 결과가 나타남을 확인하였다. 이러한 사항은 Weber(2005)의 결과와 상반되지만, <표 4>의 결과와 일치하였다. 이는 변수를 조작적으로 달리 측정하여도 앞서 제시된 결과가 일관성이 있음을 뒷받침해 주는 결과이다.

V. 결 론

본 연구는 회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동 정보가 재무분석가의 미래 이익예측치에 어떻게 반영되고 있는지를 이익예측오차와 편의를 통해 분석하였다. 본 연구는 회계이익과 과세소득의 차이 정보가 이익의 질을 반영한다는 선행연구들의 주장에 근거하고 있다 (Weber 2005 ; Hanlon 2005 ; Lev and Nissim 2004 ; Phillips et al. 2003 등). 발생액과 마찬가지로 회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이, 순이연법인세변동 정보에는 경영자의 이익조정 행위가 반영되어 있으며(Hanlon 2005 ; Phillips et al. 2003 ; 전규안과 박종일 2002 ; 박종일과 김경호 2002 등), 이익조정 혹은 이익의 질 측정치로서 재량적 발생액보다 회계이익과 과세소득의 차이로 측정된 보고이익의 차이 관련 정보는 측정오차의 문제에 덜 민감한 측정치로 여겨져 왔다(Hanlon 2005 ; Lev and Nissim 2004 등 ; 박종일과 전규안 2008). 또한 외국과 달리 국내의 경우는 과세소득 및 일시적 차이 정보에 대해 직접 관찰가능하기 때문에 세무와 관련한 세 가지 이익조정 측정치에 대한 재무분석가의 이익예측오차를 분석하였다. 그리고 본 연구는 회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동 정보 모두를 이용하여 분석했다는 점에서 이 분야의 선행연구인 Weber(2005)의 연구를 확장하였다.

본 연구에서의 세 가지 이익조정 측정치들은 이익을 상향조정하면 당기 이익을 상향조정한 정도만큼의 회계이익이 왜곡될 수 있고, 이 결과는 결국 미래이익의 반전으로 나타날 수 있다. 따라서 회계이익과 과세소득의 차이가 커질수록, 일시적 차이가 클수록, 순이연법인세변동이 클수록 이들 해당기업들의 미래이익은 감소할 것으로 예상된다. 이러한 개념적 논리에 기초하여 본 연구는 정교한 투자자집단으로 알려진 재무분석가들이 해당기업의 미래 이익예측치를 산출하는 과정에서 이들 기업의 이익특성을 정확하게 파악하고 평가한다면 재무분석가의 이익예측오차는 감소할 것이라는 가설을 검증하였다.

본 연구는 가설을 검증하기 위하여 2000년부터 2004년까지 금융업을 제외한 유가증권시장에 상장된 기업 중 12월 결산법인, 그리고 재무분석가의 이익예측치 자료가 수집가능했던 기업들을 대상으로 세 가지 이익조정 측정치와 재무분석가의 이익예측오차(AE) 및 이익예측오차의 편의(SE) 사이의 관계를 경험적으로 분석하였다.

본 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 회계이익과 과세소득의 차이에 대해 재무분석가의 이익예측오차와 편의는 각각 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 즉 회계이익이 과세소득보다 상대적으로 클수록(이익의 질이 낮을수록) 재무분석가의 이익예측오차는 감소하는 것으로 나타났으며, 또한 이들 기업에 대해 재무분석가는 비판적 편의를 가지고 미래이익을 예측하는 것으로 나타났다.

둘째, 회계이익과 과세소득의 차이 중 영구적 차이를 제외하고 일시적 차이를 대상으로 한 경우와 순이연법인세변동을 대상으로 한 분석결과 모두 회계이익과 과세소득의 차이로 측정된 결과와 일관되게 미래 과세소득에 가산할 일시적 차이가 증가할수록 또는 순이연법인세자산의 변동보다

순이연법인세부채의 변동이 클수록 재무분석가의 이익예측의 정확성이 높고, 비관적 미래 이익예측치를 산출하는 것으로 나타났다.

한편, 본 연구의 결과는 이익조정과 재무분석가의 이익예측오차 간의 관계를 조사한 연구 중 발생액(Bradshaw et al. 2001)과 재량적 발생액(Ahmed et al. 2001 ; 임태균과 정석우 2006)의 연구결과와 차이가 있으며, 또한 추정과세소득 자료를 사용하여 과세소득/회계이익 비율(Weber 2006)을 통해 분석된 결과와도 상반된 증거를 제시하고 있다.

이상의 본 연구결과는 외부이해관계자들에게 쉽게 관찰되지 않는 발생액을 이용한 이익조정의 측정치나 추정에 따른 추정과세소득과 달리 외부이해관계자들에게 쉽게 재무제표를 통해 직접 관찰이 가능한 이익조정 측정치들(회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동)을 재무분석가는 미래 이익예측치 산출할 때 이들 정보내용을 정확히 반영하고 있음을 보여준다.

따라서 이러한 본 연구의 결과는 재무분석가들이 이익예측치를 산출할 때 회계이익과 과세소득 관련 정보 및 이연법인세 정보를 고려하고 있음을 보여주었다는 점에서 의의가 있다. 또한 이익의 질에 따라 그 결과해석이 다르다는 점은 투자자들의 경제적 의사결정에도 영향을 미칠 수 있어 투자자들에게는 중요한 정보를 제공하며, 이는 결국 자원의 효율적 배분에 영향을 미칠 수 있는 사항이므로 규제기관에게도 유익한 시사점을 제공할 것으로 기대된다. 또한 본 연구의 결과는 기업의 이익조정(또는 이익의 질) 측정치에 대한 관찰가능성이 높을수록 재무분석가의 미래 이익예측치에 정확히 반영되고 있음을 제시하고 있어 학술적 측면에서도 유익한 시사점을 제공할 것으로 예상된다.

한편으로 본 연구의 결과는 재무제표에 보고되는 과세소득과 일시적 차이, 그리고 이연법인세 정보를 재무분석가들이 미래 이익예측치 산출에 반영하고 있다는 결과이므로, 이는 1999년부터 시행되고 있는 이연법인세회계기준서 제16호의 이연법인세회계 관련 기업의 공시정책(과세소득과 일시적 차이 및 이연법인세 관련 정보의 공시)에 실효성이 있음을 간접적으로 시사한다.

이상의 유익한 시사점에도 불구하고, 본 연구의 한계점으로는 첫째, 모형식에서 생략된 변수(omitted variables)가 존재한다면 이와 같은 요인이 검증결과에 영향을 미칠 수도 있으므로 해석상 주의를 요한다. 그러나 이러한 사항은 모든 경험적 연구들에서도 갖는 공통된 한계이기도 하다. 둘째, 본 연구는 일시적 차이 항목 전체를 대상으로 분석했지만, 일시적 차이를 구성하는 세부항목별 분석을 수행하지는 못하였다. 만일 일시적 차이의 세부항목별 구성요소에 따라 분석한다면 재무분석가의 이익예측치에 가장 큰 영향을 미치는 변수를 찾아낼 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

- 고종권 · 윤성수. 2006. “재무이익-세무이익 차이의 세부구성항목을 이용한 적자회피 이익조정 분석”. 세무학연구 제23권 제3호 : 65-101.
- 곽수근 · 박종일. 2008. “감사보수와 감사시간이 재무분석가의 이익예측 오차에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제47호 : 211-246.
- 김문철 · 최 관. 1999. “이익의 질의 개념에 관한 연구”. 회계저널 제8권 제1호 : 221-249.
- 노희천. 2009. “세무이익의 정보효과-주가관련성과 이익예측력을 통한 실증분석”. 세무학연구 제26권 제1호 : 33-69.
- 박종일. 2003. “기업지배구조와 이익조정 : 최대주주 지분율을 중심으로”. 회계학연구 제28권 제2호 : 135-172.
- 박종일. 2006. “감사위원회 및 이사회 특성이 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제44호 : 311-334.
- 박종일 · 김경호. 2002. “세무비용과 이익조정이 회계이익과 과세소득의 차이에 미치는 영향”. 회계학연구 제27권 제2호 : 81-115.
- 박종일 · 전규안. 2008. “감사품질이 회계이익과 과세소득의 차이에 미치는 영향”. 회계학연구 제33권 제2호 : 65-109.
- 신현한 · 이상철 · 장진호. 2004. “외부감시주체와 기업가치”. 재무연구 제17권 제1호 : 41-72.
- 안윤영 · 신현한 · 장진호. 2005. “외국인투자자와 정보비대칭 간의 관계”. 회계학연구 제30권 제4호 : 109-131.
- 임태균 · 정석우. 2006. “이익조정이 재무분석가의 이익예측치에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제44호 : 311-334.
- 임태균 · 정석우. 2008. “이연법인세정보와 재무분석가 이익예측치의 특성”. 회계저널 제17권 제3호 : 181-204.
- 전규안. 2004. “조세비용과 비조세비용의 상충관계가 재무보고이익과 세무보고이익의 차이에 미치는 영향”. 회계학연구 제29권 제1호 : 29-56.
- 전규안 · 박종일. 2002. “이연법인세와 이익조정에 관한 연구”. 회계학연구 제27권 제1호 : 107-135.
- 전규안 · 최종학 · 박종일 · 이병희. 2007. “기타포괄손익과 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관련성에 관한 연구”. 회계학연구 제32권 제1호 : 141-171.
- 정석우. 2003. “재무분석가의 분석기업결정과 예측특성에 영향을 미치는 요인”. 회계학연구 제28권 제4호 : 61-84.
- 정석우 · 임태균. 2005. “회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향”. 회계학연구 제30권 제2호 : 209-235.
- 정운오 · 고종권 · 김갑순 · 노희천. 2006. “세무조정자료의 분석을 통해 살펴본 우리나라 기업의 재무이익과 세무이익의 차이”. 회계학연구 제31권 제4호 : 203-238.
- 조현우 · 백원선. 2005. “이연법인세자산에 대한 미래법인세효과의 실현가능성과 발생액의 질”. 회계학

- 연구 제30권 제1호 : 99 - 120.
- 주인기 · 최원욱 · 엄지인. 2005. “이익조정 행위의 측정치로서 회계이익과 과세소득 차이의 유용성에 관한 연구”. 회계학연구 제30권 제2호 : 237 - 275.
- 최원욱 · 박종일 · 장금주. 2008. “이월결손금의 미래법인세효과에 관한 재무분석가의 해석”. 경영학연구 제37권 제2호 : 375 - 414.
- 최종서 · 문승엽. 2005. “이연법인세정보를 이용한 이익조정의 탐지”. 회계학연구 제30권 특별호 제1호 : 93 - 132.
- Abarbanell, J.S., 1991. Do Analysts' Earnings Forecasts Incorporate Information in Prior Stock Price Changes? *Journal of Accounting & Economics* 14(Jun) : 147 - 165.
- Ahmed, A.S., S.M. Nainar, and J. Zhou, 2001. Do Analysts' Forecasts Fully Reflect the Information in Accruals? *Working Paper*. Syracuse University.
- Asquith, P., M.B. Mikhail and A.S. Au. 2005. Information Content of Equity Analyst Reports. *Journal of Financial Economics* 75(2) : 245 - 282.
- Becker, C., DeFond, M., Jiambalvo, and K. Subramanyam. 1998. The Effect of Audit Quality on Earnings Management. *Contemporary Accounting Research* 15 : 1 - 24.
- Behn, B.K., J.H. Choi, and T. Kang. 2008. Audit Quality and Properties of Analyst Earnings Forecasts. *The Accounting Review* 83(2) : 327 - 349.
- Bradshaw, M T., S A. Richardson, and Richard G. Sloan. 2001. Do Analysts and Auditors Use Information in Accruals? *Journal of Accounting Research* 39(June) : 45 - 74.
- Brown, L., and M. Rozeff. 1980. Analyst can forecast accurately! *Journal of Portfolio Management* 6 : 31 - 34.
- Brown, L., R. Hagerman, P. Griffin, and Mmijewski. 1987. Security Analyst Superiority Relative to Univariate Time - Series Models in Forecasting Quarterly Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 9 : 66 - 88.
- Burgstahler, D. and I. Dichev. 1997. Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses. *Journal of Accounting and Economics* 24(December) : 99 - 126.
- Chaney, P. K., and D. C. Jeter. 1994. The Effect of Deferred Taxes on Security Prices. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 9(1) : 91 - 116.
- Clarkson, P. 2000. Auditor Quality and the Accuracy of Management Earnings Forecasts. *Contemporary Accounting Research* 17 : 595 - 622.
- Collins, D. and P. Hribar. 2000. Errors in Estimating Accruals : Implications for Empirical Research. *Journal of Accounting Research* 40 : 105 - 134.
- Das, S., C. Levine, and K. Sivaramakrishnan. 1998. Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts. *The Accounting Review* 73(2) : 277 - 294.
- DeAngelo, L. 1981. Auditor Size and Auditor Quality. *Journal of Accounting and Economics* 3(December) : 183 - 199.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70 : 193 - 225.

- DeFond, M. and L. Subramanyam. 1998. Auditor Changes and Discretionary Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 25 : 36-67.
- DeGeorge, F., J. Patel and R. Zeckhauser. 1999. Earnings Management to Exceed Thresholds. *Journal of Business* 72(January) : 1-33.
- Duru, A. and D. M. Reeb. 2002. International Diversification and Analysts' Forecast Accuracy and Bias. *The Accounting Review* 77 : 415-433.
- Eames, M. and S. Glover. 2003. Earnings Predictability and the Directing of Analysts' Earnings Forecast Errors. *The Accounting Review* 78(3) : 707-724.
- Francis, J., E. Maydew., and H. Sparks. 1999. The Role of Big 6 Auditors in the Credible Reporting of Accruals. *Auditing : A Journal of Practice and Theory* 18 : 17-34.
- Frankel, R, Kothari, S.P., and J. Weber. 2003. Determinants of the Informativeness of Analysts' Research. *Working paper*. MIT.
- Frankel, R. and Xu Li. 2004. Characteristics of a Firm's Information Environment and the Information Asymmetry between Insiders and Outsiders. *Journal of Accounting and Economics* 37(2) : 229-259.
- Ghosh, A. and D. Moon. 2005. Auditor Tenure and Perceptions of Audit Quality. *The Accounting Review* 80(2) : 585-612.
- Givoly, D., and J. Lakonshok. 1979. The Information Content of Financial Analysts' Forecasts of Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 1(3) : 165-185.
- Hanlon, M. 2005. The Persistence and Pricing of Earnings, Accruals and Cash Flows When Firms Have Large Book-Tax Difference. *The Accounting Review* 80(1) : 137-166.
- Healy, P., and J. Wahlen. 1999. A Review of the Earnings Management Literature and It's Implications of Standard Setting. *Accounting Horizons* 13 : 365-384.
- Hirst, D. Eric, Lisa Koonce, and Paul J. Simko. 1995. Investor Reactions to Financial Analysts' Research Report. *Journal of Accounting Research* 33 : 335-351.
- Imhoff, Jr., E. 1992. The Relation between Perceived Accounting Quality and Economic Characteristics of Firm. *Journal of Accounting and Public Policy* 11 : 97-118.
- Jones, J. J. 1991. Earnings Management during Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research* 29 : 193-228.
- Kasznik, R. 1999. On the Association Between Voluntary Disclosure and Earnings Management. *Journal of Accounting Research* 37 : 57-821.
- Kothari, S.P., A.J. Leone, and C.E. Wasley. 2005. Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 163-197.
- Lang, M., and R. Lundholm. 1996. Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior. *The Accounting Review* 71(3) : 467-492.
- Lev, B., and D. Nissim. 2004. Taxable Income, Future Earnings, and Equity Values. *The Accounting Review* 79(4) : 1039-1074.

- Lim, T. 2001. Rationality and Analysts' Bias. *Journal of Finance* 56 : 369 – 385.
- Mills, L. F., and K. J. Newberry. 2001. The Influence of Tax and Nontax Costs on Book – Tax Reporting Differences : Public and Private Firms. *Journal of the American Taxation Association* 23(1) : 1 – 19.
- O'Brien, P. 1988. Analysts' Forecasts as Earnings Expectations. *Journal of Accounting and Economics* 10(1) : 53 – 83.
- Palepu, K., J. Healy, and V. Bernard. 2004. *Business Analysis and Valuation. Using Financial Statement*. Cincinnati, OH : South – Western College Publishing.
- Penman, S. 2007. *Financial Statement Analysis and Security Valuation*. 3rd ed. McGraw – Hill/Irwin. New York.
- Phillips, J., M. Pincus, and S. Rego. 2003. Earnings management : New evidence based on the deferred tax expense. *The Accounting Review* 78(2) : 491 – 521.
- Phillips, J., M. Pincus, S. O. Rego, and H. Wan. 2004. Decomposing Changes in Deferred Tax Assets and Liabilities to Isolate Earnings Management Activities. *Journal of the American Taxation Association* 26(Supplement) : 43 – 66.
- Richardson, Vernon J. 1998. Information Asymmetry and Earnings Management : Some Evidence. *Working paper*. University of Kansas.
- Schipper, K. 1989. Commentary in Earnings Management. *Accounting Horizons* 3 : 91 – 102.
- Schipper, K. 1991. Commentary on Analyst's Forecasts. *Accounting Horizons* 5(December) : 105 – 121.
- Sloan, R. G. 1996. Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings? *The Accounting Review* 71(3) : 289 – 315.
- Stickel, S. E. 1991. Common Stock Returns Surrounding Earnings Forecasts Revisions : More Puzzling Evidence. *The Accounting Review* 66(April) : 402 – 416.
- Subramanyam, K. R. 1996. The Pricing of Discretionary Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 18 : 157 – 179.
- Weber, D. 2005. Book – Tax Differences, Analysts' Forecast Errors, and Stock Returns. Dissertation. *Working paper*. University of Colorado.
- Xie, H. 2001. The Mispricing of Abnormal Accruals. *The Accounting Review* 76(3) : 357 – 374.

The Effect of Book – Tax Difference, Temporary Difference, and Changes in Net Deferred Tax Assets and Liabilities on Analysts' Earnings Forecasts

Park, Jong Il* · Jeon, Kyu An** · Roh, Hee Chun***

〈Abstract〉

Academic researchers have become increasingly interested in book – tax differences. Much recent work in accounting has focused on the potential of book – tax differences to detect earnings management(Phillips et al. 2003 : Lev and Nissim 2004 : Hanlon 2005 : Weber 2005).

This paper investigates whether analyst's forecasting earnings correctly reflect the book – tax differences(BTD) as a earnings quality. Analysts' forecasting behavior play a role in the capital market efficiency as information intermediaries. Furthermore, we investigates analyst's forecasting earnings reflect temporary differences(TD) and also net deferred tax expense(NDTE).

The sample consists of non – banking firms (maximum 895 firm – years) with a December fiscal year – end listed on the Korean Stock Exchange over 2000 – 2004. The data on analysts' earnings forecasts are collected from Fn – DataGudie Pro database. Other firm – specific financial data are collected from KIS – Value II database. The analysts' forecasts data are collected fourth per year.

Empirical results suggest that BTD is significantly negative associated with the errors and accuracy in analysts' earnings forecasts. As the larger amount of BTD(the lesser earnings quality), analysts' earnings forecasts become less optimistically(or more pessimistic) biased and the absolute magnitude of the errors decreases. This results also suggest that analysts success to consider at least some of the implications of BTD. Also, as expected, we find that TD and/or NDTE is similar to BTD's results.

Our finding complement and extend the evidence in Bradshaw et al.(2001), Ahmed et al.(2001), Lim and Jeong(2006), and Weber(2005) that analysts do not incorporate the predictable future earnings declined associated with high accrual or the ratio estimated tax income to book income in forecasting earnings. Inconsistent with prior research we find that analysts' forecasts are efficient with respect to BTD, in that their forecast errors are a function of prior BTD. This work contribute

* Assistant Professor, School of Business, Chungbuk National University.

** Associate Professor, School of Business, Soongsil University.

*** Full – time Lecturer, School of Business, Soongil University.

to several lines of existing research in earnings management and analyst's forecasts related study. As well, the findings of this study support the importance on the further detailed disclosure on the tax income.

<Key words> Book-Tax Differences, Temporary Differences, Changes in Net Deferred Tax Assets and Liabilities, Quality of Earnings, Analyst's Earnings Forecasts Error and Bias, Accuracy