

## 회계이익 · 과세소득 차이를 이용한 조세회피 측정치 비교

박한순\*

### <요 약>

본 연구에서는 회계이익 · 과세소득 차이를 이용한 조세회피 측정치를 두 가지 관점에서 산출하고 산출된 다섯 가지 측정치를 비교분석하였다. 그 중 하나는 조세회피 측정모형에 따른 측정치로서, 회계이익과 과세소득의 총차이 및 Desai and Dharmapala(2006) 모형과 박한순(2014) 확장모형에 의한 비정상 차이이다. 다른 하나는 과세소득 추정방법에 따른 측정치로서, 단순히 납부세액으로부터 산출된 전통적인 추정과세소득 및 세액감면과 세액공제(세액공제등)를 납부세액에 가산한 세액으로부터 산출된 실제과세소득 근사치(근사실제과세소득)를 이용한 조세회피 측정치이다.

표본기업은 2014년 말 현재 상장된 800개의 12월 결산 제조기업이고, 분석기간은 2011년부터 2014년까지이며, 분석대상 기업-연 표본은 이상치 1개를 제외한 3,199개이다. 조세회피 측정치에 대한 평균과 중위수 차이분석 결과는 조세회피 측정치 간 통계적 특성에 차이가 없다는 귀무가설을 기각하고 있다. 이는 조세회피 추정방법에 따라 실증분석 결과가 달라질 가능성이 있음을 의미하며, 기업특성변수에 대한 조세회피 측정치의 회귀분석 결과는 이를 뒷받침하고 있다.

그 외에 본 연구의 분석 결과로부터 얻어진 추가적인 결론은 다음과 같다.

조세회피 측정모형과 관련하여, 발생액 이외에 납부세액을 설명변수로서 추가한 박한순(2014) 확장모형은 Desai and Dharmapala(2006) 모형보다 높은 설명력과 적합도를 보였다. 또한 과세소득 추정방법과 관련하여, 단순히 납부세액으로부터 산출된 전통적인 추정과세소득을 이용한 조세회피 측정치는 근사실제과세소득을 이용한 측정치와 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 따라서 세액공제등을 납부세액에 가산하여 과세소득을 추정하고 박한순(2014) 확장모형을 이용하여 조세회피 측정치를 산출할 것을 제안한다.

본 연구는 조세회피 측정모형과 과세소득 추정방법에 따른 조세회피 측정치를 비교분석하고 그 결과에 기초하여 활용가능한 대안을 제시한다는 점에서 의의를 갖는다.

<주제어> 조세회피, 회계이익 · 과세소득 차이, 발생액, 납부세액, 추정과세소득

\* 충북대학교 경영학부 교수, [hspark@chungbuk.ac.kr](mailto:hspark@chungbuk.ac.kr)

## I. 서 론

최근에 조세분야에서 활발히 이루어지고 있는 연구로서 회계이익·과세소득 차이(book-tax differences)를 이용한 조세회피(tax avoidance) 연구가 있다. 회계이익·과세소득 차이를 이용한 조세회피는 총차이 또는 비정상 차이로 측정할 수 있는데, Wilson(2009), Blaylock et al.(2012), Armstrong et al.(2012) 등은 총차이로 측정하였고, Desai and Dharmapala(2006)와 박한순(2014)은 비정상 차이인 조세회피 측정모형의 잔차(residual)로 측정하였으며, Chen et al.(2010)은 두 가지를 모두 이용하여 측정하였다.

선행연구에 의하면 회계이익·과세소득 차이는 기업의 조정행위인 이익조정(earnings management)과 조세조정(tax management) 또는 조세회피에 의하여 발생할 수 있다. 이러한 논리에 입각하여, Desai and Dharmapala(2006)는 발생액(accruals)에 대한 회계이익·과세소득 차이의 회귀모형을 조세회피 측정모형으로 제시하고 발생액이 설명하지 못하는 잔차를 조세회피로 측정하였다. Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피 측정모형은 Jones(1991) 모형의 재량적 발생액 측정모형과 유사하여 선행연구에서 많이 이용되고 있으며, 우리나라에서도 김진희·정재욱(2007), 박종국·홍영은(2009), 고윤성·백혜원(2010), 강정연·김영철(2012), 최동춘·서정록(2013) 등에 의하여 이용되었다.<sup>1)</sup>

그런데 Desai and Dharmapala(2006) 모형은 회계이익·과세소득 차이의 중요한 결정요인을 포괄하는 모형으로서 충분하지 못하다(Hanlon and Heitzman 2010). 고윤성·백혜원(2010), 박한순(2014), Jackson(2015) 등이 언급한 바와 같이 회계이익·과세소득 차이는 기업의 조정행위 뿐만 아니라 세법체계에 따른 과세소득 산출과정에서 회계기준과 법인세법의 차이로 인하여 조정행위와 무관하게 필연적으로 발생하는 부분을 포함하고 있지만, Desai and Dharmapala(2006) 모형은 이를 제거하지 못하고 있기 때문이다. 박한순(2014)은 회계이익·과세소득 차이 중 과세소득 산출과정에서 조정행위와 무관하게 발생하는 부분을 제거하기 위하여 회계이익·과세소득 차이를 설명하는 변수로서 당기납부세액(taxes currently payable, 이하 “납부세액”이라 한다)을 추가하는 조세회피 측정모형을 제시하고 발생액과 납부세액이 설명하지 못하는 잔차를 조세회피로 측정하였다.<sup>2)</sup> 이병산(2012)도 Desai and Dharmapala(2006) 모형이 이월결손금과 세액공제 등의 과세조정사항을 반영하지 못함을 지적하면서, 이를 보완하기 위하여 이월결손금과 세액공제 등을 회계이익·과세소득 차이의 설명변수로 추가하는 모형을 제시한 바 있다. 박한순(2014) 확장모형은 이월결손금과 세액공제를 포함하여 과세조정사항을 모두 반영한 후의 부담세액인

1) 조세조정행위를 설명하기 위한 조세회피 측정치로서, Tang and Firth(2011)처럼 Manzon and Plesko(2002)가 제시한 회계이익·과세소득 차이 결정모형의 잔차를 이용한 연구도 있으며, Chen et al.(2010), Armstrong et al.(2012), 강정연·김영철(2012), 최동춘·서정록(2013) 등과 같이 조세부담률인 유효세율(effective tax rate, ETR)을 이용한 연구도 있다.

2) 납부세액은 당기법인세비용(current tax expense) 또는 총부담세액이라고도 한다.

납부세액을 변수로 이용함으로써 이병산(2012)의 지적을 반영하고 있다고 할 수 있다.

이와 같이 총차이는 회계이익·과세소득 차이 설명요인 중 조세회피 이외의 요인을 전혀 제거하지 못하고 있고 Desai and Dharmapala(2006) 모형은 이익조정 이외의 다른 요인을 제거하지 못하고 있는 반면에, 박한순(2014) 확장모형은 이익조정뿐만 아니라 조정행위와 무관한 요인을 제거함으로써 가장 개선된 모형이라 할 수 있다. 본 연구에서는 회계이익과 과세소득의 총차이와 두 모형의 비정상 차이로 측정된 조세회피 측정치를 비교분석함으로써 선호될 수 있는 조세회피 측정모형을 제시하고자 한다.

또한 회계이익·과세소득 차이의 측정 시에 실제과세소득 자료 수집의 어려움 때문에 대부분의 조세회피에 관한 선행연구는 실제과세소득의 대용치로서 단순히 납부세액으로부터 산출된 추정과세소득을 이용하고 있다. Desai and Dharmapala(2006)는 물론 Wilson(2009), 박종국·홍영은(2009), Chen et al.(2010), Tang and Firth(2011), Armstrong et al.(2012), 강정연·김영철(2012), 최동춘·서정록(2013) 등 조세회피에 관한 다수의 선행연구들이 이러한 추정과세소득을 이용하여 회계이익·과세소득 차이를 측정하였다. 그러나 Hanlon(2003), McGill and Outslay(2004), Hanlon and Heitzman(2010), 이병산(2012), 김노창·최기호(2014), 박한순(2017) 등은 납부세액으로부터 산출된 추정과세소득이 세액감면과 세액공제(이하 “세액공제등”이라 한다) 등으로 인하여 중요한 오차를 내포할 수 있음을 지적하고 있다.<sup>3)</sup> 특히 박한순(2017)은 납부세액으로부터 산출된 추정과세소득의 추정오차가 기업규모와 업종에 관계없이 전반적으로 유의하여 추정과세소득이 실제과세소득과 유의한 차이가 있음을 실증적으로 보였다.

그런데 ‘II. 2.’에서 수리적으로 논의하는 바와 같이, 소득금액에서 공제되는 항목이 없어 과세소득인 소득금액이 과세표준과 일치한다고 가정할 때 세액공제등을 납부세액에 가산한 세액은 산출세액과 일치하고 이로부터 산출된 추정과세소득은 실제과세소득과 일치하게 된다. 따라서 본 연구에서는 실제과세소득 자료 수집이 곤란한 현실에서 세액공제등을 납부세액에 가산한 세액으로부터 산출된 추정과세소득을 실제과세소득의 근사치로서 제시하고자 한다. 그리고 이로부터 산출된 조세회피 측정치와 단순히 납부세액으로부터 산출된 전통적인 추정과세소득을 이용한 조세회피 측정치를 비교함으로써, 실제과세소득의 대용치로서 선행연구에서 주로 이용하고 있는 전통적인 추정과세소득의 타당성과 본 연구에서 제시하고 있는 대체적인 과세소득 추정치의 필요성을 논의하고자 한다.

이와 같이 본 연구에서는 조세회피 측정모형에 따라 그리고 과세소득 추정방법에 따라 산출된 다섯 가지 조세회피 측정치의 동일성을 검증하고 유사성과 차별성을 논의하며 모형을 평가하는 것을 주된 연구목적으로 하고 있다. 구체적으로 회계이익·과세소득 차이를 이용한 조세회피 측정모형인 총차이, Desai and Dharmapala(2006) 모형과 박한순(2014) 확장모형에 의한 비정

3) 이연법인세를 조정한 법인세비용으로부터 과세소득을 추정하더라도 납부세액을 이용한 경우와 동일하게 세액감면과 세액공제로 인한 오차가 발생하게 된다.

상 차이로 측정된 조세회피 측정치, 그리고 과세소득 추정방법인 세액공제등을 반영한 추정과세소득과 반영하지 않은 전통적인 추정과세소득을 이용한 조세회피 측정치 등 다섯 가지 조세회피 측정치의 유사성과 차별성, 통계적 특성인 평균과 중위수의 동일성을 비교분석하고 설명력과 적합도를 이용한 측정모형의 평가 등을 수행하였다.

회계이익·과세소득 차이를 이용한 조세회피 측정치의 측정방법에 따라 실증적인 결과가 달라질 가능성이 있음에도 불구하고 조세회피 측정치를 비교하는 연구가 충분히 이루어지지 못한 현실에서 본 연구가 조세회피 측정모형과 과세소득 추정방법에 따른 조세회피 측정치의 유사성과 차별성, 모형의 설명력 등을 비교분석하고 그 결과에 기초하여 활용가능한 대안을 제시한다는 점에서 그 의의를 갖는다. 그리고 본 연구의 결과는 향후 회계이익·과세소득 차이를 이용한 조세회피 연구의 기초 자료가 될 것으로 기대된다.

## II. 과세소득과 조세회피의 측정 및 가설의 설정

### 1. 회계이익·과세소득 차이를 이용한 조세회피 측정모형

회계이익·과세소득 차이를 이용한 조세회피 측정치는 총차이, 그리고 비정상 차이인 회귀모형의 잔차 등이 있다(Hanlon and Heitzman 2010). 비정상 차이를 측정하기 위한 대표적인 측정모형은 Desai and Dharmapala(2006)가 제시한 모형이며, 박한순(2014)은 그 확장모형을 제시하였다.

Desai and Dharmapala(2006)는 이익조정 수단인 발생액이 설명하지 못하는 비정상 회계이익·과세소득 차이를 조세회피로 정의하였다. 이러한 측정개념에 따르면, 조세회피는 (식 1)의 총발생액(TA)에 대한 회계이익·과세소득 차이(BTD)의 회귀모형의 잔차로 측정된다. 모형에서 공통요소인 절편은 기업이나 기간에 관계없이 일정한 값이므로 변동요소인 잔차가 실질적인 조세회피 행위로 설명될 수 있다(Desai and Dharmapala 2006).

그런데 Desai and Dharmapala(2006) 모형은 발생액에 의하여 설명되지 못하는 회계이익·과세소득 차이를 전부 조세회피에 의하여 발생한 부분으로 간주하는 문제점을 지니고 있다. 회계이익·과세소득 차이는 회계기준과 법인세법의 차이로 인하여 기업의 조정행위와 무관하게 발생할 수 있으며, 따라서 이에 대한 통제가 추가로 필요하다. 이러한 문제점을 개선하기 위하여, 박한순(2014)은 Desai and Dharmapala(2006)의 확장모형을 제시하고 이익조정 수단인 발생액 및 세법체계에서 필연적으로 산출되는 납부세액이 설명하지 못하는 비정상 회계이익·과세소득 차이를 조세회피로 정의하였다. 이러한 측정개념에 따르면, 조세회피는 (식 2)의 발생액(TA)과 납부세액(TAX)에 대한 회계이익·과세소득 차이(BTD)의 회귀모형의 잔차로 측정된다.<sup>4)</sup> 변수는

4) Desai and Dharmapala(2006) 모형에서 발생액은 회계이익을 매개로 하여 회계이익·과세소득 차이와

모두 총자산으로 표준화하였다.

$$BTD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TA_{it} + \tau_{it} \quad (\text{식 1})$$

$$BTD_{it} = \beta_0 + \beta_1 TA_{it} + \beta_2 TAX_{it} + \epsilon_{it} \quad (\text{식 2})$$

단,  $BTD$  : 회계이익-과세소득  
 $TA$  : 총발생액  
 $TAX$  : 납부세액  
 $\tau$  와  $\epsilon$  : 잔차로서 조세회피 측정치

## 2. 세액감면과 세액공제가 존재할 때 과세소득 추정방법

본 연구에서 분석대상표본을 결손기업을 제외한 제조기업에 한정하고 있으므로, 소득금액에서 공제되는 항목인 이월결손금, 비과세소득 및 소득공제가 0이라 가정해 보자.<sup>5)</sup> 이러한 가정에 의하여 소득금액은 과세표준과 일치하게 되고 세액감면과 세액공제를 납부세액에 가산한 세액은 산출세액과 일치하게 되어 이로부터 산출된 과세소득 추정치(이하 “근사실제과세소득”이라 한다)는 실제과세소득과 사실상 일치하게 된다. 이러한 논리를 수식으로 전개하면 다음과 같다.

회계이익을  $BI$ , 실제과세소득을  $TI$ , 납부세액을  $TAX$ 라 정의하자. 또한 산출세액에서 공제되는 세액감면 및 투자세액공제가 존재하여, 실제과세소득이 감면을  $\alpha$  만큼 세액감면이 되는 소득( $X$ )과 감면이 되지 않는 소득( $Y$ )으로 구성되고 투자액( $INV$ )이 공제율  $\beta$  만큼 세액공제되며, 그 외에 다른 조세상 혜택이나 불이익이 없다고 가정하자.  $t$ 는 법정법인세율이다. 이러한 정의와 가정에 의하면, 납부세액( $TAX$ )은 산출세액( $TI \times t$ )에서 세액감면( $TE$ )과 세액공제( $TC$ )를 차감하여 산출할 수 있다.

$$\begin{aligned} TAX &= TI \times t - TE - TC \\ &= TI \times t - TI \times t \times (X/TI) \times \alpha - \beta \times INV \\ &= TI \times t \times (1 - \alpha X/TI) - \beta INV \end{aligned}$$

단,  $TE = TI \times t \times (X/TI) \times \alpha$ ,  $TC = \beta \times INV$   
 $TI (= X + Y)$ 는 실제과세소득  
 $X$ 는 세액감면이 되는 소득,  $Y$ 는 세액감면이 되지 않는 소득

밀접한 관련성을 갖고, 박한순(2014) 확장모형에서 납부세액은 과세소득을 매개로 하여 회계이익·과세소득 차이와 밀접한 관련성을 갖는다. 박한순(2014)은 조세회피 측정모형에서 상관관계가 높은 회계변수가 종속변수와 독립변수에 모두 포함되어 있지만 모형의 이용 목적이 독립변수와 종속변수의 관련성 검증이 아니라 독립변수에 의하여 설명되지 않는 잔차 측정이므로 이러한 모형설정이 중요한 오류를 발생시키지는 않을 것이라고 언급하고 있다.

5) 우리나라에서 비과세소득과 소득공제는 주로 비제조기업에 적용된다.

TAX는 납부세액,  $t$ 는 법정법인세율  
 TE는 세액감면, TC는 세액공제, INV는 투자액  
 $\alpha$ 는 세액감면율,  $\beta$ 는 세액공제율

이러한 법인세 계산구조에서 단순히 납부세액으로부터 과세소득을 추정하는 산식은 (식 3)과 같고, 세액감면(TE)과 세액공제(TC)를 납부세액에 가산한 세액으로부터 과세소득을 추정하는 산식은 (식 4)와 같으며 이는 결국 실제과세소득과 일치하게 된다. 그리고 (식 3)에서 보는 바와 같이 단순히 납부세액으로부터 산출된 추정과세소득(estTI)은 실제과세소득(TI)보다 감면소득에 감면율을 곱한 금액( $\alpha X$ ) 및 세액공제의 과세소득 상당액( $\beta \text{INV}/t$ ) 만큼 작은 값을 보여 실제과세소득의 과소추정치가 된다.

$$\text{estTI} = \text{TAX}/t = \text{TI}(1 - \alpha X/\text{TI}) - \beta \text{INV}/t = \text{TI} - (\alpha X + \beta \text{INV}/t) \quad (\text{식 } 3)$$

$$\text{TI} = (\text{TAX} + \text{TE} + \text{TC})/t \quad (\text{식 } 4)$$

단, estTI는 추정과세소득, TI는 실제과세소득

또한 추정과세소득이 실제과세소득보다  $\alpha X$ 와  $\beta \text{INV}/t$ 의 합만큼 작은 값을 보임으로써, (식 5)와 같이 회계이익과 추정과세소득의 차이(estBTD)는 회계이익과 실제과세소득의 차이(BTD)보다  $\alpha X$ 와  $\beta \text{INV}/t$ 의 합만큼 큰 값을 보이게 된다. 따라서 세액감면과 세액공제가 존재할 때 (식 3)으로부터 산출된 회계이익·과세소득 차이 및 조세회피 측정치는 (식 4)의 실제과세소득으로부터 산출된 측정치와 차이를 보일 것으로 예상되며, 그 차이는 세액감면과 세액공제가 클수록 커진다.

$$\text{estBTD} - \text{BTD} = (\text{BI} - \text{estTI}) - (\text{BI} - \text{TI}) = \text{TI} - \text{estTI} = \alpha X + \beta \text{INV}/t \quad (\text{식 } 5)$$

### 3. 선행연구 검토

회계이익·과세소득 차이를 이용한 조세회피 측정모형과 관련하여, Armstrong et al.(2012)은 총차이, Tang and Firth(2011)는 Manzon and Plesko(2002) 모형, Chen et al.(2010)은 총차이와 Desai and Dharmapala(2006) 모형을 이용하였으며, 박한순(2014)은 그 확장모형을 이용하였다. 이를 제외한 아래의 선행연구는 Desai and Dharmapala(2006) 모형을 이용하였다. 또한 과세소득 측정방법과 관련하여, 고윤성·백혜원(2010), 박한순(2014), 박한순(2017)이 실제과세소득을 이용한 것을 제외하고는 아래의 선행연구는 단순히 납부세액으로부터 산출된 추정과세소득을 이용하였다.

Desai and Dharmapala(2006)는 발생액에 대한 회계이익·과세소득 차이의 회귀모형의 잔차로

측정된 조세회피 측정치와 경영자 보상과의 관련성 연구에서 두 변수가 통계적으로 유의한 음의 관계에 있음을 실증적으로 보였다.

Chen et al.(2010)은 유효세율(ETR)인 GAAP ETR과 현금 ETR, 그리고 Manzon and Plesko(2002)의 측정방법을 이용한 회계이익·과세소득의 총차이와 Desai and Dharmapala(2006) 모형의 잔차로 측정된 조세 적극성(tax aggressiveness) 연구에서 가족기업(family firm)이 비가족기업에 비하여 소극적임을 실증적으로 보였다.

Tang and Firth(2011)는 이익조정과 조세조정 동기의 측정변수가 Manzon and Plesko(2002)가 제시한 회계이익·과세소득 차이 결정모형의 잔차로 측정된 비정상 회계이익·과세소득 차이와 유의한 관계에 있음을 실증적으로 보였다.<sup>6)</sup>

Armstrong et al.(2012)은 세무책임자에 대한 보상과 GAAP ETR, 현금 ETR 및 회계이익·과세소득 차이 등으로 측정된 조세 적극성과의 관련성 연구에서, 보상이 GAAP ETR과는 유의한 음의 관련성을 보인다는 결과를 얻었지만 다른 변수와는 유의한 관련성을 보인다는 결과를 얻지 못하였다.

박종국·홍영은(2009)은 외국인지분율과 Desai and Dharmapala(2006) 모형으로 산출된 회계이익·과세소득의 비정상 차이와의 관계를 실증적으로 분석하여 양자 간에 음의 관련성이 있음을 제시하였다.

고윤성·백혜원(2010)은 실제과세소득 및 Desai and Dharmapala(2006) 모형으로부터 산출된 회계이익·과세소득의 비정상 차이를 가족기업과 비가족기업 간 비교분석하였다. 그 결과 가족기업이 비가족기업에 비하여 비정상 차이가 작은 값을 보였는데, 이는 낮은 조세회피성향을 의미하는 것으로 해석된다.

강정연·김영철(2012)은 지배주주, 기관투자자, 외국인 등 기업의 소유구조 주체별 조세회피 유인을 실증분석하였다. 조세회피는 GAAP ETR, 현금 ETR, Desai and Dharmapala(2006) 모형의 잔차 등으로 측정하였다. 실증분석 결과, 외국인지분율은 소유구조 수준 분석에서 조세회피 측정치 모두와 유의한 음의 관계를 보였고, 지배주주와 기관투자자의 지분율은 소유구조 변화를 분석에서 ETR과만 유의한 음의 관계를 보였다.

최동춘·서정록(2013)은 조세회피와 기업지배구조와의 관계에 대한 연구에서 GAAP ETR, 현금 ETR 및 Desai and Dharmapala(2006) 모형의 잔차로 측정된 조세회피 측정치가 외국인지분율과 유의한 음의 관계, 대주주지분율과 유의한 양의 관계에 있다는 결과를 제시하였다.

박한순(2014)은 회계이익·과세소득 차이의 설명변수로서 발생액 이외에 납부세액을 추가하는 Desai and Dharmapala(2006)의 확장모형을 제시하고 감사인의 감사노력과 기업의 조세회피

6) Manzon and Plesko(2002)는 기업의 재무제표 자료를 이용하여 과세소득을 추정하고 회계이익과 추정과세소득의 차이의 원인을 분석한 바, 유형자산, 무형자산, 매출액 등 소수의 회계 변수가 차이의 대부분을 설명한다는 사실을 발견하고 이를 기초로 하여 회계이익·과세소득 차이의 결정모형을 제시하였다.

간 음의 관계를 실증적으로 검증하였다. 특히 과세소득 추정방법과 관련하여, 양의 조세회피에서 감사노력의 계수추정치가 실제과세소득을 이용하는 경우에는 통계적으로 유의한 음의 값을 보였지만 납부세액으로부터 산출된 추정과세소득을 이용하는 경우에는 통계적으로 유의한 양의 값을 보였다.

박한순(2017)은 실제과세소득 자료 수집이 가능한 기간을 분석대상기간으로 한 실증연구에서 납부세액으로부터 산출된 추정과세소득을 이용한 조세회피 측정치와 실제과세소득을 이용한 조세회피 측정치 간에 유의한 차이가 있으며 이러한 추정과세소득 추정오차는 기업규모와 업종에 관계없이 전반적으로 유의함을 보였다.

#### 4. 가설 설정

회계이익·과세소득 차이를 이용한 조세회피 측정치는 조세회피 측정모형과 관련하여 총차이, 그리고 Desai and Dharmapala(2006) 모형과 박한순(2014) 확장모형의 비정상 차이로 구분될 수 있으며, 회계이익·과세소득 차이를 산출하기 위한 과세소득 추정방법과 관련하여 세액공제 등을 납부세액에 가산한 세액으로부터 산출된 근사실제과세소득을 이용한 측정치와 단순히 납부세액으로부터 산출된 전통적인 추정과세소득을 이용한 측정치로 구분될 수 있다. 근사실제과세소득은 실제과세소득 자료의 수집이 곤란한 현실에서 실제과세소득의 근사치라 할 수 있다.

Desai and Dharmapala(2006) 모형과 박한순(2014) 확장모형은 발생액과 납부세액을 순차적으로 추가하며 회계이익·과세소득 차이에서 조세회피 이외의 요인을 체계적으로 제거하고 있다. 따라서 총차이 및 두 모형에 의한 비정상 차이는 유의한 차이를 보일 가능성이 높다. 또한 단순히 납부세액으로부터 산출된 전통적인 추정과세소득은 ‘II.2.’에서 언급한 바와 같이 과세소득 추정에 따른 중요한 오차를 포함하고 있다. 이러한 추정과세소득을 이용한 조세회피 측정치는 세액공제 등을 가산한 세액으로부터 산출된 근사실제과세소득을 이용한 조세회피 측정치와 유의한 차이를 보일 것으로 예상된다.

이와 같이 다양한 방법으로 산출된 조세회피 측정치가 통계적으로 유의한 차이를 보이는지 여부를 실증적으로 검증하는 것은 중요한 문제가 아닐 수 없다. 조세회피 측정치가 조세회피 측정모형이나 과세소득 추정방법에 따라 유의한 차이를 보인다면 조세회피 추정방법에 따라 연구 결과가 달라질 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 조세회피 측정모형 및 과세소득 추정방법에 따른 조세회피 측정치의 통계적 특성인 평균과 중위수의 동일성 검정을 수행함으로써 이러한 문제의 해답을 제시하고자 한다. 그리고 동일성 검정에 추가하여, Desai and Dharmapala(2006) 모형과 박한순(2014) 확장모형을 이용한 조세회피 측정치, 그리고 단순히 납부세액으로부터 산출된 추정과세소득과 세액공제 등을 가산한 세액으로부터 산출된 근사실제과세소득을 이용한 조세회피 측정치 간에 유사성과 차별성을 비교분석하고 모형의 설명력 등을 이용하여 모

형을 평가하고자 한다.

개념적으로는 본 연구에서 검증하고자 하는 다양한 조세회피 측정치 간에 통계적 특성인 평균과 중위수가 유의한 차이를 보일 것이라는 예측이 가능하다. 다만 조세회피 측정치의 비교에 관한 선행연구의 기초자료가 거의 축적되지 못하였기에 본 연구에서는 이러한 조세회피 측정치 간에 평균과 중위수가 차이를 보이지 않는다는 전제 하에 다음과 같은 귀무가설을 제시한다.

귀무가설 : 조세회피 측정모형 및 과세소득 추정방법에 관계없이 회계이익·과세소득 차이를 이용한 조세회피 측정치 간에 평균과 중위수에 차이가 없다.

### III. 실증연구 설계

#### 1. 표본 선정과 자료 수집

본 연구에서는 2014년 말 현재 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 12월 결산 제조기업 중에서 세전이이익이 결손인 기업과 감사의견이 적정의견이 아닌 기업, 그리고 재무자료 또는 세무자료 수집이 곤란한 기업을 제외한 800개 기업을 표본기업으로 선정하였다.

세법 개정 영향의 통일성을 위하여 12월 결산 기업을 표본대상으로 하였고, 재무제표 구성요소와 조세혜택의 유사성을 위하여 금융업을 제외한 제조업을 표본대상으로 하였다. 그리고 조세회피 유인이 낮을 것으로 예상되는 결손기업, 회계정보의 신뢰성이 유지되지 못한 것으로 판단되는 변형의견을 받은 기업, 관리대상종목 지정이나 상장폐지 등의 사유로 인하여 재무자료 수집이 곤란하거나 감사보고서 주석에서 세무자료 수집이 곤란한 기업 등을 표본대상에서 제외하였다.

분석기간은 2011년부터 2014년까지로서, 3,200개의 기업-연 표본 중에서 조세회피 측정치가 이상치로 판단되는 표본 1개를 제외하여 최종적인 표본은 3,199개이다. 재무자료는 한국신용평가(주)의 KIS-Value에서 수집하였고, 세무자료는 감사보고서 주석에서 수집하였다.

<표 1>은 본 연구 표본의 산업별 분포로서, 한국거래소의 산업분류기준을 근거로 하여 유사업종을 통합하였으며 전체적으로 각 업종에 고르게 분포되어 있다고 할 수 있다.

〈표 1〉 산업별 표본수

| 산 업                   | 표본수(개) | 구성비율(%) |
|-----------------------|--------|---------|
| 음식료품업                 | 164    | 5.13    |
| 섬유의복업                 | 60     | 1.88    |
| 종이목재출판 및 가구업          | 240    | 7.50    |
| 고무 및 화학업              | 323    | 10.10   |
| 의약품업                  | 224    | 7.00    |
| 비금속광물 및 철강금속업         | 296    | 9.25    |
| 전기전자업                 | 544    | 17.01   |
| 기계 및 운수장비업            | 512    | 16.01   |
| 건설업, 전기가스 및 에너지업      | 112    | 3.50    |
| 유통운수 및 레저업            | 240    | 7.50    |
| 방송통신인터넷, 교육 및 기타 서비스업 | 484    | 15.13   |
| 계                     | 3,199  | 100.00  |

## 2. 조세회피 측정치의 산출과 분석 방법

회계이익·과세소득 차이를 이용한 조세회피 측정치를 산출하기 위한 과정은 다음과 같다. 그리고 측정모형의 회계변수는 총자산으로 나누어 표준화하였다.

우선 회계이익·과세소득 차이를 회계이익인 세전이이익에서 과세소득을 차감하여 측정하고, 총발생액을 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감하여 측정한다. 과세소득은 (식 4)와 같이 세액공제등을 납부세액에 가산한 세액으로부터 산출된 근사실제과세소득과 (식 3)과 같이 단순히 납부세액으로부터 산출된 전통적인 추정과세소득 두 가지로 측정한다.<sup>7)</sup> 다음으로 (식 1)의 Desai and Dharmapala(2006) 모형과 (식 2)의 박한순(2014) 확장모형을 이용하여 잔차인 조세회피 측정치를 산출한다.

이러한 과정에서 산출되는 조세회피 측정치는 최종적으로 다음과 같이 다섯 가지이다. 추정과세소득을 이용한 박한순(2014) 확장모형의 잔차는 산출하지 않았는데, 그 이유는 과세소득 추정으로 인한 중요한 오차를 내포하는 추정과세소득으로부터 산출된 조세회피 측정치를 다양한 방법으로 측정하고 비교하는 것이 그다지 중요하지 않고 estTM(TA) 비교만으로도 충분하다고

7) 본 연구에서는 단순히 납부세액으로부터 산출된 전통적인 추정과세소득을 추정과세소득, 세액공제등을 납부세액에 가산한 세액으로부터 산출된 추정과세소득을 근사실제과세소득이라 정의하며, 추정과세소득은 전규안·김철환(2008)을 준용하여 산출하였다.

판단되기 때문이다.

첫째, 회계이익과 (식 4)로부터 산출된 근사실제과세소득의 차이인  $BTD$ 이다.

둘째, 회계이익과 (식 3)으로부터 산출된 추정과세소득의 차이인  $estBTD$ 이다.

셋째, 근사실제과세소득을 이용한 Desai and Dharmapala(2006) 모형(식 1)의 잔차인  $TM(TA)$ 이다.

넷째, 추정과세소득을 이용한 Desai and Dharmapala(2006) 모형(식 1)의 잔차인  $estTM(TA)$ 이다.

다섯째, 근사실제과세소득을 이용한 박한순(2014) 확장모형(식 2)의 잔차인  $TM(TAX)$ 이다.

상기의 다섯 가지 조세회피 측정치의 평균과 중위수의 동일성 검정을 위하여, 모수통계인 대응표본  $t$  검정과 ANOVA, 비모수통계인 Wilcoxon 검정과 Kruskal-Wallis 검정을 이용하였다. 또한 조세회피 측정방법을 비교평가하기 위하여, 회귀분석의 결정계수와  $F$  값을 이용한 모형의 설명력과 적합도 평가, 산점도 비교와 측정모형의 회귀계수 차이에 대한  $t$  검정 등을 수행하였다.<sup>8)</sup>

상기의 조세회피 측정치 통계 분석은 가설 검정과 더불어 다음과 같은 두 가지 목적을 달성하기 위한 방향으로 이루어졌다.

첫째는 총차이를 이용한 조세회피 측정치(첫째와 둘째), Desai and Dharmapala(2006) 모형의 잔차로 측정된 조세회피 측정치(셋째와 넷째), 박한순(2014) 확장모형의 잔차로 측정된 조세회피 측정치(다섯째) 간 비교평가이다. 그 중에서도 납부세액을 모형에 추가한 박한순(2014) 확장모형이 Desai and Dharmapala(2006) 모형의 대안이 될 수 있는지를 평가하는데 초점을 두었으며, 모형을 평가하는 지표로서 회귀모형의 설명력(결정계수)과 적합도( $F$  값)를 이용하였다. 이러한 모형의 평가방법과 관련하여, 이병산(2012)은 조세회피 추정모형의 평가에서 회귀분석의 결정계수와  $F$  값을 이용하였으며, 강석훈·박찬용(2003)은 소득추정모형의 평가에서 회귀분석의  $F$  값을 이용하였다. 그 밖에 이강희 외(1995)는 거주 만족도 측정모형 평가에서, 서창적 외(2001)와 이석훈·윤덕균(2004)은 서비스품질 측정모형 평가에서 회귀분석의 결정계수를 이용하였다.

둘째는 추정과세소득을 이용한 조세회피 측정치(둘째와 넷째)와 근사실제과세소득을 이용한 조세회피 측정치(첫째, 셋째 및 다섯째)의 비교평가이다. ‘II.2.’에서 논의한 바와 같이, 추정과세소득을 이용한 조세회피 측정치는 과세소득 추정에 따른 중요한 오차를 내포하고 있는 반면에 근사실제과세소득을 이용한 조세회피 측정치는 오차가 거의 없다고 할 수 있다. 따라서 추정과세소득을 이용한 조세회피 측정치를 근사실제과세소득을 이용한 조세회피 측정치와 비교함으로써, 실제과세소득 대응치로서 추정과세소득의 타당성과 근사실제과세소득의 필요성을 논의하는데 초점을 두었다.

8)  $F$  검정은 모형의 유의성은 물론 적합도를 판정하는 수단으로 활용될 수 있으며, 이에 관하여 자세한 내용은 이종원(2001)을 참조.

## IV. 실증분석 결과

### 1. 기술통계

<표 2>는 조세회피 측정치와 재무자료의 기술통계로서, 조세회피 측정치 중 잔차의 평균은 0이다.

<표 2> 조세회피 측정치와 재무자료의 기술통계

| 제1부 : 조세회피 측정치     |          |         |          |         |            |          |            |
|--------------------|----------|---------|----------|---------|------------|----------|------------|
| 조세회피<br>측정치        | 평균       | 표준편차    | 최소값      | 최대값     | 제1사<br>분위수 | 중위수      | 제3사<br>분위수 |
| BTD                | -0.00611 | 0.04457 | -0.70921 | 0.62254 | -0.01957   | -0.00505 | 0.00726    |
| estBTD             | -0.00294 | 0.06676 | -0.70902 | 0.65119 | -0.02112   | 0.00120  | 0.02099    |
| TM(TA)             | 0        | 0.04432 | -0.70397 | 0.59565 | -0.01369   | 0.00129  | 0.01392    |
| estTM(TA)          | 0        | 0.06657 | -0.70430 | 0.61915 | -0.01809   | 0.00425  | 0.02488    |
| TM(TAX)            | 0        | 0.03881 | -0.45738 | 0.57304 | -0.01665   | -0.00270 | 0.01439    |
| 제2부 : 재무자료         |          |         |          |         |            |          |            |
| 재무자료               | 평균       | 표준편차    | 최소값      | 최대값     | 제1사<br>분위수 | 중위수      | 제3사<br>분위수 |
| 세전이익               | 0.08265  | 0.06545 | 0.00025  | 0.68012 | 0.03671    | 0.06712  | 0.11060    |
| 근사실제<br>과세소득       | 0.08876  | 0.07473 | -0.16257 | 0.84957 | 0.03920    | 0.07202  | 0.12044    |
| 추정과세소득             | 0.08560  | 0.09400 | -0.28246 | 1.26380 | 0.02641    | 0.06186  | 0.11485    |
| 법인세비용              | 0.01512  | 0.02290 | -0.57855 | 0.20168 | 0.00520    | 0.01270  | 0.02270    |
| 납부세액 <sup>9)</sup> | 0.01585  | 0.01561 | -0.04045 | 0.19567 | 0.00526    | 0.01220  | 0.02214    |

주 : 조세회피 측정치 산출방법은 다음과 같으며, 재무자료는 총자산으로 표준화한 수치임.

BTD : 회계이익과 (식 4)로부터 산출된 근사실제과세소득의 차이

estBTD : 회계이익과 (식 3)로부터 산출된 추정과세소득의 차이

TM(TA) : 근사실제과세소득을 이용한 Desai and Dharmapala(2006) 모형(식 1)의 잔차

estTM(TA) : 추정과세소득을 이용한 Desai and Dharmapala(2006) 모형(식 1)의 잔차

TM(TAX) : 근사실제과세소득을 이용한 박한순(2014) 확장모형(식 2)의 잔차

9) 23개 표본에서 자본에 직접 반영된 법인세부담액이 납부세액에 포함되어 납부세액이 음의 값을 보이고 있다. 이 표본을 제외하고 상관계수, 산점도, 회귀분석, 동일성 분석 등을 수행한 결과도 본문에 제시한 결과와 다르지 않다.

제1부에서, 총차이를 비교하면 BTD의 평균과 중위수가 음의 값인 반면에 estBTD의 중위수는 양의 값이며, ‘II. 2.’에서 논의된 바와 같이 estBTD 평균과 중위수는 BTD보다 큰 값으로서 그 차이가 양의 값이다. 또한 잔차를 비교하면 TM(TA)과 estTM(TA)의 중위수가 양의 값인 반면에 TM(TAX)의 중위수는 음의 값이며, estTM(TA)는 TM(TA) 및 TM(TAX)에 비하여 상대적으로 값의 범위가 크다.

제2부에서, 추정과세소득이 실제과세소득의 과소추정치인 것과 유사하게 추정과세소득 평균과 중위수는 근사실제과세소득 평균과 중위수보다 작은 값을 보이고 있다. 또한 추정과세소득은 근사실제과세소득에 비하여 그 값의 범위가 크다. 다른 오차 요인이 존재하지 않는다면, 근사실제과세소득과 추정과세소득의 평균차이 0.00316은 세액감면과 세액공제의 과세소득 상당액이 될 것이다. 재무자료 평균을 이용한 평균세율을 비교할 때, 근사실제과세소득에 대한 납부세액의 비율(17.86%)은 세전이익에 대한 법인세비용의 비율(18.29%)보다 낮아 조세회피의 가능성을 암시하고 있으며, 실제과세소득의 과소추정치인 추정과세소득에 대한 납부세액의 비율(18.52%)은 가장 높은 값을 보이고 있다. 중위수를 이용한 평균세율의 결과도 평균을 이용한 결과와 유사하다.

<표 3>은 두 조세회피 측정치 간 Pearson 및 Spearman 상관관계수이다. 두 변수 간 상관관계수는 전반적으로 높은 값을 보이고 있으며, 다만 추정과세소득을 이용한 조세회피 측정치와 근사실제과세소득을 이용한 조세회피 측정치와의 상관관계수는 상대적으로 낮은 값을 보이고 있다.

〈표 3〉 조세회피 측정치 간 상관관계수

| 조세회피 측정치  | BTD     | estBTD  | TM(TA)  | estTM(TA) | TM(TAX) |
|-----------|---------|---------|---------|-----------|---------|
| BTD       | 1       | 0.695** | 0.994** | 0.685**   | 0.871** |
| estBTD    | 0.662** | 1       | 0.687** | 0.997**   | 0.463** |
| TM(TA)    | 0.980** | 0.651** | 1       | 0.689**   | 0.876** |
| estTM(TA) | 0.653** | 0.991** | 0.663** | 1         | 0.465** |
| TM(TAX)   | 0.738** | 0.356** | 0.755** | 0.368**   | 1       |

주 : 1. 조세회피 측정치인 BTD, estBTD, TM(TA), TM(TAX), estTM(TA)의 정의는 <표 2>를 참조.

2. 대각선 위는 Pearson 상관관계수, 대각선 아래는 Spearman 상관관계수임.

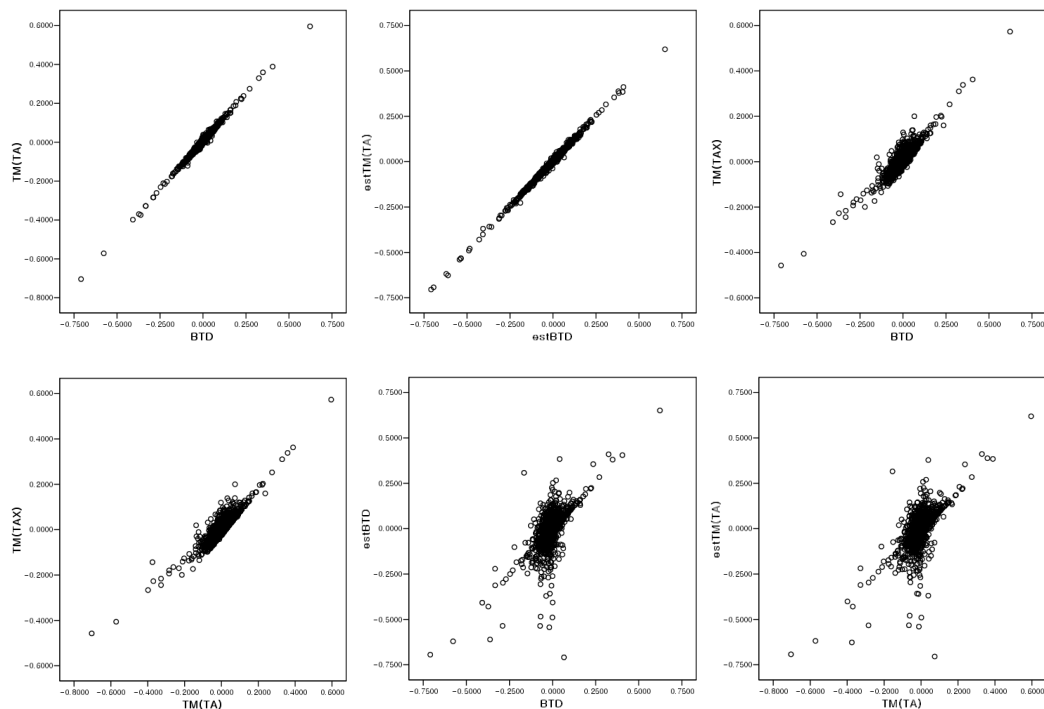
3. 양측검정이며, \*\*은 1% 수준, \*은 5% 수준에서 유의함.

Pearson 상관관계수에서, BTD와 TM(TA) 및 estBTD와 estTM(TA)는 99%를 상회하는 높은 상관관계수를 보이고 있으며, BTD와 TM(TAX) 및 TM(TA)와 TM(TAX)도 90%에 가까운 상관관계수를 보이고 있다. 이와 같이 근사실제과세소득을 이용한 측정치인 BTD, TM(TA), TM(TAX) 간 또는 추정과세소득을 이용한 측정치인 estBTD와 estTM(TA) 간 Pearson 상관관계수는 90%를 초

과하거나 90%에 가까운 값을 보이고 있다. 그러나 추정과세소득을 이용한 측정치와 근사실제과세소득을 이용한 측정치와의 상관계수는 최소 0.463, 최대 0.695로서 상대적으로 작은 값을 보이고 있다. 또한 BTD와 TM(TA)의 상관계수(0.994)는 TM(TA)와 TM(TAX)의 상관계수(0.876) 및 BTD와 TM(TAX)의 상관계수(0.871)보다 크고 그 차이는 1% 수준에서 유의한 바, 회계이익·과세소득 차이는 박한순(2014) 확장모형의 잔차보다는 Desai and Dharmapala(2006) 모형의 잔차와 더 밀접한 상관관계를 보이고 있다.<sup>10)</sup> Spearman 상관계수 역시 Pearson 상관계수와 유사한 결과를 보이고 있다.

<그림 1>은 조세회피 측정치의 분포 형태에 관한 산점도이다. 이는 조세회피 측정치 간 분포의 유사성 또는 차별성을 용이하게 파악하기 위한 것으로서, 추정과세소득을 이용한 조세회피 측정치는 근사실제과세소득을 이용한 조세회피 측정치와 약간 다른 분포 형태를 보이고 있으며, 잔차는 총차이와 전반적으로 유사한 분포 형태를 보이고 있음을 알 수 있다.

<그림 1> 조세회피 측정치 간 산점도



주 : 조세회피 측정치인 BTD, estBTD, TM(TA), TM(TAX), estTM(TA)의 정의는 <표 2>를 참조.

10) 상관계수 차이 분석은 상관계수의 표본분포를 이용한 검정통계량으로 수행하였으며, 상관계수의 표본분포에 대해서는 이종원(1997)을 참조.

근사실제과세소득을 이용한 조세회피 측정치인  $BTD$ 와  $TM(TA)$ ,  $BTD$ 와  $TM(TAX)$ ,  $TM(TA)$ 와  $TM(TAX)$  또는 추정과세소득을 이용한 조세회피 측정치인  $estBTD$ 와  $estTM(TA)$ 와의 산점도는 거의 직선에 가까운 분포 형태를 보이는 반면에,  $BTD$ 와  $estBTD$  그리고  $TM(TA)$ 와  $estTM(TA)$ 와의 산점도는 상대적으로 넓은 분포 형태를 보이고 있다. 이는 추정과세소득을 이용한 조세회피 측정치가 근사실제과세소득을 이용한 조세회피 측정치와 분포 형태에서 상대적으로 큰 차이가 있음을 나타내는 결과이다. 또한  $BTD$ 와  $TM(TA)$  그리고  $estBTD$ 와  $estTM(TA)$ 와의 산점도는  $BTD$ 와  $TM(TAX)$  및  $TM(TA)$ 와  $TM(TAX)$ 와의 산점도보다 훨씬 더 직선에 가까운 분포 형태인 바, <표 3> 상관계수 결과에서도 나타난 바와 같이 총차이는 박한순(2014) 확장모형의 잔차보다는 Desai and Dharmapala(2006) 모형의 잔차와 더 높은 분포 유사성을 보이고 있다.

## 2. 조세회피 측정모형의 회귀분석 및 조세회피 측정치의 동일성 분석

<표 4>는 조세회피 측정모형을 이용하여 조세회피 측정치를 산출하기 위한 회귀분석 결과로서, 측정모형 간 회귀계수의 크기와 부호, 모형의 설명력과 적합도 등의 비교를 통하여 측정모형을 평가하였다.

<표 4> 조세회피 측정모형의 회귀분석

조세회피 측정모형  $BTD_{it}$  또는  $estBTD_{it} = \beta_0 + \beta_1 TA_{it} + \beta_2 TAX_{it} + \epsilon_{it}$

| 조세회피<br>독립<br>측정치<br>변수 | $TM(TA)$           | $estTM(TA)$       | $TM(TAX)$           |
|-------------------------|--------------------|-------------------|---------------------|
| 상수                      | -0.00533(-6.717**) | -0.00212(-1.776)  | 0.01657( 3.596**)   |
| TA                      | 0.06397( 6.067**)  | 0.06781( 4.281**) | 0.07705( 3.983**)   |
| TAX                     |                    |                   | -1.37233(-31.172**) |
| 수정결정계수                  | 0.011              | 0.006             | 0.241               |
| F 값(p 값)                | 36.805(0.000)      | 18.330(0.000)     | 509.845(0.000)      |

주 : 1. 독립변수의 정의는 다음과 같으며, 종속변수인  $BTD$ 와  $estBTD$ , 조세회피 측정치인  $TM(TA)$ ,  $TM(TAX)$ ,  $estTM(TA)$ 의 정의는 <표 2>를 참조.

TA : 총발생액 / 총자산

TAX : 납부세액 / 총자산

2. 변수에 대응되는 표의 수치는 계수추정치이며, 괄호안의 수치는 t 값임.

3. 양측검정이며, \*\*은 1% 수준, \*은 5% 수준에서 유의함.

독립변수의 계수추정치는 모두 1% 수준에서 유의하며, 그 부호에 있어서 TA의 계수추정치는 양의 값인 반면에 TAX의 계수추정치는 음의 값이다. TA의 계수추정치가 양인 것은 이익조정을

위한 발생액이 클수록 회계이익이 크므로 회계이익 · 과세소득 차이가 커진다는 논리와 일치하며, 발생액을 이용한 이익조정 시에 회계이익 · 과세소득 차이가 커진다는 Phillips et al.(2003) 등의 선행연구와 일치한다. TAX의 계수추정치가 음인 것은 납부세액이 작을수록 과세소득이 작으므로 회계이익 · 과세소득 차이가 커진다는 논리와 일치하는 결과이다.<sup>11)</sup>

모형의 TA 계수추정치를 비교하면, TM(TA)와 TM(TAX)를 산출하기 위한 회귀모형의 TA 계수추정치는 각각 0.06397과 0.07705이고, estTM(TA)를 산출하기 위한 회귀모형의 TA 계수추정치는 0.06781이다. 그리고 estTM(TA)를 산출하기 위한 회귀모형의 TA 계수추정치와 다른 두 조세회피 측정치를 산출하기 위한 회귀모형의 TA 계수추정치와의 동일성 여부에 대한 t 검정이 통계적으로 유의한 결과를 보이지는 않는다.

모형의 설명력에 있어서, 발생액만을 독립변수로 포함하는 Desai and Dharmapala(2006) 모형에서는 결정계수가 1% 수준에 그치는 반면에 납부세액을 독립변수로 추가하는 박한순(2014) 확장모형에서는 결정계수가 24%로 크게 높아졌다. Desai and Dharmapala(2006) 모형의 잔차가 박한순(2014) 확장모형의 잔차보다 총차이와 더 밀접한 상관관계와 유사한 분포를 보이는 것은 이처럼 낮은 설명력과 무관하지 않을 것으로 판단된다. estTM(TA)를 산출하기 위한 회귀모형의 결정계수 0.006은 가장 낮은 값으로서 TM(TA)를 산출하기 위한 회귀모형보다도 낮다. 측정모형 간 결정계수의 동일성에 대한 Vuong 검정 결과에 의하면, 결정계수 차이의 Z 값이 TM(TA)와 estTM(TA) 간에는 10.717, TM(TA)와 TM(TAX) 간에는 5.173, TM(TAX)와 estTM(TA) 간에는 19.293으로서 모두 1% 수준에서 유의한 차이가 있음을 보이고 있다.<sup>12)</sup>

또한 모형의 유의성 및 적합도와 관련하여, 박한순(2014) 확장모형의 F 값(509.845)은 근사실 제과세소득을 이용한 Desai and Dharmapala(2006) 모형의 F 값(36.805)보다 훨씬 크며, estTM(TA)를 산출하기 위한 회귀모형의 F 값(18.330)은 가장 작다.

이와 같이 납부세액을 독립변수로서 포함하는 조세회피 측정모형이 더 높은 설명력과 적합도를 보인다는 것은 박한순(2014) 확장모형이 회계이익 · 과세소득 차이를 설명하는 구조적 모형으로는 미흡한 Desai and Dharmapala(2006) 모형의 대안으로서 활용가능하다는 것으로 해석될 수 있다.

다음으로 조세회피 측정치 간 평균과 중위수의 동일성 분석을 위하여 대응표본의 t 검정과 Wilcoxon 검정 및 ANOVA와 Kruskal-Wallis 검정을 실시하고 그 결과를 <표 5>에 제시하였다.

11) 이러한 관계를 부연 설명하면, 발생액은 회계이익 및 회계이익 · 과세소득 차이와 양의 관련성을 가지며 발생액을 이용하여 이익을 늘리는 조정행위에 의하여 회계이익 · 과세소득 차이가 커지게 된다. 이에 비하여, 납부세액은 과세소득과는 양의 관련성, 회계이익 · 과세소득 차이와는 음의 관련성을 가지며 납부세액을 절감하는 조정행위에 의하여 회계이익 · 과세소득 차이가 커지게 된다.

12) Vuong 검정의 검정통계량 산출과정에 대해서는 Dechow(1994)를 참조.

〈표 5〉 조세회피 측정치의 동일성 분석

제1부 : 모든 조세회피 측정치의 동일성 분석

| 구분   | 제곱합      | 자유도    | 평균제곱     | ANOVA<br>F 값(p 값) | Kruskal—Wallis<br>검정 $\chi^2$ 값(p 값) |
|------|----------|--------|----------|-------------------|--------------------------------------|
| 집단—간 | 0.094738 | 4      | 0.023685 | 8.255(0.000**)    | 179.443(0.000**)                     |
| 집단—내 | 45.87447 | 15,990 | 0.002869 |                   |                                      |

제2부 : 두 조세회피 측정치의 동일성 분석

| 구분                 | 평균 차이    | 표준편차    | t 검정<br>t 값(p 값) | Wilcoxon 검정<br>Z 값(p 값) |
|--------------------|----------|---------|------------------|-------------------------|
| BTD — estBTD       | −0.00317 | 0.04826 | −3.714(0.000**)  | 9.175(0.000**)          |
| BTD — TM(TA)       | −0.00611 | 0.00476 | −72.695(0.000**) | 45.468(0.000**)         |
| BTD — TM(TAX)      | −0.00611 | 0.02192 | −15.769(0.000**) | 10.864(0.000**)         |
| estBTD — estTM(TA) | −0.00294 | 0.00504 | −33.022(0.000**) | 34.096(0.000**)         |
| TM(TA) — estTM(TA) | 0        | 0.04826 | —                | −1.003(0.316)           |
| TM(TA) — TM(TAX)   | 0        | 0.02140 | —                | 8.263(0.000**)          |

주 : 1. 조세회피 측정치인 BTD, estBTD, TM(TA), TM(TAX), estTM(TA)의 정의는 <표 2>를 참조.  
 2. 양측검정이며, \*\*은 1% 수준, \*은 5% 수준에서 유의함.

모든 조세회피 측정치의 평균과 중위수의 동일성 검정에서, ANOVA의 F 값은 8.255, Kruskal-Wallis 검정의  $\chi^2$  값은 179.443으로서 1% 수준에서 동일하지 않다는 결과를 보이고 있다. 두 조세회피 측정치 간 평균과 중위수의 동일성 분석에서는 TM(TA)와 estTM(TA)를 제외하고 모두 통계적으로 유의한 차이가 있음을 보이고 있다. BTD와 estBTD, BTD와 TM(TA), BTD와 TM(TAX), estBTD와 estTM(TA)는 t 검정과 Wilcoxon 검정에서 1% 수준에서 유의한 차이가 있음을 보이고 있으며, TM(TA)와 TM(TAX)는 Wilcoxon 검정에서 1% 수준에서 유의한 차이가 있음을 보이고 있다. TM(TA)와 estTM(TA)가 유의한 결과를 보이지 않음에 따라, 부호검정, Mann-Whitney 검정 및 Kolmogorov-Smirnov 검정을 추가로 실시하였으며 그 결과는 모두 1% 수준에서 유의하다.<sup>13)</sup> 근사실제과세소득을 이용한 조세회피 측정치 간 차이에 대한 Wilcoxon 검정의 Z 값을 비교하면, 가장 유사한 분포와 가장 큰 상관계수를 보인 BTD와 TM(TA) 간 차이의 Z 값(45.468)이 가장 크고, BTD와 TM(TAX) 간 차이의 Z 값(10.864)이 그 다음으로 크며, TM(TA)와 TM(TAX) 간 차이의 Z 값(8.263)은 가장 작다.

13) 그 외에 다른 두 조세회피 측정치 간 중위수 차이에 대한 Mann-Whitney 검정 및 Kolmogorov-Smirnov 검정 결과도 모두 1% 수준에서 유의하다.

### 3. 추가 분석

<표 6>은 기업특성변수에 대한 조세회피 측정치의 회귀분석 결과로서, 조세회피 측정치 간 실증분석 결과의 동일성 여부를 확인하기 위한 분석이다.

<표 6> 기업특성변수에 대한 조세회피 측정치의 회귀분석

| 조세회피<br>독립<br>변수 | BTD                          | TM(TA)                       | estBTD                       | estTM(TA)                    | TM(TAX)                      |
|------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| 상수               | -0.015(-1.14)                | -0.004(-0.34)                | 0.036( 1.84)                 | 0.044( 2.24 <sup>*</sup> )   | -0.030(-2.85 <sup>**</sup> ) |
| SIZE             | -0.000(-0.33)                | -0.000(-0.57)                | -0.003(-3.60 <sup>**</sup> ) | -0.003(-3.78 <sup>**</sup> ) | 0.000( 0.42)                 |
| LIQ              | 0.000( 3.19 <sup>**</sup> )  | 0.000( 2.94 <sup>**</sup> )  | 0.000( 2.76 <sup>**</sup> )  | 0.000( 2.59 <sup>**</sup> )  | 0.000( 1.80)                 |
| LEV              | 0.004( 4.07 <sup>**</sup> )  | 0.004( 4.14 <sup>**</sup> )  | 0.003( 1.80)                 | 0.003( 1.85)                 | 0.002( 2.74 <sup>**</sup> )  |
| OCF              | -0.002(-2.38 <sup>*</sup> )  | -0.002(-1.98 <sup>*</sup> )  | -0.002(-1.44)                | -0.001(-1.14)                | -0.002(-3.02 <sup>**</sup> ) |
| ROA              | 0.140( 8.81 <sup>**</sup> )  | 0.120( 7.57 <sup>**</sup> )  | 0.051( 2.17 <sup>*</sup> )   | 0.030( 1.27)                 | 0.343( 27.69 <sup>**</sup> ) |
| GRW              | 0.003( 1.79)                 | 0.003( 1.64)                 | -0.000(-0.01)                | -0.000(-0.12)                | 0.003( 2.24 <sup>*</sup> )   |
| EXPT             | 0.001( 0.28)                 | 0.000( 0.13)                 | -0.005(-1.09)                | -0.005(-1.20)                | -0.000(-0.15)                |
| OWN              | 0.004( 0.67)                 | 0.004( 0.67)                 | -0.015(-1.98 <sup>*</sup> )  | -0.015(-1.98 <sup>*</sup> )  | 0.013( 3.10 <sup>**</sup> )  |
| FORN             | -0.038(-5.13 <sup>**</sup> ) | -0.034(-4.64 <sup>**</sup> ) | -0.032(-2.99 <sup>**</sup> ) | -0.029(-2.64 <sup>**</sup> ) | -0.017(-3.01 <sup>**</sup> ) |
| 수정결정계수           | 0.054                        | 0.045                        | 0.095                        | 0.092                        | 0.236                        |
| F 값(p 값)         | -9.28(0.00)                  | 7.87(0.00)                   | 16.33(0.000)                 | 15.64(0.00)                  | 45.89(0.00)                  |

주 : 1. 종속변수인 조세회피 측정치 BTD, estBTD, TM(TA), TM(TAX), estTM(TA)의 정의는 <표 2>를 참조하고 독립변수인 기업특성변수의 정의는 다음과 같음.

SIZE=기업규모(총자산의 자연로그값), LIQ=유동비율(유동자산/유동부채), LEV=부채비율(=총부채/총자산), OCF=영업현금흐름(=영업현금흐름/총매출액), ROA=총자산순이익률, GRW=매출액 성장률, EXPT=수출비중(=수출액/총매출액), OWN=대주주지분율(특수관계자 포함), FORN=외국인지분율

2. 연도더미변수와 산업더미변수를 포함한 결과이며, VIF 최대값은 2 미만임.
3. 변수에 대응되는 표의 수치는 계수추정치이며, 괄호안의 수치는 t 값임.
4. 양측검정이며, \*\*은 1% 수준, \*은 5% 수준에서 유의함.

<표 6> 회귀분석 결과에서 보는 바와 같이, BTD와 TM(TA), estBTD와 estTM(TA) 간에는 계수추정치의 부호와 통계적 유의성이 거의 동일한 반면에 BTD와 estBTD, TM(TA)와 estTM(TA) 간에는 여러 기업특성변수에서 계수추정치의 부호와 통계적 유의성이 상이함을 확인할 수 있다.<sup>14)</sup> 예를 들어 GRW, EXPT의 경우 계수추정치의 부호가 상이하고, SIZE, LEV, OCF, ROA의

14) 전규안·김철환(2008)은 과세소득 측정방법을 비교하기 위한 회계이익·과세소득 차이의 가치관련성

경우 계수추정치와 통계적 유의성이 상이하며, OWN의 경우 계수추정치의 부호와 통계적 유의성이 모두 상이하다. TM(TAX)와 estBTD 또는 estTM(TA) 간에는 SIZE, GRW, OWN의 계수추정치의 부호와 통계적 유의성이 모두 상이하고 LEV, OCF, ROA의 계수추정치의 통계적 유의성이 상이하다. 특히 OWN의 경우 서로 다른 부호로 통계적으로 유의하여 조세회피 측정치와의 관계가 정반대로 나타나고 있다. 그 외에 TM(TAX)와 BTD 또는 TM(TA) 간에도 SIZE, LIQ, GRW, EXPT, OWN 등의 기업특성변수에서 계수추정치의 부호 또는 통계적 유의성이 상이하다.

#### 4. 분석 결과의 해석과 평가

이상의 분석 결과를 종합하면 조세회피 측정모형 및 과세소득 추정방법에 관계없이 회계이익 · 과세소득 차이를 이용한 조세회피 측정치 간에 평균과 중위수에 차이가 없다는 귀무가설이 기각된다고 결론 내릴 수 있다. 조세회피 측정모형 또는 과세소득 추정방법에 따라 조세회피 측정치가 통계적으로 유의하게 다르다는 것을 이용한 실증분석 결과 역시 달라질 가능성이 있음을 의미하며, 기업특성변수에 대한 조세회피 측정치의 회귀분석 결과는 이를 뒷받침하고 있다.

그런데 회계이익과 과세소득의 총차이와 비정상 차이가 통계적으로 유의한 차이를 보이는 것은 그다지 중요한 문제가 아닐 수 있지만, 동일한 측정모형에서 추정과세소득을 이용한 조세회피 측정치가 근사실제과세소득을 이용한 조세회피 측정치와 통계적으로 유의한 차이를 보이는 것은 측정오차에 기인한 것이므로 중요한 문제가 아닐 수 없다. 결국 과세소득 추정방법과 관련하여 단순히 납부세액으로부터 산출된 전통적인 추정과세소득은 실제과세소득의 타당한 대응치가 되지 못한다고 결론 내릴 수 있으며, 세액공제등을 납부세액에 가산한 세액으로부터 산출된 근사실제과세소득을 실제과세소득의 대응치로 이용하는 것이 타당하다.

다만 실용성 측면에서 납부세액과 세액공제등의 세무자료는 감사보고서 주석에서 수작업으로 수집해야 하는 어려움이 있으므로 수집이 용이한 재무제표자료를 이용하여 과세소득을 추정하는 방법을 고려해 볼 수 있다. 이와 관련하여 김노창 · 최기호(2014)는 실제과세소득과의 차이가 법인세비용에서 이연법인세를 조정한 세액으로부터 산출된 추정과세소득, 세전이익에서 이연법인세로부터 산출된 일시적차이를 조정한 추정과세소득, 단순히 납부세액으로부터 산출된 추정과세소득의 순서로 크며, 차이의 평균은 순서대로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의하다는 실증 결과를 제시하였다.<sup>15)</sup> 그리고 <표 6>의 결과를 유추하여 해석해 볼 때 재무제표자료를 이

연구에서 추정과세소득을 이용한 측정치와 실제과세소득을 이용한 측정치 간에 회귀분석 결과에 차이가 없음을 제시하고 있지만 단일변수인 주가만을 이용한 결과라는 점에서 일반화하는데 한계가 있다.

15) 실제과세소득과의 차이의 절대값은 세전이익에서 이연법인세로부터 산출된 일시적차이를 조정한 추정과세소득, 법인세비용에서 이연법인세를 조정한 세액으로부터 산출된 추정과세소득, 단순히 납부세액으로부터 산출된 추정과세소득의 순서로 큰 바, 단순히 납부세액으로부터 산출된 추정과세소득의 측정오차가 상대적으로 가장 작다는 실증 결과를 제시하였다.

용하여 산출된 추정과세소득 역시 단순히 납부세액으로부터 산출된 추정과세소득보다 큰 측정 오차로 인하여 실증 결과에 중요한 오류가 발생할 가능성이 높다. 이에 비하여 세액공제등을 납부세액에 가산한 세액으로부터 산출된 추정과세소득은 본 연구의 수리적 분석 결과에 제시된 바와 같이 사실상 실제과세소득과 일치하게 된다. 따라서 실용성에 기초하여 재무제표자료를 이용하기 보다는 타당성에 기초하여 세무자료를 이용하여 추정과세소득을 산출하는 것이 바람직하다고 결론내릴 수 있다.

또한 조세회피 측정모형과 관련하여 총차이와 잔차를 비교할 때, 잔차는 분포의 유사성을 크게 훼손하지 않으면서 조세회피 이외의 회계이익·과세소득 차이 발생요인을 제거하고 있으므로 총차이보다 선호될 수 있다. 다만 Desai and Dharmapala(2006) 모형은 회계기준과 법인세법의 차이로 인하여 조정행위와 무관하게 발생하는 부분을 통제하지 못하여 회계이익·과세소득 차이를 설명하는 구조적 모형으로는 미흡하다. 또한 Desai and Dharmapala(2006) 모형의 잔차는 산점도, 상관계수, 측정모형의 설명력 등으로 평가할 때 사실상 총차이와 차별성을 갖지 못하는 것으로 판단된다. 이에 비하여 박한순(2014) 확장모형은 Desai and Dharmapala(2006) 모형보다 높은 설명력과 적합도를 보일 뿐만 아니라 납부세액을 이용하여 조정행위와 무관하게 발생하는 회계이익·과세소득 차이를 제거하고 있다. 따라서 박한순(2014) 확장모형은 Desai and Dharmapala(2006) 모형의 대안으로서 활용가능하다고 결론 내릴 수 있다.

## V. 결 론

본 연구에서는 회계이익·과세소득 차이를 이용한 조세회피 측정치를 두 가지 관점에서 산출하고 산출된 다섯 가지의 측정치를 비교분석하였다. 그 중 하나는 조세회피 측정모형에 따른 조세회피 측정치로서, 회계이익과 과세소득의 총차이 및 Desai and Dharmapala(2006) 모형과 박한순(2014) 확장모형에 의한 비정상 차이이다. Desai and Dharmapala(2006) 모형은 회계이익·과세소득 차이의 설명변수로서 발생액만을 포함하는 반면에서 박한순(2014) 확장모형은 발생액 이외에 납부세액을 추가하였다. 다른 하나는 과세소득 추정방법에 따른 조세회피 측정치로서, 단순히 납부세액으로부터 산출된 전통적인 추정과세소득 및 세액공제등을 납부세액에 가산한 세액으로부터 산출된 실제과세소득 근사치(근사실제과세소득)를 이용한 측정치이다.

표본기업은 2014년 말 현재 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 800개의 12월 결산 제조기업이고, 분석기간은 2011년부터 2014년까지이며, 최종적인 기업-연 표본은 이상치 1개 표본을 제외한 3,199개이다.

회계이익·과세소득 차이를 이용한 조세회피 측정치의 기술통계, 산점도, 평균과 중위수 등을 비교분석한 결과에 의하면, 조세회피 측정치 간에 평균과 중위수에 차이가 없다는 귀무가설이

기각된다고 결론내릴 수 있다. 이와 같이 조세회피 측정모형 또는 과세소득 추정방법에 따라 조세회피 측정치가 통계적으로 유의하게 다르다는 것은 이를 이용한 실증분석 결과 역시 달라질 수 있음을 의미한다. 그 외에 본 연구의 분석 결과로부터 얻어진 추가적인 결론은 다음과 같다.

조세회피 측정모형과 관련하여, 이익조정과 관련된 발생액 이외에 과세소득 산출과정에서 회계기준과 법인세법의 차이로 인하여 조정행위와 무관하게 발생하는 부분을 통제하기 위하여 납부세액을 설명변수로서 추가한 박한순(2014) 확장모형은 Desai and Dharmapala(2006) 모형보다 높은 설명력과 적합도를 보였다. 또한 과세소득 추정방법과 관련하여, 단순히 납부세액으로부터 산출된 전통적인 추정과세소득을 이용한 조세회피 측정치는 근사실제과세소득을 이용한 조세회피 측정치와 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 따라서 세액공제등을 납부세액에 가산하여 과세소득을 추정하고 납부세액을 설명변수로서 추가한 박한순(2014) 확장모형을 이용하여 조세회피 측정치를 산출할 것을 제안한다.

다만 본 연구는 결손기업이 표본에서 제외되어 있는 한계점을 갖고 있으며, 결손기업을 표본에 포함한다면 다른 결과가 나타날 가능성이 있다. 향후에 본 연구에서 제시한 방법으로 산출된 조세회피 측정치를 이용하여 기업특성변수와의 관련성 연구를 수행하고 그 결과를 선행연구와 비교하는 것은 좋은 연구가 될 것으로 기대된다.

## 참고문헌

- 강석훈 · 박찬용. 2003. “소득분배 추정방법의 한계에 대한 고찰”. 재정논집 제18권 : 29-49.
- 강정연 · 김영철. 2012. “조세회피와 소유구조”. 세무학연구 제29권 제2호 : 37-67.
- 고윤성 · 백혜원. 2010. “가족기업의 조세회피 성향에 관한 연구”. 세무학연구 제27권 제2호 : 49-76.
- 김노창 · 최기호. 2014. “법인세법상 각 사업연도소득의 추정방법에 관한 연구”. 세무학연구 제31권 제4호 : 189-222.
- 김진희 · 정재욱. 2006. “기업의 재무적 특성이 조세회피행위에 미치는 영향”. 세무학연구 제23권 제4호 : 97-123.
- 박종국 · 홍영은. 2009. “조세회피와 외국인지분율”. 세무학연구 제26권 제1호 : 105-135.
- 박한순. 2014. “과세소득의 측정 및 감사노력과 조세회피의 관계”. 회계연구 제19권 제5호 : 73-102.
- 박한순. 2017. “과세소득 추정의 측정오차 및 조세회피 측정치의 기업규모별 · 업종별 차이”. 세무와회계저널 제18권 제5호 : 9-30.
- 서창적 · 최순재 · 윤영진. 2001. “비선형성을 고려한 서비스품질 측정 모형에 관한 연구”. 품질경영학회지 제29권 : 1-16.
- 이강희 · 임태규 · 박영기. 1995. “거주 만족도 측정모형의 비교평가”. 대한건축학회논문집 제11권 : 103-110.
- 이병산. 2012. “조세회피 측정방법의 검증과 추정모형에 관한 연구”. 세무와회계저널 제13권 제1호 : 317-355.
- 이석훈 · 윤덕균. 2004. “퍼지수를 이용한 서비스 품질 측정에 관한 연구”. 산업경영시스템학회지 제27권 : 66-74.
- 이종원. 1997. 「경제경영통계학」. 박영사.
- 이종원. 2001. 「계량경제학」. 박영사.
- 전규안 · 김철환. 2008. “회계이익과 과세소득의 차이 계산시 과세소득의 측정방법에 관한 연구”. 세무와회계저널 제9권 제3호 : 167-190.
- 최동춘 · 서정록. 2013. “기업지배구조와 조세회피”. 회계연구 제18권 제1호 : 1-27.
- Armstrong, C., J. Blouin and D. Larcker. 2012. The Incentives for Tax Planning. *Journal of Accounting and Economics* 53 : 391-411.
- Blaylock, B., T. Shevlin and R. Wilson. 2012. Tax Avoidance, Large Positive Temporary Book-Tax Differences, and Earnings Persistence. *The Accounting Review* 87 : 91-120.
- Chen, S., X. Chen, Q. Cheng and T. Shevlin. 2010. Are Family Firms More Tax Aggressive than Non-family Firms. *Journal of Financial Economics* 95 : 41-61.
- Dechow, P. 1994. Accounting Earnings and Cash Flows As Measures of Firm performance :

- The Role of Accounting Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 18 : 3–42.
- Desai, M. A. and D. Dharmapala. 2006. Corporate Tax Avoidance and High Powered Incentives. *Journal of Financial Economics* 79 : 145–179.
- Hanlon, M. 2003. what Can We Infer about a Firm's Taxable Income from Its Financial Statements?. *National Tax Journal* 56 : 831–863.
- Hanlon, M. and S. Heitzman. 2010. A Review of Tax Research. *Journal of Accounting and Economics* 50 : 127–178.
- Jackson, M. 2015. Book–Tax Differences and Future Earnings Changes. *The Accounting Review* 17 : 49–73.
- Manzon, G. Jr. and G. Plesko. 2002. The Relation between Financial and Tax Reporting Measures of Income. *Tax Law Review* 55 : 175–214.
- McGill, G. and E. Outslay. 2004. Lost in Translation : Detecting Tax Shelter Activity in Financial Statements. *National Tax Journal* 57 : 739–756.
- Neter, J., W. Wasserman and M. Kutner. 1985. *Applied Linear Statistical Models*. Irwin.
- Phillips, J., M. Pincus and S. Rego. 2003. Earnings Management : New Evidence Based on Deferred Tax Expense. *The Accounting Review* 78 : 491–521.
- Tang, T. and M. Firth. 2011. Can Book–Tax Differences Capture Earnings Management and Tax Management? Empirical Evidence from China. *The International Journal of Accounting* 46 : 175–204.
- Wilson, R. 2009. An Examination of Corporate Tax Shelter Participants. *The Accounting Review* 84 : 969–999.

## Comparisons of Tax Avoidance Measures Using Book - Tax Differences

Han Soon Park\*

— <Abstract> —

This paper analyses the following 5 tax avoidance measures using book-tax differences(BTD) calculated by two dimensions. The one is classified by tax avoidance model, and the measures are total BTD, abnormal BTD of Desai and Dharmapala(2006) model, and abnormal BTD of Park(2014)'s extended model. The other is classified by taxable income estimation and the measures are total and abnormal BTD using traditional estimated taxable income or approximate real taxable income. Park(2014)'s extended model has additional independent variable of taxes currently payable besides total accruals. Traditional estimated taxable income is calculated from taxes currently payable, whereas approximate real taxable income is from taxes currently payable adding tax exemptions and tax credits.

The sample consists of 800 listed manufacturing firms in KIS-Value with the data for 2011-2014 years and the final sample observations are 3,199 firm-years after excluding 1 outlier sample. The empirical results of mean and median difference tests reject the null hypothesis that the tax avoidance measures have no differences in their statistical characteristics.

Especially, Desai and Dharmapala(2006) model shows significantly low coefficient of determination relative to Park(2014)'s extended model. Furthermore, the tax avoidance measure using traditional estimated taxable income will have possibility of significant error in case of the presence of tax exemptions and tax credits. So, it's recommended to use taxes currently payable reflecting tax exemptions and tax credits for taxable income estimation and to use Park(2014)'s extended model for tax avoidance calculation.

<Key words> Tax Avoidance, Book-Tax Differences, Total Accruals, Taxes Currently Payable, Estimated Taxable Income

---

\* Professor, School of Business, Chungbuk National University, hspark@chungbuk.ac.kr