이월결손금의 미래법인세효과에 관한 재무분석가의 해석

최원욱
연세대학교 경영대학 경영학과 부교수
(wonchoi@yonsei.ac.kr)
박종일
충북대학교 경영대학 경영학부 조교수
(parkjil@chungbuk.ac.kr)
장금주
연세대학교 경영대학 경영학과 박사과정
(winter2007@yonsei.ac.kr)

본 연구는 이월결손금의 미래법인세효과가 재무분석가의 이익예측오차에 어떠한 영향을 주는지를 분석하였다. 현행 기업회계기준서 제16호 이연법인세에 관한 회계기준은 이월결손금의 미래법인세효과를 인식함에 있어서 경영자의 주관을 허용하고 있다(백원선과 김상헌 2005; 전성일과 최 관 2004 등). 이연법인세 분야의 기존 연구들이 주로 가치관련성을 중심으로 분석이 수행되었으나, 본 연구는 재무분석가의 이익예측의 편의 및 정확성을 분석하였다는 점에서 선행연구와 차이가 있다. 실증분석에 이용된 기간은 1999년부터 2004년까지이다.

실증결과에 따르면 첫째, 이월결손금의 인식여부를 통해 알아본 결과, 이월결손금의 법인세효과를 계상한 기업이면 재무분석가의 이익예측의 정확성이 더 낮아지는 것으로 나타났다. 둘째, 이월결손금의 미래법인세효과의 당기 변동분을 이용한 결과, 이월결손금의 법인세효과 금액 중 자산으로 계상된 금액이 전기보다 증가할수록 재무분석가의 이익예측치는 실제이익에 비하여 더 낙관적 편의(optimistic bias)를 가지는 것으로 나타났다. 마지막으로 주가와의 추가분석 결과, 이월결손금의 이연법인세 효과가 클수록 주가는 유의한 음(-)의 계수 값이 관찰되었다. 이러한 결과는 이월결손금에 대한 법인세효과에 대하여 주식시장의 반응은 부정적이라는 것을 의미한다.

이상의 연구결과를 종합하면, 이월결손금 자산성 판단을 통해 경영자가 제공한 기업전망에 대한 예측정보는 재무분석가들의 이익예측 정확성을 높이는데 유용하지 못함을 시사하며 경영자와 정보이용자간의 정보불균형을 감소하는데 효과적이지 않다고 볼 수 있다. 본 연구는 이월결손금 자산성 판단을 통해 제공된 경영자의 경영전망에 대한 예측 정보가 재무분석가의 이익예측 과정에 활용하는가를 살펴보았다는 측면에서 의의가 있다고 본다.

주제어: 재무분석가의 이익예측오차, 이익예측의 편의, 이익예측의 정확성, 이월결손금의 법인세 효과, 이연법인세 자산, 주가 반응

Ⅰ. 서 론

본 연구의 목적은 이월결손금에 대한 미래법인세효과가 재무분석가의 이익예측오차에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 실증분석 하는데 있다. 이연법인세 회계를 적용함에 있어 경영자는 미래법인세효과 금액의 수준을 결정하기 위해 미래 과세소득을 추정하여야 하는데, 이러한 경영자의 자의성이 회계정보의 유용성에 미치는 효과와 관련하여 상반된 견해가 존재할 수 있다. 먼저 비판적 시각에서 접근하는 견해는 과세소득의 추정에 경영자의 재량권이 부여되고 있어 이익조정 행위의 도구로 이용될 수 있다는 것이다. 일부의 연구는 경영자들이 이연

논문접수일: 2007. 8 게재확정일: 2008. 3

법인세 자산성을 이용하여 이익조정을 수행하였다는 결과를 보고한 바 있다(Visvanathan 1998; Schrand and Wong 2003; Bauman and Bauman 2001; 박재환 등 2005 등). 이와 반대되는 견해는 이연법인세 회계는 기업의 내부정보를 보유하고 있는 경영자가 미래 과세소득에 대한 추정을 통하여 경제적 실질에 적합한 회계처리를 수행하도록 유도하고 있으며 이로 인해 미래지향적 회계정보(forward looking information)를 제공할 수 있어 유용하다는 견해이다.[1)]

세무상 결손금이 존재하는 기업의 경영자는 미래 과세소득에 대해 구체적인 추정을 하여 이를 근거로 이연법인세자산의 크기를 결정하여야 하며 이에 대한 정보가 감사보고서에 공시되어야 한다. 예를 들어 경영자는 이월결손금을 자산으로 인식하거나, 직전기 대비 해당 결손금에 대한 법인세효과 금액을 증가하거나 감소하는 등의 회계처리를 통해 해당 기업의 미래 과세소득의 발생가능성에 대한 기업의 내부정보 및 예측정보를 재무정보이용자들에게 전달할 수 있다.[2)] 그러나 앞서 제시한 비판적 시각의 견해와 같이 만일 경영자가 진실한 미래 과세소득 추정치가 아닌 다른 의도에 따라 인위적인 수치를 제공한다면 이해관계자들은 오도된 방향으로 정보를 해석하거나 혹은 경영자의 진위여부까지 파악해야 하는 어려움이 있어 해당 기업에 대한 미래 이익예측이 더 어려워 질 수 있다. 물론 이연법인세 자산성을 통해 제공되는 경영자의 기업전망에 대한 예측정보가 정보이용자의 해석을 어렵게 하는 경우 경영자가 제공한 정보는 기업내부의 경영자와 기업 외부의 투자자간의 정보불균형을 증가시키게 된다.

이연법인세자산·부채에 대한 초기의 국내의 연구는 대체적으로 주가로 대변되는 투자자의 반응을 중심으로 분석이 수행되었다. 즉, 이연법인세자산·부채와 주가 간에 유의적인 관계가 있음을 보임으로써 이연법인세 정보가 투자자들에게 유용한 정보임을 주장하는 가치관련성 연구가 주를 이루었다(이준규 등 2001; 이화진 등 2001; 이종천과 오웅락 2002; 이세용과 이창우 2003 등). 이후 연구들에서는 이연법인세자산에 대한 실현가능성 혹은 실현가능성에 영향을 미치는 요소에 따라 이연법인세자산이 주가에 차별적으로 반영되고 있음을 확인하였다(전성일과 최 관 2004; 백원선과 김상헌 2005; 김상헌과 백원선 2006).

일반투자자 중심의 가치관련성 연구와는 달리 정교한 정보이용자 집단으로 볼 수 있는 재무분석가의 이익예측 과정에 이연법인세 회계정보가 어떠한 영향을 미치는가에 대한 연구는 현재까지 이루어지지 않았다. 재무분석가의 이익예측은 자본시장에 종사하는 대다수의 이해관계자 간의 정보비대칭을 완화하는 중요한 정보로서 자본시장의 효율성 제고에 기여하고 있으며(Asquith el al. 2005), 재무분석가의 이익예측오차에 대해서는 재무분석가의 특성 혹은 이익의 특성 등 다양한 주제들이 연구되어 왔다(Bradshaw et al. 2001; Brown and Roseff 1978; Brown et al. 1987; O'Brien and Bhushan 1990; Lang and Lundholm 1996; Chen and Schoderbek 2000; 정석우와

1) 이와 같은 미래지향적인 회계정보의 중요성은 미국의 공인회계사회(AICPA)가 1991년에 구성한 특별 위원회인 Jenkins Committee의 연구보고서에도 이미 언급된 바 있다(AICPA Issues Report on Information Needs of Investors and Creditors, 1994).

2) 이월결손금이 기업내에 존재한다는 의미는 과거 손실이 발생하였음을 암시하는 것이다. 이와 같은 상황에도 불구하고 경영자가 이월결손금에 대한 법인세효과가 실현가능하다고 보는 것은 미래 경영성과가 반전되어 향후 호전될 것이라는 호재(good news)를 제공하는 것으로 볼 수 있다.

임태균 2005; 전규안 등 2006 등).

본 연구는 재무분석가의 이익예측오차 관련 선행연구들의 확장으로 이연법인세의 구성요소 중 이월결손금에 중점을 두고 연구를 수행하였다. 이월결손금에 대한 미래법인세효과 금액은 기업성과에 대한 신호 역할을 수행하기도 한다는 점에서 다른 이익구성요소와 차별화 될 수 있는 장점이 있다. 만일 재무분석가가 이월결손금의 미래법인세효과를 통해 나타난 경영자의 진실한 함의(implication)를 비교적 정확히 파악한다면 이익예측의 정확성은 높아질 수도 있고 반면 경영자의 함의를 제대로 파악하지 못하거나 기타 측정상의 문제가 발생한다면 이익예측의 정확성은 오히려 낮아질 수도 있을 것이다. 이월결손금의 미래법인세효과 또는 이월결손금의 미래법인세효과의 당기변동을 발표하는 기업은 이연법인세는 존재하지만 미래법인세효과 금액을 발표하지 않는 기업에 비해 이익예측이 더 어려워 이익예측 정확성이 낮아지거나 예측이 낙관적으로 나타날 수 있을 것이다.

본 연구의 분석대상기간은 1999년부터 2004년까지이며 거래소 상장기업 중 금융업에 속하지 않는 12월 결산법인을 대상으로 하였다. 본 연구는 분석의 정확성을 높이기 위하여 이월결손금 기말잔액이 존재하는 기업만을 분석대상기업으로 하였으며, 이월결손금으로 인한 이연법인세자산을 계상한 기업과 계상하지 않은 기업을 모두 포함하여 평균 268개 기업-연 자료를 선별하였다. 이들 표본 중에서 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과액이나 이연법인세 변동액 자료가 있는 표본을 다시 선별하였는데, 이로서 각각 평균 94개와 91개 기업-연 자료를 최종적으로 선별하였다. 재무분석가의 이익예측치로는 매 연도의 3월말, 6월말, 9월말, 12월말에 발표된 t+1년도의 주당이익 예측치 자료를 이용하였으며, t년도의 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과 혹은 이연법인세 변동금액과 t+1년도 분기별 발표된 t+1년도에 대한 이익예측오차 사이의 관계를 실증 분석하였다.

분석결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 먼저, 이월결손금의 이연법인세자산 인식여부를 통해 알아본 결과 이월결손금의 법인세효과에 대해 자산으로 인식한 기업이면 재무분석가의 이익예측의 정확성이 더 낮아지는 것으로 나타났다. 또한, 이월결손금의 미래법인세효과의 당기 변동분을 이용한 결과에서는 경영자가 전기보다 미래 과세소득에 대하여 낙관적인 추정을 하여 자산으로 인식한 이월결손금의 미래법인세효과 금액이 전기보다 증가할수록 재무분석가의 이익예측치는 실제이익에 비하여 더 낙관적 편의(optimistic bias)를 가지는 것으로 나타났다. 추가분석을 통해 이월결손금에 대한 미래실현가능성이 있다고 경영자가 평가한 이연법인세자산에 대하여 주식시장에서의 반응은 부정적인 결과로 나타남도 발견하였다.

본 연구는 미래 예상과세소득에 대한 경영자의 추정을 통해 재무제표에 반영된 이월결손금의 미래법인세효과와 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 살펴보았다는 점에서 다음과 같은 공헌점이 있다. 첫째, 이월결손금으로 인한 이연법인세자산을 계상한 기업과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 살펴봄으로써 재무분석가들이 이월결손금이 계상된 기업의 이월결손금에 대한 이연법인세자산에 대하여 이를 어떻게 평가한 후 이익예측 과정에 반영하는가에 관하여 파악할 수 있다. 둘째, 이월결손금으로 인한 이연법인세자산 정보를 통해 재무분석가들의 이익예측치에 나타나는 편의(bias)와 정확성(accuracy)을 평가할 수 있다. 셋째, 미래법인세 효과에 나타나는 미래이익 실현가능성에 대

한 대용치를 사용하지 않고 경영자의 판단기준을 직접 사용함으로써 선행연구에서 나타난 연구자의 미래이익 추정치 이용에 따른 분석상의 미비점을 보완하고 보다 정교한 자료 분석이 수행되도록 하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 이연법인세 관련한 선행연구들을 검토함으로써 연구 설계에 관한 기초를 마련하고, 이를 바탕으로 재무분석가의 이익예측오차와 이월결손금 관련 정보에 대한 연구가설을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 연구가설을 검증하기 위한 연구모형을 설계하며, 연구모형에 이용될 변수 측정과 정의 그리고 표본기업의 선정과정에 대하여 논의한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하고, 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 결론과 한계점을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구 및 가설 설정

2.1 이연법인세와 관련된 선행연구의 검토

이연법인세와 관련한 선행연구는 크게 정보유용성 측면에서 접근한 연구와 이익조정에 관한 연구로 구분할 수 있다. 이연법인세에 대한 정보유용성을 조사한 초기의 연구는 이연법인세자산·부채 및 법인세비용이 진정한 자산·부채 및 비용으로 투자자에게 인식되는지를 주로 가치관련성 측면에서 살펴보았다(Givoly and Hayn 1992; Amir et al 1997; Ayers 1998; 이준규 등 2001; 이종천과 오응락 2002; 이세용과 이창우 2003). 이 중 일부의 연구는 이연법인세자산·부채의 구성요소별로 세분화하여 실현가능성의 장단기에 따라 기업가치에 차별적인 영향이 있음을 확인하기도 하였다(Givoly and Hayn 1992; Amir et al 1997; 이준규 등 2001). 이연법인세의 가치관련성에 대한 최근의 연구들은 미래법인세효과의 실현가능성에 대한 대용치(proxy)에 초점을 맞추어 분석을 수행하였다(전성일과 최 관 2004; 백원선과 김상헌 2005).[3] 또한 미래법인세효과의 실현가능성을 발생액의 질(accrual quality) 및 이익의 지속성(earnings persistence)과의 관계를 통해 분석한 연구도 있다(백원선과 조현우 2005).

이연법인세자산을 계상함에 있어서 정확한 미래과세소득을 추정하는 것이 현실적으로 매우 어렵기 때문에 미래법인세효과의 실현가능성 정도를 판단하여 이를 이연법인세자산으로 계상하는 문제는 경영자의 재량권이나 외부감사인의 판단이 개입될 수 있다.[4] 이에 착안하여 이연법인세자산의 미래법인세효과가 경영자의 재량적 판단 및 감사품질에 따라 차별적으로 평가되는지를 분석한 연구가 있으며(백원선과 김상헌 2005), 경영자의 이익조정 유인과 감사품질이 실현가능성 판단문제를 통해 결정되는 이연법인세자산의 크기에 미치는 영향을 분석한 연구도 있다(김상헌과 백원선 2006).

이연법인세의 가치관련성에 대한 연구로, Givoly and Hayn(1992)은 미국의 1986년 세제개혁(Tax reform act of 1986) 전후기간을 중심으로

3) 이들의 연구들에서는 미래법인세효과의 실현가능성에 대한 대용치(proxy)로서 이연법인세에 대한 평가충당금(valuation allowance for deferred tax assets)의 결정요인을 조사한 Miller and Skinner(1998)의 측정치를 주로 이용하고 있다.

4) 현행 법인세의 회계처리에 관한 기업회계기준서에 의하면 이연법인세자산을 인식함에 있어서 미래에 차감할 일시적차이 및 이월결손금에서 발생하는 법인세효과를 검토하여 그 실현가능성이 거의 확실한 경우에만 인식하도록 하고 있다. 법인세효과에 대한 실현가능성은 해당 기업이 검토하여 합리적으로 판단하여 계상하도록 함으로써 경영자의 재량권을 인정하고 있다(백원선과 김상헌 2005).

세율변화에 따른 이연법인세부채와 비정상수익률과의 관계를 분석하였다. 횡단면 분석결과 이연법인세부채가 투자자들에게 진정한 부채로 인식되고 있으며 또한 이연법인세의 실현가능성과 역전입 시기에 따라 상이한 가치를 부여하고 있음을 보고하였다. Amir et al.(1997)은 1992년부터 1994년까지 미국 500대 기업을 대상으로 Feltham and Ohlson(1995)의 모형을 이용하여 이연법인세자산·부채 각각의 구성요소가 기업가치에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과, 해당 이연법인세자산 항목이 가치관련성 있는 정보를 내포하는 것으로 나타났다. 특히 결손금 및 세액공제 관련 이연법인세자산은 주가와 음(-)의 관계를 보이고 있어 투자자들이 결손금 등에 대한 법인세절감효과를 자산으로 인식하지 않고 있음을 제시하였다.

이연법인세의 정보유용성에 대한 국내의 연구 역시 가치관련성을 중심으로 이루어졌다(이준규 등 2001; 이화진 등 2001; 이종천과 오웅락 2002; 이세용과 이창우 2003; 전성일과 최 관 2004; 백원선과 김상헌 2005 등). 이 중 이준규 등(2001)의 연구는 일시적 차이의 실현가능 시기에 따라 단기, 중기, 장기로 이연법인세 자산·부채를 분류하여 각각이 기업가치에 미치는 영향을 분류하였다. 그 결과 보다 가까운 장래에 실현될 것으로 기대되는 항목일수록 큰 회귀를 갖는 것으로 나타나 Amir et al.(1997)과 유사한 결과를 보고하였다. 이화진 등(2001) 역시 초과이익모형(Ohlson 1995)에 기초하여 이연법인세자산·부채가 기업가치와 관계가 있음은 물론 투자자들이 이연법인세를 평가함에 있어 자본비용을 고려하여 현재가치로 할인하고 있음을 보고하였다. 위와 같은 연구들은 이연법인세자산·부채가 주가와 각각 양(+)과 음(-)의 관계를 통해 자산 및 부채로서의 경제적 의미가 있다는 공통적인 연구결과를 도출하였다.

자산성에 대한 판단을 통해 이연법인세가 경영자의 이익조정의 수단이 될 수 있으므로 이연법인세자산에 대한 실현가능성에 따라 자산성이 주가에 차별적으로 반영되는지를 분석한 연구들도 있다(전성일과 최 관 2004; 백원선과 김상헌 2005). 전성일과 최 관(2004)은 이연법인세자산의 실현가능성이 높을수록 주가와의 관련성이 더 높을 것으로 예상하였다. 이 연구는 Miller and Skinner(1998)의 방법에 따라 실현가능성 크기를 당해연도 순이익, 다음연도 기대이익과 실제순이익, 3개 연도 평균경상이익 등을 이용하였다. 분석 결과, 이연법인세자산의 실현가능성이 낮은 기업의 이연법인세자산이 그렇지 않은 기업보다 주가와의 가치관련성이 유의하게 작은 결과로 나타나, 이연법인세자산의 실현가능성에 따라 자산성이 주가에 차별적으로 반영됨을 보고하였다.

백원선과 김상헌(2005)은 이연법인세자산의 실현가능성과 감사품질(audit quality)을 결합하여 이연법인세 효과의 가치관련성을 살펴본 결과, 연구자들의 예상과 같이 이연법인세자산의 실현가능성이 낮으면서 감사품질이 낮은 집단에서 이연법인세자산에 대한 주가배수가 상대적으로 가장 작은 결과를 보였으며, 실현가능성이 높으면서 감사품질이 높은 집단에서 이연법인세자산에 대한 주가배수는 가장 높게 나타났다. 이 연구는 이연법인세자산의 실현가능성을 평가할 때 외부감사인의 통제능력도 영향이 있음을 제시하고 있다는 점에서 의의가 있다.

김상헌과 백원선(2006)은 백원선과 김상헌(2005)의 자료를 이용하여 이연법인세자산의 미래실현가능성과 감사품질에 따라 이연법인세자산의 계상금액에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과, 내부소유집중도가 낮을수록, 부채비율과 재무적 어려움이

높을수록, 보고이익수준이 낮을수록 실현가능성이 낮은 이연법인세자산의 크기가 증가한다는 결과를 제시하였으며, 또한 감사품질이 낮을수록 이연법인세자산의 실현가능성을 과대평가하여 보고이익수준이 높인다는 결과를 보고하였다.

백원선과 조현우(2005)는 이연법인세자산을 계상한 표본을 이용하여 이연법인세자산과 관련된 미래법인세효과의 실현가능성이 낮은 집단에 속한 기업의 발생액의 질 또는 이익지속성은 이연법인세자산과 관련된 미래법인세효과의 실현가능성이 높은 집단에 속한 기업의 이익지속성 또는 발생액의 질에 비하여 상대적으로 낮을 것이라는 가설을 검증한 결과 예상과 일치된 결과를 보고하였다.

한편, Amir and Sougiannis(1999)는 이연법인세 구성요소 중 세무상 결손금에 중점을 두고 이들 정보에 대한 투자자 및 재무분석가의 반응을 분석하였다. 이들은 이연법인세자산의 구성요소 중 세무상 결손금이 존재하는 기업의 경우 미래 법인세절감 효과가 있는 자산으로 계상될 수 있다고 보는 측정관점(measurement perspective)과 미래에도 손실이 발생할 가능성에 대한 신호(signal)가 될 수 있다는 정보적 관점(information perspective)이라는 두 가지 상반된 관점이 존재한다는 점에 착안하여 투자자와 재무분석가의 반응을 각각 분석하였다. 분석 결과, 주가와 세무상 결손금에 대한 이연법인세자산이 유의적인 양(+)의 상관관계를 나타내어 투자자들이 세무상 결손금에 대한 이연법인세자산을 진정한 자산으로 인식하고 있음을 확인하였다. 투자자의 측면 외에 재무분석가의 이익예측오차를 중심으로 분석한 결과는, 세무상 결손금이 존재하는 기업의 경우 그렇지 않은 기업에 비하여 재무분석가는 이익의 지속성이 낮다고 보며, 이익을 예측함에 있어 보다 더 낙관적으로 예측하면서 이익예측오차도 커지고 있음을 확인하였다.[5] 기존 이연법인세의 가치관련성을 조사한 연구들이 주로 이연법인세자산 · 부채와 주가(혹은 주식수익률)와의 관계를 통해 투자자의 시장반응만을 분석한 반면, 이 연구는 세무상 결손금(tax carryforwards)과 이연법인세자산의 평가충당금(valuation allowances for deferred tax assets)에 대해 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 동시에 분석하였다는 점에서 차이가 있다.

다음으로, 이연법인세의 이익조정에 관한 연구는 다시 두 가지 유형으로 구분될 수 있다. 첫 번째 유형은 경영자가 이연법인세를 직접적인 이익조정의 수단으로 이용할 수 있다고 전제한 후 이익조정 행위가 존재하는가를 확인하는 연구들이다(Miller and Skinner 1998; Visvanathan 1998; Bauman and Bauman 2001; Schrand and Wong 2003; 박재환 2005 등). 두 번째 유형으로는 이익조정 행위의 측정치로서의 이연법인세의 유용성에 대한 연구들이다(Mills and Newberry 2001; Phillips et al. 2003; 전규안과 박종일 2002; 주인기 등 2005; 최종서와 문승엽 2005 등). 첫 번째 연구 유형이 미래 법인세절감 효과의 실현가능성을 중심으로 한 이연법인세 자산성에 주안점을 둔 반면, 두 번째는 이익조정의 측정치인 회계이익과 과세소득 간의 차이 중 일시적 차이가 이연법인세임에 주안점을 두고 있다. 이 중 이연법인세 자산성에 대한 연구들을 구체적으로 살펴보면, 이연법인세 회계는 경영자에게 미래 과세소득 금액의 추정을 통하여 이연법인세의 실현가능성을 판단하도록 하고

5) 이익예측오차와 관련된 선행연구들은 대체로 이익예측의 정확성이 낮으면 이익예측치의 낙관적인 성향이 높아지고 이익예측의 정확성이 높으면 이익예측치의 낙관적인 성향이 낮아지는 결과를 보고하고 있다.

있으므로, 이에 따라 경영자는 이연법인세 자산성 수준을 임의로 설정할 수 있어 법인세비용을 통해 손익을 조정할 수 있다고 가정하고 있다. 이와 관련한 대표적인 연구로 Miller and Skinner(1998)를 들 수 있는데 이들은 경영자가 이익조정 목적으로 이연법인세 자산성 수준을 결정하는지를 확인하기 위해 부채계약가설과 이익유연화 가설을 통해 분석하였다. 연구 결과, 이연법인세자산의 차감계정인 평가충당금을 설명하는 가장 중요한 요인은 세액공제와 결손금의 이월공제인 것으로 나타났으며 예상과 달리 기업들이 이익조정을 목적으로 평가충당금을 이용하지는 않는 것으로 나타났다. 또한 이연법인세자산의 차감계정인 평가충당금의 결정요인을 분석하였는데 미래 예상과세소득의 대용치인 과거 세전영업이익이 클수록 기업들이 미래 과세소득을 차감할 일시적 차이 등에 대한 법인세 효과를 높게 인식한다고 보고하였다.

이처럼 이연법인세자산의 실현가능성을 이용한 이익조정에 대한 연구들은 미래 과세소득의 추정에 따라 미래 법인세절감 효과가 달라짐을 근거로 경영자가 자신에게 부여된 실현가능성에 대한 판단을 기회주의적으로 이용하고 있는가를 확인해 보고자 전통적인 이익조정 가설(예로, 이익유연화, 손실회피, 이익감소 회피, 부채계약가설, big bath가설 등)을 실증적으로 분석하였다. 그러나 가치관련성에 관한 연구들이 대체적으로 이연법인세 관련 재무수치가 가치관련성이 있다는 일치된 결론을 내리는 데 반해, 자산성을 이용한 이익조정에 관한 연구들은 경영자의 이익조정 행위 유무에 대한 일치된 결론을 내리지는 못하였다.[6]

이연법인세에 대한 위의 연구를 종합해 보면, 이연법인세 자산성을 이용하여 이익조정을 수행할 수 있으며 이와 같은 경영자의 이익조정 행위에 대해 투자자는 감사품질, 이익지속성 등의 실현가능성에 대한 대용치를 이용하여 차별적으로 평가하고 있음을 알 수 있다.

2.2 재무분석가의 이익예측오차와 관련된 선행연구의 검토

재무분석가의 이익예측오차에 대해서는 다양한 연구들이 진행되어 왔다. 이 중 본 연구와 직접적인 관련이 있는 연구 즉, 이익예측오차에 영향을 미치는 요인을 알아본 연구들에 대해서만 간략히 검토한다.[7] 먼저 경영자가 제공한 장래 경영성과에 대한 공시와 재무분석가의 이익예측오차 간의 관계에 대한 연구를 살펴보면, 나인철과 이남주(1999)는 경영자가 제공한 매출목표에 대한 공시가 투자자에 의해 기업가치 평가에 적합한 정보로 해석되었으며 재무분석가 역시 체계적으로 이를 이용하여 예측치의 정확성을 향상시키고 있음을 보였다. 한편, Hassel and Jennings(1986)는 경영자 이익예측치와 재무분석가의 이익예측치를 비교분석 하였는데, 경영자의 이익예측치가 발표된 이후에 발표되는 재무분석가의 이익예측치는 경영자 이익예측치보다 더 정확함을 보고하였다. 이는 경영자가 제공한 정보를 재무분석가가 예측과정에 반영함을 시사한다. 또한 정우성(1997)은 당기순이익에 대

6) Visvanathan(1998), Schrand and Wong(2003), Bauman and Bauman(2001), 박재환 등(2005)의 연구에서는 이연법인세 자산성을 이용하여 기업들이 이익조정을 행하고 있음을 보이고 있는 반면 Miller and Skinner(1998), 신현걸(2003)의 연구는 기업들이 이연법인세를 이용하여 이익조정을 하지 않는다고 보고한 바 있다.

7) 재무분석가의 이익예측과 관련한 선행연구들에 대한 자세한 검토를 다룬 연구로는 Brown(1993)의 연구가 있다.

한 경영자와 재무분석가의 예측활동을 비교하여 분석한 결과, 재무분석가와 마찬가지로 경영자도 랜덤워크모형에 의한 예측치보다 정확하나 역시 당기순이익을 과대 예측하는 경향이 있으며 경영자의 예측오차가 재무분석가의 예측오차보다 큰 것으로 나타났다.

다음으로 이익예측오차에 영향을 미치는 기타 요인에 대한 연구를 살펴보면 이용가능한 정보가 많을수록 재무분석가의 예측오차가 적어짐을 밝힌 연구도 있다. Lang and Lundholm(1996)은 기업의 공시수준과 재무분석가 특성의 관계를 살펴본 결과 공시수준이 높은 기업일수록 재무분석가 수가 많고, 재무분석가 이익예측분산과 이익예측오차가 적음을 보임으로써 높은 공시수준을 통해 정보비대칭을 줄일 수 있음을 보인 바 있다. 이외에도 해당기업이 큰 기업일수록 시장에 충분한 정보가 존재하므로 재무분석가의 이익예측치가 정확하게 된다는 연구(Das et al 1998)와, 해당기업에 대한 이익예측치를 발표하는 재무분석가의 수도 정보의 양과 관련되어 있으므로 재무분석가의 숫자가 증가하면 할수록 이익예측치가 정확하게 된다는 연구가 있다(O'Brien and Bhushan 1990; Lang and Lundholm 1996). 또한 이러한 변수들은 시장의 소송위험(litigation risk)과도 관련이 있으므로 과대예측 편의가 감소하거나 과소예측 편의가 증가하게 된다.

기업의 영업성과와 이익예측 편의의 관련성을 고찰한 연구들도 있는데 Eames and Glover(2003)는 이익의 수준이 낮을수록 과대예측 편의가 증가한다는 (또는 과소예측 편의가 감소한다는) 결과를 보고하였으며, Das(1998)는 손실보고 기업의 경우 이익예측오차와 과대예측 편의가 특히 크다고 하였고, Duru and Reeb(2002)는 기업의 국제적 다각화가 많이 이루어질수록 이익 예측이 부정확하고 과대예측 편의가 증가한다고 하였다. Mensah et al.(2004)은 기업이 보수적인 회계처리를 할수록 이익예측오차가 증가함을 보여주었다. 또한 주간사회사의 재무분석가 이익예측치가 더 큰 예측 편의를 가진다는 발견도 있다(Dugar and Nathan 1995).

한편 국내의 연구 중 이익의 지속성이 이익예측오차와 관련성이 있다는 연구도 있다(정석우와 임태균 2005). 또한, 재무분석가의 이익예측오차와 관련된 연구로부터 보편적으로 알려진 현상은 재무분석가의 이익예측오차는 랜덤워크모형보다 우수한 예측능력을 나타내고는 있지만 일반적으로 낙관적인 예측을 하는 것으로 알려져 있다(Abarbanell and Bernard 1992; Brown and Rozeff 1978; Francis and Philbrick 1993; 정석우 2003 등).

재무분석가의 이익예측오차를 다루고 있는 국내 연구는 국외에 비해 많지 않은 편이다. 국내의 이익예측오차와 관련한 연구는 금융위기 전후기간의 비교, 기업집단과 비기업집단의 비교, 연구개발비 지출의 영향, 재무분석가의 특징에 대한 분석 등이 있다.[8)]

8) 재무분석가와 관련한 국내의 연구주제들을 살펴보면, 신현한 등(2004)은 이익예측오차를 통해 금융위기 이후 우리나라 기업의 정보비대칭성이 보다 더 낮아짐을 보고한 후 대규모기업집단 소속기업일수록 더 높은 정보비대칭성이 존재함을 보여주었으며, 정석우 등(2006)은 기업집단 재무분석가는 비기업집단 재무분석가에 비해 보다 낙관적이고 부정확한 이익예측치를 보고함을 제시하였다. 안윤영 등(2005a)은 연구개발비 지출이 이익예측의 정확성 및 재무분석수요에 미치는 영향을 조사하였고, 안윤영 등(2005b)은 재무분석가의 이익예측오차를 통해 외국인투자자와 정보비대칭 간의 관계를 분석하였다. 그 외에도 재무분석가의 특성과 관련하여서는 재무분석가의 허딩결정요인을 알아본 연구(안윤영과 장진호 2007), 재무분석가의 명성과 성과 간의 관계 및 명성의 결정요인을 알아본 연구(안윤영 등 2006), 재무분석가의 분석기업 결정과 예측특성에 영향을 미치는 요인을 조사하거나 재무분석가의 특성이 이익예측정확성에 미치는 영향을 조사한 연구들이 있다(정석우 2003; 안윤영 등 2006).

본 연구는 이월결손금으로 인한 이연법인세자산을 계상한 기업에 대한 자본시장의 반응을 분석한다는 점에서는 선행연구들과 유사하나 기존 연구들이 주로 이익조정, 기업가치 측면에서 그 효과를 분석한 것과는 달리 본 연구는 재무분석가의 이익예측오차와 이에 영향을 미치는 요인으로서 이월결손금으로 인한 이연법인세자산을 분석한다는 점에서 차이가 있다. 이러한 점에서 본 연구는 세무회계 및 재무회계 분야의 연구들에 대해 몇 가지 추가적인 공헌점이 있다.

첫째, 이월결손금으로 인한 이연법인세자산을 계상한 기업과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계는 아직 체계적으로 연구되지 않은 주제이다. 이월결손금이 존재하는 기업이 미래실현가능성이 높다고 예상하여 이월결손금으로 인한 이연법인세효과를 계상할 경우 이를 재무분석가들이 어떻게 평가하며 결과적으로 이익예측의 정확도에 영향을 미치는지에 대한 사실은 아직 보고된 바 없었다. 본 연구와 관련 있는 선행연구로 Amir and Sougiannis(1999)의 연구는 세무상 이월결손금이 존재하는 기업과 존재하지 않는 기업 간의 이익예측오차의 평균의 차이를 통해서 이월결손금이 존재하는 기업에 대한 이익예측오차가 그렇지 않은 기업에 대해 더 크며 낙관적임을 확인하였다. 그러나 이들은 이익예측오차에 영향을 미칠 수 있는 다른 여러 요인들을 통제하지 않은 채 단순히 이익예측오차의 평균을 비교하였다는 점에서 다른 요인들을 통제한 후 이익예측오차와의 관계를 살려본 본 연구와 차이가 있다. 또한 분석대상에 있어서도 본 연구와 차이가 있는 바 Amir and Sougiannis (1999)의 연구는 이월결손금이 존재하는 기업과 존재하지 않는 기업, 그리고 이월결손금이 존재하는 기업을 다시 이연법인세자산 평가충당금이 전혀 없는 기업(즉, 이월결손금에 대한 법인세효과 전부를 자산으로 인식한 기업)과 평가충당금이 일부 존재하는 기업(즉, 이월결손금에 대한 법인세효과를 일부 자산으로 인식한 기업)으로 구분하여 단순 평균비교 분석을 수행하였다는 점에서 이월결손금이 존재하는 기업만을 분석의 대상으로 한 본 연구와 차이가 있다.[9)]

둘째, 본 연구는 이연법인세자산의 가치관련성 이외에 이연법인세자산의 또 다른 시장반응 측면을 검토하고 있다는 점에서 기존의 이연법인세 관련 논문과 차이가 있다. 또한 본 연구는 재무분석가의 이익예측오차에 영향을 미치는 요인으로 선행연구와는 달리 세무상 이월결손금에 대한 이연법인세자산을 이용하였다는 점에서 기존의 이익예측오차 관련 논문과 차이가 있다.

셋째, 본 연구는 한편으로 이월결손금으로 인한 이연법인세자산 정보를 통해 재무분석가의 이익예측치의 정확성을 검토하고 있어 재무분석가들이 제공하는 이익예측 산출시 갖는 편의(bias)와 정확성(accuracy)을 평가하는 결과이기도 하다. 따라서 재무분석가의 이익예측오차 관련 선행연구들에 대한 추가적인 공헌점이 있다.

넷째, 본 연구는 추가분석의 일환으로 이월결손금에 대한 이연법인세자산을 계상한 기업과 주가와의 관계를 검증하였다. 이연법인세자산의 가치관련성(value relevance)을 검토한 기존 연구들에서는 이연법인세자산을 계상함에 있어 미래법인세효

9) 미국의 경우는 총액법을 따르고 있으므로 Amir and Sougiannis(1999)의 연구에서 이월결손금이 존재하면 무조건 결손금에 대한 이연법인세자산이 계상된 기업으로 분류된다. 그리고 난 후 자산성 판단을 통해 실현가능성이 전혀 없으면 해당 금액 전부 즉, 이월결손금의 법인세효과 금액 전부에 대해 평가충당금을 설정하게 된다.

과에 대한 실현가능성을 대용치(proxy)를 통해 분석한데 반해, 본 연구는 이와는 달리 이월결손금이 존재하는 기업을 대상으로 실제 이월결손금으로 인한 이연법인세자산을 계상한 기업과 계상하지 않은 기업을 중심으로 분석하고 있어 미래 과세소득을 추정하는 과정에서 연구자의 평가측정치가 아니라 경영자의 판단기준이 이용되었다는 점에서 기존 연구에 비해 보다 정교한 자료 분석이 수행되었다.

2.3 가설 설정

현행 우리나라 법인세법은 세무상 이월결손금이 발생하면 이를 차기 이후 5년 이내의 기간에 걸쳐 과세소득에서 공제할 수 있는 결손금 이월공제(tax loss carryforward)를 허용하고 있다.[10] 즉 결손금이 발생했으나 당해 결손금이 이월되면 미래의 과세소득과 법인세부담을 감소시킴으로써 간접적으로 미래의 현금흐름 창출이라는 효익이 발생한다. 기업회계기준서 제16호에서는 이처럼 이월공제가 가능한 세무상 결손금에 대해서 미래 효익에 대해 배타적인 권리와 동 권리에 대한 통제가 있는 경우 이연법인세자산을 계상할 수 있도록 규정하고 있고 이에 대해 매 대차대조표일 마다 재검토하도록 규정하고 있다. 물론 이월공제가 가능한 세무상 결손금에 대한 이연법인세자산은 결손금공제를 활용할 수 있는 미래의 과세소득이 예상되는 범위 안에서 가능하다. 한편, 과거 결손을 보고하였다는 것은 해당 기업이 가까운 장래에도 결손을 보고할 수 있다는 신호가 될 수 있다. 따라서 세무상 이월결손금에 대한 법인세효과는 기업의 미래 법인세를 절감시켜줄 수 있는 세무상 혜택이 될 수도 있지만, 장래에 충분한 과세소득이 발생되지 않아 자산으로 인식되지 않을 수도 있다. 따라서 세무상 결손금의 법인세효과에 대한 자산인식수준은 경영자의 미래 과세소득에 대한 추정에 따라 달라지게 된다. 또한 이 과정에서 산출되는 정보는 기업의 수익성 전망(firm's profitability prospects)을 나타내는 경영자의 사적정보(private information)로 볼 수도 있다(Amir and Sougiannis 1999). 특히 세무상 결손금이 존재하는 경우 이에 대한 이연법인세자산 금액을 결정하기 위하여 경영자는 미래 과세소득에 대하여 구체적인 추정을 하고 이를 공시해야 하므로 감사보고서를 이용하는 정보이용자는 경영자가 추정하는 미래 예상이익 정보를 제공받을 수 있다.

만일 경영자가 제공한 미래 예상과세소득 정보에 편의가 없고 정교한 정보이용자인 재무분석가가 기업의 장래 전망에 대한 경영자의 예측을 확인할 수 있는 이연법인세 자산성에 대한 정보를 참고한다면 정보불균형이 감소되어 재무분석가의 미래이익에 대한 예측의 정확성은 더 높아질 것이다. 그러나 이연법인세와 관련한 연구들에서는 이연법인세자산을 계상함에 있어서 정확한 미래 과세소득을 추정하는 것이 현실적으로 매우 어렵기 때문에 경영자의 재량권이 개입될 것으로 평가되고 있다(백원선과 김상헌 2005; 전성일과 최 관 2004 등). 특히, 세무상 결손금이 있는 기업의 경영자는 회계이익을 증가시켜도 결손금 이월공제를 통하여 과세표준을 감소시킬 수 있으므로 조세비용(tax costs)에 대한 부담이 적으므로 회계이익을 증가시킬 유인이 존재할 수 있다(전규안과 박종일 2005). 결과적으로 보고이익을 증가시키려는 유인이 강한 기

10) 중소기업의 경우에는 5년간의 이월공제 외에도 1년간의 소급공제(tax loss carryback)가 인정된다.

업의 경영자는 이연법인세자산을 계상하려는 유인이 크며, 이연법인세자산의 크기를 조정함으로서 보고이익에 중요한 영향을 미칠 수 있다(Miller and Skinner 1998).[11] 이는 이연법인세자산을 계상함에 있어서 미래 실현가능성이 낮음에도 불구하고 순자산 및 순이익을 높게 보고하기 위하여 경영자의 재량권이 기회주의적으로 행사될 가능성이 있음을 시사한다. 이처럼 이연법인세 자산성 회계처리에 경영자의 기회주의적인 판단이 개입된다면 이를 참고자료로 이용하여 미래 이익을 예측한 재무분석가의 예측오차는 커질 것이다. 물론, 재무분석가는 이 같은 경영자의 기회주의적 행위도 미래 이익을 예측할 때 고려를 할 수도 있지만 해석의 복잡성으로 인해 재무분석가의 이익예측오차가 높아질 수 있다.

위의 두가지 상반된 주장 즉, 법인세 회계가 재무분석가의 이익예측정확성에 어떠한 영향을 미치는가는 기업이 수행한 이연법인세 회계처리에 따라 다르게 해석할 수 있다. 먼저 세무상 결손금이 존재하여 이에 대한 법인세 효과 금액을 자산으로 인식하였는가 여부에 따라 제공되는 정보의 양이 달라져서 재무분석가의 이익예측정확성에 영향을 미칠 수 있다. 미래 예상 과세소득에 대해 실현가능성이 없다고 판단하여 자산으로 전혀 인식하지 않은 기업의 경우는 예상과세소득의 추정치에 대한 정보는 공시하지 않는다. 반면 세무상 결손금의 법인세효과 금액에 대한 실현가능성이 존재한다고 판단하여 일부라도 자산으로 인식한 경우는 미래 예상과세소득의 수준에 대한 상세한 정보를 제공하고 있다. 만일 재무분석가가 경영자가 제공하는 정보의 함의를 자기 예측과정에 활용하여 이익예측치를 산출한다면 이용 가능한 정보의 양이 많은 경우 그렇지 않은 경우보다 재무분석가의 이익예측오차는 낮아질 것이다. 이와 관련하여 공시되는 정보의 양이 보다 충분한 경우 재무분석가는 이익예측의 정확성을 높일 수 있다는 선행연구도 있다(Lang and Lundholm 1996 등). 따라서 정보의 양 측면에서 세무상 결손금에 대하여 자산으로 인식한 기업의 경우 재무분석가의 이익예측치의 정확도가 더욱 높아질 수 있다.

반면 세무상결손금에 대한 법인세 효과를 자산으로 인식한 기업의 경우는 그렇지 않은 기업보다 재무분석가의 해석상의 어려움이 가중되므로 이익예측치의 정확도가 더 낮아질 수 있다. 선행연구에서 지적한 바와 같이 이연법인세를 이용하여 이익조정을 수행한다면 경영자가 제공한 정보는 신뢰성이 없어 재무분석가의 이익예측을 어렵게 할 수 있다. 혹은 경영자가 신뢰성 있는 정보를 제공하였다 하더라도 해석이 어려워 재무분석가의 이익예측오차가 커질 수 있다. 이 경우 이월결손금의 법인세효과 금액을 계상하지 않은 기업의 경우 제공되는 정보의 형태는 매우 단순하며 미래 예상과세소득이 없다는 경영자의 예측정보가 신뢰성이 없다고 보기는 어렵다. 이 같은 관점에서 오히려 세무상 결손금에 대하여 자산으로 인식하지 않은 기업에 대한 이익예측치의 정확도가 높게 나타날 수 있다.

한편, 이연법인세 회계처리를 통해 경영자가 장래 성과에 대하여 낙관적으로 예측을 하고 있음이 추정된다면 재무분석가의 이익예측오차에 영향을 미칠 수 있다. 세무상 결손금에 대해서 자산성을 전혀 인식하지 않는 기업에 비해 자산성을 인식한

11) 특히 경영자가 목표이익을 달성하기 위해 이연법인세자산을 이용한 이익조정은 경영자가 선택할 수 있는 마지막 기회(last chance)로 알려져 있다(Dhaliwal et al. 2004).

기업은 경영자가 낙관적인 전망을 제공하는 것이라 볼 수 있다. 또한 법인세효과 금액의 전기 대비 증감된 금액에 따라서도 낙관적인 전망을 제공할 수 도 있다. 법인세효과 금액이 증가한다는 것은 경영자가 보다 낙관적으로 미래 경영성과를 예측함을 의미하여 결과적으로 재무분석가도 낙관적인 예측치를 제공할 수 있다. Easterwood and Nutt(1999)은 재무분석가들이 좋은 정보(good news)에 대해서 과대반응(overreaction)을 하며 나쁜 정보(bad news)에 대해서는 과소반응(underreaction)을 하기 때문에 낙관적인 이익예측치를 제공하는 경향이 있다고 보고한 바 있다. 따라서 자산성이 높아지는 방향으로 회계 처리하는 것에 대해 경영자가 제공하는 미래 전망치에 대한 긍정적인 신호라고 재무분석가가 받아들인다면 낙관적인 예측오차 편의를 나타낼 수 있을 것이다.

재무분석가의 이익예측치의 편의(bias)와 정확성(accuracy)을 다룬 많은 선행연구들은 재무분석가의 이익예측치가 사후 보고이익에 비해 낙관적인 경향이 있음을 보고한 바 있다(Brown and Rozeff 1978; Brown et al. 1987; Bradshaw et al. 2001; 정석우와 임태균 2006 등). 재무분석가의 낙관적인 성향은 기업의 이익예측이 힘들수록 더 증가하며 이러한 낙관적 예측오차 편의로 인해 이익예측의 정확성도 낮아진다는 선행 연구가 있다(Das et al. 1998; Ke and Yu. 2006; Ciccone, 2004; Duru and Reeb, 2002). 예로써, Ciccone (2004)는 손실기업 경우 이익예측이 어려워 예측오차가 크게 나타남을 보고하였다. Duru and Reeb(2002)는 국제적으로 다각화된 기업의 이익예측치가 낙관적 편의와 낮은 정확성을 보인다고 보고하였다. 따라서 손실기업이나 국제적인 다각화 기업의 경우를 이익예측이 어려운 기업이라 할 수 있다.[12] 따라서 세무상 결손금에 대한 이연법인세자산이 존재하는 기업은 대체적으로 과거에 손실을 기록한 기업으로 볼 수 있어 이익예측이 쉽지 않아 예측정확성이 낮고 낙관적인 편의를 나타낼 것으로 예상할 수 있이다.

Amir and Sougiannis(1999)의 연구는 이월결손금이 존재하는 기업의 경우 그렇지 않은 기업에 비해 더 낙관적 편의(more optimistic bias)를 가지고 있으며 이익예측의 정확성이 낮다고 보고한 바 있다. Amir and Sougiannis(1999)의 결과에 기초할 때 이익예측치에 대한 정확성이 낮으면 예측오차가 낙관적이며 이익예측치의 정확성이 높으면 예측오차의 결과가 비관적임을 의미한다.

국내의 경우 아직은 이월결손금과 관련한 이연법인세자산과 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관계에 대한 연구가 활발히 다루어지지 않았으며, 이에 따라 이월결손금의 법인세효과에 대해 재무분석가들이 어떻게 평가하고 있는지에 대한 사항 역시 아직 다루어지지 않았다. 즉 이월결손금에 대한 법인세효과를 인식한 기업에 대하여 재무분석가들이 미래 실현가능성이 높다고 평가할 것인지 아니면 낮다고 평가할 것인지, 또한 이월결손금의 법인세효과 계상여부에 대한 정보에는 경영

12) Ke and Yu(2006)는 내부자 거래가 심한 경우 및 이익을 예측하기 어려운 경우에 낙관적인 이익예측 성향이 더 크게 나타남을 보였다. 이들은 재무분석가의 예측오차에 대한 dispersion을 이익을 예측하기 어려움에 대한 척도로써 사용하고 있다. 선행연구에서는 이익예측가능성의 척도로 과거 이익정보인 time series model(random walk, submartingale model, antoregressive model)을 이용하여 미래이익을 예측할 수 있는가 여부(Das et al, 1998) 및 재무분석가의 예측오차에 대한 dispersion(Ciccone, 2004; Ke and Yu, 2006)을 들고 있다. 그러나 이 같은 이익예측 가능성의 척도가 기업의 재무특성이 아니기 때문에 일반화하기는 어렵다. 다만, 손실기업과 사업이 다각화된 기업의 경우는 선행연구에 비추어 보아 이익예측이 어렵다고 할 수 있다.

자의 미래 과세소득의 발생가능성에 관한 정보를 함의(implications)하고 있기 때문에 이를 통해 재무분석가들의 이익예측의 정확성을 높일 수 있는지에 대해서는 아직까지 체계적인 연구가 수행되어 있지 않은 실정이다. 따라서 본 연구에서는 이월결손금의 법인세효과와 재무분석가의 이익예측오차 즉, 이익예측치의 편의 및 정확성 사이의 관계를 알아보는데 있어 구체적인 방향을 제시하지 않고 다음과 같이 양측검정의 형태로 가설을 설정한다.

가설 1: 이월결손금의 법인세효과의 인식여부는 재무분석가의 미래이익 예측오차에 영향을 미친다.

가설 2: 이월결손금의 법인세효과의 크기는 재무분석가의 미래이익 예측오차에 영향을 미친다.

위의 가설 1은 이월결손금이 존재하는 기업 중 이월결손금의 법인세효과를 계상한 기업과 계상하지 않은 기업 간에 재무분석가의 미래이익 예측오차에 차이가 있는지를 조사하기 위하여 설정한 가설이다.[13] 그에 반해, 가설 2는 이월결손금의 법인세효과를 인식한 기업을 대상으로 이월결손금의 법인세 효과액의 대소여부에 따라 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향을 분석하기 위해 설정된 가설이다. 따라서 본 연구에서 가설 1과 가설 2에 대한 표본의 구성이 다르며, 이를 이용하여 이월결손금에 대한 법인세효과와 재무분석가의 이익예측오차 사이에 어떠한 관련성이 있는지를 경험적으로 검증하고자 한다.

본 연구의 결과에서 이월결손금의 법인세효과 정보와 재무분석가의 이익예측치의 편의 및 정확성 사이에 체계적인 관계가 검증된다면 이는 정교한 정보이용자 집단으로 알려진 재무분석가들이 이월결손금에 대한 법인세효과 정보를 이익예측 산출에 반영하고 있다는 결과이므로, 현행 이연법인세회계기준서(제16호)에서 이월결손금과 관련한 이연법인세회계처리 및 이연법인세회계 관련 공시정책의 실효성여부를 간접적으로 평가하는 결과이기도 하다.

III. 연구모형의 설계 및 표본선정

3.1 연구모형

본 연구는 연구가설을 검증하기 위하여 다음의 식 (1)부터 식 (3)까지의 회귀분석 모형을 이용하였다. 식 (1)은 각 개별기업의 현재(t기) 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과의 인식여부를 관심있는 설명변수로 사용하였으며,[14] 식 (2)은 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과액을, 식 (3)은 이월결손금으로 인한 이연법인세 변동액을 관심있는 설명변수로 사용하였다. 세 개의 식은 공통된 종속변수로 재무분석가의 이익예측치의 편의를 측정하기 위한 이익예측오차의 부호값(signed error)과

13) 이익예측오차 관련 연구들에서는 이익예측오차를 분석할 때 편의(bias)와 정확도(accuracy)를 모두 중시하기 때문에 본 연구에서는 이들 두 변수를 모두 분석에 이용한다.

14) 식 (1)은 이월결손금의 법인세효과를 인식한 기업과 이월결손금이 존재하나 이에 대한 법인세효과를 인식하지 않은 기업 간에 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향이 다른지를 분석하였다. 따라서 이연법인세자산은 존재하더라도 이월결손금이 존재하지 않은 기업은 본 연구의 표본에서 제외되었다.

이익예측치의 정확도를 측정하기 위한 이익예측오차의 절대값(absolute error)을 사용하였다.[15] 이익예측오차의 부호값(*SE*)은 주당이익 예측치에서 실제주당순이익을 차감한 값을 기초주가로 나누어 계산하였고, 이익예측오차의 절대값(*AE*)은 이익예측오차의 부호값을 절대값으로 전환하여 도출하였다(전규안 등 2007; 정석우와 임태균 2005; 정석우 2003 등).

본 연구에서는 이익예측오차를 정의할 때 예측이익에서 실제이익을 차감하여 계산하고 있다. 따라서 식 (1)부터 식 (3)까지 종속변수가 이익예측오차 부호값(*SE*)인 경우 회귀계수 값이 양(+)이면 재무분석가의 이익예측오차가 낙관적 편의(optimistic bias)가 있음을 의미하며 회귀계수가 음(-)의 값을 나타내면 비관적 편의(pessimistic bias)가 있음을 나타낸다. 한편 종속변수가 이익예측오차의 절대값(*AE*)인 경우 회귀계수가 양(+)이면 이익예측오차의 절대값이 크다는 결과이며 재무분석가의 이익예측치가 덜 정확하다는 의미이다. 회귀계수가 이익예측오차의 절대값(*AE*)과 음(-)이면 이익예측오차의 절대값이 작다는 결과이며 재무분석가의 이익예측치가 더 정확하다는 의미이다.

예측주당순이익은 Fn-DataGuidePro 데이터베이스에 보고된 합의치(consensus)를 이용하였다.[16] 본 연구는 재무분석가의 이익예측치를 이용할 때 3월말, 6월말, 9월말, 12월말 재무분석가의 예측주당순이익 자료를 이용하여 분석이 수행되었다. 따라서 식 (1)에서 분기별로 3월말, 6월말, 9월말 및 12월말 이익예측치 자료를 이용한 경우의 모두를 병행하여 분석을 수행하였다.[17]

$$SE_{t+1}(\text{or } AE_{t+1}) = a_0 + b_1 DT_t^{CFD} + b_2 BIG4_t + b_3 ACHG_t + b_4 EL_t + b_5 CA_t + b_6 EP_t + b_7 EN_t + b_8 RV_t + b_9 LEV_t + b_{10} SIZE_t + b_{11} BG_t + b_{12} LARGE_t + b_{13} FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YEAR + e \quad (1)$$

$$SE_{t+1}(\text{or } AE_{t+1}) = a_0 + b_1 DT_t^{CFA} + b_2 BIG4_t + b_3 ACHG_t + b_4 EL_t + b_5 CA_t + b_6 EP_t + b_7 EN_t + b_8 RV_t + b_9 LEV_t + b_{10} SIZE_t + b_{11} BG_t + b_{12} LARGE_t + b_{13} FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YEAR + e \quad (2)$$

$$SE_{t+1}(\text{or } AE_{t+1}) = a_0 + b_1 DT_t^{CFC} + b_2 BIG4_t + b_3 ACHG_t + b_4 EL_t + b_5 CA_t + b_6 EP_t + b_7 EN_t + b_8 RV_t + b_9 LEV_t + b_{10} SIZE_t + b_{11} BG_t + b_{12} LARGE_t + b_{13} FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YEAR + e \quad (3)$$

15) 재무분석가는 t년도에 미래 이익예측치를 발표한다. 예를 들어 재무분석가는 t년도에 t+1, t+2, t+3년도 등의 예측치를 발표한다. 본 연구에서는 t+1년도의 3월말, 6월말, 9월말, 12월말 시점에서 발표된 t+1 회계연도에 대한 개별기업의 주당이익예측치 자료를 이용하였다.

16) 합의치(consensus)란 특정시점 즉 3월말, 6월말, 9월말, 12월말의 각 재무분석가들의 예측치를 단순평균한 값이다. 보다 구체적으로 12월말 예측치의 경우는 12월말 현재시점에 공표된 모든 재무분석가 이익예측치 값을 평균한 값이다. 물론 이 경우, 한명의 재무 분석가가 12월말 이전에 동일 기업에 대하여 여러번 예측치를 제시하였다면 12월말 기준으로 가장 최근의 예측치만이 평균값 계산에 포함된 것이다.

17) 이러한 분기별 자료분석 절차를 통해 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과 계상 관련 정보가 재무분석가의 이익예측의 어떤 시점(timing)에서 반영되고 있는지를 파악할 수 있다는 장점이 있다.

여기서, 종속변수

SE_{t+1} =t+1기 이익예측오차(=주당이익예측치$_{t+1}$ - 실제주당순이익$_{t+1}$)/P_t; P_t: t기 종가

AE_{t+1} =t+1기 이익예측오차의 절대값

관심변수

DT_t^{CFD} =t기 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과를 계상한 기업이면 1, 이월결손금을 가지고 있으나 이를 이연법인세자산으로 계상하지 않은 기업이면 0

DT_t^{CFA} =t기 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과 단, 기말총자산으로 표준화함

DT_t^{CFC} =t기 이월결손금으로 인한 이연법인세 변동액 단, 기말총자산으로 표준화함

통제변수

$BIG4_t$ =t기 감사인이 Big 4와 제휴법인이면 1, 아니면 0

$ACHG_t$ =t기 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0

EL_t =t기 이익수준(=주당순손익/P_{t-1})

CA_t =t기 유동발생(=유동발생액/기초총자산)

EP_t =t기 회계이익의 지속성

EN_t =t기 이익예측치를 발표한 재무분석가의 수

RV_t =t기 주가변동성(1년 동안의 일일주가수익률 분산)

LEV_t =t기 부채비율(=총부채/총자산)

$SIZE_t$ =t기 총자산에 자연로그를 취한 값

BG_t =t기 30대 재벌집단에 소속된 기업이면 1, 아니면 0

$LARGE_t$ =t기 대주주 지분율(특수관계자 포함)

FOR_t =t기 외국인투자자 지분율

ΣIND =산업별 더미변수

$\Sigma YEAR$ =연도별 더미변수

e =잔차항

편의상 i기업에 대한 표시를 생략함.

본 연구에서 주된 관심변수는 이월결손금의 이연법인세자산 계상 관련 변수들이다. 분석모형 (1)은 DT^{CFD}를, 분석모형 (2)은 DT^{CFA}를, 분석모형 (3)은 DT^{CFC}를 관심변수로 사용하였다. DT^{CFD}는 이월결손금의 이연법인세 효과를 계상한 기업이면 1, 이월결손금을 가지고 있으나 이를 이연법인세자산으로 계상하지 않은 기업이면 0인 더미변수이며,[18] DT^{CFA} 및 DT^{CFC}는 감사보고서 주석에 공시된 이월결손금의 이연법인세 효과 및 이연법인세 변동액인데 이분산성을 경감시키기 위하여 기초총자산으로 표준화되었다. 본 연구는 식 (1)의 경우 분석의 정확성을 높이기 위하여 전체 기업을 분석대상으로 하지 않고 이월결손금의 기말잔액이 존재하는 기업 중 이월결손금의 법인세 효과를 계상한 기업과 계상하지 않은 기업에 초점을 맞추었다.

본 연구는 재무분석가의 이익예측에 영향을 미치는 통제변수로서 정석우와 임태균(2005) 및 전규안 등(2007)의 연구들에서 공통적으로 이용된 변수를 사용하였다. 통제변수로서 감사인 유형(*BIG4*),[19] 감사인 교체(*ACHG*), 이익수준(*EL*), 유동발생(*CA*), 회계이익의 지속성 변수(*EP*),[20] 이익예측치를 발표한 재무분석가의 수(*EN*), 주가변동성(*RV*), 기업규모(*SIZE*), 부채비율(*LEV*), 기업집단여부(*BG*) 변수와 소유구조 변수로 대주주 지분율(*LARGE*)과 외국인투자자 지분율(*FOR*) 및 산업별 효과와 연도별 차이를 통제하기 위하여 산업별(ΣIND) 더미 및 연도별($\Sigma YEAR$) 더미변수가 모형식에 포

18) 본 연구에서는 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과를 인식한 기업에 대해 이월결손금이 존재하지만 이를 미래 실현가능성이 낮다고 판단하여 이연법인세자산으로 인식하지 않은 기업을 대응표본으로 선정하였다.

19) 미국의 회계법인 중 가장 규모가 큰 4개의 회계법인을 Big 4라 부른다. 본 연구는 이들 회계법인과 업무제휴관계에 있는 국내회계법인을 Big 4로 분류하여 1, 그렇지 않은 회계법인을 0으로 한 더미변수로 측정하였다. 현재 Big 4는 삼일, 삼정, 안진 및 한영회계법인이나 본 연구의 분석기간이 1999년부터의 자료가 이용되고 있으므로, 해당연도 Big 5나 Big 6인 경우도 고려되었다.

20) 본 연구에서 이익의 지속성(*EP*)에 대한 측정은 정석우와 임태균(2005)의 방법에 따랐다.

함되었다.[21] 기타 통제변수의 구체적인 정의는 식 (3)의 하단 부분에 표시된 변수 정의와 같다.

통제변수의 선정 이유는 다음과 같다. 감사인 관련 변수는 감사품질과 관련되어 있어 보고이익에 영향을 미칠 수 있다. 본 연구는 Big4 여부(*BIG4*), 감사인 지정 여부(*ACHG*)를 모형식에 통제하였다(전규안 등 2007; 박종일 2006; Clarkson 2000). 감사인이 Big4 감사인이면 높은 감사품질 때문에 재무분석가의 이익예측오차는 감소할 것으로 기대되며, 감사인 교체기업은 비교체기업에 비하여 경영자가 이익을 상향조정할 유인이 있으므로 (DeFond and Subramanyam 1998) 이익예측오차는 증가할 것으로 예상된다. 또한 Eames and Glover(2003)의 연구결과 이익수준과 이익예측오차 사이에 음(-)의 관계가 있음을 보고한 바 있어 이익수준(*EL*)을 포함하였다(전규안 등 2007; 박종일 2006). 유동발생액(*CA*)은 Bradshaw et al.(2001)에서 발생액이 높은 기업에 대하여 재무분석가는 낙관적인 이익예측치를 보고함을 제시하였다. 이로 인해 재무분석가의 이익예측오차는 증가할 것으로 기대된다. 회계이익의 지속성(*EP*)은 전규안 등(2007), 정석우와 임태균(2005)의 연구에서 이익예측오차와 음(-)의 관계를 예상한 바 있어 이를 모형식에 고려하였다. 재무분석가의 수(*EN*)가 증가하면 이익예측오차가 줄어들고, 기업의 주가변동성(*RV*)이 클수록 미래수익의 변동가능성이 더 클 수 있어 재무분석가의 이익예측오차가 커질 수 있다(정석우와 임태균 2005; 정석우 2003). 부채비율(*LEV*)이 높을수록 기업의 이익조정 유인이 커지므로 이익예측오차가 증가한다(전규안 등 2007; Behn et al. 2005). 기업규모(*SIZE*)가 클수록 이익예측오차가 줄어들고, 그런 점에서 기업집단여부(*BG*)는 이익예측오차와 음(-)의 관계가 예측된다(정석우와 임태균 2005; 정석우 2003). 기업의 소유구조 관련 정보가 재무분석가의 이익예측오차에 반영될 수 있으므로 본 연구는 대주주 지분율(*LARGE*)과 외국인투자자 지분율(*FOR*) 변수를 분석모형에 추가하였다(박종일 2006). 박종일(2003)은 대주주 지분율과 기업의 이익조정간에 양(+)의 관계를 보고하였다. 이는 대주주 지분율이 높을수록 이익조정 정도가 클 수 있어 재무분석가의 이익예측오차는 증가할 것으로 기대된다. 신현한 등(2004)은 외국인투자자 지분율이 높은 기업일수록 외국인투자자가 기업감시활동을 통해 기업가치를 높인다는 결과를 보여주었다. 이로 인해 외국인투자자 지분율이 높은 기업에 대해 재무분석가의 이익예측오차는 감소할 것으로 예상된다.

3.2 표본선정

본 연구는 1999년부터 2004년까지 유가증권시장의 상장기업 중 다음의 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

(1) 비금융업에 속하는 기업
(2) 12월 결산법인
(3) 금융감독원의 전자공시시스템에서 감사보고

21) 정석우와 임태균(2005) 및 정석우(2003)의 연구는 재무분석가의 이익예측오차를 결정하는 변수로 분석대상기업의 규모, 부채비율, 기업집단 소속여부, 주가변동성, 예측시점으로부터 실제이익 공표시점까지의 기간, 기관투자자 주식보유비중, *ROE* 변수를 통제변수로 선정하여 분석한 바 있다. 본 연구에서는 기관투자자 주식보유비중의 경우가 자료수집상 제약으로 분석시 제외되었으며, 대신 대주주 지분율과 외국인투자자 지분율을 포함하였다. 또한 예측시점으로부터 실제이익 공표시점까지의 기간 변수는 본 연구의 경우 3월말, 6월말, 9월말 및 12월말로 분석결과를 별도로 제시하고 있으므로 이를 생략하였다. 한편, 본 연구는 정석우와 임태균(2005) 및 정석우(2003)의 연구와 달리 산업별 특성이나 연도별 차이를 더미변수로 모형식에 고려한 후 분석을 수행하였다.

서상 이월결손금 기말잔액, 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과액 혹은 이연법인세 변동액 관련 자료가 파악 가능한 기업

(4) Fn-DataGuidePro 데이터베이스로부터 이익예측치 자료가 수집가능한 기업

(5) 한국신용평가정보(주)의 Kis-Value Ⅱ에서 필요한 재무자료 및 주가자료가 수집가능한 기업

본 연구는 외환위기 이후인 1999년부터 2004년까지의 자료를 이용하였고, 2004년 12월말 현재 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 표본이 선정되었다. 관심변수 및 통제변수는 1999년부터 2004년까지의 기간 자료를 사용하였고, 종속변수인 재무분석가의 이익예측오차 및 예측오차의 절대값 변수는 t+1기인 2000년부터 2005년까지의 기간 자료를 사용하였다.

분석대상기업을 선정하는 과정에서, 조건 (1)의 경우 금융업이 제외된 이유는 재무제표의 양식, 계정과목의 성격 등이 일반 제조업과 상이하여 동일한 조건 하에서 다른 업종의 기업들과 비교·분석하기 어렵기 때문이다. 조건 (2)은 결산월 차이에 따른 영향을 통제하기 위하여 표본을 12월 결산법인으로 한정하였다. 조건 (3)은 본 연구의 목적상 재무제표 상에 이연법인세자산을 계상한 기업 중 이월결손금 기말잔액, 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과 혹은 이연법인세 변동액 자료가 금융감독원의 전자공시시스템(DART system)에 존재하여야 하기 때문이다.[22] 조건 (4)와 (5)는 분석상 필요한 자료원에 대한 조건이다. 본 연구모형에서 이용될 재무분석가의 이익예측치 정보는 Fn-DataGuidePro 데이터베이스로부터 수집하였고, 이익예측치 정보의 경우 분기별 자료에 해당되는 3월말, 6월말, 9월말 및 12월말 시점을 기준으로 t+1연도 주당순이익 예측치를 추출하였다. 재무수치 및 주가자료는 한국신용평가정보(주)의 Kis-Value Ⅱ에서 추출했기 때문에 이들 데이터베이스의 자료에 누락된 기업은 분석시 제외되었다.

〈표 1〉은 본 연구에 대한 표본선정 절차이다. 〈표 1〉에 보고된 수치는 비금융업이면서 12월 결산법인만을 대상으로 정리한 것이다. 본 연구에서 표본의 선정절차는 이월결손금이 존재하는 기업을 표본으로 우선 선정하고, 다음으로 재무분석가의 3월, 6월, 9월 및 12월말 발표 이익예측치 자료가 있는 기업들을 표본으로 선정하였다. 또한 본 연구는 극단치 처리시 자의적 판단을 배제하기 위하여 통계적 절차에 따라 식 (1)부터 식 (3)까지 모형식마다 Studentized Residual이 ±2를 벗어나는 관찰치를 극단치로 보아 이를 제외하였다.

〈표 1〉의 패널 A를 보면, 세무상 이월결손금의 기말잔액이 존재하는 기업은 분석기간 중 1,005개 기업-연 자료이고, 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과를 계상한 기업이 311개로 전체표본 중 30.9%(=311/1,005)로 나타나고 있다. 이월결손금이 존재하는 기업의 30% 정도가 미래 과세소득이 발생할 것으로 예상하여 이월결손금으로 인한 법인세효과를 이연법인세자산으로 계상한 것으로 나타났다. 즉 이월결손금이 존재하는 기업 중 대략 70% 정도가 이월결손금에 대한 미래 실현가능성이 높지 않다고 평가한다는 의미이기도 하다. 패널

22) 본 연구는 이월결손금 관련 사항 자료를 금융감독원의 전자공시 시스템 상 개별기업의 감사받은 재무제표에서 주석공시사항을 통해 수작업으로 수집되었다. 구체적으로, 법인세비용 및 이연법인세자산 등 관련사항을 통해 추출되었다.

〈표 1〉 표본선정 절차

패널 A: 이월결손금 관련 표본

구분 \ 연도	1999년	2000년	2001년	2002	2003년	2004년	합계
이월결손금 기말잔액이 존재하는 기업	131	149	169	190	191	175	1,005
이월결손금으로 인한 이연법인세 효과를 계상한 기업	52	38	60	57	55	49	311

패널 B: 최종표본의 선정절차

구분 \ 예측오차	3월말 예측오차	6월말 예측오차	9월말 예측오차	12월말 예측오차	평균
이월결손금 기말잔액이 존재하는 기업 중 이익예측 자료가 있는 기업수	267	347	283	262	290
식 (1)의 최종표본	256	324	253	237	268
식 (2)의 최종표본	88	108	94	86	94
식 (3)의 최종표본	79	112	91	82	91

주) 거래소 상장기업을 대상으로 비금융업 중 12월 결산법인.

B를 보면, 이월결손금 기말잔액이 존재하는 기업 중 재무분석가의 이익예측치 자료에 대해 수집이 가능했던 기업이 평균 290개 기업에 불과하다. 이 중 식 (1)부터 식 (3)까지 자료가 없거나 극단치를 제외한 후의 최종표본은 식 (1)의 경우 평균 268개 기업-연 자료이며, 식 (1)의 자료 중에서 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과액이나 이연법인세 변동액 자료를 수집할 수 있었던 기업은 식 (2) 및 식 (3)의 경우 각각 평균 94개 및 91개 기업-연 자료이었다.

이러한 절차를 걸쳐 관심변수가 DT^{CFD}인 식 (1)의 최종표본은 종속변수의 예측치가 3월, 6월, 9월, 12월말 자료인 경우 각각 256개, 324개, 253개, 237개 기업-연 자료이며, 관심변수가 DT^{CFA}인 식 (2)의 최종표본은 종속변수의 예측치가 3월, 6월, 9월, 12월말인 경우 각각 88개, 108개, 94개, 86개 기업-연 자료이고, 관심변수가 DT^{CFC}인 식 (3)의 최종표본은 종속변수의 예측치가 3월, 6월, 9월, 12월말인 경우 각각 79개, 112개, 91개, 82개 기업-연 자료이다.

Ⅳ. 실증분석결과

4.1 기술통계량 및 상관관계분석

본 연구에 사용된 주요변수들에 대한 기술통계량은 〈표 2〉에 제시되어 있다. 〈표 2〉는 각 변수별 평균, 중위수, 표준편차, 최소값, 최대값을 보고한다. 〈표 2〉에서 보고된 통계치는 Fn-DataGuidePro로부터 12월말 재무분석가의 이익예측치를 추출하

〈표 2〉 기초통계량

변수	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값
SE_{t+1}	0.126	0.026	0.699	-4.007	3.882
AE_{t+1}	0.363	0.127	0.610	0.001	4.007
DT_t^{CFD}	0.484	0	0.500	0	1
$BIG4_t$	0.808	1	0.400	0	1
$ACHG_t$	0.156	0	0.363	0	1
EL_t	-0.055	0.050	0.718	-4.035	3.824
CA_t	-0.001	-0.001	0.101	-0.366	0.541
EP_t	0.259	-0.028	2.041	-1.797	22.673
EN_t	5.683	4.000	5.156	0	22
RV_t	0.002	0.002	0.001	0.0002	0.006
LEV_t	0.623	0.626	0.225	0.063	1.784
$SIZE_t$	20.370	20.271	1.470	16.772	23.930
BG_t	0.500	1	0.501	0	1
$LARGE_t$	0.315	0.292	0.180	0	0.790
FOR_t	0.086	0.037	0.113	0	0.604
DT_t^{CFA}	0.044	0.012	0.101	0.000	0.649
DT_t^{CFC}	0.001	0.001	0.017	-0.070	0.071

주1) 변수의 정의; SE_{t+1}(이익예측오차) = t+1기 (주당이익예측치$_{t+1}$ - 실제주당순이익$_{t+1}$)/기초주가(P_t),
AE_{t+1} = t+1기 이익예측오차의 절대값(=이익예측의 정확성),
DT_t^{CFD} = t기 이월결손금으로 인한 법인세효과를 계상한 기업이면 1, 이월결손금 기말잔액이 있으나 이연법인세 효과를 계상하지 않은 기업이면 0,
$BIG4_t$ = t기 감사인이 Big 4와 제휴법인이면 1, 아니면 0,
$ACHG_t$ = t기 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0,
EP_t = t기 이익수준(=주당순손익/P_{t-1}),
EL_t = t기 이익수준(=주당순손익/P_{t-1}),
CA_t = t기 유동발생(=유동발생액/기초총자산),
EP_t = t기 회계이익의 지속성,
EN_t = t기 이익예측치를 발표한 재무분석가의 수,
RV_t = t기 주가변동성(1년 동안의 일일주가수익률 분산),
$SIZE_t$ = t기 총자산에 자연로그를 취한 값,
LEV_t = t기 부채비율(=총부채/총자산),
BG_t = t기 30대 재벌집단에 소속된 기업이면 1, 아니면 0,
$LARGE_t$ = t기 대주주 지분율,
FOR_t = t기 외국인투자자 지분율,
DT_t^{CFA} = t기 이월결손금의 이연법인세 효과(총자산으로 표준화),
DT_t^{CFC} = t기 이월결손금의 이연법인세변동액(총자산으로 표준화)임.

주2) 위 표본은 재무분석가의 3월말 이익예측 자료를 이용한 것(N=256).
단, $DT^{CFA}{}_t$ 및 $DT^{CFC}{}_t$ 변수의 경우 표본은 해당수치가 존재하는 기업만을 대상으로 하여서 각각 N= 88과 79개임.

여 계산된 수치이다.[23]

〈표 2〉를 보면 종속변수 이익예측오차(*SE*)는 평균이 0.126이고 중위수는 0.026으로 평균이 중위수 값보다 높은 결과를 보인다. 이익예측오차의 절대값(*AE*)의 평균은 0.363이고 중위수는 0.127이다. 이익예측오차(*SE*)가 0보다 큰 값을 가진다는 것은 재무분석가가 t+1년도 실제이익에 비해 t년도 이익예측치를 높게 산출한다는 결과로, 국내외 선행연구들의 결과와 일치되게 재무분석가는 낙관적 이익예측오차를 보고하는 경향이 있음을 나타낸다.[24] 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과의 인식여부(DT^{CFD})의 평균은 0.484이다. 이는 이월결손금이 존재하는 기업 중 이월결손금에 대해 미래 실현가능성이 높을 것으로 평가하여 이월결손금의 법인세효과를 계상한 기업이 전체표본 중 48.4%에 해당되며, 미래 실현가능성이 높지 않다고 평가하여 이월결손금의 법인세효과를 계상하지 않은 기업이 51.6%임을 의미한다.

감사관련 변수 중 감사인 유형(*BIG4*)은 평균이 80.8%로 나타나 Non-Big 4 감사인에 비해 Big 4 감사인을 선임하는 경향이 높고, 감사인 교체기업(*ACHG*)은 평균이 15.6%로 나타나고 있어 분석기간 중 대략 84% 정도가 동일 감사인이 유지된 것으로 나타났다.

이익수준(*EL*)은 평균과 중위수가 각각 -0.055와 0.050으로 평균은 음(-)이지만 중위수는 양(+)의 수치로 나타나고 있어 표본 중 몇몇 기업에서 큰 손실을 보고한 것으로 보인다. 유동발생액(*CA*)의 평균과 중위수가 모두 -0.001로 나타나고 있어 발생액 수준이 음(-)의 값을 보이고 있다.

이익의 지속성(*EP*)은 평균과 중위수가 각각 0.259와 -0.028로 평균은 양(+)의 값이지만, 중위수는 음(-)의 값으로 나타났으며, 대체로 이월결손금이 있는 기업들의 이익지속성이 매우 낮은 수준임을 알 수 있다. 예측치를 발표한 재무분석가수(*EN*)는 평균(중위수)이 5.683(4.0)인데, 이는 예측치를 산출한 재무분석가의 수가 평균 6명 정도임을 나타낸다. 주가변동성(*RV*)은 평균과 중위수 모두 0.002로 일일주가수익률 분산이 평균과 중위수 간에 별다른 차이를 보이지 않았다.

부채비율(*LEV*)은 평균(중위수)이 0.623(0.626)로 나타나고 있어 평균과 중위수 간에 별다른 차이가 없으며, 총자산 중 타인자본 의존도가 대략 62%임을 알 수 있다. 기업규모(*SIZE*)는 평균과 중위수가 각각 20.370과 20.271로 평균과 중위수 간에 별다른 차이를 보이지 않았는데, 이는 총자산에 자연로그를 취했기 때문으로 보인다. 30대 재벌을 나타내는 더미변수(*BG*)의 평균은 0.500으로 나타나 표본 중 30대 재벌집단에 속한 기업이 절반 가량인 것으로 나타났다. 한편, 소유구조 변수 중 대주주 지분율(*LARGE*)은 평균(중위수)이 0.315(0.292)로 평균과 중위수 모두 30% 전후이며, 외국인투자자 지분율(*FOR*)은 평균(중위수)이 0.086(0.037)로 10% 이내로 나타나고 있다.

한편, 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과(DT^{CFA})의 평균(중위수)은 0.044(0.037)이고, 이월결손금의 이연법인세 변동액(DT^{CFC})의 평균과

23) 6월, 9월 및 12월말 이익예측치 자료를 이용한 기술통계량은 지면관계상 보고를 생략하였다.

24) 재무분석가의 이익예측치와 관련한 선행연구들은 대체로 재무분석가의 이익예측치가 사후적 보고이익에 비해 낙관적임을 보고하였다(Brown et al. 1987, Amir and Sougiannis 1999; 정석우와 임태균 2005; 정석우와 임태균 2006; 박종일 2006; 전규안 등 2007 등).

중위수는 모두 0.001로 양(+)의 값이다.[25]

식 (1)의 실증분석에 앞서 분석에 이용된 각 주요 변수들 간의 피어슨 상관관계 결과는 〈표 3〉에 제시하였다. 지면관계상 재무분석가의 예측오차 중 3월말 자료와 종속변수가 DT^{CFD}의 결과만을 보고하였다.

〈표 3〉를 보면, 이익예측오차(SE) 및 이익예측오차의 절대값(AE)은 DT^{CFD}와 통계적으로 유의한 상관계수가 나타나지 않았다. 그러나 이 결과는 단순 상관관계 분석결과로 재무분석가의 이익예측오차에 영향을 미칠 수 있는 다른 통제변수들을 고려하지 않은 결과이기 때문에 이를 일반화시키는 것에는 무리가 있으며, 다변량 회귀분석방법을 통해 검증할 필요가 있다. 또한 이익예측오차(SE) 및 이익예측오차의 절대값(AE)과 기타 통제변수 사이에는 대체로 변수들에서 유의한 값이 관찰되지 않으나, 이들 변수는 다른 변수들과도 상호 관련되어 있을 수 있기에 다변량 회귀분석을 실시할 때 이들 변수의 효과를 통제하는 것이 필요하다고 판단되므로, 본 연구는 이들 통제변수도 모형식에 포함한 후 분석을 실시하였다.

4.2 회귀분석 결과

가설 1에 대한 식 (1)의 회귀분석 결과는 〈표 4〉에 보고하였다. 〈표 4〉에서 재무분석가의 이익예측치 중 3월, 6월, 9월, 12월말 예측치 자료를 이용하여 측정된 이익예측오차(SE)와 이월결손금에 대한 이연법인세자산 계상여부를 나타내는 더미변수(이하 DT^{CFD}) 사이의 결과는 표의 왼쪽에, 이익예측오차의 절대값(AE)과 DT^{CFD} 사이의 결과는 표의 오른쪽에 각각 보고하였다. 분기별 이익예측치 자료를 이용하여 분석하면 DT^{CFD} 정보에 대해 재무분석가의 이익예측치 산출에 반영되어지는 시점을 파악할 수 있다. 식 (1)의 모든 변수가 포함되어 분석되었지만, 지면관계상 〈표 4〉에 보고시 산업별 더미(ΣIND)와 연도별 더미($\Sigma YEAR$) 변수에 대한 보고를 생략한다. 따라서 본 연구의 검증결과는 산업별 및 연도별 차이가 회귀방정식에 고려된 후의 결과이다.

〈표 4〉의 결과를 살펴보면, 재무분석가의 이익예측치가 3월, 6월, 9월, 12월말 그리고 종속변수가 이익예측오차(SE) 및 이익예측오차의 절대값(AE)인 경우 모두 F-값이 유의한 결과를 나타내고 있어 연구모형의 설정이 적합함을 보이고 있다. 모형의 설명력(수정된 R^2)은 이익예측오차(SE)의 경우 6월말 예측치가 41%로 가장 높고 그 외 3월, 9월 12월의 결과는 10% 내외로 나타났고, 반면 이익예측오차의 절대값(AE)의 결과는 6월말 예측치가 33%로 가장 높고 그 외 대략 20% 내외로 나타나고 있다.[26]

25) 이월결손금으로 인한 법인세효과(DT^{CFA}) 및 이연법인세 변동액(DT^{CFC})은 모두 감사보고서 주석으로부터 확인한 수치로서 이월결손금으로 인한 법인세효과(DT^{CFA})는 세무보고목적상 각사업연도소득금액에서 차감할 일시적 차이에 대한 법인세효과 금액으로서 이연법인세자산으로 계상된 금액이다. 반면, 이연법인세 변동액(DT^{CFC})은 자산으로 인식한 이월결손금으로 인한 법인세효과 금액이 전기보다 감소하여 법인세비용에 가산되는 금액을 의미한다. 따라서, 회귀분석시에는 이월결손금으로 인한 법인세효과(DT^{CFA})와 달리 이연법인세 변동액(DT^{CFC})은 반대부호를 부여한 후 분석을 수행하였다.

26) 표로는 나타내지 않았지만 설명변수 간에 다중공선성이 있는지를 VIF(variance influence factor) 값으로 조사해 보았다. 일반적으로 VIF 값이 10을 상회하면 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판단한다. 〈표 4〉에서 재무분석가의 3월말 이익예측치 자료를 이용한 경우 이익예측오차(SE) 및 이익예측오차의 절대값(AE) 모두 설명변수 중 VIF 값이 가장 높은 변수는 $SIZE$로 2.390 값이었으며, 6월말 예측치 자료는 EN 변수로 2.116 값을, 9월말 예측치의 경우는 $SIZE$ 변수에서 2.178 값을, 12월말 예측치의 결과도 $SIZE$로 2.105 값이 나타났다. 이러한 결과로 볼 때, 설명변수간 VIF 최대값이 높지 않은 수준이므로 본 연구의 모형식에서 다중공선성 문제는 우려할 수준은 아닌 것으로 판단되었다. 이하 검증결과에서도 이와 유사한 수준의 결과를 보여 이후 분석결과에 대해서는 다중공선성 문제에 대한 별도의 언급을 하지 않는다.

〈표 3〉 주요변수간 상관관계 분석

변수	SE_{t+1}	AE_{t+1}	$DT^{CFD}{}_t$	$BIG4_t$	$ACHG_t$	EL_t	CA_t	EP_t	EN_t	RV_t	LEV_t	$SIZE_t$	BG_t	$LARGE_t$	FOR_t
SE_{t+1}	1	0.989 (0.000)	0.056 (0.360)	0.033 (0.590)	-0.034 (0.585)	-0.003 (0.964)	-0.016 (0.796)	-0.010 (0.868)	-0.033 (0.590)	-0.030 (0.627)	0.078 (0.208)	0.009 (0.889)	-0.053 (0.385)	-0.092 (0.133)	-0.045 (0.467)
AE_{t+1}		1	0.075 (0.219)	0.021 (0.732)	-0.037 (0.551)	0.026 (0.670)	-0.023 (0.715)	-0.015 (0.804)	-0.041 (0.509)	-0.044 (0.482)	0.092 (0.133)	0.002 (0.978)	-0.068 (0.269)	-0.068 (0.267)	-0.054 (0.379)
$DT^{CFD}{}_t$			1	-0.066 (0.283)	-0.006 (0.928)	0.003 (0.959)	-0.029 (0.638)	-0.072 (0.247)	-0.040 (0.512)	-0.122 (0.049)	0.097 (0.117)	0.133 (0.031)	0.168 (0.006)	0.053 (0.390)	0.038 (0.540)
$BIG4_t$				1	-0.056 (0.365)	0.001 (0.988)	-0.021 (0.733)	-0.054 (0.381)	0.214 (0.000)	-0.022 (0.720)	0.180 (0.003)	0.271 (0.000)	0.309 (0.000)	-0.054 (0.384)	0.062 (0.317)
$ACHG_t$					1	0.058 (0.343)	0.047 (0.447)	0.312 (0.000)	-0.090 (0.144)	0.110 (0.077)	-0.064 (0.299)	-0.126 (0.041)	-0.065 (0.292)	0.079 (0.200)	-0.087 (0.159)
EL_t						1	0.208 (0.001)	0.027 (0.658)	0.044 (0.470)	-0.154 (0.012)	-0.124 (0.044)	-0.089 (0.150)	-0.052 (0.401)	0.102 (0.098)	0.046 (0.460)
CA_t							1	-0.040 (0.523)	-0.017 (0.786)	0.033 (0.601)	-0.123 (0.046)	-0.071 (0.253)	-0.091 (0.140)	0.094 (0.129)	-0.010 (0.868)
EP_t								1	-0.111 (0.073)	0.203 (0.001)	0.091 (0.143)	-0.095 (0.124)	0.002 (0.968)	-0.096 (0.120)	-0.075 (0.224)
EN_t									1	-0.315 (0.000)	0.038 (0.535)	0.607 (0.000)	0.235 (0.000)	-0.076 (0.220)	0.405 (0.000)
RV_t										1	0.166 (0.007)	-0.218 (0.000)	-0.206 (0.001)	-0.286 (0.000)	-0.183 (0.003)
LEV_t											1	0.229 (0.000)	0.108 (0.080)	-0.226 (0.000)	0.005 (0.933)
$SIZE_t$												1	0.411 (0.000)	-0.090 (0.146)	0.371 (0.000)
BG_t													1	0.084 (0.171)	0.056 (0.360)
$LARGE_t$														1	0.021 (0.736)
FOR_t															1

주1) 변수의 정의: SE_{t+1}(이익예측오차) = t+1기 (주당이익예측치$_{t+1}$ - 실제주당순이익$_{t+1}$)/기초주가(P_t), AE_{t+1} = t+1기 이익예측오차의 절대값(=이익예측의 정확성), DT_t^{CFD} = t기 이월결손금으로 인한 법인세효과를 계상한 기업이면 1, 이월결손금 기말잔액이 있으나 이연법인세 효과를 계상하지 않은 기업이면 0, $BIG4_t$ = t기 감사인이 Big 4와 제휴법인이면 1, 아니면 0, $ACHG_t$ = t기 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0, EP_t = t기 이익수준(=주당순손익/P_{t-1}), EL_t = t기 이익수준(=주당순손익/P_{t-1}), CA_t = t기 유동발생(=유동발생액/기초총자산), EP_t = t기 회계이익의 지속성, EN_t = t기 이익예측치를 발표한 재무분석가의 수, RV_t = t기 주가변동성(1년 동안의 일일주가수익률 분산), $SIZE_t$ = t기 총자산에 자연로그를 취한 값, LEV_t = t기 부채비율(=총부채/총자산), BG_t = t기 30대 재벌집단에 소속된 기업이면 1, 아니면 0, $LARGE_t$ = t기 대주주 지분율, FOR_t = t기 외국인투자자 지분율임. 주2) 위 표본은 재무분석가의 3월말 이익예측 자료를 이용한 것임(N=256), 주3) 괄호안의 값은 p-값을 의미함(양측검증).

〈표 4〉 재무분석가의 이익예측오차와 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과 인식여부 간의 회귀분석결과

구분 / 변수	종속변수: 이익예측오차(SE_{t+1})				종속변수: 이익예측오차의 절대값(AE_{t+1})			
	3월말 예측치	6월말 예측치	9월말 예측치	12월말 예측치	3월말 예측치	6월말 예측치	9월말 예측치	12월말 예측치
절편	-0.051 (-0.61)	0.029 (0.034)	-0.046 (-0.150)	-0.488 (-1.936)	-0.170 (-0.239)	-0.308 (-0.360)	-0.086 (-0.342)	-0.378 (-1.769*)
DT_t^{CFD}	-0.035 (-0.371)	0.118 (1.100)	0.058 (1.627)	0.027 (0.899)	**0.159** **(1.989**)**	0.074 (0.695)	0.030 (1.002)	**0.042** **(1.674*)**
$BIG4_t$	0.191 (1.592)	0.326 (2.385**)	0.030 (0.589)	0.059 (1.309)	0.104 (1.004)	-0.162 (-1.190)	0.003 (0.078)	0.028 (0.749)
$ACHG_t$	-0.057 (-0.437)	0.050 (0.372)	-0.012 (-0.265)	-0.019 (-0.505)	-0.105 (-0.940)	-0.164 (-1.209)	0.030 (0.772)	0.017 (0.513)
EL_t	-0.056 (-0.870)	0.294 (12.754***)	0.008 (0.562)	0.030 (1.281)	0.163 (2.968***)	-0.260 (-11.269***)	-0.007 (-0.610)	0.042 (2.130**)
CA_t	0.137 (0.309)	-0.372 (-0.739)	-0.028 (-0.175)	-0.218 (-1.393)	-0.443 (-1.169)	-0.186 (-0.370)	0.018 (0.136)	-0.009 (-0.068)
EP_t	-0.005 (-0.222)	-0.001 (-0.037)	-0.005 (-0.391)	-0.001 (-0.142)	-0.003 (-0.149)	-0.007 (-0.451)	-0.001 (-0.091)	-0.002 (-0.426)
EN_t	-0.013 (-1.090)	-0.021 (-1.528)	-0.006 (-1.345)	-0.005 (-1.725*)	-0.021 (-1.964**)	-0.021 (-1.483)	-0.006 (-1.837*)	-0.008 (-2.914***)
RV_t	-76.241 (-1.443)	-213.427 (-3.733***)	-49.659 (-2.500***)	-34.658 (-2.105**)	-66.474 (-1.474)	96.679 (1.691*)	-33.545 (-2.046**)	-4.383 (-0.314)
LEV_t	-0.642 (-3.043***)	0.163 (0.693)	-0.069 (-0.827)	-0.055 (-0.809)	-0.077 (-0.429)	-0.179 (-0.761)	0.058 (0.842)	-0.033 (-0.577)
$SIZE_t$	0.028 (0.648)	0.010 (0.227)	0.014 (0.890)	0.028 (2.153**)	0.020 (0.537)	0.017 (0.395)	0.011 (0.800)	0.022 (2.000**)
BG_t	0.130 (1.205)	0.170 (1.363)	-0.014 (-0.329)	0.008 (0.222)	-0.179 (-1.949**)	-0.072 (-0.576)	-0.022 (-0.650)	0.013 (0.439)
$LARGE_t$	-0.230 (-0.844)	-0.812 (-2.700***)	-0.241 (-2.230**)	-0.064 (-0.720)	0.566 (2.431**)	0.850 (2.827***)	-0.076 (-0.847)	-0.026 (-0.348)
FOR_t	-0.024 (-0.054)	-0.451 (-1.019)	-0.306 (-2.045**)	-0.078 (-0.631)	-0.470 (-1.239)	-0.178 (-0.403)	-0.219 (-1.779*)	-0.035 (-0.335)
ΣIND	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
$\Sigma YEAR$	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
F-값	2.191***	8.472***	1.660**	1.586**	2.631***	6.321***	2.836***	2.187***
수정된 R^2	0.123	0.410	0.073	0.069	0.161	0.331	0.179	0.131
표본수	256	324	253	237	256	324	253	237

주1) 변수의 정의: SE_{t+1}(이익예측오차) = t+1기 (주당이익예측치$_{t+1}$ - 실제주당순이익$_{t+1}$)/기초주가(P_t), AE_{t+1} = t+1기 이익예측오차의 절대값(=이익예측의 정확성), DT_t^{CFD} = t기 이월결손금으로 인한 법인세효과를 계상한 기업이면 1, 이월결손금 기말잔액이 있으나 이연법인세 효과를 계상하지 않은 기업이면 0, $BIG4_t$ = t기 감사인이 Big 4와 제휴법인이면 1, 아니면 0, $ACHG_t$ = t기 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0, EP_t = t기 이익수준(=주당순손익/P_{t-1}), EL_t = t기 이익수준(=주당순손익/P_{t-1}), CA_t = t기 유동발생(=유동발생액/기초총자산), EP_t = t기 회계이익의 지속성, EN_t = t기 이익예측치를 발표한 재무분석가의 수, RV_t = t기 주가변동성(1년 동안의 일일주가수익률 분산), $SIZE_t$ = t기 총자산에 자연로그를 취한 값, LEV_t = t기 부채비율(=총부채/총자산), BG_t = t기 30대 재벌집단에 소속된 기업이면 1, 아니면 0, $LARGE_t$ = t기 대주주 지분율, FOR_t = t기 외국인투자자 지분율임.

주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

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

주된 관심변수인 DT^{CFD}의 계수는 종속변수가 이익예측오차(SE)의 경우 3월, 6월, 9월 및 12월말 이익예측오차 모두 통계적으로 유의한 값이 관찰되지 않았다. 그에 반해 종속변수가 이익예측오차의 절대값(AE)의 경우 3월과 12월말 예측오차를 이용한 결과에서 통계적으로 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다. 즉 이월결손금의 이연법인세 효과를 계산한 기업과 그렇지 않은 기업에 대한 정보에 대하여 재무분석가는 3월말과 12월말의 이익예측 과정에 고려하므로 결과적으로 이익예측오차에 반영되고 있음을 의미한다.[27] 또한 이익예측오차의 절대값(absolute error)의 경우 DT^{CFD}와 유의한 양(+)의 값을 갖는다는 것은, 이월결손금의 이연법인세 효과를 계상한 기업에 대해 그렇지 않은 기업보다 재무분석가의 이익예측의 정확성이 더 낮다는 결과이다.

종속변수가 AE의 경우 3월부터 12월말로 갈수록 DT^{CFD}의 계수값이 대체적으로 감소되는 경향을 보이고 있다. 새로운 정보가 재무분석가의 이익예측 정확성을 높일 수 있는 효과가 이익예측이 어려운 경우가 그렇지 않은 경우보다 높다는 점을 감안하면 회계연도 말에 근접할수록 추가되는 새로운 정보로 인해 DT^{CFD}의 계수값은 작아져야 할 것이다.[28]

그러나 12월말의 계수값은 유의적인 양(+)의 값을 나타내고 있으며 계수값의 크기에 있어서는 9월말 보다 크게 나타났다. 이 같은 현상은 4분기말 시점에 경영자의 기회주의적인 재량적 발생액에 대한 조정 혹은 이전 분기에 대한 오류 등이 일괄처리되는 결산 조정효과(settling up effect)와 연관이 있을 것으로 추정할 수 있다.[29] 연간 보고이익에 경영자의 기회주의적인 회계처리로 조정된 4분기 보고이익이 포함되어 있다면 이 같은 효과는 4분기 보고이익은 물론 연간이익에 대한 예측오차에도 영향을 미칠 것이다.[30] 결산 이전과 달리 4분기 즉, 12월말의 경우는 각종 회계추정 및 오류 등이 최종 결정되는 시기이며 아울러 법인세 회계의 특성상 세무상 결손금에 대한 회계처리가 이전보다 중요하게 추정되는 시기이다. 따라서 결손금에 대한 자산성 여부에 따라 예측오차 역시 차별화될 것이므로 계수값의 크기가 이전과 달리 12월에 크게 나타난 것으로 보인다.

또 다른 측면으로 3월과 12월은 6월과 9월에 비해 연간 이익공시가 인접한 기간으로 선행연구에 의

27) 산업별 및 연도별 더미변수를 제외한 후 분석결과는 종속변수가 AE인 경우 3월말 예측치는 DT_i^{CFD}의 계수값(t 값)이 0.144(1.813)로 10%수준에서 유의한 결과를, 12월 예측치의 경우는 0.018(0.711)로 유의한 결과가 관찰되지 않았다. 이는 산업 및 연도별 차이를 모형식에 통제 여하에 따라 검증 결과에 영향을 미침을 의미한다.

28) Das et al.(1998)의 연구 역시 경영자로부터 제공받은 정보가 재무분석가의 이익예측 정확성을 높일 수 있는 효과는 이익예측이 어려운 경우가 그렇지 않은 경우보다 높다는 점을 기본적 논리의 배경으로 설정하고 있다.

29) 결산조정효과(settling up effect)는 Collins et al.(1984)에서 최초 언급된 것으로 4분기 이후에 수행되는 감사업무는 이전 분기보다 강도 높을 것이므로 경영자들은 검토를 받게 되는 1~3분기 동안 낙관적인 회계처리를 수행할 가능성이 높다. 그러다보면 경영자는 감사인을 의식하여 1, 2, 3분기에 비해 4분기에는 보수적으로 회계처리 할 유인이 높다. 이 같은 상황 하에서는 정작 4분기의 보고이익은 신뢰성은 높게 보일 수 있을 것이다. 그러나 4분기 이익은 해당 연도의 보고이익에서 그 이전 분기까지의 누적보고이익을 차감하여 구해지므로 1~3분기 동안 발생한 회계추정 및 예측과 관련된 오류의 일괄 수정이 추가되므로 불확실성이 증가하게 되고 결과적으로 4분기 보고이익에 대한 이익예측오차는 이전 분기보다 커진다는 것이 Collins et al.의 논리이며 이를 실증적으로 확인한 바 있다.

30) 이전 분기보고서가 연간 이익의 예측 정확성을 높인다는 연구가 있다(Green and Segall 1967; Brwon and Rozeff 1979 등). 따라서 경영자의 유인이 서로 다른 두 기업의 연간 보고이익의 합이 동일하다 하더라도 분기까지의 보고이익 패턴이 다르다면 연말 시점에서 재무분석가의 연간 보고이익 예측치에 영향을 미칠 것이다.

할 때 이익공시를 전후하여 정보비대칭(information asymmetry)이 증가하는 등의 정보환경이 변화한다는 점을 고려하면 이 기간에 양 집단이 예측오차에 미치는 차별적 영향력은 이익공시가 인접하지 않은 기간에 비해 더 커질 것으로 추정할 수 있고 이 같은 현상으로 12월말의 계수값이 9월보다 크게 나타난 것으로 이해될 수 있다.[31)]

한편 본 연구의 한계점이기도 하면서 3월말과 12월말의 예측치는 유의적인 반면 6월말과 9월말의 예측치가 유의적이지 않은 이유로써 이월결손금을 제외한 기타 이연법인세자산 정보가 분석에서 제외된 것을 들 수 있다. 즉 본 연구가 이월결손금에 반영된 경영자의 이익예측 정보만을 분석하고 있는데 만약 6월말과 9월말의 재무분석가 이익예측오차에 기타 이연법인세자산 정보가 많은 영향을 끼쳤다면 이는 〈표 4〉의 결과에 포함되지 않을 수 있을 것이다.

이상의 결과는 경영자가 미래 과세소득의 실현가능성이 높다고 예상하여 이연법인세자산을 계상한 경우가 그렇지 않은 경우보다 재무분석가의 이익예측이 더 어렵게 만든다는 결과로 볼 수 있다. 그에 반해 이월결손금이 존재하나 이월결손금의 미래법인세효과를 계상하지 않은 기업에 대해서는 재무분석가들의 이익예측의 정확성이 더 높다는 결과이기도 하므로, 이들 기업에 대한 재무분석가의 이익예측은 훨씬 수월하다는 의미로 볼 수 있다.

기타 통제변수의 경우 종속변수가 이익예측오차(*SE*)이면 Big4와 제휴한 감사인을 나타내는 더미변수(*BIG4*), 이익수준(*EL*), 이익예측치를 발표한 재무분석가 수(*EN*), 주가변동성(*RV*), 부채비율(*LEV*), 자산규모(*SIZE*), 대주주 지분율(*LARGE*), 외국인투자자 지분율(*FOR*)에서 예측치에 따라 유의한 계수 값이 관찰되었고, 종속변수가 이익예측오차의 절대값(*AE*)이면 이익수준(*EL*), 재무분석가 수(*EN*), 주가변동성(*RV*), 자산규모(*SIZE*), 30대 재벌집단 소속을 나타내는 더미변수(*BG*), 대주주지분율(*LARGE*), 외국인 투자자 지분율(*FOR*) 변수에서 유의한 계수 값이 나타났다. 구체적인 결과를 살펴보면, 이익예측오차(*SE*)의 결과 중 6월말 이익예측치 자료에서 *BIG4*의 계수는 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이는 Big4 감사인이 감사할수록 재무분석가의 이익예측치는 더 낙관적이라는 결과이다(박종일 2006). 이익수준(*EL*)의 계수는 6월말 예측치에서 유의한 양(+)의 값이 나타나고 있어 전기 이익수준이 높을수록 재무분석가는 더 낙관적인 예측치를 산출한다는 결과이다.[32)] 한편, 이익예측오차의 절대값(*AE*)의 결과는 이익구준(*EL*)의 수준에 따라 3월 및 12월과 6월 사이의 이익예측치 반영에 차이가 있음을 알 수 있다. 재무분석가 수(*EN*)의 결과는 이익예측오차(*SE*)의 경우 12월에서 유의한 음(-)의 값을, 이익예측오차의 절대값(*AE*)의 결과에서는 6월을 제외하면 모두 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이는 재무분석가의 수가 많을수록 대체로 과대예측 경향이 감소하며, 또한 예측오차의 크기가 작아진다는 결과이다(전규안 등 2007). 이러한 결과는 전규안 등(2007), Duru and Reeb(2002)의 연구에서도 유사한 결과가 보고된 바 있다. 한편, 주가 변동성

31) 이익공시로 인한 정보환경의 변화와 관련한 연구로는 Kim and Verrecchia(1991, 1994), Barren et al.(2002), Krinsky and Lee(1996) 및 Morse et al(1991) 등의 연구가 있다.

32) 연구주제에 따라 이용된 표본의 선정에 차이는 있으나, Eames and Glover(2003), 전규안 등(2007)은 *SE*와 *EL* 사이에 유의한 음(-)의 값을, 정석우와 임태균(2005)의 연구는 *SE*와 *EL* 및 *AE*와 *EL*간에 모두 유의한 양(+)의 결과를 보고한 바 있다.

(*RV*)는 이익예측오차(*SE*) 및 이익예측오차의 절대값(*AE*)의 결과에서 대체로 음(-)의 값을 보이고 있다. 이는 주식수익률의 분산이 클수록 재무분석가는 과소예측 편의가 있으나, 이익예측의 정확성은 더 높다는 결과이다. 그러나 이 결과는 전규안 등(2007)과 임태균과 정석우(2006)의 결과와는 일치하지 않았다.[33]

부채비율(*LEV*)의 계수는 이익예측오차(*SE*)의 경우 3월말 예측치에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 즉 부채비율이 클수록 재무분석가는 비관적인 예측치를 산출한다는 결과이다. 자산규모(*SIZE*)의 계수는 이익예측오차(*SE*)의 경우 12월말에서 유의한 양(+)의 결과를, 예측오차의 절대값(*AE*)의 경우도 12월말에서 유의한 양(+)의 값이 관찰되었다. 12월말의 이익예측치를 통해 기업규모가 클수록 재무분석가는 이익예측치를 산출시 낙관적인 편의가 있으며, 그러나 이익예측치의 정확성이 낮음을 알 수 있다.[34] 그리고 30대 재벌기업 소속을 나타내는 더미변수(*BG*)의 계수는 이익예측오차의 절대값(*AE*) 중 3월말 예측치 자료에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 즉 재벌기업이면 재무분석가의 이익예측은 더 정확하다는 결과이다. 그리고 소유구조 변수 중 대주주 지분율(*LARGE*)의 계수는 이익예측오차(*SE*)의 결과에서 유의한 음(-)의 값이, 이익예측오차의 절대값(*AE*)의 결과는 유의한 양(+)의 값이 나타나고 있다. 이는 대주주 지분율이 높을수록 재무분석가는 이익예측치를 비관적으로 예측하는 경향이 있으며, 이렇게 산출된 예측치의 정확성은 높다는 결과이다. 반면, 외국인투자자 지분율(*FOR*)의 계수는 이익예측오차(*SE*)의 경우 9월에서 유의한 음(-)의 값을, 이익예측오차의 절대값(*AE*)의 결과도 9월말에서 유의한 음(-)의 값이 나타나고 있다.

가설 2에 대한 식 (2)의 회귀분석 결과는 〈표 5〉에 제시하였다. 〈표 5〉에서의 보고방식은 〈표 4〉와 동일하다. 모형의 설명력(수정된 R^2)은 이익예측오차(*SE*)의 결과는 20%에서 30% 사이로 나타나고 있으며, 이익예측오차의 절대값(*AE*)의 경우도 이와 유사하다. 이월결손금의 법인세효과 금액을 이용한 분석결과는 〈표 4〉에서 이월결손금으로 인한 법인세효과의 인식여부로 측정한 분석결과와 비교할 때 설명력이 더 높게 나타나고 있다. 주된 관심변수인 이월결손금의 이연법인세 효과액(DT^{CFA})의 계수는 종속변수가 이익예측오차(*SE*)와 이익예측오차의 절대값(*AE*)인 경우와 상관없이 모두 통계적으로 유의한 값이 관찰되지 않았다. 감사보고서에 공시된 이월결손금에 대한 법인세효과 금액 중 자산으로 계상된 금액에 대한 정보는 경영자가 해당 기업의 미래 경영성과에 대한 장래전망을 제시한 것으로 만일 재무분석가가 동 금액을 참고하였더라면 미래 이익예측에 유용하게 사용할 수 있었을 것이다.[35] 그러나 〈표 5〉의 결과에서 알 수 있듯이, 재무분석가들이 이월결손금의 이연법인세 효과 정보를 충분히 활용하지 않아 결과적으로

33) 본 연구는 이월결손금이 존재하는 기업만을 표본으로 선정하였기 때문에 보다 넓은 범위의 표본을 선정한 선행연구들과는 통제변수에 대한 검증결과에서 차이가 있을 수 있다.

34) 이익예측오차(*SE*)와 *SIZE* 간 및 이익예측의 절대값(*AE*)과 *SIZE* 간의 경우 정석우(2003)와 정석우와 임태균(2006)는 모두 음(-)의 결과를 보고한 반면, 전규안 등(2007)의 연구에서는 두 변수간에 유의한 결과를 보고하지 않은 반면, 박종일(2006)은 *SE*와 *SIZE* 간에서만 유의하지 않거나 한계적인(marginal) 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보고하고 있어 선행연구들 역시 두 변수 사이에 일관된 결과가 나타나지 않고 있다.

35) 경영자가 제시한 미래 경영성과에 대한 예측치에 편의가 없음을 전제로 한다. 즉, 경영자가 의도적으로 미래 경영성과를 높게 혹은 낮게 추정한다면 재무분석가의 이익예측오차 역시 영향을 받게 될 것이다.

〈표 5〉 재무분석가의 이익예측오차와 이월결손금의 법인세효과 간의 회귀분석결과

구분 / 변수	종속변수: 이익예측오차의 편의(SE_{t+1})				종속변수: 이익예측오차의 절대값(AE_{t+1})			
	3월말 예측치	6월말 예측치	9월말 예측치	12월말 예측치	3월말 예측치	6월말 예측치	9월말 예측치	12월말 예측치
절편	-2.761 (-2.121**)	-2.537 (-2.729***)	-2.237 (-2.759***)	-2.592 (-3.730***)	-2.728 (-2.311**)	-1.553 (-2.005**)	-2.158 (-2.874***)	-2.347 (-3.821***)
DT_t^{CFA}	-0.920 (-1.209)	-0.165 (-0.375)	0.284 (0.715)	0.009 (0.028)	-0.387 (-0.561)	-0.281 (-0.764)	0.195 (0.531)	-0.092 (-0.315)
$BIG4_t$	0.422 (2.223**)	0.368 (2.545***)	0.041 (0.330)	0.176 (1.431)	0.025 (0.146)	0.106 (0.879)	0.163 (1.413)	0.110 (1.009)
$ACHG_t$	-0.182 (-0.896)	-0.160 (-1.024)	-0.154 (-1.154)	-0.107 (-0.991)	-0.195 (-1.059)	-0.053 (-0.410)	-0.069 (-0.561)	-0.085 (-0.893)
EL_t	0.017 (0.159)	0.206 (3.579***)	-0.009 (-0.120)	0.043 (0.685)	0.309 (3.216***)	0.213 (4.456***)	0.143 (2.030**)	0.061 (1.105)
CA_t	-0.489 (-0.677)	-0.362 (-0.588)	0.215 (0.525)	-0.218 (-0.470)	-0.053 (-0.081)	-0.057 (-0.111)	-0.610 (-1.608)	-0.155 (-0.378)
EP_t	0.048 (0.942)	0.026 (0.790)	0.029 (0.759)	0.017 (0.545)	0.014 (0.306)	-0.004 (-0.144)	0.018 (0.499)	0.006 (0.219)
EN_t	-0.035 (-1.956*)	-0.017 (-1.073)	-0.017 (-1.399)	-0.015 (-1.558)	-0.025 (-1.545)	-0.021 (-1.578)	-0.018 (-1.572)	-0.018 (-2.162**)
RV_t	24.496 (0.333)	-60.429 (-0.941)	-102.542 (-1.769*)	-58.010 (-1.318)	-42.537 (-0.638)	-78.231 (-1.461)	-72.388 (-1.349)	-64.143 (-1.648)
LEV_t	-0.335 (-1.087)	0.013 (0.057)	-0.083 (-0.411)	0.002 (0.013)	-0.096 (-0.345)	0.030 (0.162)	0.124 (0.664)	0.027 (0.188)
$SIZE_t$	0.143 (2.177**)	0.134 (2.837***)	0.136 (3.237***)	0.138 (3.866***)	0.161 (2.710***)	0.094 (2.380**)	0.113 (2.921***)	0.126 (4.003)
BG_t	0.008 (0.055)	-0.180 (-1.416)	-0.024 (-0.237)	-0.177 (-1.878*)	-0.180 (-1.297)	-0.214 (-2.017**)	-0.275 (-2.898***)	-0.154 (-1.849*)
$LARGE_t$	-0.091 (-0.253)	-0.434 (-1.437)	-0.670 (-2.475**)	-0.248 (-1.147)	0.106 (0.326)	0.122 (0.483)	0.254 (1.013)	-0.126 (-0.657)
FOR_t	-1.219 (-2.144**)	-1.162 (-2.687***)	-0.795 (-2.162**)	-0.680 (-2.120**)	-1.334 (-2.584***)	-0.956 (-2.654***)	-0.872 (-2.562***)	-0.507 (-1.787*)
ΣIND	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
$\Sigma YEAR$	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
F-값	2.499***	2.568***	2.400***	1.904**	1.976**	3.048***	2.183***	2.408***
수정된 R^2	0.318	0.291	0.289	0.230	0.233	0.349	0.256	0.317
표본수	88	108	94	86	88	108	94	86

주1) 변수의 정의: SE_{t+1}(이익예측오차) = t+1기 (주당이익예측치$_{t+1}$ - 실제주당순이익$_{t+1}$)/기초주가(P_t), AE_{t+1} = t+1기 이익예측오차의 절대값(=이익예측의 정확성), DT_t^{CFA} = t기 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과 단, 기말총자산으로 표준화함, $BIG4_t$ = t기 감사인이 Big 4와 제휴법인이면 1, 아니면 0, $ACHG_t$ = t기 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0, EP_t = t기 이익수준(=주당순손익/P_{t-1}), EL_t = t기 이익수준(=주당순손익/P_{t-1}), CA_t = t기 유동발생(=유동발생액/기초총자산), EP_t = t기 회계이익의 지속성, EN_t = t기 이익예측치를 발표한 재무분석가의 수, RV_t = t기 주가변동성(1년 동안의 일일주가수익률 분산), $SIZE_t$ = t기 총자산에 자연로그를 취한 값, LEV_t = t기 부채비율(=총부채/총자산), BG_t = t기 30대 재벌집단에 소속된 기업이면 1, 아니면 0, $LARGE_t$ = t기 대주주 지분율, FOR_t = t기 외국인투자자 지분율임.

주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

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

예측오차에 반영되지 못한 것으로 나타났다.

효율적 자본시장 가설(efficiency market hypothesis; EMH)하에서는 재무분석가들이 이월결손금 관련 정보를 효과적으로 이용한다면 이월결손금의 이연법인세 효과 정보는 재무분석가의 이익예측과정에 반영될 것이다. 따라서 이월결손금의 법인세효과 정보와 재무분석가의 이익예측오차나 예측오차의 절대값 사이에는 유의적인 관계가 발견될 수 있다. 그러나 선행연구에서는 재무분석가가 이용가능한 모든 정보들을 충분히 반영하여 이익예측치를 발표하지 못한다는 것을 보인 바 있다(Abarbanell 1991).

가설 2에 대한 식 (3)의 회귀분석 결과는 〈표 6〉에 나타내고 있다. 〈표 6〉에서 표 보고방식은 〈표 4〉 및 〈표 5〉와 동일하다. 모형의 설명력(수정된 R^2)은 6월말 예측치의 경우 이익예측오차(SE)와 이익예측오차의 절대값(AE) 모두 가장 높은 75% 정도의 결과를 보이며, 그 외 3월말, 9월말 및 12월말 예측치에서는 이익예측오차(SE)와 이익예측오차의 절대값(AE) 모두 20% 내외로 비슷한 수준이다. 주된 관심변수인 이월결손금의 이연법인세 변동액(DT^{CFC})의 계수는 종속변수가 이익예측오차(SE)의 경우 6월말 예측치에서 유의한 양(+)의 값이 관찰되었다.

이는 DT^{CFA} 달리 DT^{CFC}의 경우는 재무분석가들이 이익예측치를 산출할 때 정보로서 반영하고 있음을 의미하며, 그 반영시점(timing)은 6월말인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이익예측오차(signed error)의 경우 본 연구에서는 이익예측치에서 실제이익을 차감하여 계산하고 있으므로, 이월결손금의 이연법인세 변동액이 증가할수록 (즉 경영자가 이월결손금 법인세효과의 실현가능성에 대한 추정을 낙관적으로 변경하여 인식된 이월결손금의 이연법인세자산 금액이 전기보다 높은 경우) 재무분석가는 t+1년도 미래 실제이익에 대하여 t년도에서 이익예측치를 산출할 때 과대예측(낙관적) 편의(optimistic bias)를 가지고 있을 의미한다. 반면 이월결손금의 이연법인세 변동액이 감소할수록 (즉 경영자가 이월결손금 법인세효과의 실현가능성에 대한 추정을 비관적으로 변경하여 인식된 이월결손금의 이연법인세자산 금액이 전기보다 낮은 경우) 재무분석가는 이익예측치를 산출할 때 과소예측(비관적) 편의(pessimistic bias)를 가지고 있음을 나타낸다.

이상의 결과를 종합해 볼 때, 이월결손금이 존재하여 법인세효과를 계상한 기업이 계상하지 않은 기업에 비해 재무분석가의 이익예측오차가 높으며 이월결손금으로 인해 인식된 이연법인세자산 금액이 증가(감소)하여 결과적으로 법인세비용이 감소할수록(증가할수록) 재무분석가는 더(덜) 낙관적으로 예측하는 것으로 나타났다.

4.3 추가분석

본 절에서는 재무분석가의 이익예측오차와 이월결손금의 이연법인세 관련 변수 간의 관계에 대하여 다음과 같은 추가분석(additional analysis)을 별도로 실시해 보았다.

백원선 · 김상헌(2005)의 연구는 이연법인세자산의 계상여부는 경영자의 주관이 개입될 수 있으며, 이연법인세자산의 실현가능성 정도에 따라 주식시장에서 가치관련성이 다르게 평가되고 있음을 보고하였다. 이 연구는 감사품질의 측정치로 Big4 감사인 여부를 이용하였다.

본 연구도 Big4 감사인 여부에 따른 감사품질의 차이가 이월결손금의 미래법인세 효과 관련 변수와

〈표 6〉 재무분석가의 이익예측오차와 이월결손금의 이연법인세 변동액 간의 회귀분석결과

구분 / 변수	종속변수: 이익예측오차(SE_{t+1})				종속변수: 이익예측오차의 절대값(AE_{t+1})			
	3월말 예측치	6월말 예측치	9월말 예측치	12월말 예측치	3월말 예측치	6월말 예측치	9월말 예측치	12월말 예측치
절편	0.981 (0.421)	-0.706 (-0.417)	-0.010 (-0.009)	0.102 (0.161)	0.849 (0.409)	-0.397 (-0.253)	-0.431 (-0.438)	-0.082 (-0.133)
DT_t^{CFC}	2.092 (0.385)	**3.075 (1.980**)**	0.716 (0.585)	0.280 (0.455)	6.907 (1.428)	-0.514 (-0.357)	1.267 (1.188)	0.444 (0.740)
$BIG4_t$	0.709 (2.362**)	0.450 (1.855*)	-0.019 (-0.115)	0.070 (0.638)	0.436 (1.633)	0.103 (0.458)	0.356 (2.424**)	0.141 (1.312)
$ACHG_t$	-0.084 (-0.366)	0.069 (0.367)	0.116 (0.885)	0.130 (1.705*)	-0.179 (-0.871)	-0.233 (-1.329)	0.000 (0.003)	0.097 (1.305)
EL_t	-0.160 (-1.063)	0.374 (14.773***)	0.144 (1.339)	0.085 (1.456)	0.298 (2.234**)	-0.362 (-15.399***)	0.115 (1.222)	0.096 (1.691*)
CA_t	0.204 (0.228)	0.002 (0.002)	0.481 (1.117)	-0.158 (-0.542)	-0.586 (-0.735)	-0.688 (-0.831)	-0.617 (-1.643)	-0.222 (-0.779)
EP_t	0.097 (0.609)	-0.029 (-0.518)	-0.319 (-2.747***)	-0.203 (-2.948***)	0.087 (0.613)	0.009 (0.163)	-0.159 (-1.569)	-0.136 (-2.025**)
EN_t	0.010 (0.391)	-0.024 (-1.079)	-0.025 (-1.554)	-0.016 (-2.148**)	-0.011 (-0.458)	-0.020 (-0.981)	-0.015 (-1.188)	-0.011 (-1.599)
RV_t	-24.670 (-0.180)	-90.989 (-0.897)	-65.428 (-0.839)	23.609 (0.579)	-216.913 (-1.782*)	-146.106 (-1.552)	-74.915 (-1.102)	-16.605 (-0.418)
LEV_t	-0.985 (-2.217**)	-0.061 (-0.176)	0.063 (0.233)	-0.003 (-0.024)	-0.060 (-0.153)	-0.057 (-0.177)	0.162 (0.688)	0.037 (0.271)
$SIZE_t$	-0.056 (-0.457)	0.049 (0.558)	0.024 (0.387)	-0.003 (-0.076)	-0.047 (-0.429)	0.024 (0.293)	0.013 (0.232)	0.003 (0.086)
BG_t	0.117 (0.544)	-0.192 (-0.923)	0.112 (0.823)	0.034 (0.417)	-0.140 (-0.730)	-0.190 (-0.988)	-0.124 (-1.041)	-0.036 (-0.451)
$LARGE_t$	-0.326 (-0.649)	-0.275 (-0.595)	-0.723 (-2.219**)	0.167 (1.015)	0.441 (0.987)	0.334 (0.779)	0.112 (0.396)	0.066 (0.413)
FOR_t	-0.300 (-0.368)	-0.675 (-1.103)	-0.200 (-0.495)	0.322 (1.472)	-0.224 (-0.309)	-0.812 (-1.430)	-0.535 (-1.521)	0.008 (0.038)
ΣIND	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
$\Sigma YEAR$	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
F-값	1.816**	13.172***	1.535*	1.845**	1.450	13.435***	1.805**	1.148
수정된 R^2	0.200	0.754	0.138	0.220	0.121	0.758	0.194	0.047
표본수	79	112	91	82	79	112	91	82

주1) 변수의 정의: SE_{t+1}(이익예측오차) = t+1기 (주당이익예측치$_{t+1}$ - 실제주당순이익$_{t+1}$)/기초주가(P_t), AE_{t+1} = t+1기 이익예측오차의 절대값(=이익예측의 정확성), DT_t^{CFC} = t기 이월결손금으로 인한 이연법인세 변동액 단, 기말총자산으로 표준화함, $BIG4_t$ = t기 감사인이 Big 4와 제휴법인이면 1, 아니면 0, $ACHG_t$ = t기 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0, EP_t = t기 이익수준(=주당순손익/P_{t-1}), EL_t = t기 이익수준(=주당순손익/P_{t-1}), CA_t = t기 유동발생(=유동발생액/기초총자산), EP_t = t기 회계이익의 지속성, EN_t = t기 이익예측치를 발표한 재무분석가의 수, RV_t = t기 주가변동성(1년 동안의 일일주가수익률 분산), $SIZE_t$ = t기 총자산에 자연로그를 취한 값, LEV_t = t기 부채비율(=총부채/총자산), BG_t = t기 30대 재벌집단에 소속된 기업이면 1, 아니면 0, $LARGE_t$ = t기 대주주 지분율, FOR_t = t기 외국인투자자 지분율임.

주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

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

재무분석가의 이익예측오차 사이의 관계에 어떠한 영향을 주는지를 알아보기 위하여 상호작용변수(DT^{CFD}*BIG4, DT^{CFA}*BIG4, DT^{CFC}*BIG4)를 식 (1)부터 식 (3)까지 모형식에 추가변수로 포함한 후 회귀분석을 재수행 하였다. 지면관계상 별도로 보고하지는 않았지만, 분석결과에 따르면 모든 결과에서 유의한 계수 값이 관찰되지는 않았다. 이러한 결과는 감사품질에 따라 이월결손금의 미래법인세 효과의 계상여부는 재무분석가의 이익예측치 산출에 별다른 영향을 주지는 않는다는 결과이다. 한편, 추가분석 결과에서 식 (1)의 더미변수를 이용한 결과를 제외하면 식 (2) 및 식 (3)의 결과에서는 모두 상호작용변수(DT^{CFA}*BIG4, DT^{CFC}*BIG4)의 경우 VIF(분산팽창계수) 최대값이 통계적인 허용수준 10의 범위를 훨씬 초과한 결과로 나타났다.

4.4 이월결손금의 미래법인세효과에 대한 가치관련성 분석 결과

본 절에서는 식 (1)부터 식 (3)까지에서 주된 관심변수였던 이월결손금의 미래법인세효과 관련 변수들(DT^{CFD}, DT^{CFA}, DT^{CFC})에 대하여 주가반응을 살펴보고자 한다. 그 모형식은 아래의 식 (4)와 같다. 식 (4)의 회귀모형은 선행연구들과 유사하게 Ohlson(1995) 모형에 기초한 것이며, 주당시가를 이용한 모형식이다.

$$P_t = a_0 + b_1 BPS_t + b_2 O_EPS_t + b_3 DT_t + \Sigma IND + \Sigma YEAR + e \quad (4)$$

여기서, 종속변수

P_t =t+1기 3월말 종가

BPS_t =t기 주당순자산

O_EPS_t =t기 주당경상이익

DTS

DTS^{CFD}_t =t기 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과를 계상한 기업이면 1, 이월결손금을 가지고 있으나 이를 이연법인세자산으로 계상하지 않은 기업이면 0

DTS^{CFA}_t =t기 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과액 단, 가중평균유통발행주식수로 표준화함

DTS^{CFC}_t =t기 이월결손금으로 인한 이연법인세 변동액 단, 가중평균유통발행주식수로 표준화함

ΣIND =산업별 더미변수

$\Sigma YEAR$ =연도별 더미변수

e =잔차항

편의상 i기업에 대한 표시를 생략함.

본 논문에서 식 (4)에 포함된 변수들의 측정방법을 살펴보면, 식 (4)의 경우 P는 t기 3월말 시점의 보통주 1주당 가격을 사용하였고, BPS는 t기말 주당순자산이며, O_EPS는 t기말 주당경상이익이다. 여기서 주된 관심변수는 DT^{CFD}은 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과를 계상한 기업이면 1, 이월결손금을 가지고 있으나 이를 이연법인세자산으로 계상하지 않은 기업이면 0이며, DT^{CFA}과 DT^{CFC}는 각각 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과액과 이월결손금으로 인한 이연법인세 변동액으로, 두 변수 모두 가중평균유통발생주식수로 나누어 측정하였다. 선행연구에 따라 식 (4)에서 손실발생기업 여부를 모형식에 포함하여 분석하기도 한다. 그러나 본 연구는 DT 및 DTS 변수 자체가 이미 과거 손실발생이 있었던 기업들이라서 이를 포함할 경우 다중공선성 문제가 예상될 수 있어 이를 제외한 후 분석하였다. 또한, 식 (4)의 모형식

에서는 산업별 특성과 연도별 차이를 통제하기 위하여 산업별 더미와 연도별 더미를 포함한 후 분석하였다.

식 (4)에 대한 회귀분석 결과는 〈표 7〉에 보고하였으며, 관심변수 DT^{CFD}, DT^{CFA}, DT^{CFC} 변수에 대한 결과 모두를 제시하였다. 〈표 7〉에서 관심변수가 DT^{CFD}이면 표본수가 914개 연-자료이고, DT^{CFA}이면 227개 기업-연 자료이며, DT^{CFC}이면 214개 기업-연 자료가 분석에 이용되었다.[36] 이는 〈표 1〉의 표본선정 과정에서 패널 A에 나와있듯이 이월결손금 기말잔액이 존재하는 기업의 표본수가 1,005개 기업 중 919개 기업이 분석에 이용되었음을 알 수 있다.[37] 또한 식 (1)의 모형식에 이용된 표본수보다 많은 이유는 재무분석가의 이익예측오차 자료의 경우는 재무분석가들이 모든 기업을 대상으로 이익예측치를 산출하는 것이 아니기 때문에 제외된 기업들이 많았으나, 주가자료 변수를 이용할 경우는 재무분석가의 이익예측치를 이용할 경

〈표 7〉 주가와 이월결손금 관련 변수와의 회귀분석결과

구분 / 변수	종속변수: 주가(P_t)		
	$DTS_t = DT_t^{CFD}$	$DTS_t = DT_t^{CFA}$	$DTS_t = DT_t^{CFC}$
절편	11,372 (5.321***)	16,907 (5.404***)	17,770 (4.734***)
BPS_t	0.070 (4.477***)	0.171 (5.719***)	0.101 (4.057***)
O_EPS_t	0.012 (0.212)	0.241 (1.214)	0.194 (0.812)
DTS_t	-743 (-0.750)	**-0.023** **(-2.219**)**	0.342 (0.229)
ΣIND	포함	포함	포함
$\Sigma YEAR$	포함	포함	포함
F-값	6.045***	4.083***	3.396***
수정된 R^2	0.104	0.223	0.184
표본수	914	227	214

주1) 변수의 정의: P_t = t+1기 3월말 종가, BPS_t = t기말 주당순자산, O_EPS_t = t기 주당경상이익, DT_t^{CFD} = t기 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과를 계상한 기업이면 1, 계상하지 않은 기업이면 0, DT_t^{CFA} = t기 이월결손금의 이연법인세 효과, DT_t^{CFC} = t기 이월결손금의 이연법인세 변동액, 단 DT_t^{CFA} 및 DT_t^{CFC} 변수에 대해서도 가중평균유통발행주식수로 표준화함.

주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

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

36) 관심변수가 DT^{CFA}인 경우와 DT^{CFC}인 경우는 해당 값이 존재하는 기업만을 분석의 대상으로 하였다.

37) 식 (4)의 경우도 재무분석가의 이익예측치의 경우와 마찬가지로 Studentized Residual이 ±2를 벗어나는 관찰치를 극단치로 보아, 이를 제외한 후 분석하였다.

우와 달리 거의 모든 기업에 대한 자료가 사용될 수 있기 때문이다.

〈표 7〉의 주된 관심변수에 대한 결과를 보면, 및 DT^{CFA}에서만 회귀계수 값이 유의한 음(-)의 값이 나타났다. DT^{CFC}의 계수값은 음(-)이지만 통계적으로 유의하지는 않았다.[38]

주당시가모형을 이용한 결과에서 DT^{CFA} 변수에서만 유의한 음(-)의 계수 값이 관찰되고 있어 주식시장에서는 이월결손금 기말잔액이 있는 기업 중 이월결손금의 법인세효과를 계상여부 보다는 이월결손금의 이연법인세 효과액이 클수록 투자자들의 주식시장반응이 부정적이라는 것을 알 수 있다.

이상의 결과를 종합해 보면, 미래 예상과세소득에 대한 추정이 낙관적이어서 이월결손금에 대한 법인세효과를 높게 계상할수록 재무분석가 역시 이익예측을 수행함에 있어 낙관적으로 예측하거나 예측정확성이 낮아짐을 확인하였으며 반면 투자자들은 경영자가 이월결손금에 대한 법인세효과 금액을 높게 계상할수록 더욱 부정적으로 반응하고 있음을 알 수 있다.

Ⅴ. 결 론

본 연구는 이월결손금의 미래법인세효과가 재무분석가의 이익예측오차에 어떠한 영향을 주는지를 분석하였다. 현행 기업회계기준서(제16호)에서는 이연법인세자산을 인식함에 있어서 미래의 과세소득에서 차감할 일시적 차이 및 이월결손금에서 발생하는 미래의 법인세 절감효과를 검토하여 그 실현가능성이 거의 확실한 경우에만 인식하도록 규정하고 있다. 이월결손금의 미래법인세효과에 대한 실현가능성은 해당 기업마다 검토하여 이를 합리적으로 판단한 후 계상하도록 하고는 있으나, 이러한 회계처리는 경영자의 재량권이 인정되는 사항으로서 이익조정의 유인이 높은 경영자에게는 주관이 개입될 수 있다. 이 분야의 기존 연구들은 이연법인세자산 관련 사항을 주로 가치관련성의 관점에서 분석하였으나, 본 연구는 재무분석가의 이익예측오차 및 예측오차의 정확성을 통해 살펴보았다는 점에서 선행연구와 차이가 있다. 또한 본 연구는 기존 연구와 달리 이연법인세자산 계상기업 중 세부항목에 해당되는 이월결손금의 사항을 체계적으로 분석하였다는 점에서 이 분야의 선행연구들에 대한 추가적인 공헌점이 있을 것으로 생각된다.

본 연구의 실증분석결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 이월결손금의 이연법인세자산 인식여부를 통해 알아본 결과는 이월결손금의 법인세효과를 계상한 기업이면 재무분석가의 이익예측의 정확성이 더 낮아지는 것으로 나타났다. 둘째, 이월결손금의 미래법인세효과의 당기 변동분을 이용한 결과에서는 이월결손금에 대한 자산인식금액이 전기보다 증가하여 순이익에 양(+)의 영향을 미칠수록 재무분석가의 이익예측치는 실제이익에 비하여 더 낙관적 편의(optimistic bias)를 가지는 것으로 나타났다.

셋째, 추가분석의 일환으로 이월결손금으로 인한 이연법인세자산과 주가와의 관계를 Ohlson(1995) 모형을 통해 검증한 결과에 의하면, 이월결손금으로 인한 이연법인세효과를 계상한 기업이면 주식가치총액과 유의한 음(-)의 계수 값이 관찰되었다.

38) 한편, 식 (4)에 대하여 시장가치모형으로 측정한 후 〈표 7〉과 동일한 분석을 수행한 결과에서는 관심변수가 DT^{CFD} 및 DT^{CFA}인 경우에서 모두 회귀계수가 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다.

또한 이월결손금으로 인한 이연법인세 효과액이 클수록 주식가치총액 혹은 1주당 시가 모두 유의한 음(-)의 계수 값이 나타나고 있어 이월결손금에 대한 미래 실현가능성이 있다고 경영자가 평가한 사항에 대하여 주식시장에서의 반응은 부정적인 결과로 나타났다. 이는 이월결손금의 이연법인세자산을 계상한 금액이 클수록 기업의 이익조정이 클 수 있다는 주장과 일맥상통하는 결과이기도 하다.

이상의 실증결과로 볼 때 재무분석가들이 이월결손금에 대한 미래법인세효과 정보를 이익예측 산출에 반영하고, 주식시장에서도 이에 대해 반응하는 것을 알 수 있다. 그러나 이연법인세회계기준서에 규정된 이월결손금과 관련한 경영자의 자의적 판단 사항에 따라 개별기업마다 산출된 정보는 재무분석가들이 이익예측의 정확성을 높이는데 유용하지 않을 수 있으며, 주식시장에서 투자자의 반응도 비우호적인 반응을 보이고 있음도 알 수 있다. 본 논문의 결과는 경영자가 이연법인세 회계를 통해 제공한 기업전망에 대한 예측전망이 경영자와 정보이용자간의 정보비대칭을 감소시키지 못하고 있음을 보여주고 있으며, 이는 이연법인세 회계처리에 대한 제도개선의 필요성이 있음을 간접적으로 시사해주는 결과이기도 하다.

그러나 이상의 시사점에도 불구하고, 이연법인세자산의 법인세효과 중 이월결손금에 대한 법인세효과라는 하나의 연구주제만을 대상으로 분석이 수행되었다. 그러나 재무분석가가 이연법인세에 내포된 경영자의 이익예측 정보를 이용한다면 모든 이연법인세 효과에 대응하는 전체 이익을 고려할 수도 있으며, 이월결손금 정보는 재무분석가가 이익을 예측하는데 있어 여러 정보 중에 하나일 수 있다. 세액공제 관련 사항도 경영자의 미래이익에 대한 전망을 전달해 주는 정보일 수 있다. 이러한 점에서 본 연구는 경영자가 자본시장에 제공하려는 미래이익에 내포된 모든 관련 정보들을 모형식에 고려하지 못한 한계를 가지고 있으며 모형식에서 생략된 변수의 문제는 여전히 남아있다.

본 연구에서는 이월결손금의 법인세효과 관련 사항을 이익예측오차와의 관계를 통해 조사하였으나, 기업지배구조의 효과성 여부를 모형식에 직접적으로 고려하지는 않았다. 일반적으로 기업지배구조의 질이 바람직할수록 회계투명성이 더 높을 수 있으므로, 이월결손금이 존재하는 기업이라도 기업지배구조가 양호한 기업일수록 보수적인 성향에 따라 회계처리를 수행한다면 기업지배구조의 질 정도에 따라 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향은 다를 것으로 예상된다. 따라서 향후 연구들에서는 이러한 기업지배구조의 질과 세무주제와의 연계를 통한 분석이 수행되어지는 일도 좋은 연구 과제라고 생각된다.

참고문헌

김상헌 · 백원선, 2006. 재무보고비용과 감사품질이 이연법인세자산의 실현가능성에 미치는 영향, **회계학연구**(제31권 제1호): 193-224.

나인철 · 이남주, 1999. 기업 매출목표의 공시와 재무분석가 매출예측치의 수정, **회계학연구**(제24권): 55-87.

박재환 · 이만우 · 오문성, 2005. 이연법인세자산의 실현가능성과 이익조정에 관한 연구, **세무학연구**(제22권 제2호): 125-146.

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.

백원선 · 김상헌, 2005. 미래법인세효과의 실현가능성, 감사품질 및 이연법인세자산의 가치관련성, **회계학연구**(제30권 제1호): 99-120.

백원선 · 조현우, 2005. 이연법인세 자산에 대한 미래법인세효과의 실현가능성과 발생액의 질 및 이익지속성, **회계학연구**(제30권 제2호): 25-51.

신현걸, 2003. 이연법인세 인식 및 공시현황에 관한 연구, **회계와 감사연구**(제39호): 55-74.

신현한 · 장진호 · 조영준. 2004. 1997년 금융위기를 전후로 한 한국기업의 경영투명성 변화: 재무분석가 이익예측자료를 이용한 분석. **회계저널**(제13권 제2호): 1-27.

안윤영 · 신현한 · 장진호. 2005a. 연구개발비가 재무분석가 예측정확성 및 재무분석수요에 미치는 영향. **회계학연구**(제30호 제2호): 1-23.

안윤영 · 신현한 · 장진호. 2005b. 외국인투자자와 정보비대칭 간의 관계. **회계학연구**(제30권 제4호): 109-131.

안윤영 · 유영태 · 조영준 · 신현한 · 장진호. 2006. 재무분석가의 특성이 이익예측정확성에 미치는 영향. **회계학연구**(제31권 제4호): 1-24.

안윤영 · 장진호. 2007. 재무분석가의 명성과 이익예측 허딩 간의 관계. **회계와 감사연구**(제465호): 37-67.

안윤영 · 장진호 · 조명현, 2006. 재무분석가의 명성과 성과 간의 관계 및 명성의 결정요인. **회계와 감사연구**(제43호): 375-402.

이세용 · 이창우, 2003. 이연법인세회계의 도입효과에 관한 연구, **세무학연구**(제20권 제1호): 127-156.

이종천 · 오웅락, 2002. 이연법인세회계의 정보효과에 관한 실증적 연구, **회계학연구**(제26권 제2호): 31-55.

이준규 · 김문철 · 김갑순, 2001. 이연법인세 회계정보의 유용성에 관한 연구, **회계학연구**(제26권 제2호): 145-163.

이화진 · 김 혁 · 백원선, 2001. 이연법인세의 가치평가와 기업의 자본비용, **회계학연구**(제26권 제2호): 165-194.

임태균 · 정석우. 2006. 이익조정이 재무분석가의 이익예측치에 미치는 영향. **회계와 감사연구**(제44호): 311-334.

전규안 · 박종일, 2002. 이연법인세와 이익조정에 관한 연구, **회계학연구**(제27권 제1호): 107-135.

전규안 · 박종일, 2005. 세무상 이월결손금과 이익조정에 관한 연구, **한국회계학회 하계회계학관련 통합 국제학술대회 발표논문집上**: 376-404.

전규안 · 최종학 · 박종일 · 이병희, 2007. 기타포괄손익과 재무분석가의 이익예측오차사이의 관련성에 관한 연구, **회계학연구**(제 32권 제 1호): 141-171

전성일 · 최 관, 2004. 이연법인세차의 실현가능성과 가치관련성, **회계학연구**(제29권 제4호): 65-86.

정석우, 2003. 재무분석가의 분석기업 결정과 예측특성에 영향을 미치는 요인, **회계학연구**(제28권 제4호): 61-84.

정석우 · 김진배 · 임태균. 2006. 재무분석가 및 분석대상기업의 기업집단소속 여부에 따른 이익예측치 및 투자추천의견의 특성, **회계와 감사연구**(제44호): 27-54

정석우 · 임태균, 2005. 회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향, **회계학연구**(제30권 제2호): 209-235.

정석우 · 임태균, 2006. 이연법인세정보와 재무분석가 이익예측치의 특성, **한국회계학회 하계회계학관련 통합 국제학술대회 발표논문집上**: 513-539.

정우성, 1997. 경영자의 이익예측정보의 정확성과 시장 기대이익 대용치로서 적합성, **증권학회지**(제21권): 265-293.

주인기 · 최원욱 · 염지인, 2005. 이익조정 행위의 측정치로서 회계이익과 과세소득 차이의 유용성에 관한 연구, **회계학연구**(제30권 제2호): 237-275.

최종서 · 문승엽, 2005. 이연법인세 정보를 이용한 이익조

정의 탐지, **회계학연구**(제30권 특별호 제1호): 93-132.

한국회계연구원 회계기준위원회, 2004. 『기업회계기준 등에 관한 해석서 제 16호 법인세회계』

Abarbanell, J. and V. Bernard, 1992. Test of Analysts' Overreaction/Underreaction to Earnings Information as Explanation for Anomalous Stock Price Behavior, *The Journal of Finance* 47: 1181-1207.

Abarbanell, Jeffery S., 1991. Do Analysts' Earnings Forecasts Incorporate Information in Prior Stock Price Changes?, *Journal of Accounting & Economics* 14(Jun): 147-165.

American Institute of Certified Public Accountants, 1994, 『Improving Business Reporting- A customer Focus and Creditors: Information Needs of Investors and Creditors, The Jenkins Report』

Amir, E and T. Kirschenheiter, and K. Willard, 1997. The Valuation of Deferred Taxes, *Contemporary Accounting Research* 14(4): 597-622.

Amir, E and T. Sougiannis, 1999. Analysts' Interpretation and Investors' Valuation of Tax Carryforwards, *Contemporary Accounting Research* 16(Spring): 1-33.

Asquith, Paul. Mikhail, Michael B., and Au, Andrea S., 2005. Information Content of Equity Analyst Reports, *Journal of Financial Economics* 75(Feb): 245-282.

Ayers, B. C., 1998. Deferred tax accounting under SFAS 109: An Empirical Investigation of Its Incremental Value-relevance Relative to APB 11, *Accounting Review* 73(April): 195-212.

Barron, O., D. Byard, and O. Kim, 2002. Changes in Analysts' Information around Earnings Announcements, *The Accounting Review* 77(4): 821-846.

Bauman, C.C., M.P. Bauman, and R.F. Hasley, 2001. Do Firms Use the Deferred Tax Asset Valuation Allowance to Manage Earnings?, *Journal of the American Taxation Association* 23: 27-48.

Behn, B., J.H. Choi, T. Kang, and Y. K. Kwon, 2005. Audit Quality and Properties of Analysts' Earnings Forecasts, *Working Paper*. Singapore Management University.

Bradshaw, M.T., S.A. Richardson, and R.G. Sloan, 2001. Do Analysts and Auditors use Information in Accruals?, *Journal of Accounting and Research* 39(June): 45-74.

Brown, L.D., 1993. Earnings Forecasting Research: Its Implications for Capital Markets Research, *International Journal of Forecasting* 9: 295-320.

Brown, L. D. and M. Rozeff, 1978. The Superiority of Analyst Forecasts as Measures of Expectations: Evidence from Earnings, *Journal of Finance* 33(1): 1-16.

Brown L. D. and M. Rozeff, 1979, Adoptive Expectations, Time-series Models, and Analyst Forecast Revision, *Journal of Accounting Research* 17(2):341-351.

Brown, L., R. Hagerman, P. Griffin, and M. Zmijewski, 1987. Security Analyst Superiority Relative to Univariate Time-Series Models in Forecasting Quarterly Earnings, *Journal of Accounting and Economics* 9(April): 61-88.

Chen, C.W. and M.P. Schoderbek, 2000. The 1993 Tax Rate Increase and Deferred tax Adjustments: A Test of Functional Fixation,

Journal of Accounting Research 38(Spring): 23-44.

Ciccone. S. J., 2004. Trends in Analyst Earnings Forecast Properties, *International Review of Financial Analysis* 14: 1 - 22.

Clarkson, P.M. 2000. Auditor Quality and the Accuracy of Management Earnings Forecasts, *Contemporary Accounting Research* 17(4): 595-622.

Collins, W., Hopwood, W., and J, Mckeowntt, 1984, The Predictability of Interim Earnings over Alternative Quarters, *Journal of Accounting Research* 22(2): 467-480.

Das, S., 1998. Financial Analysts' Earnings Forecasts for Loss Firms, *Managerial Finance* 24(6): 39-50.

Das, S., C. Levine, and K. Sivaramakrishnan, 1998. Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts, *The Accounting Review* 73(2): 277-294.

DeFond, M., and K. R. Subramanyam, 1998. Auditor Change and Discretionary Accruals. *Journal of Accounting and Economics*: 35-67.

Dhaliwal, Dan S., Gleason, Cristi A., and Mills, Lillian F., 2004. Last-Chance Earnings Management: Using the Tax Expense to Meet Analysts' Forecasts, *Contemporary Accounting Research* 21(2): 431-459.

Dugar, A. and S. Nathan, 1995. The Effect of Investment Banking Relationships on Financial Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations, *Contemporary Accounting Research* 12: 131-160.

Duru, A. and D. M. Reeb, 2002. International Diversification and Analysts' Forecast Accuracy, *The Accounting Review* 77(2): 415-433.

Eames, M. and S. Glover, 2003. Earnings Predictability and the Direction of Analysts' Earnings Forecast Errors, *The Accounting Review* 78(3): 707-724.

Easterwood, John C. and Nutt, Stacey R., 1999, Inefficiency in Analysts' Earnings Forecasts: Systematic Misreaction or Systematic Optimism? *Journal of Finance* 54(October): 1777-1797.

Financial Accounting Standards Board(FASB), 1992. Accounting for Income Taxes, Statement of Financial Accounting Standards No. 109. Norwalk, CT: FASB.

Francis, J and D. Philbrick, 1993. Analysts' Decisions as Products of a Multitask Environment, *Journal of Accounting Research* 31(2): 216-230.

Givoly, D., and C. Hayn, 1992. The Valuation of the Deferred Tax Liability: Evidence from the Stock Market, *The Accounting Review* 67(April): 394-410.

Green, D., and J. Segall, 1967. The Predictive Power of First-Quarter Earnings Reports, *The Journal of Business* 40(1): 44-55.

Hassel, J. and R. Jennings, 1986. Relative Forecast Accuracy and the Timing of Earnings Forecast Announcement, *Accounting Review* 61(January): 58-75.

Ke .B and Y. Yong, 2006. The Effect of Issuing Biased Earnings Forecasts on Analysts' Access to Management and Survival, *Journal of Accounting Research* 44(December): 965-999.

Kim, O., and R. Verrecchia, 1991. Trading Volume and Price Reactions to Public Announcements, *Journal of Accounting*

Research 29: 302-321.

Kim, O., and R. Verrecchia. 1994. Market Liquidity and Volume around Earnings Announcements, *Journal of Accounting and Economics* 17(1/2): 41-67.

Krinsky, I., and J. Lee, 1996. Earnings Announcements and Components of the Bid-ask Spread, *Journal of Finance* 51(4): 1523-1535.

Lang, M.H. and R.J. Lundholm, 1996. Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior, *The Accounting Review* 71(4): 467-492.

Mensah Y. M., X. Song, and S. M. Ho, 2004. The Effect of Conservatism on Analysts' Annual Earnings Forecast Accuracy and Dispersion, *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 19(1): 159-183.

Miller, G.S. and D.J. Skinner, 1998. Determinants of the Valuation Allowance for Deferred Tax Asset Under SFAS No.109, *The Accounting Review* 73(April): 213-223.

Mills, Lillian F. and Kaye J. Newberry, 2001. The Influence of Tax and Nontax Costs on Book-Tax Reporting Differences: Public and Private Firms, *Journal of the American Taxation Associations* 23(1): 1-19.

Morse. D, Stephan. J, and Stice. E.K, 1991. Earnings Announcements and the Convergence (or Divergence) of Beliefs, *The Accounting Review* 66(2): 376-388.

O'Brien, P. and R. Bhushan, 1990. Analyst Following and Institutional Ownership, *Journal of Accounting and Economics* 28 (Supplement): 55-76.

Phillips, J., M. Pincus, and S. Rego, 2003. Earnings Management: New Evidence based on Deferred Tax Expense, *The Accounting Review* 78(April): 491-521.

Schrand., C. and M.H.F. Wong, 2000. Earnings Management and Its Implications: Evidence from Bank's Adjustments to the Valuation Allowance for Deferred Tax Assets under SFAS 109, *Contemporary Accounting Research* 20(3): 579-611.

Visvanathan, G., 1998. Deferred Tax Valuation Allowance and Earnings Management?, *Journal of Financial Statement Analysis* 3(4): 6-15.

Analysts' Interpretation of Income Tax Effect Disclosure of Net Operating Losses

Won-Wook Choi* · Jong-Il Park** · Geum-Joo Jahng***

Abstract

We examine how analysts' earnings forecast errors are affected by the income tax effect disclosure of net operation losses in financial statements. The current accounting standards regarding deferred income tax permit managers' discretion when the managers disclose the future income tax effect of net operating losses as part of deferred tax assets. If the managers are confident that their firms can generate future earnings enough to offset the current net operating losses, they would disclose net operating losses as parts of deferred assets. If the managers are pessimistic, they would not disclose all the net operating losses as assets. Thus, the amount of net operating losses disclosed as deferred tax assets mirrors managers' expectation of future earnings and it could be an important factor when analysts forecast the firms' future earnings.

As the amount of disclosure depends on manager's discretion, net operating losses reported as parts of deferred tax assets have been investigated a means of earnings management in previous studies. Deferred tax disclosure in general has been tested in capital market studies if it would enhance the information usefulness of financial statements. Apart from most disclosure items in the financial statements, future income tax effect disclosure of net operating losses could be too complicated to be understood by both naive and sophisticated information users. Our study investigates the impact of net operating losses disclosure on both analysts earnings forecast errors and stock market valuation.

If the managers' expectation of future profitability is honestly disclosed in the net operating

* Professor, School of Business, Yonsei University.
** Professor, School of Business, Chungbuk National University.
*** Doctoral student, School of Business, Yonsei University.

losses section of deferred tax assets and the analysts do not fail to comprehend the managers' discretion correctly, the disclosure would enhance information usefulness of financial statements and reduce analysts' earnings forecast errors. If the managers use the disclosure as a means for earnings management or analysts are not capable of comprehending the information, the disclosure would increase analysts' earnings forecast errors. Although the disclosure might be useful for some analysts, it is not certain the disclosure could be appreciated or utilized by less sophisticated investors in the stock market. We argue that the income tax effect disclosure of net operating losses would contribute neither to reducing analysts' earnings forecast error nor to enhancing the information usefulness of financial statements in the capital market.

Our explanatory variables are alternative measures of deferred tax assets amount that is recognized due to net operating losses expected to be offset with future earnings. We use a dummy variable for the firms reporting net operating losses as parts of deferred tax assets, a level variable for the amount of net operating losses, and a change variable for the incremental amount of net operating losses from prior years. Our dependent variables are alternative measures of analysts' forecast errors. The signed value of forecast errors is used to measure the bias in forecast errors while the absolute value of forecast errors is used to measure the accuracy of forecast errors. Our main hypothesis is that income tax effect disclosure of net operating losses (measured by a dummy, level or change variable) affects analysts' earnings forecast errors (measured by bias or accuracy of errors). As an additional analysis, we test whether income tax effect disclosure of net operating losses has an impact on the stock price.

Samples are selected from KIS-Value, Fn-Guide databases to represent non-financial, December fiscal-year-end firms that were listed in the Korean Stock Exchange from 1999 to 2004. Our findings suggest that (1) analysts' earnings forecast accuracy declines for the firms that recognize the income tax effect of net operating losses, (2) analysts' earnings forecast shows optimistic bias for the firms that reported the increase in deferred tax asset components of net operating losses from the previous year, and (3) stock price responds negatively for the amount of deferred tax assets recognized due to net operating losses expected to be offset in the future. Thus, the disclosure of net operating losses in deferred tax assets is found to not only increase analysts' earnings forecast errors but also cause optimistic bias in errors. The disclosure is not perceived favorably by the stock market investors, too. We conclude that the current disclosure practice of net operating losses as

parts of deferred tax assets does not contribute to the usefulness of the financial statement information for both sophisticated users like analysts and naive investors in the stock market. The disclosure does not effectively alleviate the information asymmetry between managers and financial statement users.

Key words: analysts' earnings forecast error, earnings forecast bias, earnings forecast accuracy, income tax effect of net operating losses, deferred tax asset, stock market response.