

조세혜택측정치로서 순이연법인세부채증가의 정보효과

홍영도* · 김갑순**

<요 약>

이익조정측정치로서의 이연법인세에 관한 연구는 국내외적으로 많이 이루어져 왔지만 법인세 납부시기를 이연함에 따라 갖는 조세혜택적 의미로서의 이연법인세에 관한 연구는 많지 않았다. 정부는 그 동안 경제정책의 목적을 달성하기 위하여 다양한 형태로 기업들에게 법인세 납부이연 혜택을 주었다. 본 연구에서는 우리나라의 조세환경하에서 발생된 기업의 순이연법인세부채증가가 이익조정 대응치로서의 특성이외에 조세혜택 측정치로서의 특성 또한 가지고 있는지를 실증분석하였다. 2001년부터 2013년도까지 거래소와 코스닥에 상장된 기업을 대상으로 분석한 연구결과는 다음과 같다.

첫째, 만약 이연법인세가 이익조정의 결과라면 이익조정의 평균회귀현상에 의하여 순이연법인세 증가와 차기 연도의 순이익증가 간에는 음(-)의 관계가 나타나야 하나, 본 연구에서는 순이연법인세부채의 증가와 차기이익의 증가 간에 유의한 양(+)의 관계가 나타났다. 또한 추가 분석에서는 순이연법인세부채증가가 이익조정측정치와도 관련이 있지만 조세납부이연변수와의 관련성 더 크게 나타나 순이연법인세부채증가가 이익조정의 특성을 나타내기 보다는 조세정책을 활용한 납세이연의 특성이 더 클 가능성이 높은 것을 확인하였다.

둘째, 기업의 주가수익률과 순이연법인세부채증가 간의 회귀분석 결과 순이연법인세부채증가가 추가적인 정보효과를 가지고 있으며 주가수익률과 유의한 양(+)의 관계를 가지고 있음을 확인하였다. 이러한 결과는 법인세이연으로 인한 현금흐름의 개선효과와 법인세이연기업의 기업특성이 투자자들에게 긍정적으로 반영되고 있는 것으로 해석된다.

셋째, 이연법인세에 영향을 주는 자산의 공정가치평가가 광범위하게 반영된 K-IFRS도입 이후에도 순이연법인세부채증가가 주가수익률에 영향을 미치는지를 검증한 결과, K-IFRS 도입 이전에 비하여 주가수익률에 대한 추가적 설명력이 약해지기는 하였지만 여전히 주가수익률에 유의한 영향을 주고 있음을 확인하였다.

본 연구는 순이연법인세부채증가가 경영자의 이익조정행위를 설명하는 특성보다 세제상 법인세 납부시기를 이연해줌에 따른 조세혜택으로서의 특성을 상대적으로 더 많이 갖고 있을 가능성이 있음을 제시하고 있다는 점에서 이전의 연구와 차별성을 갖는다. 아울러 이러한 관점에 기초하여 이

* 동국대학교 박사과정, 성도회계법인 전무, hongyd@hanmail.net, 주저자

** 동국대학교 교수, kks@dongguk.edu, 교신저자

연법인세와 차기이익 및 추가수익률 사이에 통계적으로 유의한 양(+)의 관계가 있음을 분석하여 이연법인세의 정보효과를 확인하였다는데 의의가 있다. 또한 본 연구결과는 세금을 경제정책의 주요한 수단으로 활용하고 있는 우리나라의 조세환경하에서는 이연법인세의 본질적 성격을 조세혜택적인 관점에서 접근할 필요성이 있음을 시사한다.

〈주제어〉 순이연법인세부채, 조세혜택, 이익조정, 추가수익률, 법인세이연

I. 서 론

세전재무이익과 법인세법상 각 사업연도소득 또는 과세표준에 해당하는 세무이익의 차이(Book-Tax Difference : 이하 BTD)는 일시적인 차이와 영구적인 차이로 구분된다. 일시적인 차이는 기업회계기준과 법인세법상 수익과 비용의 인식시기 차이에 기인하며 영구적차이는 기업회계기준상 수익과 비용의 일부를 법인세법상 인정하지 않음에 따라 발생한다.

손익계산서에 보고하는 법인세비용은 당기 수익에 대응되는 모든 법인세가 해당되므로 일시적인 차이를 구분하지 않고 법인세비용에 포함하여 산정하지만 실제로 납부하는 법인세에서는 일시적인 차이는 납부하지 않고 이연된다. 현금으로 납부하는 법인세와 이연되는 법인세는 경제적 성격이 다름에도 불구하고 손익계산서에 구분하여 표시하지 않기 때문에 법인세비용 계정항목만으로는 현금으로 납부하는 법인세와 이연되는 법인세를 파악할 수 없고, 재무상태표에서 이연법인세자산과 부채의 변동을 계산함으로써 이연된 법인세를 추정할 수 있다. 즉 순이연법인세부채의 증가분을 이연된 법인세라고 할 수 있다.

기업회계기준에 의한 재무이익은 기업의 성과를 나타내는 지표이기 때문에 기업의 주가와 수익률에 영향을 주는 정보효과를 가지고 있다. 기업이 보고한 재무이익의 질을 측정하는 수단으로 BTD 또는 이연법인세에 관한 연구가 이루어져 왔다. Phillips et al.(2003)은 경영자가 세무이익을 증가시키지 않고 재무이익을 증가시키게 되면 보고이익 차이가 증가하고 이는 순이연법인세부채의 증가로 나타나기 때문에 순이연법인세부채의 증가가 기업의 이익조정 정도를 설명할 수 있는 대용치가 될 수 있다고 하였다. 그리고 기업이 이익감소를 피하기 위하여 또는 손실을 피하기 위하여 이익조정을 할 때 순이연법인세부채증가가 이익조정을 탐지하는 유용한 대용치가 될 수 있다고 하였다. Joos et al.(2000)은 BTD의 절대값이 큰 기업이 이익과 수익률 간의 관계가 약하다는 것을 보고하고 이는 경영자가 기회주의적으로 이익을 조정하고 투자자는 이러한 경영자의 행동을 인식하고 회사가 보고하는 이익에 대하여 의미를 낮게 두는 것이라고 해석하였다.

그러나 이연법인세의 본질적 성격은 법인세 납부액의 이연이다. 특히 우리나라에서는 세무상 각종 준비금제도를 설정하여 조세 정책적 목적으로 과세시기를 이연하여 왔다. 이러한 과세시기

의 이연은 국가가 조세를 감소시키면서 준비금설정요건을 충족시키는 기업에 대해 조세혜택을 주는 제도이다.¹⁾ 그러므로 법인세이연은 법인세 납부시기를 이연시켜 손익계산서상의 법인세보다 실제납부액을 줄여줌으로써 기업의 현금흐름을 개선시켜주는 효과를 갖게 된다.

만약 법인세이연이 이익조정에 의해서 발생하였다면 발생액의 평균회귀(mean revert)현상에 의하여 다음 연도 이익감소에 영향을 주어야 할 것이다. 반면에 법인세이연이 이익조정의 결과라기보다는 경영자가 조세혜택을 적극적으로 활용한 납세이연의 결과라면 법인세이연이 차기 연도의 이익 감소에 영향을 주지 않을 가능성이 크다.

본 연구는 법인세이연의 크기를 결정하는 요인으로서 이익조정동기보다는 경영자가 현행 조세혜택을 활용한 조세부담최소화동기가 더 큰 영향을 미친다는 관점에 기초하고 있다. 이에 법인세이연이 차기 연도의 이익감소와 관련이 없을 것이라는 가설을 설정하고, 이연된 법인세 즉, 순이연법인세부채증가와 $t+1$ 년도 및 $t+2$ 년도 이익증감과의 관계를 실증분석하였다. 분석결과 법인세이연이 오히려 $t+1$ 년도 이익증가와 양(+)의 관계로 나타났으며, $t+2$ 년도까지 분석하여도 이익감소와는 관련이 없는 것으로 나타났다. 법인세이연이 $t+1$ 년도 이익증가와 양(+)의 관계로 나타난 것은 법인세를 이연하는 기업의 특성²⁾이 반영된 것으로 추정된다.

또한 법인세이연을 이익조정 성격보다는 조세이연적 성격에서 본다면, 법인세이연은 당기순이익에 반영되지 않은 조세혜택으로 인한 기업의 현금흐름 증가를 의미한다. 또한 각종 세무상 준비금의 이연제도를 활용할 수 있는 기업들의 특성이 주가에 반영되기 때문에³⁾ 법인세이연은 기업이 보고하는 당기순이익이 갖지 못하는 미래 현금흐름에 대한 추가적인 정보를 갖고 있다고 볼 수 있다. 따라서 기업의 추가수익률에 대한 당기순이익의 정보효과 이외에 추가적인 정보효과가 있을 가능성이 높다.

지금까지 국내·외의 연구결과는 이연법인세가 이익조정을 설명하고 있으며(Phillips et al., 2003과 최중서·문승엽, 2005), 순이연법인세부채의 변동이 큰 경우에는 이익의 지속성을 떨어뜨리고(유성용외 2인, 2007), 또한 순이익과의 주가관련성을 하락시킨다고(김철환·전규안, 2010) 주장하였다. 하지만 본 연구는 법인세 납부의 이연이라는 이연법인세의 본질적 특성에 착안하여 현금흐름에 미치는 긍정적 효과 및 법인세이연기업의 특성이 반영되어 차기 연도 이익

1) 정부는 여러 형태의 준비금제도를 시행하다가 2006년에 폐지하였다. 그러나 2008년에 다시 R&D준비금 제도를 도입하여 2013년까지 시행하였다. 또한 2005년부터 회사가 퇴직보험이나 연금을 통해 사외에 예치한 경우 퇴직급여충당금설정액의 100%까지 손금으로 인정받을 수 있게 됨으로써 결과적으로 주요 손금부인항목이었던 퇴직급여충당금의 손금부인이 감소하게 되고 세제혜택을 누릴 수 있는 기회가 확대되었다.

2) 예를 들면, 연구개발준비금을 설정하면 3년 이내에 연구개발에 사용해야 하며 이를 사용하지 못하면 이연된 법인세 이외에 높은 수준의 이자율로 환산된 금액을 가산세로 납부해야 하므로 3년 이내에 연구개발준비금을 소진할 수 있는 기업만이 연구개발준비금을 설정할 수 있다.

3) 노희천(2011)은 연구개발비와 기업가치 간에는 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 또한 노병석(2013)은 세무이익과 회계이익의 일시적차이와 차기세전이익의 성장 간에는 양(+)의 관계가 있음을 보고 하였다.

의 증감과 주가수익률에 대한 추가적인 정보효과를 분석하였다는 데 이전연구들과의 차별점이 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 BTD와 이연법인세에 관한 선행연구를 검토하고, 제Ⅲ장에서는 이연법인세의 개념을 정리하고 실증연구가설을 설정한 다음 연구모형과 변수 그리고 표본의 범위에 관하여 설명한다. 그리고 제Ⅳ장에서는 실증결과를 분석하고, 마지막 제Ⅴ장에서는 연구결과를 요약하고 시사점과 한계점을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구

2000년대 초 미국에서 발생한 일련의 회계부정사건을 계기로 채무이익과 세무이익의 차이인 BTD를 이익조정의 측정지표로 활용한 여러 연구가 이루어져 왔다. BTD는 일시적인 차이와 영구적차이로 구분되는데 발생액에 의한 이익조정은 영구적차이보다는 일시적차이와 연관이 더 크다. 또한 이익의 질에 관한 측정치로서의 일시적차이를 반영하고 있는 이연법인세비용에 관한 연구도 이루어지고 있다. 본 장에서는 이익조정행위가 추가적으로 반영된 이연법인세비용에 관한 선행연구를 검토하고, 본 연구의 접근방법을 기술한다.

선행연구에서는 이연법인세비용에는 발생액에 의한 이익조정이 어느 정도 반영되어 있는 것으로 보고하였다. Phillips et al.(2003)은 경영자들이 GAAP에서 허용하는 재량성을 이용하여 세무이익에는 영향을 주지 않고 채무이익을 높이는 이익조정을 하게 되면 세무이익과 회계이익이 일시적인 차이인 이연법인세비용에 부분적으로 반영되기 때문에 이연법인세비용의 증가가 기업의 이익조정을 탐지하는데 유용하며 특히 기업이 이익의 감소나 적자를 회피하기 위하여 이익조정을 하는 경우에는 더 정확한 이익조정탐지수단이 될 수 있다고 하였다. Joos et al.(2000)은 이연법인세를 투자자들이 경영자의 이익조정행위 정도에 대한 측정치로 인식하고 그 결과 주식수익률과 음(-)의 관계가 나타난다고 보고 하였다.

하지만 이연법인세가 이익조정과 관련이 없을 수도 있다는 연구결과도 있다. Rev와 Nissim(2004)은 차기 연도 이익의 증가를 종속변수로 하고 ‘세무이익/채무이익’변수와 일시적차이변수를 설명변수로 하여 회귀분석한 결과 ‘세무이익/채무이익’변수와 미래이익증가와 유의한 양(+)의 관계를 보여 세무이익이 미래이익성장예측력이 있음을 증명하였다. 그러나 이연법인세를 나타내는 일시적차이변수와 미래이익의 성장과의 유의성을 찾지 못함으로써 법인세이연이 미래이익의 감소로 작용한다는 증거를 발견하지 못하였다.

Blaylock et al.(2012)은 채무이익과 세무이익의 양(+)의 일시적차이가 상위 20%에 해당하는 그룹(즉 순이연법인세부채가 증가한 기업의 그룹)을 LPBTD그룹(Large Positive BT Group)이라 하고 LPBTD그룹을 다시 이익조정기업(재량적 발생액이 상위 20%인 기업)과 조세회피기업

(2년 연속 LPBD인 기업)으로 구분하여 각 집단의 이익지속성의 차이를 분석하였다. 분석결과 LPBTD그룹 중 이익조정기업은 다른 기업에 비하여 이익지속성이 더 낮은 것으로 나타났으며 시장은 이러한 낮은 이익지속성을 인지하고 이를 시장가격에 반영하는 것으로 보고하였다. 그러나 LPBTD그룹이라 하더라도 조세회피기업(2년 연속 LPBTD인 기업)은 다른 기업들에 비하여 높은 이익지속성을 보이고 있으며 투자자들은 이러한 높은 이익지속성을 시장가격에 반영하는 것으로 나타났다. 이는 이익조정기업이 아니면서 높은 수준의 법인세이연이 연속적인 기업은 기존 연구결과와는 달리 차기 연도에도 이익이 지속될 수 있고 시장이 이를 인지하고 있음을 시사하고 있는 결과이다.

국내에서도 이연법인세가 기업의 이익조정을 탐지하는 지표로서 의미가 있는가에 대한 연구가 이루어져 왔다. 전규안·박종일(2002)은 1999년과 2000년 거래소에 상장된 기업을 대상으로 이익조정과 이연법인세부채 간의 관계를 분석하였는데⁴⁾ 기업이 이익조정을 하면 LTD가 증가하게 되고 이는 이연법인세부채의 증가를 가져오기 때문에 이익조정과 이연법인세부채와는 양(+)의 관계가 있다고 보고하였다. 그러나 동 연구에서 통제변수로 사용한 준비금과 적립금⁵⁾의 회귀계수값이 재량적 발생액의 회귀계수값보다 큰 값으로 나타나고 있어 이연법인세부채가 이익조정보다는 법인세 납부이연을 위한 준비금이나 적립금 설정에 더 영향을 받았음을 추정할 수 있다.

최종서·문승엽(2005)은 Phillips et al.(2003)의 연구방법을 바탕으로 1999년부터 2003년까지 거래소에 상장된 기업을 대상으로 이연법인세 관련 변수의 이익조정판별능력을 검증한 결과 이연법인세부채가 발생액과 마찬가지로 흑자 및 이익증가기업의 양(+)의 이익조정과 적자 및 이익감소기업의 음(-)의 이익조정을 식별함에 있어서 유용성이 있다는 증거를 제시하였다.

유성용외 2인(2007)은 1999년부터 2005년까지 KOSPI기업을 대상으로 순이연법인세부채 변화 정도에 따라 차기 연도 이익의 지속성과의 관계를 분석한 결과 순이연법인세부채의 변화가 큰 기업은 그렇지 않은 기업에 비하여 이익지속성이 낮게 나타났음을 발견하고,⁶⁾ 이를 이익조정으로 인해 법인세를 이연한 기업들이 그렇지 않은 기업에 비하여 미래에 이익이 실현할 가능성이 낮게 되기 때문으로 해석하였다.

또한 김철환·전규안(2008)은 2000년부터 2004년까지 KOSPI시장에 상장된 기업을 대상으로 분석한 결과 일시적차이가 상·하위로 매우 큰 집단은 그렇지 않은 집단에 비하여 순이익과 주

4) 전규안·박종일(2002)은 순이연법인세부채가 양(+)이면(당시 계정과목으로는 ‘이연법인세대>이연법인세차’이면) 1인 더미변수를 종속변수로 하고 독립변수로 재량적 발생액을 사용하였으며 통제변수 중 하나로 준비금과 적립금(2001년 까지는 ‘법인세등명세서’가 사업보고서에 공시되었음)을 사용하였다.

5) 당시 세법상 법인세이연을 위해 설정이 가능한 기술개발준비금 외 5가지 준비금과 적립금을 말한다.

6) 유성용외 2인(2007)은 순이연법인세부채증가를 5분위로 분류하여 증가와 감소가 가장 큰 집단을 더미변수로 사용하여 이익지속성을 측정하였는데 증가와 감소가 가장 큰 집단에서 모두 이익지속성 그리고 이익의 구성요소인 발생액과 현금흐름의 이익지속성이 하락하였다.

가와의 가치관련성을 하락시킨다고 보고하였으며 이는 일시적인 차이가 이익조정 결과이기 때문이라고 해석하였다. 그리고 김영철외 2인(2011)은 2000년부터 2006년까지 KOSPI에 상장된 제조업을 대상으로 분석한 결과 비기대 일시적차이가 클수록 차기 연도 이익성장과 음(-)의 관계이며 또 LPBTD(양의 LTD가 큰 기업)이면서 이익조정기업인 경우에는 비기대 일시적차이가 증가수익률과 음(-)의 관련성을 갖고 있는 것으로 보고하였다.

이상의 국내 연구결과들을 요약해 보면, 법인세이연은 이익조정의 결과이고 그 결과 다음년도 이익과의 이익지속성이 하락한다. 그리고 시장이 이를 인지하고 이러한 기업들의 주가와 이익의 가치관련성 또한 하락한다고 정리할 수 있다.

그러나 일부 국내의 연구결과에서는 이연법인세에 관하여 다른 결과를 보고하고 있다. 김한상·남천현(2011)은 1999년부터 2007년까지 KOSPI시장에 상장된 기업을 대상으로 회계이익-세무이익 차이에 대한 정보를 이익지속성과 당기 및 차기시장 반응을 중심으로 분석한 결과 LTD의 일시적차이는 차기이익지속성과 양(+)의 관계를 보인다고 보고하였다. 동 연구에서 일시적차이와 차기이익지속성 간의 양(+)의 관계에 대한 명확한 해석은 없지만, 이는 이전까지 LTD가 이익지속성과 음(-)의 관계에 있다는 보고와는 다른 결과이다. 기업이 이익조정을 한 결과 이연법인세가 발생되었다면 이익조정을 한 발생액의 평균회귀(mean revert)현상에 의하여 이연법인세와 다음년도 이익은 음(-)의 관계이어야 함에도 불구하고 양(+)의 관계로 나타났다면 이는 일시적인 차이로 인한 법인세이연이 이익조정으로 인한 효과라기보다는 Blaylock et al.(2012)에서와 같이 절세기업이 갖는 특징에 의하여 다음년도의 이익지속성을 높이는 것으로 해석할 수 있다.

본 연구는 다음과 같은 점에서 이연법인세비용의 정보효과를 분석함에 있어 선행연구와 차별적인 접근을 시도하였다.

첫째, 본 연구는 이연법인세부채의 증가가 기업들의 이익조정 동기에 의해 발생할 수도 있지만 세법상 세금이연을 허용하는 조세혜택규정의 적극적 활용에 기인한다는 가정에 착안하였다. 정부는 여러 형태의 준비금제나 퇴직연금제도를 도입하여 왔는데 이를 활용한 기업들은 법인세를 이연하거나 퇴직급여충당금을 손금으로 인정받아 순이연법인세부채의 증가를 가져오게 된다. 이렇게 발생한 순이연법인세증가는 이익조정의 특성 이외에 법인세이연의 특성을 더 포함하고 있을 수 있다. 따라서 차기 연도 순이익 감소와는 관련이 없고, 증가수익률에 대해서는 양(+)의 정보적 효과가 있을 가능성이 크다. 이는 순이연법인세부채증가를 이익조정의 특성에서 접근한 이익지속성(유성용외 2인, 2007)이나 이익-주가 가치관련성(김철환·전규안, 2008) 연구들의 접근방식과는 다른 관점의 분석이다.

둘째, 본 연구는 순이연법인세부채증가가 이익의 증감과 증가수익률에 미치는 영향을 직접 분석하였다. 선행연구는 순이연법인세부채증가 대신 동 변수의 크고 작음에 따른 더미변수를 사용하거나(유성용외 2인, 2007) 일시적차이의 크고 작음에 따른 더미변수를 사용하였는데(김철

환·전규안, 2008) 본 연구는 순이연법인세부채증가변수를 독립변수로 사용하였다. 그리고 종속 변수도 당기이익-차기이익 관련성(유성용외 2인, 2007)이나 이익-주가 관련성(김철환·전규안, 2008)이 아닌 차기이익증감 또는 수익률 등 변화변수를 사용하였다. 이는 순이연법인세부채 변화가 미래이익이나 주가의 변화에 미치는 정도와 방향성을 보다 직접적으로 확인할 수 있다는 점에서 선행연구와 차별된다.

셋째, 본 연구는 선행연구와 달리 거래소와 코스닥을 포함하고 분석대상기간을 2001년부터 2013년까지 확대함으로써 <표 2>에서와 같이 순이연법인세증가가 양(+)으로 나타난 2007년부터 2011년까지 자료를 포함하여 최근의 이연법인세 특성을 반영하였다.

III. 연구가설과 연구방법

1. 이연법인세의 개념

기업은 결산서상 당기순손익에 법인세법과 차이가 있는 손익은 익금이나 손금에 불산입하거나 추가로 익금이나 손금에 산입하여 각 사업연도소득금액을 계산하고 소득공제 등을 차감하여 법인세과세대상이 되는 과세표준을 산출한다. 재무회계상 손익에서 법인세법상 사업소득으로 전환하는 과정에서 법인세법상 손금과 익금의 인식시기가 기업회계기준과 달라 재무회계상 손익인식시점보다도 법인세를 미리 납부하는 경우 이연법인세자산으로 재무상태표에 계상하고 반대로 법인세납부를 이연하는 경우 이연법인세부채로 계상한다. 그리고 이연법인세자산과 부채는 상계하여 계상하고 있다. 따라서 순이연법인세부채가 증가하였다면 과거에 이미 납부하여 당해 연도에 적게 납부하거나(이연법인세자산의 감소) 금년도에 계상된 법인세비용 중 일부가 차기 연도 이후로 이연되었음(이연법인세부채의 증가)을 의미한다. 즉, 순이연법인세부채의 증가는 기업회계와 세무회계의 손익인식시기의 차이(일시적차이)에 따라 발생한다. 그리고 법인세법은 조세정책적 목적으로 준비금 설정요건에 해당하는 기업이 준비금을 설정하면 손금산입을 가능하게 하여 법인세의 이연납부를 허용하고 있다.⁷⁾ 따라서 이렇게 준비금제도를 이용한 법인세 이연납부도 일시적인 차이와 순이연법인세부채를 증가시킨다.

<표 1>에서 제시한 예시를 보면, 법인세법이 인정하지 않는 재무회계상 손익은 재무이익과 세무이익의 영구적인 차이(10억 원)가 된다. 그리고 영구적인 차이는 세금의 납부에서도 제외되고 법인세비용에서도 제외된다. 하지만 일시적인 차이(15억 원)로 인한 법인세(3.3억 원)는 당

7) 정부는 2006년까지 코스닥상장 중소기업사업손실준비금, 사외간접자본투자준비금, 문화사업준비금, 그리고 연구 및 인력개발준비금을 조세특례제한법으로 운영하였다. 2007년에는 모든 준비금이 폐지되었으나 연구 및 인력개발준비금은 2008년에 부활하였다.

기에 납부하지 않음에도 불구하고 손익계산서상 법인세비용에 포함되어 있다. 따라서 이연법인세는 당기순이익이 갖지 못하는 미래 현금흐름에 대한 추가적인 정보를 갖고 있다. 만약 기업이 정부의 조세정책을 이용하여 법인세를 이연하였다면 이는 당기순이익에 반영되지 않은 조세혜택으로 인한 기업의 현금흐름 증가(3.3억 원)를 의미한다.

〈표 1〉 재무이익과 세무이익의 차이와 법인세비용 반영 예시

세전재무이익 100억원		
세무이익(과세표준) 75억원	일시적차이 15억원	영구적차이 10억원
손익계산서상 법인세비용 산정 대상 90억원 $\times 22\% = 19.8$ 억원		
법인세 납부대상 75억원 $\times 22\% = 16.5$ 억원	이연대상 법인세 15억원 $\times 22\% = 3.3$ 억원	

(당기순이익에 법인세비용의 반영)

세전재무이익 기준 당기순이익	100 억 원
법인세비용	19.8 억 원
세전재무이익상 법인세 비용	100억 원 $\times 22\%$ 22억 원
영구적차이 차감	10억 원 $\times 22\%$ (2.2억 원)
손익계산서상 보고 당기순이익	80.2억 원

2. 연구가설

우리나라의 조세정책은 2000년 이후에 경제를 활성화하고 법인세율을 낮추는 세계 주요 국가들의 추세를 반영하여 법인세 부담을 낮추는 정책을 일관되게 추진해왔다. 구체적으로는 법인세율을 지속적으로 인하하고⁸⁾ 정부의 정책에 부응하도록 세액공제나 소득공제⁹⁾ 혜택을 주거나 준비금제도 등으로 세금납부이연¹⁰⁾ 혜택을 부여해 왔다.

2000년 이후에 법인세납부이연효과를 가져온 정부의 대표적인 조세정책은 연구 및 인력개발 준비금제도이다. 연구 및 인력개발준비금제도는 미래의 연구·인력개발에 사용하기 위하여 매출액의 3% 한도 내에서 연구 및 인력개발준비금으로 적립한 경우 적립한 금액을 세법상 비용인

8) 연도별 법인세율은 다음과 같다. 1996~2001 : 28%(1억 원 이하 : 16%), 2002~2004 : 27%(1억 원 이하 : 15%), 2005~2007 : 25%(1억 원 이하 : 13%), 2008 : 25%(2억 원 이하 : 11%), 2009 : 22%(2억 원 이하 : 11%), 2010~2011 : 22%(2억 원 이하 : 10%), 2012~2013 : 22%(200억 원 이하 20%, 2억 원 이하 : 10%)

9) 채무회계이익과 세무회계이익 사이의 영구적차이를 가져온다.

10) 채무회계이익과 세무회계이익 사이의 일시적차이를 가져온다.

손금으로 인정하여 기업이 부담하는 법인세를 이연시켜주고 적립한 금액을 3년 이내에 연구 및 인력 개발 분야에 투자하도록 하는 제도이다. 연구 및 인력개발준비금을 설정한 기업은 3년 이내에 설정한 준비금을 투자하지 못한 경우 이연된 세액과 함께 관련 이자까지 납부해야 한다.¹¹⁾ 따라서 앞으로도 연구개발투자를 위한 재정적 능력이 유지되는 기업이 연구개발준비금을 설정하게 된다.

그리고 또 다른 법인세납부이연효과를 가져오는 제도가 퇴직연금손금산입제도이다. 정부는 2005년 12월부터 기업이 사내에 적립하던 퇴직금제도 대신에, 금융기관에 매년 해당 퇴직금 금액을 적립하여 근로자가 퇴직할 시에 연금 또는 일시금으로 지급받도록 하여 근로자의 노후생활이 가능하도록 퇴직연금제도를 도입하였다. 퇴직연금제도의 도입으로 기업이 금융기관에 근로자의 퇴직연금을 예치하는 경우에는 그 동안 부인해왔던 퇴직급여충당금을 손금에 산입할 수 있게 되었다.¹²⁾ 이러한 퇴직연금 예치를 전제로 한 퇴직급여충당금의 추가적인 손금산입은 이전에 비해 이연법인세자산을 감소시킴으로써 순이연법인세부채의 증가를 가져왔다.¹³⁾

<표 2>와 <그림 1>에서와 같이 2006년을 제외하고는¹⁴⁾ 2004년부터 2011년까지 순이연법인세부채가 증가하였으며 2009년부터는 이연법인세부채의 평균이 이연법인세자산의 평균을 초과하게 되어 양(+)의 순이연법인세부채가 발생하였다. 이렇게 순이연법인세부채가 지속적으로 증가한 이유로 이 기간에 국내기업들이 양(+)의 이익조정을 계속하여 증가되었다고 보기는 어렵다. 발생액에 의한 이익조정은 평균회귀(mean revert)현상에 의해 반대되는 이익조정이 일어나야 함에도 불구하고 순이연법인세부채가 지속적으로 상승하는 현상은 조세정책적 요인에 기인한다고 본다.

앞의 선행연구 분석에서 살펴본 바와 같이, 국내외 연구에서는 순이연법인세부채의 변동이 이익조정 결과로서 평균회귀(mean revert)현상에 의해 기업의 이익지속성을 하락시키는 요소로 작용하거나 이익-주가의 가치관련성을 하락시키는 등 부정적 영향을 분석하였지만 순이연법인세부채의 증가 또는 감소가 미래이익이나 주가수익률에 어떤 방향으로 움직이는가에 관한 연구는 수행되지 않았기 때문에 이연법인세가 미래이익이나 수익률에 부정적으로 영향을 미친다고 해석하기는 어렵다. 특히 우리나라처럼 세무상 각종 적립금 등을 설정하여 법인세이연이 가능함에 따라 발생하는 이연법인세의 긍정적 정보효과가 예상되는 경우에는 더욱 그러하다.

11) 2008년 세제실 세제개편문답자료 참조

12) 2013년 기준으로 퇴직급여추계액의 15%와 총급여액의 5%를 중 적은 금액을 세무상 퇴직급여충당금으로 설정하고 기업회계상 설정한 충당금차액은 손금으로 부인되었으나 퇴직연금을 예치하면 부인된 충당금 한도 내에서 손금산입이 가능하다.

13) 이전에 손금부인되었던 퇴직급여충당금은 미래의 법인세부담을 감소시키기 때문에 이연법인세자산으로 계상되었으나 퇴직급여충당금설정으로 손금이 인정되면 이연법인세자산이 감소하게 된다.

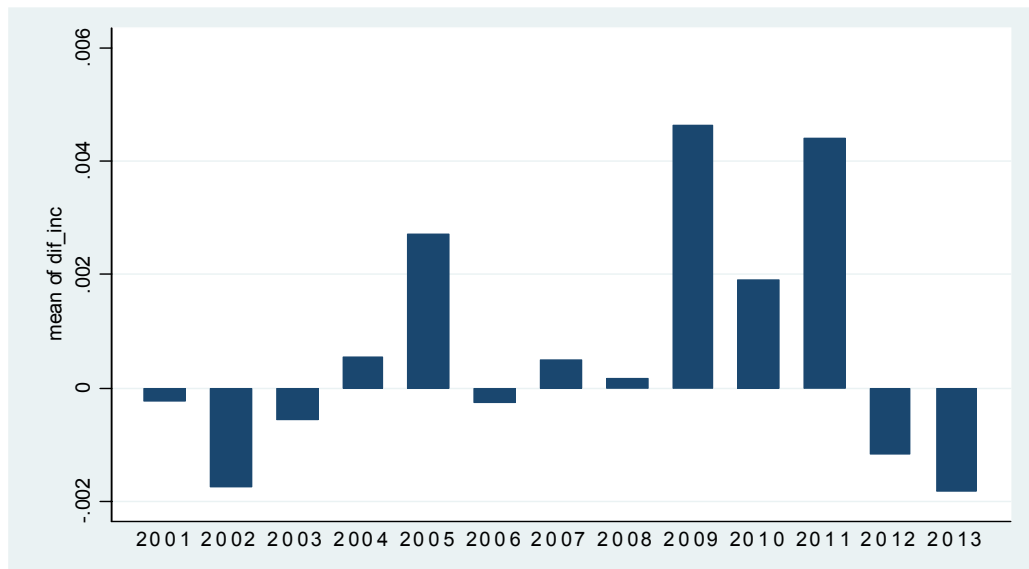
14) 2006년도에는 정부가 조세감면규제법상 각종 준비금을 폐지하여 일시적으로 줄어든 것으로 추정된다.

〈표 2〉 연도별 평균 순이연법인세부채 증감 현황

연도	이연법인세자산	이연법인세부채	순이연법인세부채	순이연법인세 부채 증감	t값
2001	0.00712	0.01024	0.00315	-0.00034	-0.5914
2002	0.00914	0.00969	0.00056	-0.00319	-3.5205
2003	0.01054	0.00900	-0.00153	-0.00141	-0.1214
2004	0.01063	0.00851	-0.00211	0.00085	0.2432
2005	0.01135	0.01116	-0.00021	0.00315	4.2705
2006	0.01165	0.01007	-0.00157	-0.00066	-0.8949
2007	0.01193	0.01017	-0.00178	0.00101	0.4699
2008	0.01338	0.01141	-0.00196	0.00039	0.1011
2009	0.01245	0.01416	0.00175	0.00593	6.7998
2010	0.01235	0.01462	0.00223	0.00086	0.0007
2011	0.00858	0.01510	0.00646	0.00718	7.3050
2012	0.00889	0.01277	0.00386	-0.00209	-3.1915
2013	0.00957	0.01296	0.00337	-0.00200	-4.6340

주) 거래소 및 코스닥에 상장된 기업을 대상으로 KIS-VALUE를 이용하여 추출한 1,044개 기업을 대상으로 해당 변수를 전년도 자산총액으로 나눈 금액임

〈그림 1〉 평균순이연법인세부채의 연도별 추세



따라서 순이연법인세부채증가가 긍정적인 정보효과를 갖고 있는 것은 기업의 조세혜택과 관련된 조세정책의 영향을 받은 현상으로서 보다 심층적인 연구가 필요한 주제이다. 이에 관한 연구결과는 BTD와 이연법인세 정보에 대하여 새로운 경제적 의미를 제공해 줄 수 있을 것이다.

본 연구는 이러한 이연법인세부채증가 추세가 기업의 이익조정 특성보다는 법인세법상 조세혜택 규정을 활용한 법인세이연 성격이 더 크기 때문에 순이연법인세부채증가가 차기 연도의 이익 감소로 작용하지 않을 것으로 본다. 만약 순이연법인세부채증가가 이익조정에 의한 것이라면 발생액의 평균회귀(mean revert)현상에 의하여 $t+1$ 년도 또는 $t+2$ 년도 이익 감소에 영향을 주지만,¹⁵⁾ 순이연법인세부채증가가 법인세이연이라는 조세혜택에 기인한 것이라면 미래의 이익 감소에 영향을 주지 않을 것이다. 예를 들어, 세무조정 시 설정하는 연구 및 인력개발적립금은 재무회계와는 관련이 없기 때문에 차기 연도의 이익에는 영향을 미치지 않는다.

가설 1 : 법인세이연으로 인한 순이연법인세부채증가는 기업의 차기 연도와 차차기 연도의 이익감소와 관련이 없다.

순익계산서상의 당기순이익에는 조세정책상 혜택에 의한 영구적인 차이는 <표 1>의 예시에서와 같이 법인세비용에서 차감하여 반영되고 있으나 조세정책상 다른 혜택인 일시적인 차이는 법인세 비용에서 차감되지 않기 때문에 당기순이익에 반영되지 않고 있다. 따라서 가설 1에 따라 법인세이연이 차기 연도의 이익을 감소시키지 않는다면 당기순이익에 반영되지 않은 조세혜택인 법인세이연은 현금흐름을 개선시켜주기 때문에 추가수익률에 추가적으로 반영될 가능성이 높다. 또한 순이연법인세부채증가는 연구개발준비금 설정과 퇴직보험가입에 따라 증가하기 때문에 이러한 기업의 특성이 추가수익률에 반영될 수 있다. 연구개발준비금의 설정은 차기 연도부터 3개년 간 연구개발투자를 해야 한다. 노희천(2011)은 연구개발비와 기업가치와는 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 즉 연구개발준비금 설정은 미래연구개발투자로 이어지고 이는 미래의 추가에 긍정적인 영향을 줄 수 있다. 또 노병석외 1인(2013)은 일시적차이와 차기세전이익증가 간에는 양(+)의 관계가 있음을 보고 하여 순이연법인세부채증가가 차기 이익에 긍정적으로 작용하고 있음을 알 수 있다. 그리고 퇴직보험을 가입할 수 있는 기업은 시장에서 현금흐름이 양호한 기업으로 해석될 수 있다. 따라서 순이연법인세 증가는 투자자들 입장에서는 긍정적인 신호로 작용할 수 있으며 당기순이익이외에 추가수익률에 추가적인 정보를 제공할 것으로 본다. 본 연구는 2001년부터 2013년까지 거래소와 코스닥상장기업을 대상으로 순이연법인세부채증가

15) Allen et al.(2010)은 차기회계이익이 당기발생액과 유의적인 음(-)의 관계가 있어 발생액의 반전현상이 차기이익에 부정적 영향을 미침을 보고 하였으며 Teoh et al.(1998a, 1998b)은 IPO기업과 유상증자 기업은 상장 또는 유상증자 시에는 재무제표에 양(+)의 재량적 발생액을 반영하지만 상장 또는 유상증자 이후에는 음(-)의 재량적 발생액과 낮은 수준의 회계이익을 계상하는 증거를 제시함으로써 발생액이 상장 또는 유상증자 이후의 수익성에 부정적 영향을 미침을 보고 하였다.

가 추가수익률에 추가적인 정보를 제공하는지를 분석하고자 한다. 만약 순이연법인세부채증가가 이익조정 특성 이외에 법인세이연기업의 특성을 반영하고 있다면 순이연법인세부채증가는 비기대이익 이외에 기업의 추가수익률에 추가적인 정보효과를 갖고 있을 것이며 그 결과 추가수익률과 양(+)의 관계를 가질 것으로 예상된다.

가설 2 : 법인세이연으로 인한 순이연법인세부채증가는 기업의 추가수익률과 양(+)의 관계를 갖는다.

2011년부터 거래소와 코스닥 상장기업들에 대하여 K-IFRS를 전면적으로 도입하면서 자산을 평가하는데 있어 경영자의 재량이 증가하였다. 자산에 공정가치 평가개념을 도입하였고 또한 자산재평가 시에는 원가모형과 공정가치모형을 선택할 수 있게 함으로써 기업이 미실현손실보다는 미실현이익을 인식할 가능성이 높아졌다.¹⁶⁾ 그런데 세법에서는 미실현이익을 익금으로 인정하지 않으므로 이연법인세부채 금액이 K-IFRS 도입 이전보다 증가할 가능성이 높다. 또한 K-IFRS에서는 영업권 회계처리에 있어 영업권을 상각하지 않고 손상 여부에 대해서만 평가하도록 하고 있어 영업권의 가치가 손상되지 않는 한¹⁷⁾ 영업권을 상각하지 않고 계속 유지하는 것이 가능해짐에 따라 영업권상각제도를 유지하고 있는 세법과 큰 차이가 발생하게 되었다.

이에 따라 K-IFRS 도입 이전보다 영업권의 평가 차이에 따른 이연법인세부채가 증가할 가능성이 높아졌다.¹⁸⁾ <표 2>와 <그림 1>에서 K-IFRS 전면 시행 1차 년도인 2011년에 순이연법인세부채가 크게 증가한 것은 이러한 평가 차이가 일부 반영되어 있는 것으로 추정된다. 이러한 공정가치평가의 확대와 영업권회계처리의 변경에 의한 순이연법인세부채증가는 조세혜택과 관련된 법인세이연에 해당하지 않는다. 따라서 K-IFRS 도입 이후 순이연법인세부채증가가 추가수익률에 갖는 추가적인 설명력은 K-IFRS 도입 이전에 비하여 감소할 것으로 본다.

가설 3 : K-IFRS를 전면 도입한 2011년 이후에는 순이연법인세부채증가의 기업 추가수익률에 대한 추가적인 설명력이 그 이전보다 감소할 것이다.

16) 조용언·이정란(2009)는 원가모형을 채택한 기업과 재평가모형을 채택한 기업 간 뿐만 아니라 재평가모형을 선택한 기업 간에서도 공정가치의 측정이 다를 수 있으므로 기업 간에 이연법인세를 인식하는 금액에서 차이가 발생할 수 있고 이러한 차이는 기업 간 비교가능성을 저해하고 시장가치를 왜곡시킬 수 있다고 하였다.

17) 예를 들면 세법에서는 영업권상각을 5년 동안 상각해야 하나 K-IFRS에서는 내용연수를 추정할 수 없는 자산으로 분류하고 매년 손상검사를 하여 영업권의 회수가능액이 장부금액에 미달할 경우에는 이를 손상차손으로 인식한다.

18) 평가차익과 같은 미실현이익은 익금불산입함에 따라 과세가 이연되어 이연법인세부채의 증가를 가져오게 된다.

3. 연구방법

가. 법인세이연과 미래이익 감소 여부 검증(가설 1)을 위한 연구모형

만약 법인세이연이 이익조정에 기인하는 특성이 강하다면 발생액의 평균회귀적 성향에 따라 미래이익의 감소로 작용을 할 것이고, 법인세이연이 세법을 적용하여 법인세를 당기에 납부하지 않고 차기 이후에 납부하게 되는 납부의 이연적 성격에 기인한다면 미래이익의 감소와는 무관할 것이다. 법인세이연이 납부의 이연적 성격에 따라 미래 이익의 감소에 영향을 주지 않음을 증명하기 위하여 종속변수를 Rev와 Nissim(2004)의 방법에 따라 미래이익의 증가로 설정하였다.

이익의 증가는 t년도 당기순이익과 차기 연도의 당기순이익과의 차이(ΔNI_1)과 차기 연도 이후 2년간 당기순이익의 평균과의 차이(ΔNI_2) 그리고 차기 연도 이후 3년간 당기순이익 평균과의 차이로 구분하여 각각 검증한다. 이는 발생액의 이익조정으로 인한 평균회귀현상이 차기 연도에도 나타날 수도 있고 2, 3년에 걸쳐 나타날 수도 있기 때문이다. 그리고 법인세이연이 증가하면 순이연법인세부채가 증가하기 때문에 순이연법인세부채증가를 법인세이연의 대응치로 한다.

$$\Delta NI_1 = (NI_{t+1} - NI_t) / TA_t \quad (\text{식 } 1)$$

$$\Delta NI_2 = \{(NI_{t+1} + NI_{t+2}) / 2 - NI_t\} / TA_t \quad (\text{식 } 2)$$

$$\Delta NI_3 = \{(NI_{t+1} + NI_{t+2} + NI_{t+3}) / 3 - NI_t\} / TA_t \quad (\text{식 } 3)$$

ΔNI_1 : t년도 당기순이익과 차기 연도의 당기순이익과의 차이로 측정한 이익의 증가

ΔNI_2 : 차기 연도 이후 2년간 당기순이익의 평균과의 차이로 측정한 이익의 증가

ΔNI_3 : 차기 연도 이후 3년간 당기순이익 평균과의 차이로 측정한 이익의 증가

NI_t : t년도 당기순이익

NI_{t+1} : t+1년도 당기순이익

NI_{t+2} : t+2년도 당기순이익

TA_t : t년도 자산총액

$$\begin{aligned} \Delta DT_t = & (t\text{년도 이연법인세부채} - t\text{년도 이연법인세자산}) \\ & - (t-1\text{년도 이연법인세부채} - t-1\text{년도 이연법인세자산}) \end{aligned} \quad (\text{식 } 4)$$

ΔDT_t : 순이연법인세부채의 증가

그리고 통제변수로는 이익의 평균회귀를 통제하기 위하여¹⁹⁾ 전년 대비 당기이익의 증가(ΔNI)를 사용하고 기업규모를 통제하기 위한 총자산의 자연로그(SIZE)와 기업의 현금흐름을 통제하기 위한

19) Rev와 Nissim(2004)은 세무이익의 미래이익의 예측력을 검증하기 위하여 '세무이익/재무이익'을 독립변수, 일시적차이를 통제변수로 사용하였으나 본 연구는 순이연법인세부채증가가 미래이익의 변화에 미치는 영향을 검증하기 위하여 순이연법인세부채증가를 독립변수로 사용하고 미래이익의 변화에 영향을 미치는 당기이익의 증가(ΔNI)를 통제변수로 사용하였다.

영업활동에 의한 현금흐름(OCF)과 성장성을 통제하기 위한 시장가치-장부가치비율(MTB)과 레버리지통제를 위한 부채비율(LEV) 그리고 수익성통제를 위하여 총자산이익률(ROA)을 사용한다.

$$\Delta NI_{1 \text{ (or } 2, 3)} = \alpha_1 + \beta_1 \Delta DT_t + \beta_2 \Delta NI_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 OCF_t + \beta_5 MTB_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 ROA_t + \text{산업더미} + \text{연도더미} + \varepsilon_t \quad (\text{식 } 5)$$

ΔNI_1 : (t+1 년도 이익 - t년도 이익)/t년도 총자산

ΔNI_2 : {(t+1년도 이익 + t+2년도 이익)/2 - t년도 이익}/t년도 총자산

ΔNI_3 : {(t+1년도 이익 + t+2년도 이익 + t+3년도 이익)/3 - t년도 이익}/t년도 총자산

ΔDT_t : t년도 순이연법인세부채증가액/t년도 총자산

ΔNI_t : (t년도 이익 - t-1년도 이익)/t년도 총자산

$SIZE_t$: t년도 총자산의 자연로그값

OCF_t : t년도 영업활동현금흐름/t년도 총자산

MTB_t : t년도 시장가치/장부가치

LEV_t : t년도 부채/자본

ROA_t : t년도 순이익/t년도 총자산

법인세이연(순이연법인세부채증가)이 이익의 감소에 영향을 주지 않기 위해서는 (식 5)에 의한 회귀식에서 순이연법인세부채증가 변수인 ΔDT 의 계수인 β_1 이 유의한 음수(-)가 아니어야 한다.

나. 법인세이연이 추가수익률에 추가적인 설명력을 갖는지 여부 검증(가설 2와 가설 3)을 위한 연구모형

법인세이연이 추가수익률에 추가적인 설명력을 갖는지를 확인하기 위해서 먼저 추가수익률을 비기대이익에 대하여 회귀분석 한다. Ball과 Brown(1968)에 의해 추가수익률과 회계이익 간의 유의한 관계가 실증되었다. (식 6)은 추가수익률(SAR)을 종속변수로 하고, 비기대이익(ΔNI)을 독립변수로 하는 회귀식이다. 추가수익률은 t년도 4월부터 t+1년도 3월까지의 규모조정수익률²⁰⁾을 사용하고, 비기대이익(ΔNI)은 전기 대비 이익 증가분을 총자산으로 나눈 값이다. 그리고 통제변수는 (식 5)에서 사용한 통제변수와 동일하다.

$$SAR_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta NI_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 OCF_t + \beta_4 MTB_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 ROA_t + \text{산업더미} + \text{연도더미} + \varepsilon_t \quad (\text{식 } 6)$$

SAR_t : t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 규모조정수익률

ΔNI_t : (t년도 이익 - t-1년도 이익)/t년도 총자산

20) 추가수익률로 규모조정수익률(size adjusted return)을 사용하였다. 연도별로 기업들의 시가총액에 따라 10분위로 구분하고 각 기업의 월별 수익률에서 기업이 속한 10분위집단의 평균수익률을 차감하여 월별 초과수익률을 구한다. t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 월별 초과수익률을 누적함으로써 규모조정수익률을 구한다.

SIZE_t : t년도 총자산의 자연로그값
 OCF_t : t년도 영업활동현금흐름/t년도 총자산
 MTB_t : t년도 시장가치/장부가치
 LEV_t : t년도 부채/자본
 ROA_t : t년도 순이익/t년도 총자산

법인세이연이 회계이익이 갖지 않는 추가적인 정보가 있는지 확인하기 위하여 (식 6)에 법인세이연변수(ΔDT)를 추가하여 추가수익률(SAR)과 법인세이연변수(ΔDT) 및 비기대이익(ΔNI)간의 관계를 회귀분석한다.

$$SAR_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta DT_t + \beta_2 \Delta NI_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 OCF_t + \beta_5 MTB_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 ROA_t + \text{산업더미} + \text{연도더미} + \epsilon_t \quad (\text{식 } 7)$$

SAR_t : t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 규모조정수익률
 ΔDT_t : 법인세이연변수, t년도 순이연법인세부채증가액/t년도 총자산
 ΔNI_t : (t년도 이익 - t-1년도 이익)/t년도 총자산
 SIZE_t : t년도 총자산의 자연로그 값
 OCF_t : t년도 영업활동현금흐름/t년도 총자산
 MTB_t : t년도 시장가치/장부가치
 LEV_t : t년도 부채/자본
 ROA_t : t년도 순이익/t년도 총자산

이연된 법인세는 회계이익에 반영된 법인세보다 실제 납부법인세를 일시적으로 경감시켜주는 효과가 있어서 만약 추가수익률에 추가적인 설명력을 갖고 있다면 (식 6)의 R²보다도 (식 7)의 R²가 유의하게 증가 할 것이다. 본 연구에서는 Vuong test로 추가수익률과 비기대이익 간 회귀분석(식 6)의 R²보다도 법인세이연변수가 설명변수로 추가된 추가수익률과 법인세이연, 비기대이익 간 회귀분석 (식 7)의 R²가 유의하게 증가하는지를 검증하기로 한다. 변수를 추가한 후 이전의 식(식 6)과 R²를 비교하는 방식은 Ayers(2009)의 방법을 사용하기로 한다.²¹⁾ 또한 (식 7)에서 법인세이연변수(ΔDT)의 계수값인 β_1 의 값이 유의한 양(+)의 값인지 여부를 검증하여 시장이 법인세이연(순이연법인세부채증가)을 기업의 성과에 더하여 주가에 긍정적 요소로 반영하고 있는지를 확인하고자 한다.²²⁾

21) Ayers(2009)는 세무계획기업과 이익조정기업으로 분류해서 세무이익이 회계이익에 대하여 상대적인 정보효과(relative information content of tax income to book income)를 분석 하였는데 수익률과 회계이익 간의 회귀에서의 R²값[R² PTBI]과 수익률과 회계이익, 세무이익 간의 R²값[R² PTBI+TI]를 비교하여 [R² PTBI+TI]값이 [R² PTBI]보다 유의하게 크면 세무이익이 상대적인 정보효과가 있다는 연구 방법을 사용하였다. 본 연구도 같은 방법으로 두 회귀식의 설명력 차이를 검증하기로 한다.

22) 선행연구는 순이연법인세부채증가 대신 동 변수의 크고 작음에 따른 더미변수를 사용하거나(유성용 외 2인, 2007) 일시적차이의 크고 작음에 따른 더미변수를 사용하였는데(김철환 · 전규안, 2008) 본 연

그리고 <가설 3>에서 K-IFRS 도입 이후에는 공정가치개념의 도입으로 경영자의 재량성이 확대되고 재무회계와 세법의 괴리가 커지게 되어 그 결과 순이연법인세부채가 증가한다면 이는 절세목적의 납부세액의 이연이라 할 수 없다. 따라서 K-IFRS 도입 이후에는 순이연법인세부채 증가가 추가수익률에 대한 추가적인 설명력이 약해질 가능성이 높다. 이를 증명하기 위하여 K-IFRS를 도입한(조기도입 기업 포함) 이후의 기업들을 대상으로 (식 6)과 (식 7)에 대한 Vuong test를 하고 K-IFRS도입 이후에도 (식 7)에서 법인세이연변수(ΔDT)의 계수값인 β_1 의 값이 유의한 양(+)의 값이 유지되어 추가수익률에 긍정적 요소로 작용하고 있는지를 검증하고자 한다.

4. 연구표본의 선정

본 연구에서 사용할 재무데이터와 추가수익률은 KIS-VALUE를 이용하였다. 1999년도부터 도입한 이연법인세회계제도의 정착을 고려하고 전년도와 비교되는 데이터의 정확성을 위하여 2001년도부터 2013년도까지 재무자료와 수익률자료를 사용하였다. 연구표본으로는 2001년부터 2013년도까지 코스피와 코스닥에 상장된 기업 중에서 12월 결산 비금융법인을 대상으로 하였다.

표본의 추출오류(selection bias)를 줄이기 위하여 상장이 폐지된 기업도 상장폐지 전년까지는 표본에 포함하였다. 재무자료가 이용 가능한 표본은 14,605개이며 수익률 자료까지 이용 가능한 표본은 13,572개다. 그리고 차기 연도 이후인 $t+1$, $t+2$, $t+3$ 년도의 순이익정보 획득이 가능한 표본은 각각 11,628개, 9,904개, 8,469개이다. 연도별 표본수를 정리하면 다음의 <표 3>과 같다. 또한 본 연구에서는 이상치(outlier)로 인한 왜곡 및 표본의 손실을 줄이기 위해 상하위 1%를 초과하는 극단치는 1%에 해당하는 값으로 조정하였다.

<표 3> 분석 대상 표본수

(단위 : 개)

연도	수익률분석이 가능한 표본수	차기이후 이익변동분석이 가능한 표본수		
		t+1년	t+2년	t+3년
2001	714	664	618	592
2002	843	783	735	716
2003	917	853	820	793
2004	934	890	846	826
2005	967	917	881	858

구는 순이연법인세부채증가변수를 독립변수로 사용하였다. 그리고 종속변수도 당기이익-차기이익 관련성(유성용외 2인, 2007)이나 이익-주가 관련성(김철환·전규안, 2008)이 아닌 차기이익증감 또는 수익률 등 변화변수를 사용하였다. 이는 순이연법인세부채 변화가 미래이익이나 주가의 변화에 미치는 정도와 방향성을 보다 직접적으로 확인할 수 있다는 점에서 선행연구와 구분되는 점이다.

〈표 3〉 분석 대상 표본수 (계속)

연도	수익률분석이 가능한 표본수	차기이후 이익변동분석이 가능한 표본수		
		t+1년	t+2년	t+3년
2006	1,022	981	945	893
2007	1,096	1,045	978	936
2008	1,161	1,083	1,030	1,003
2009	1,161	1,103	1,059	1,011
2010	1,194	1,143	1,084	839
2011	1,254	1,192	908	0
2012	1,296	974	0	0
2013	1,013	0	0	0
계	13,572	11,628	9,904	8,467

IV. 실증분석결과

1. 기술통계량 및 상관분석

<표 4>는 본 연구에서 사용하는 표본의 기술통계량을 요약한 것이다. 조세이연을 나타내는 이연법인세부채증가의 평균값은 0에 가까운 양(+)의 값을 나타내고 있으며 표준편차는 0.02로 기업마다 차이가 있다. 중간값, 최소값과 최대값은 각각 0과 -0.5 그리고 0.07을 나타내고 있다.

〈표 4〉 기술통계량

변수명	평 균	표준편차	최소값	25%	중간값	75%	최대값
SAR	0.00	0.16	-1.07	-0.36	-0.01	0.17	2.41
ΔNI_1	-0.00	0.10	-0.46	-0.03	-0.00	0.03	0.38
ΔNI	-0.00	0.10	-0.47	-0.04	-0.00	0.03	0.38
ΔDT	0.00	0.02	-0.05	-0.01	0.00	0.01	0.07
SIZE	25.66	1.43	23.26	24.67	25.38	26.37	30.38
OCF	0.05	0.09	-0.25	0.00	0.05	0.10	0.31
MTB	1.23	1.15	0.14	0.54	0.88	1.47	7.14
LEV	0.42	0.20	0.05	0.27	0.42	0.56	0.92
ROA	0.02	0.12	-0.62	0.01	0.04	0.07	0.23

SAR : t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 규모조정 수익률

ΔNI_1 : (t+1년도 이익 - t년 이익)/총자산

ΔNI : (t년도 이익 - t-1년도 이익)/총자산

ΔDT : 순이연법인세부채증가액/ 총자산

SIZE : 총자산의 자연로그값

OCF : 영업활동현금흐름/총자산

MTB : 시장가치/장부가치

LEV : 부채/자본

ROA : 순이익/t년도 총자산

한편 이익의 변동은 0에 가까운 음(-)의 값을 보이고 있는데 이는 표본에 상장폐지기업들을 포함하였기 때문으로 해석된다. 또한 t+1년도 이익의 변동도 t년도 이익의 변동과 유사한 패턴을 보이고 있다. 추가수익률(SAR)의 평균은 0에 가까우며 표준편차와 최소값, 최대값은 각 0.16과 -1.07 그리고 2.41로 다양하게 분포하고 있다.

〈표 5〉 변수들 간의 상관관계

변수명	SAR	ΔNI_1	ΔNI	ΔDT	SIZE	OCF	MTB	LEV
SAR	1.00							
ΔNI_1	0.04 (0.00)	1.00						
ΔNI	0.23 (0.00)	-0.22 (0.00)	1.00					
ΔDT	0.06 (0.00)	0.00 (0.41)	0.08 (0.00)	1.00				
SIZE	-0.06 (0.00)	0.03 (0.00)	0.07 (0.00)	0.05 (0.00)	1.00			
OCF	0.10 (0.00)	0.02 (0.00)	0.26 (0.00)	0.00 (0.88)	0.08 (0.00)	1.00		
MTB	0.08 (0.00)	0.01 (0.08)	0.00 (0.43)	-0.01 (0.15)	-0.04 (0.00)	0.07 (0.00)	1.00	
LEV	0.02 (0.01)	0.06 (0.00)	-0.10 (0.00)	0.00 (0.49)	0.22 (0.00)	-0.21 (0.00)	0.06 (0.00)	1.00
ROA	0.17 (0.00)	-0.33 (0.00)	0.63 (0.00)	-0.00 (0.65)	0.13 (0.00)	0.44 (0.00)	-0.02 (0.01)	-0.34 (0.01)

주) 괄호 안은 확률값(p-value)

SAR : t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 규모조정 수익률

ΔNI_1 : (t+1년도 이익 - t년 이익)/총자산

ΔNI : (t년도 이익 - t-1년도 이익)/총자산

ΔDT : 순이연법인세부채증가액/ 총자산

SIZE : 총자산의 자연로그값

OCF : 영업활동현금흐름/총자산

MTB : 시장가치/장부가치

LEV : 부채/자본

ROA : 순이익/t년도 총자산

<표 5>는 주요 변수 간 상관관계를 보여주고 있다. 법인세이연(ΔDT)과 추가수익률(SAR)은 유의한 양(+)의 관계를 나타내고 있으며 미래이익 증감과는 관련이 없는 것으로 나타나 본 연구의 가설을 지지하고 있다. 또한 이익의 증가와도 유의한 양의 관계(+)를 나타내고 있어 이익의 증가 기업이 법인세를 이연하는 경향이 있음을 암시하고 있고 기업규모와도 유의한 양(+)의 관계를 보이고 있어 대기업들에서 법인세이연현상이 더 강하게 나타날 가능성을 시사하고 있다. 또한 t년도 이익의 변화(ΔNI)와 t+1년도의 이익의 변화(ΔNI_1)간의 상관관계는 유의한 음(-)의 관계에 있어 연속하는 2개 연도 사이에는 평균회귀(mean revert)현상이 있음을 알 수 있다. 또한 추가수익률(SAR)은 t년도 이익의 증가(ΔNI)와 유의한 양(+)의 관계에 있어 이익이 크면 추가수익률이 증가하고 있어 재무이익의 정보적 가치의 유용성을 추정할 수 있다. 또한 추가수익률(SAR)은 t+1년도의 이익의 증가와도 유의한 양(+)의 관계를 보이고 있어 주가가 미래성과에 대한 예측치로서의 기능도 있음을 보여주고 있다.

2. 미래이익 변동과 순이연법인세부채 증가 간 회귀분석 결과

본 연구는 순이연법인세부채의 증가가 기업의 이익조정보다 조세혜택으로서의 법인세이연에 기인한다고 보기 때문에 순이연법인세부채가 증가하더라도 이익조정의 결과로 나타날 수 있는 차기 연도 이익감소현상이 나타나지 않을 것으로 가정하고 있다. 따라서 차기 연도 이익의 증가(ΔNI_1)와 순이연법인세부채증가(ΔDT)의 회귀식(식 4)에서 β_1 은 유의한 음(-)의 값을 갖지 않아야 한다. 미래이익의 변화와 법인세이연과의 회귀분석결과는 <표 6>과 같다.

이익조정으로 인한 미래이익에 대한 영향이 향후 3개년 동안 미칠 수도 있으므로 본 연구에서는 순이연법인세부채증가가 t년도 대비 t+1년도의 이익증가(ΔNI_1)뿐만 아니라 t년도와 t+1년 이후 2개년 이익의 평균과의 차이(ΔNI_2), 그리고 t+1년 이후 3개년 이익의 평균과의 차이(ΔNI_3)와도 유의한 관계인지도 함께 분석하였다.

미래이익의 변화인 ΔNI_1 , ΔNI_2 와 ΔNI_3 을 종속변수로 한 회귀분석 결과 예상과 같이 통제변수

포함 여부와 관계없이 순이연법인세부채증가(ΔDT)는 미래이익의 변화와 유의한 음(-)의 관계를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 이연법인세부채증가가 이익조정보다는 법인세이연의 결과일 것이라는 <가설 1>을 지지하는 것이다. 특히 차기 연도($t+1$ 년도)의 이익 증감과는 유의한 양(+)의 관계를 보이고 있는데 이는 법인세이연기업들의 특성이 반영된 것으로 추측된다. 예를 들면, 연구 및 인력개발준비금을 설정하여 법인세를 이연한 기업은 차기 연도 이후 3개년 내에 실제 연구개발에 투자할 재무적 여력이 있어야 하고, 퇴직연금에 가입하여 세제혜택을 입은 기업 역시 현금유동성이 양호한 기업이라 할 수 있어, 이러한 순이연법인세부채증가 기업들의 특성이 차기 연도 이익의 증가와 관련이 있을 것으로 추정된다.

〈표 6〉 미래이익의 변동과 법인세이연(순이연법인세부채증가)에 관한 회귀분석

$$\Delta NI_{1(\text{or } 2,3)} = \alpha + \beta_1 \Delta DT_t + \beta_2 \Delta NI_t + \beta_3 \text{SIZE}_t + \beta_4 \text{OCF}_t + \beta_5 \text{MTB}_t + \beta_6 \text{LEV}_t + \beta_7 \text{ROA}_t + \text{산업더미} + \text{연도더미} + \varepsilon_t \quad (\text{식 } 5)$$

변수명	ΔNI_1		ΔNI_2		ΔNI_3	
	통제변수 : 이익변화	통제변수확대	통제변수 : 이익변화	통제변수확대	통제변수 : 이익변화	통제변수확대
ΔDT	0.207*** (3.847)	0.175*** (3.433)	0.114 (0.728)	0.073 (0.480)	0.001 (0.006)	-0.013 (-0.083)
ΔNI	-0.254*** (-25.590)	-0.019 (-1.590)	-0.463*** (-15.259)	-0.009 (-0.226)	-0.503*** (-16.549)	-0.050 (-1.337)
SIZE		0.005*** (6.341)		0.013*** (5.920)		0.014*** (6.878)
MTB		0.004*** (4.599)		-0.014*** (-5.198)		-0.018*** (-6.879)
LEV		-0.037*** (-6.894)		-0.047*** (-2.775)		-0.049*** (-3.008)
ROA		-0.481*** (-36.256)		-0.923*** (-21.098)		-0.925*** (-20.857)
OCF		0.207*** (19.380)		0.340*** (10.318)		0.296*** (9.277)
절편	-0.009 (-1.427)	-0.105*** (-5.494)	0.003 (0.164)	-0.282*** (-4.918)	0.016 (0.957)	-0.304*** (-5.516)
표본수	11,628	11,628	9,895	9,895	8,371	8,371
수정R ²	0.069	0.173	0.029	0.078	0.041	0.100
F값	20.122***	49.726***	7.677***	18.036***	9.383***	20.287***

주) * : 10% 수준에서 통계적으로 유의, ** : 5% 수준에서 통계적으로 유의, *** : 1% 수준에서 통계적으로 유의 ()안은 t값

ΔNI_t : (t+1년도 이익 - t년도 이익)/총자산

ΔNI_2 : {(t+1년도 이익 + t+2년도 이익)/2 - t년도 이익}/총자산

ΔNI_3 : {(t+1년도 이익 + t+2년도 이익 + t+3년도 이익)/3 - t년도 이익}/총자산

ΔDT_t : t년도 순이연법인세부채증가액/t년도 총자산

ΔNI_t : (t년도 이익 - t-1년도 이익)/t년도 총자산

$SIZE_t$: t년도 총자산의 자연로그값

OCF_t : t년도 영업활동현금흐름/t년도 총자산

MTB_t : t년도 시장가치/장부가치

LEV_t : t년도 부채/자본

ROA_t : t년도 순이익/t년도 총자산

그리고 통제변수로 사용한 t년도의 순이익의 변화(in_inc)와 차기 이후의 순이익의 변화와는 모두 유의한 음(-)의 관계를 보이고 있어 이익의 변동에 관한 평균회귀(mean revert)현상을 나타내고 있다. 그리고 기업규모(SIZE) 및 현금흐름(OCF)과 미래이익의 증가와는 유의한 양(+)의 관계를 보이고 있으며 부채비율(LEV) 및 총자산 이익률(ROA)과는 유의한 음(-)의 관계를 보이고 있다.

3. 추가수익률과 법인세이연(순이연법인세부채증가) 간 회귀분석 결과

<가설 1>의 주장과 같이 법인세이연이 차기 연도의 이익을 감소시키지 않는다면 당기순이익에 반영되지 않은 기업의 혜택인 법인세이연은 법인세의 이연이 반영되지 않은 비기대이익(전년도 대비 이익증감)에 더하여 추가수익률에 추가로 반영될 것이다. 이는 추가수익률(SAR)과 비기대이익(ΔNI)간 (식 6)에 순이연법인세증가변수(ΔDT)를 설명변수로 추가(식 7)하는 경우 모형의 설명력이 더 높아질 것이다. <표 7>에서는 추가수익률(SAR)과 비기대이익(ΔNI)간 관계(식 6)와 추가수익률(SAR)과 비기대이익(ΔNI) 및 순이연법인세부채증가변수(ΔDT)간의 관계(식 7)를 보여 준다. 두 식 모두 추가수익률과 비기대이익 간의 양(+)의 관계를 보여 주어 회계이익의 정보적 유용성을 보여주고 있다. 그리고 법인세이연변수를 설명변수로 추가한 (식 7)에서는 추가수익률과 법인세이연변수 간에 유의한 양(+)의 관계를 보여 줌으로써 법인세이연이 순이익에 포함하고 있는 많은 수익률에 대한 추가적인 정보를 가지고 있음을 보여준다.

<표 7>에 나타나 있듯이 비기대이익(ΔNI)만 추가수익률의 설명변수로 사용한 (식 6)과 비기대이익(ΔNI)과 법인세이연변수(ΔDT)를 설명변수로 사용한 (식 7)과 설명력(R^2)에 대한 차이를 Vuong test로 검증한 결과 통제변수를 사용한 경우와 사용하지 않는 경우 모두 법인세이연변수를 설명변수로 추가한 (식 7)의 설명력(R^2)이 (식 6)에 비하여 유의하게 높다. 이러한 결과는 법인세이연이 현금흐름의 개선효과가 있고 순이연법인세가 증가하는 기업의 긍정적인 특성이 주

가수익률에 반영된 것으로 순이연법인세의 증가가 순이익이외에 추가수익률에 추가적인 정보를 갖는다는 <가설 2>를 지지하는 것이다.

〈표 7〉 추가수익률과 비기대이익 및 법인세이연 간 회귀분석

$$SAR_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta NI_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 OCF_t + \beta_4 MTB_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 ROA_t + \text{산업더미} + \text{연도더미} + \varepsilon_t \quad (\text{식 6})$$

$$SAR_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta DT_t + \beta_2 \Delta NI_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 OCF_t + \beta_5 MTB_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 ROA_t + \text{산업더미} + \text{연도더미} + \varepsilon_t \quad (\text{식 7})$$

변수명	통제변수 미사용 회귀식		통제변수 사용 회귀식	
	(식 6)	(식 7)	(식 6)	(식 7)
ΔNI	1.275*** (28.374)	1.256*** (27.896)	1.016*** (17.524)	0.970*** (16.643)
ΔDT		1.487*** (5.445)		1.789*** (6.621)
SIZE			-0.052*** (-13.499)	-0.053*** (-13.805)
OCF			0.332*** (5.927)	0.329*** (5.870)
MTB			0.051*** (11.689)	0.051*** (11.730)
LEV			0.229*** (8.143)	0.235*** (8.360)
ROA			0.372*** (6.176)	0.410*** (6.773)
절 편	0.066** (2.109)	0.063** (2.000)	1.236*** (12.131)	1.257*** (12.356)
표본수	13572	13572	13572	13572
수정 R-sq	0.067	0.069	0.095	0.098
F 값	22.156***	22.362***	28.824***	29.202***
Vuong test	Z-statistic : 2.453** p-value : 0.0142		Z-statistic : 3.023*** p-value : 0.0025	

주) * : 10% 수준에서 통계적으로 유의, ** : 5% 수준에서 통계적으로 유의, *** : 1% 수준에서 통계적으로 유의 ()안은 t값

SAR_t : t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 규모조정 수익률

ΔNI : (t년도 이익 - t-1년도 이익)/총자산

ΔDT : 순이연법인세부채증가액/총자산
 $SIZE$: 총자산의 자연로그값
 OCF : 영업활동현금흐름/총자산
 MTB : 시장가치/장부가치
 LEV : 부채/자본
 ROA : 순이익/총자산

4. K-IFRS 적용 전후의 주가수익률과 순이연법인세부채증가 간 회귀분석 결과

<가설 3>에 의하면, K-IFRS를 적용한 기업들은 공정가치개념의 도입으로 경영자의 재량적 회계선택과 추정의 폭이 넓어짐에 따라 재무회계와 세법의 괴리가 커지게 되었다. 그 결과로 순이연법인세부채가 증가한다면 이는 절세 목적의 납부세액의 이연이 아니기 때문에 순이연법인세부채 증가가 주가수익률에 대한 추가적인 설명력은 약해질 가능성이 높다.

본 연구에서는 이를 검증하기 위하여 2011년 K-IFRS 전면 도입을 전후하여 기업의 주가수익률과 비기대이익(ΔNI)간 회귀분석(식 6)과 주가수익률(SAR)과 비기대이익(ΔNI) 및 순이연법인세부채증가변수(ΔDT)간 회귀분석(식 7)을 하여 (식6)에 비하여 법인세이연변수를 설명변수로 추가한 (식 7)의 회귀식의 설명력이 유의하게 증가하는지를 여부를 검증하였다. <표 8>의 검증 결과를 보면, 2011년 K-IFRS 전면 도입 전에는 법인세이연변수(ΔDT)를 설명변수로 추가할 때 설명력이 유의하게 증가하지만 K-IFRS 전면 도입 이후에는 설명력이 유의하게 증가하지 않았다. 이는 이연법인세가 주가에 미치는 설명력이 K-IFRS 전면 도입 이후에 하락하였다고 추정할 수 있어 <가설 3>을 지지하는 결과로 해석된다.

그러나 K-IFRS 전면 도입 이후에도 법인세이연변수(ΔDT)의 계수값이 K-IFRS 전면 도입 이전보다 작지만 여전히 유의한 양(+)의 값을 나타내고 있어서 K-IFRS 전면 도입 이후에도 법인세이연이 주가수익률에 미치는 영향이 K-IFRS 전면 도입 이전에 비하여 감소되기는 하였지만 여전히 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 이는 K-IFRS 전면 도입 이후에 경영자의 재량적 선택의 증가로 순이연법인세부채증가가 주가수익률에 미치는 영향이 K-IFRS 전면 도입 이전에 비하여 작아졌지만 여전히 수익률에 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있음을 의미한다고 해석할 수 있다.

〈표 8〉 K-IFRS적용 전후의 주가수익률과 법인세이연 간 회귀분석

$$SAR_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta NI_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 OCF_t + \beta_4 MTB_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 ROA_t + \text{산업더미} + \text{연도더미} + \varepsilon_t \quad (\text{식 6})$$

$$SAR_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta DT_t + \beta_2 \Delta NI_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 OCF_t + \beta_5 MTB_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 ROA_t + \text{산업더미} + \text{연도더미} + \varepsilon_t \quad (\text{식 7})$$

변수명	K-IFRS 시행 이전		K-IFRS 시행 이후	
ΔNI	1.111*** (16.189)	1.062*** (15.393)	0.745*** (7.007)	0.713*** (6.681)
ΔDT		1.810*** (5.709)		1.515*** (2.973)
SIZE	-0.046*** (-9.951)	-0.048*** (-10.303)	-0.067*** (-10.323)	-0.067*** (-10.287)
OCF	0.310*** (4.731)	0.307*** (4.702)	0.485*** (4.536)	0.479*** (4.478)
MTB	0.052*** (9.749)	0.052*** (9.764)	0.046*** (6.243)	0.047*** (6.284)
LEV	0.294*** (8.682)	0.301*** (8.899)	0.080 (1.631)	0.083* (1.695)
ROA	0.256*** (3.577)	0.296*** (4.121)	0.620*** (5.569)	0.647*** (5.799)
절 편	1.053*** (8.549)	1.088*** (8.837)	1.698*** (9.783)	1.686*** (9.718)
표본수	10005	10005	3567	3567
수정 R-sq	0.098	0.101	0.125	0.127
F값	24.178***	24.429***	13.089***	13.018***
Vuong test	Z-statistic : 2.616*** p-value : 0.0089		Z-statistic : 1.384 p-value : 0.1663	

주) * : 10% 수준에서 통계적으로 유의, ** : 5% 수준에서 통계적으로 유의, *** : 1% 수준에서 통계적으로 유의

SAR_t : t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 규모조정 수익률

ΔNI : (t년도 이익 - t-1년도 이익)/총자산

ΔDT : 순이연법인세부채증가액/총자산

SIZE : 총자산의 자연로그값

OCF : 영업활동현금흐름/총자산

MTB : 시장가치/장부가치

LEV : 부채/자본

ROA : 순이익/총자산

5. 추가 분석

가. 순이연법인세부채의 증감과 이익조정 및 조세이연 변수 간의 관계

순이연법인세부채 증가에 영향을 주는 요소로는 기존의 연구에서와 같이 이익조정행위가 될 수도 있고 또한 조세혜택을 활용한 법인세의 이연행위가 될 수도 있을 것이다. 이에 순이연법인세부채증가에 이익조정변수와 조세혜택의 상대적 영향 정도의 차이를 확인하기 위해 추가 분석으로 순이연법인세부채증가에 영향을 주는 이익조정변수 및 조세혜택활용 변수 간의 회귀분석을 실시하였다. 이익조정변수로는 이익조정측정치인 수정Jones모형을 이용한 재량적 발생액²³⁾ 및 Kothari et al.(2005)의 성과대응(performance matched)방법에 의한 재량적 발생액²⁴⁾을 사용하였으며 조세혜택활용변수는 연구 및 인력개발준비금에 영향을 주는 연구개발비(수익적 지출 및 자본적 지출 포함)와 퇴직보험예치금의 증가분²⁵⁾을 사용하였다.

<표 9>에서와 같이 순이연법인세부채증가는 수정Jones모형에 의한 재량적 발생액에는 유의한 영향을 받으나(MJDA) 성과대응모형에 의한 재량적 발생액(PMDA)에는 유의한 영향을 받지 않은 것으로 나타났다. 반면 법인세를 이연시키는 항목으로 설정된 연구개발비와 퇴직보험예치금 증가분에 의해서도 영향을 받고 있는 것으로 나타났다. 즉 순이연법인세부채증가는 이익조정에 의해 부분적으로 영향을 받고 법인세를 이연시키는 항목들에 의해서도 영향을 받는다.

그리고 <표 10>에서는 차기 연도의 이익의 증감과 이익조정측정치 간의 관계에 관하여 회귀분석을 하였다. 분석결과 이익조정이 늘어나면 발생액의 평균회귀현상에 의하여 차기 연도의 이익의 감소요인으로 작용하고 있다. 이러한 분석결과는 발생액과 차기 이익증가와 음(-)의 관계라는 Chan et. al(2006)의 결과와 일치한다. 이익조정측정치인 재량적 발생액과 차기이익 증가와는 <표 10>에서처럼 유의한 음(-)의 관계가 있지만 <표 6>에서처럼 순이연법인세부채증가와 차기 이익의 증가간의 관계는 유의한 양(+)의 관계(차기 연도 이익의 증가(ΔNI_t))를 종속변수로 사용

23) 수정Jones모델에 의한 재량적 발생액(MJDA)은 다음과 같이 기업의 t년도 총발생액에서 총발생액 추정액을 차감하여 계산한다.

$$MJDA_t = TA_t / A_{t-1} - [\hat{a}_0(1/A_{t-1}) + \hat{a}_1(\Delta REV - \Delta REC)/A_{t-1} + (PPE_t/A_{t-1})]$$

여기서 TA는 총발생액, A는 총자산, ΔREV 는 매출증가, ΔREC 는 매출채권증가, PPE는 상각대상자산이다.

24) Kothari et al.(2005)의 성과대응(performance matched)방법(PMDA)은 표본기업의 재량발생 측정 직전 연도인 t-1년도의 자산수익률이 유사한 기업과 비교한 재량적 발생액이다. 우선 전년도에 동일 산업 내에서 전년도에 자산수익률이 가장 유사한 기업을 성과대응기업으로 선정한다. 성과대응 재량적 발생액은 측정대상기업의 수정Jones모형 재량적 발생액에서 성과대응기업의 재량적 발생액을 차감한 값이다.

25) 그 외에 법인세를 이연시키는 세제상 준비금으로 2006년까지 운영된 코스닥상장 중소기업사업손실준비금, 사외간접자본투자준비금, 문화사업준비금 등이 있으나 상대적으로 미미하고 변수 추출의 어려움이 있어서 제외하였다.

한 경우) 또는 유의하지 않는 관계(차기 년도 이후 2년 동안의 이익증가(ΔNI_2)를 종속변수로 사용한 경우)로 분석되어 재량적 발생액과 순이연법인세부채증가변수가 차기이익에 미치는 영향이 다르게 나타나 순이연법인세부채증가가 이익조정의 특성보다는 법인세의 이연 성격을 더 반영하고 있다고 추정할 수 있다. <표 9>와 <표 10>을 정리하면 순이연법인세부채증가변수는 이익조정행위와 조세이연행위에 의해 영향을 받지만 조세이연적 성격을 더 가지고 있다고 해석할 수 있다.

<표 9> 순이연법인세부채의 증가와 재량적 발생액 및 조세이연변수 간 회귀분석

$$\Delta DT_t = \alpha + \beta_1 MJDA_t(\text{or } PMDA_t) + \beta_2 \Delta R\&D + \beta_3 \Delta SEI + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 OCF_t + \beta_6 MTB_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 ROA_t + \text{산업더미} + \text{연도더미} + \varepsilon_t$$

변수명	수정Jones모형에 의한 재량적 발생액		성과대응모형에 의한 재량적 발생액	
	통제변수미포함	통제변수포함	통제변수미포함	통제변수포함
MJDA	0.005*** (2.954)	0.008*** (2.635)		
PMDA			0.002 (1.572)	0.001 (0.808)
R&D	0.063*** (8.211)	0.070*** (8.937)	0.062*** (8.088)	0.070*** (8.929)
ΔSEI	0.335*** (4.053)	0.348*** (4.219)	0.338*** (4.089)	0.348*** (4.218)
SIZE		0.001*** (5.519)		0.001*** (5.427)
OCF		0.002 (0.433)		-0.005* (-1.900)
MTB		-0.001*** (-4.199)		-0.001*** (-4.176)
LEV		-0.003** (-2.074)		-0.003** (-2.260)
ROA		-0.007** (-2.339)		-0.002 (-0.711)
절 편	0.001 (0.506)	-0.022*** (-4.871)	0.001 (0.462)	-0.021*** (-4.736)
표본수	12849	12849	12849	12849
수정R ²	0.029	0.033	0.029	0.033
F값	8.166***	8.436***	8.029***	8.311**

- 주) MJDA : 수정Jones모델에 의한 재량적 발생액
 PMDA : 성과대응 모형에 의한 재량적 발생액
 R&D : (t+1, t+2, t+3년의 R&D평균)/총자산²⁶⁾
 ΔSEI : (t년 퇴직보험예치금 - t-1년 퇴직보험예치금)/총자산

〈표 10〉 차기 연도의 이익증감과 재량적 발생액에 관한 회귀분석

$$\Delta NI_{1(or\ 2)} = \alpha + \beta_1 MJDA_t (PMDA_t) + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 OCF_t + \beta_4 MTB_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 ROA_t + \text{산업더미} + \text{연도더미} + \varepsilon_t$$

변수명	ΔNI_1 을 종속변수로 사용		ΔNI_2 를 종속변수로 사용	
	수정Jones재량발생액	성과대응재량발생액	수정Jones재량발생액	성과대응재량발생액
MJDA	-0.092*** (-13.700)		-0.175*** (-8.502)	
PMDA		-0.041*** (-9.206)		-0.044*** (-3.387)
SIZE	0.005*** (7.155)	0.005*** (7.523)	0.013*** (6.218)	0.014*** (6.581)
MTB	0.004*** (5.280)	0.005*** (5.871)	-0.013*** (-4.883)	-0.011*** (-4.332)
LEV	-0.045*** (-8.442)	-0.046*** (-8.539)	-0.057*** (-3.480)	-0.060*** (-3.644)
ROA	-0.366*** (-33.812)	-0.411*** (-40.288)	-0.703*** (-20.067)	-0.796*** (-23.986)
절편	-0.110*** (-5.710)	-0.116*** (-5.997)	-0.282*** (-4.913)	-0.299*** (-5.198)
표본수	11,628	11,628	9,895	9,895
수정R ²	0.159	0.152	0.075	0.069
F값	46.856***	44.336***	18.016***	16.621***

- 주) ΔNI_1 : (t+1년도 이익 - t년도 이익)/총자산
 ΔNI_2 : {(t+2년도 이익 + t+1년도 이익)/2 - t년도 이익}/총자산
 MJDA : 수정Jones모델에 의한 재량적 발생액
 PMDA : 성과대응 모형에 의한 재량적 발생액
 ΔDT : 순이연법인세부채증가액/총자산
 SIZE : 총자산의 자연로그 값
 MTB : 시장가치/장부가치
 LEV : 부채/자본
 ROA : 순이익/총자산

- 26) t년도 연구개발준비금을 설정하면 t+1년부터 3개년 동안 동 금액을 연구개발로 사용한다. 그리고 환입은 t+4년, t+5년, t+6년에 걸쳐 균등 금액을 환입한다. 따라서 연구개발준비금의 대응변수로는 t+1~t+3년 평균 연구개발비로 하였다.

나. 재량적 발생액을 제거한 후 순이연법인세부채증가가 주가수익률에 미치는 영향

순이연법인세부채의 증가요인은 각종 준비금 및 퇴직연금손금산입 등 세제상 요인 이외에도 발생액에 의한 이익조정으로도 증가할 수 있다. 따라서 순이연법인세증가가 초과수익률에 영향을 미쳤다면 법인세의 이연효과이외에도 발생액의 이상현상²⁷⁾에 의해서도 영향을 받을 수 있다. 따라서 본 연구는 순이연법인세증가에 포함된 재량적발생액을 (식 9)에서와 같이 제거(orthogonalize)하기로 한다. 여기서 재량적 발생액요소가 제거된 잔차(ε_t)값을 순이연법인세부채증가(ΔDT)로 하여 <표 11>에서와 같이 회귀분석을 하였다.

$$\Delta DT_t = \alpha + \beta_1 MJDA_t + \text{산업더미} + \text{연도더미} + \varepsilon_t \quad (\text{식 9})$$

분석결과 순이연법인세부채의 증가변수에서 이익조정에 해당하는 재량적발생액을 제거한 후에도 순이연법인세부채증가와 주가수익률 간에는 양(+)의 관계가 있는 것으로 분석되어 순이연법인세의 증가가 순이익이외에 주가수익률에 추가적인 정보를 갖는다는 <가설 2>를 <표 7>에서와 같이 지지하고 있다.

<표 11> 주가수익률과 비기대이익 및 재량적발생액이 제거된 법인세이연간 회귀분석

$$SAR_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta DT_t + \beta_2 \Delta NI_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 OCF_t + \beta_5 MTB_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 ROA_t + \text{산업더미} + \text{연도더미} + \varepsilon_t$$

변수명	ΔDT	ΔNI	SIZE	OCF	MTB	LEV	ROA	절편값
계수값	1.2593***	0.9851***	-0.0526***	0.3252***	0.0516***	0.2338***	0.3973***	1.2395
t값	5.33	16.91	-13.6	5.79	11.74	8.29	6.57	12.12

표본수 : 13,483, F : 28.67, 수정 R^2 : 0.0964

주) 변수의 정의는 <표 10>과 같다.

다. 더미변수를 활용한 IFRS 전후의 수익률과 순이연법인세부채의 증감 간 회귀분석

<가설 3>의 검증에 추가하여 IFRS더미변수를 활용하여 IFRS적용 후에 순이연법인세부채의 증감 변수의 주가수익률에 대한 설명력이 변화하였는지 확인하였다. K-IFRS가 적용된 기업·연도이면 1, 적용되지 않은 기업·연도이면 0인 더미변수 IFRS를 설정하고, IFRS더미변수와 순이연법인세부채증감변수(DT)의 교차변수($\Delta DT * IFRS$)를 추가하여 회귀분석을 하였다. 분석결과 교차변수($\Delta DT * IFRS$)의 계수값이 10%수준에서 유의한 음(-)의 값을 보임으로써 IFRS적용 이

27) Sloan(1996)과 Xie(2001)는 투자자들은 발생액으로 인하여 늘어난 이익에 대하여 과대 반응한다고 하였다.

후 법인세의 이연이 추가수익률에 미치는 설명력이 약해질 것이라는 <가설 3>을 지지하는 것으로 나타났다.

<표 12> 더미변수를 활용한 IFRS적용 전후의 추가수익률과 순이연법인세부채증가 간 회귀분석

$$SAR_t = \alpha + \beta_1 \Delta DT_t + \beta_2 IFRS_t + \beta_3 \Delta DT_t * IFRS_t + \beta_4 \Delta NI_t + \beta_5 \Delta NI_t * IFRS_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 OCF_t + \beta_8 MTB_t + \beta_9 LEV_t + \beta_{10} ROA_t + \text{산업더미} + \text{연도더미} + \varepsilon_t$$

변수명	ΔDT	IFRS	$\Delta DT * IFRS$	ΔNI	$\Delta NI * IFRS$	SIZE	OCF	MTB	LEV	ROA	절편값
계수값	1.992	-0.282	-0.780	1.278	0.304	-0.091	0.371	0.156	0.304	0.620	2.074
t값	4.76***	-0.57	-1.86*	10.93***	1.74*	-12.83***	3.56***	19.27***	5.86***	5.49***	11.01***

표본수 : 13,483, F : 21.25, 수정R² : 0.0771

주1) IFRS : K-IFRS적용 이후 연도이면 1, 적용 전의 연도이면 0인 더미변수

주2) 다른 변수의 정의는 <표 10>과 같다.

V. 결 론

지금까지 이연법인세에 대해서는 이익조정측정치로서의 연구는 많이 이루어졌으나 법인세의 납부이연으로 인한 조세의 혜택차원에서 정보적 유용성에 관한 연구는 국내외적으로 활발히 이루어지지 않았다. 본 연구에서는 2001년부터 2013년도까지 거래소와 코스닥 시장에 상장된 기업을 대상으로 투자자들이 재무제표계정과목을 통하여 직접 확인이 가능한 순이연법인세부채 데이터를 사용하여 미래의 이익변화 및 추가수익률과의 관계를 분석하였다.

손익계산서에서는 확인할 수 없지만 재무상태표에서는 확인 가능한 순이연법인세부채의 증가가 이익조정측정치가 가지고 있는 차기 이후의 이익의 감소현상이 없을 뿐만 아니라 차기 연도의 이익의 증가와 유의한 양(+)의 관계를 갖고 있음을 확인하였는데 이러한 결과는 순이연법인세부채의 증가가 이익조정의 특성보다는 법인세이연에 따른 특성을 상대적으로 많이 반영하고 있음에 기인하는 것으로 추정된다. 본 연구는 순이연법인세부채증가를 이익조정 측면에서 연구하는 기존의 연구와는 다르게 조세이연적 성격에서 조명하였다는데 의의가 있다. 또한 추가분석을 통해 순이연법인세의 증가는 이익조정측정치뿐만 아니라 연구개발비나 퇴직보험예치금과 같은 조세이연변수에서도 영향을 받는 것으로 확인되어 앞으로의 이연법인세의 연구에는 조세이연변수를 반영해야 함을 시사하고 있다.

법인세이연이 추가수익률과 양(+)의 관계를 가지고 있는 것은 시장이 손익계산서의 순이익에서 반영하지 못하는 법인세이연이 기업가치에 긍정적인 신호로 작용하고 있는 것으로 해석된

다. 본 연구에서는 법인세비용에 포함되었지만 당해 연도 법인세로 지급하지 않고 이연함으로써 발생하는 현금흐름개선효과와 이연법인세가 증가하는 기업의 특성에 대하여 시장이 긍정적으로 수익률에 반영하고 있음을 확인하였다. 추가분석에서는 발생액의 이상현상을 제거한 후에도 같은 결과를 나타내었다.

또한 본 연구는 이연법인세에 영향을 주는 자산의 공정가치평가가 광범위하게 반영된 K-IFRS도입 이후 이연법인세의 정보적 효과가 달라지는지를 검증하였다. 검증결과 K-IFRS 도입 이전에 비하여 추가수익률에 대한 추가적 설명력이 약해지기는 하였지만 여전히 추가수익률에 영향을 주고 있음을 확인하였다.

본 연구는 순이연법인세부채증가로 인한 이연법인세가 이익조정의 대응치적 성격보다는 법인세의 납부이연이라는 조세혜택으로서의 성격을 상대적으로 더 크게 내포하고 있고 이와 관련된 정보효과를 확인하였다는데 의의가 있다. 또한 이는 외국과 달리 경제정책이 세법에 많이 반영된 우리나라의 조세환경을 고려하여 이연법인세에 대한 해석을 외국과 달리 할 수 있음을 시사한다.

본 연구의 한계로는 본 연구에서는 순이연법인세부채증가를 법인세이연의 대응치로 사용하였는데 순이연법인세부채와 법인세이연이 완전하게 일치하지는 않는다는 것이다. 순이연법인세부채는 이연법인세부채에서 이연법인세자산을 차감하고 있는데 이연법인세자산은 법인세이연과 관련이 없는 이월결손금으로 인하여 발생할 수도 있고 이연법인세자산의 실현가능성에 따라 변동될 수도 있어 이러한 변동요소도 순이연법인세부채 증가에 영향을 준다. 따라서 이연법인세부채만을 대상으로 분석을 하는 것이 타당하지만 이연법인세자산과 부채를 순액으로 표시하는 기업들이 많아 순이연법인세부채를 대상으로 분석한 한계가 있다.

참고문헌

- 강정연 · 김봉현. 2010. “법인세비용 변화의 정보효과”. 세무학연구 제27권 제3호 : 315-344.
- 김영철 · 김우영 · 고종권. 2011. “회계이익과 세무이익의 차이와 이익성장성”. 세무학연구 제28권 제3호 : 107-140.
- 김철환 · 전규안. 2010. “회계이익과 과세소득의 차이와 이익의 가치관련성”. 세무학연구 제27권 제2호 : 77-108.
- 김철환 · 전규안. 2008. “일시적차이와 영구적차이 및 기업특성과 이익의 가치관련성”. 세무와회계저널 제9권 제3호 : 251-283.
- 김한상 · 남천현. 2011. “회계이익-세무이익 차이 정보의 재해석 : 이익지속성과 당기 및 차기 시장 반응을 중심으로”. 회계와감사연구 제53호 : 97-227.
- 노병석 · 서희열. 2013. “회계이익과 과세소득 차이의 구성요소와 차기 법인세부담액 및 세전이익의 성장성 사이의 관계”. 회계정보연구 제31권 제4호 : 119-160.
- 노희천. 2011. “비용처리 연구개발비의 기업가치 관련성에 관한 연구”. 세무와회계저널 제12권 제1호 : 9-43.
- 문예영 · 전병욱 · 최보람. 2011. “세무정보가 기업의 신용평가에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제12권 제4호 : 245-277.
- 유성용 · 육윤복 · 주상룡. 2007. “이연법인세부채와 자산의 변화에 따른 이익지속성 및 이익구성요소에 대한 시장의 반응”. 증권학회지 제38권 5호 : 839-870.
- 윤성만 · 최원석 · 정형록. 2009. “회계이익과 과세소득 간 재량적 차이의 유용성에 관한 실증연구”. 세무와회계저널 제10권 제4호 : 341-372.
- 이윤경 · 김영철. 2012. “회계이익과 세무이익 차이의 변동성과 자본비용”. 세무와회계저널 제13권 제2호 : 117-140.
- 조용언 · 이정란. 2009. “K-IFRS 채택이 이연법인세에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제10권 제2호 : 27-74.
- 최종서 · 문승엽. 2005. “이연법인세정보를 이용한 이익조정의 탐지”. 회계학연구 제30권 제1호 (특별호) : 3-132.
- 홍영도 · 김갑순. 2015. “배당소득증대세제와 기업소득환류세제 도입과 추가수익률”. 세무와회계저널 제16권 제2호 : 231-260.
- Ayers, B. C., J. (X.) Jiang, and S. K. Laplante. 2009. Taxable income as a performance measure : The effect of tax planning and earnings quality. *Contemporary Accounting Research* 26(1) : 5-54.
- Allen, E., C. Larson, and R. G. Sloan. 2010. Accrual Reversals, Earning and Stock Returns. Working Paper, University of California at Berkeley.
- Blaylock, B., T. Shevlin, and R. Wilson. 2012. Tax Avoidance, Large Positive Temporary Book—

- Tax Differences, and Earnings Persistence. *The Accounting Review* 87(1) : 91–120.
- Chan, K., L. Chan, N. Jegadeesh, and J. Lakonishok. 2006. Earnings Quality and Stock Returns. *Journal of Business* 79(3) : 1041–1082.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70 : 93–225.
- Ball, R., and P. Brown. 1968. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research* Vol.6 : 159–178.
- 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) : 831–863.
- Hanlon, M., K. Stacie, and T. Shevlin. 2005. Evidence for the possible information loss of conforming book income and taxable income. *Journal of Law and Economics* 48(2) : 407–442.
- Jones, J. J. 1991. Earnings Management during Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research* 2 : 193–228.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 163–197.
- Hanlon, M., L. M. Edward, and T. Shevlin. 2006. Book–tax conformity and the information content of earnings. Working paper, Ross School of Business, University of Michigan.
- Joos, P., J. Platt, and D. Young. 2000. Book–tax differences and the value relevance of earnings. Working paper. Massachusetts Institute of Technology. Indiana University and INSED.
- Lev, B., and D. Nissim. 2004. Taxable Income, Future Earnings, and Equity Values. *The Accounting Review* Vol. 79 No.4 : 1039–1074.
- Mills, L., and K. Newberry. 2001. The influence of tax and nontax costs on book–tax reporting differences : Public and private firms. *Journal of the American Taxation Association* (Spring) : 1–19.
- Ohlson, J. A., and P. K. Shroff. 1992. Changes versus Levels in Earnings as Explanatory Variables for Returns : Some Theoretical Considerations. *Journal of Accounting Research* Vol. 30(Autumn) : 210–226.
- Ohlson, J. A. 1995. Earnings, Book Value, and Dividends in Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research* (Spring) : 661–687.
- Phillips, J., M. Pincus, and S. Rego. 2003. Earning Management : New evidence based on deferred tax expense. *The Accounting Review* 78(2) : 491–521.
- Sloan, R. 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?. *The Accounting Review* 71 : 289–316.

- Vuong, Q. H. 1989. Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses. *Econometrica* 55 : 307-333.
- Xie, H. 2001. The mispricing of abnormal accruals. *The Accounting Review* 76 : 357-373.

The Information Role of the Increase of Net Deferred Tax Liabilities as Measure of Firm's Tax Benefits

Youngdo Hong* · Kapsoon Kim**

—〈Abstract〉—

There are several studies on deferred tax expense in terms of the proxy of the earning management. But in Korea, government has made tax deferment incentives to execute the economic policies. If the firms make use of these kinds of government tax deferment incentives, their deferred tax liability account will increase. The assumption of our research is that the net deferred tax liabilities come from the application of the tax deferment incentive law by the firms, not from earning management. This net deferred tax liabilities also will have a positive impact on the stock returns of the firms. The research is based on the samples of KOSPI and KOSDAQ listed firms from 2001 to 2013 and the major results are as follows.

First, if the deferred taxes are the results of the firm's earning management, the relation between the net deferred tax liabilities and next year's earning improvement should be negative due to the mean revert propensity of the earning management. But our results show the positive correlations between the net deferred tax liabilities and next year's earning improvement and additional analyses show the relation between the net deferred tax liabilities and deferred tax incentive factor is stronger than the relation between the net deferred tax liabilities and earning management proxy, which means net deferred tax liabilities represent more tax deferment than earning management.

Second, net deferred tax liabilities have additional explanatory power on the firm's stock returns and have positive correlations with them, which means the positive cash flow effects of the tax deferment result in excess stock return.

Third, even after the K-IFRS which regulates the fair valuation of assets from which net deferred tax liabilities may arise, it is still proven that there are positive correlations between stock return and net deferred tax liabilities which explain the cash flow effects of tax deferment still work significantly on the market returns.

* Under Ph D of Business Administration, Dongguk University, hongyd@hanmail.net, First Author

** Professor, Dongguk University, Department of Accounting, kks@dongguk.edu, Corresponding Author

This study sees deferred tax as the firm's benefit of tax deferment granted by government, rather than the proxy of earning managements and shows the deferred tax has positive correlations with the stock returns and the next year's earning improvement. Considering Korean tax environment which reflects government directed economic policy, the meaning of deferred tax should be differently explained.

〈Key words〉 Net Deferred Tax Liabilities, Tax Benefit, Earning Management, Returns, Tax Deferment