

## 당기 이익에 영향을 미치는 이익구성요소의 특성\*

백원선

성균관대학교 경영대학  
(wpaek@skku.ac.kr)

본 연구에서는 전통적 방식에 따른 이익구성요소와 Francis and Smith(2005)의 방식에 따른 “당기 이익 관련”(time-specific) 이익구성요소간의 특성 차이를 비교하였다. 전통적 방식의 이익구성요소에는 당기 이익에 영향을 미치는 구성요소 뿐 아니라 전기 또는 차기 이익에 영향을 미치는 구성요소가 포함되는데 Francis and Smith(2005)은 이 중에서 전기 또는 차기 이익에 영향을 미치는 구성요소를 제거할 경우 영업현금흐름과 발생액의 지속성 차이가 대폭 줄어든다는 증거를 제시하였다. 본 연구에서는 이익특성을 나타내는 측정치 중에서 특히 이익과의 연관성, 1차자기상관관계, 변동성 및 지속성 등을 중심으로 두 가지 방식의 이익구성요소를 비교하였다.

주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 이익기간별 이익구성요소의 횡단면 분포에 의하면 전통적 방식의 이익구성요소 중에서 발생액과 이익간 연관성이 영업현금흐름과 이익간 연관성보다 더 높았으나 Francis and Smith(2005) 방식의 이익구성요소에서는 발생액보다 영업현금흐름이 이익과 더 높은 연관성을 나타냈다. 둘째, 전통적 이익구성요소에 비하여 Francis and Smith(2005) 방식의 이익구성요소가 더 높은 1차자기상관관계를 보였다. 셋째, 변동성은 전통적 이익구성요소보다 Francis and Smith(2005) 방식의 이익구성요소가 더 작았다. 넷째, 영업현금흐름의 지속성은 전통적 방식보다 Francis and Smith(2005) 방식이 더 작은 반면에 발생액의 지속성은 전통적 방식보다 Francis and Smith(2005) 방식이 더 컸다. 그 결과 Francis and Smith와 유사하게 영업현금흐름과 발생액의 지속성간의 차이가 크게 줄어들었다. 이상의 결과는 Francis and Smith(2005) 방식의 당기이익 관련 이익구성요소가 전통적 이익구성요소에 비하여 안정적인 특성을 갖고 있다는 것을 보여주었다. 즉, 이는 전통적 이익구성요소에 포함되어 있는 전기 또는 차기 이익과 관련된 항목들로 인하여 전통적 이익구성요소의 안정성과 지속성이 상대적으로 떨어지기 때문에 나타나는 현상이라는 것을 제시하고 있다. 따라서 본 연구의 결과는 정보이용자가 이러한 이익구성요소의 특성을 감안하여 이익의 시계열 특성, 이익품질 등을 포함한 기업분석에 활용할 필요가 있다는 점을 시사해 준다.

주제어: 당기 이익 관련 이익구성요소, 변동성, 자기상관관계, 전통적 이익구성요소, 지속성

### 1. 서론

본 연구에서는 전통적 방식으로 측정된 이익구성요소와 Francis and Smith(2005)의 방식으로 측정된 당기 이익에 영향을 미치는 “당기 이익 관련”(time-specific) 이익구성요소간 특성 차이를 비교하였다. Sloan(1996) 이후 많은 선행연구에서 발생액의 지속성이 영업현금흐름의 지속성에 비하여

더 낮다는 결과가 보고되었다. 하지만 Francis and Smith(2005)는 이러한 결과가 이익구성요소의 측정방식에 기인한 것이라는 흥미로운 증거를 제시하였다. 본 연구에서는 이익구성요소를 전통적 방식으로 측정된 경우와 Francis and Smith(2005)의 방식으로 측정된 경우 각 이익구성요소의 특성을 비교함으로써 당기, 전기 또는 차기 이익과 관련된 이익구성요소들이 이익특성에 미치는 차별적 영향에 대한 증거를 제공하고자 하였다.

이익을 영업현금흐름과 발생액의 두 가지 구성요소로 구분할 때 이들 구성요소에는 당기 이익과는 무관하지만 전기 또는 차기 이익과는 관련 있는 요소(예를 들면, 전기 미수수익, 전기 미지급비용, 당기 선수금, 당기 선급비용 등)가 포함된다. Francis and Smith(2005)는 전통적 방식의 이익구성요소에서 당기 이익에 영향을 미치지 않는 요소를 제거하여 당기 이익 관련(time-specific) 영업현금흐름과 발생액을 측정하였다. 또한 이를 이용하여 Sloan(1996)과 같이 차기 이익과 당기 이익구성요소간 관계에 해당하는 이익예측식을 추정했을 때 차기 이익에 대한 당기 영업현금흐름과 당기 발생액의 회귀계수의 차이가 크게 줄어든다는 증거를 제시하였다. 특히 영업현금흐름과 발생액의 구성요소의 1차자기상관계수가 같더라도 차기 이익과 당기 이익구성요소간 회귀식으로 추정되는 두 요소의 지속성은 다를 수 있음을 보였다. 발생주의회계에 따른 전통적 방식의 영업현금흐름과 발생액에 포함된 전기 또는 차기 이익에 영향을 미치는 요소로 인하여 두 요소의 지속성 차이가 더 커진다는 것을 보여주었다.

본 연구에서는 (1) 전통적 방식으로 측정한 영업현금흐름 및 발생액과 (2) Francis and Smith(2005)의 방식으로 측정한 당기 이익 관련 영업현금흐름 및 발생액간 특성의 차이를 분석하였다. 특히 이익과의 연관성, 1차자기상관관계, 변동성 및 지속성에 초점을 맞추어 두 가지 방식의 이익구성요소를 비교하였다. 1995년부터 2011년까지 한국거래소의 유가증권시장에 상장된 9,200개 기업-년을 대상으로 수행한 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, Burgstahler and Dichev(1997)가 사용한 이익구간별 이익과 그 구성요소의 횡단면 분포로부터 양자간 관계를 보면 전통적 방식으로 측정된

이익구성요소의 경우 발생액과 이익간의 관계가 영업현금흐름과 이익간의 관계보다 더 강한 반면에 Francis and Smith(2005) 방식으로 측정된 이익구성요소의 경우에는 발생액보다 영업현금흐름이 이익과 더 밀접한 관계를 보였다. 둘째, 전통적 이익구성요소에 비하여 당기 이익 관련 이익구성요소의 1차자기상관계수가 더 컸다. 셋째, 전통적 방식의 이익구성요소의 변동성에 비하여 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 이익구성요소의 변동성이 더 작았다. 넷째, 전통적 이익구성요소에 비하여 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 이익구성요소의 지속성 차이가 더 작았다.

이상의 결과는 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 이익구성요소가 전통적 방식의 이익구성요소에 비하여 시계열상 상대적으로 안정적인 특성을 갖고 있다는 것으로 해석된다. 이러한 결과는 전통적 이익구성요소의 불안정성과 비지속성이 당기 이익에 영향을 미치지 않는 이익구성요소 때문에 야기되는 현상이라는 것을 시사해 준다.

Francis and Smith(2005)는 Sloan(1996)이 보고한 영업현금흐름 대 발생액의 지속성 차이는 영업현금흐름과 발생액의 측정방식에서 기인한 것이라는 증거를 제시하였다. 그러나 Francis and Smith(2005)는 기간특이성(time-specificity)과 기업특이성(firm-specificity)의 시각에서 두 가지 방식의 이익구성요소의 지속성 비교에만 초점을 맞추었고, 이익구성요소의 특성에 관한 세부적인 분석은 수행하지 않았다. 본 연구는 전통적 방식과 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 영업현금흐름과 발생액의 다양한 특성을 비교분석했다는 점에서 그 의미가 있다. 이익과의 연관성, 1차자기상관관계, 변동성 및 지속성 측면에서 두 가지 방식의 측정치를 비교한 본 연구의 결과는 이익구성요소의 시

계열 특성 및 정보효과 등의 관련 문헌에 유용한 시사점을 제공할 것이다. Francis and Smith(2005)가 제시한 바와 같이 전통적 방식의 이익구성요소는 당기 이익에 영향을 미치는 요소와 그렇지 않은 요소로 구분되는데 본 연구에서 제시하고 있는 이들간의 시계열 특성, 변동성 및 지속성이 다르다는 증거는 지속성, 변동성 등 이익구성요소의 특성에 기초한 의사결정을 내려야 하는 다양한 정보이용자에게 중요한 정보로 활용될 수 있을 것이다. 특히 본 연구의 결과는 정보이용자가 전통적 이익구성요소에서 당기 이익에 영향을 미치거나 미치지 않는 요소가 차지하는 비중의 크기에 따라 변동성 또는 지속성이 달라질 수 있다는 사실에 주목하도록 주의를 환기시켰다는 데 그 의의를 찾을 수 있다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II절에서는 연구배경을 살펴보고 연구가설을 설정하였다. 제III절에서는 표본선정기준과 연구방법을 기술하였다. 제IV절에서 실증분석결과를 논의하였고, 마지막으로 제V절에서 결론을 맺었다.

## II. 연구배경: 당기이익 관련 이익구성요소

Sloan(1996)은 당기 영업현금흐름과 발생액에 대한 차기 이익의 지속성이 서로 유의하게 다르다는 결과를 보고하였다. 특히 영업현금흐름의 지속성에 비하여 발생액의 지속성이 낮았다. 동시에 시장참여자들은 영업현금흐름의 높은 지속성을 과소평가하며, 발생액의 낮은 지속성을 과대평가하는 경향이 있다는 증거를 제시하였다. 이러한 증거는 국내

외의 많은 후속연구에서 일관되게 확인된 바 있다 (Richardson et al., 2005; Dechow and Ge, 2006; Dechow et al., 2008; 고종권과 윤성수, 2006; 강내철과 최순재, 2009; 백원선, 2009; 손성규 등, 2011 등).

Sloan(1996)을 포함한 대부분의 선행연구에서는 발생액을  $\Delta$ 유동자산에서  $\Delta$ 유동부채를 차감하여 계산하였다.<sup>1)</sup> 그러나 이러한 전통적 방식으로 측정된 발생액에는 당기 이익에 영향을 미치는 요소 외에도 전기 또는 차기 이익에 영향을 미치는 요소가 포함되는데 Francis and Smith(2005)는 Sloan(1996)의 결과가 이익구성요소의 측정방식 때문이야기된 것이라는 증거를 제시하였다. 특히 Francis and Smith(2005)는 전기 또는 차기 이익에 영향을 미치는 요소를 제외하고 순수하게 당기 이익에 영향을 미치는 요소만으로 이익구성요소의 지속성을 추정하였다. 이 경우 Sloan(1996)의 결과에 비하여 영업현금흐름과 발생액의 지속성간에 차이가 대폭 줄어든다는 결과를 보고하였다.

논의의 단순화를 위하여 발생액 산출에 필요한 계정과목이 매출채권(A)과 선급비용(D)만으로 구성되어 있다고 가정할 때 전통적 방식의 발생액(TA)과 영업현금흐름(CF) 및 이익(E)은 다음과 같이 계산된다.

$$\begin{aligned} TA_t &= (A_t - A_{t-1}) + (D_t - D_{t-1}) \\ &= -A_{t-1} + (A_t - D_{t-1}) + D_t \\ CF_t &= C_t + A_{t-1} - D_t \\ E_t &= C_t + A_t - D_{t-1} \end{aligned}$$

변수정의:

1) Sloan(1996)은 ( $\Delta$ 유동자산- $\Delta$ 현금)-( $\Delta$ 유동부채- $\Delta$ 단기차입금- $\Delta$ 미지급법인세)로 발생액을 정의하였다. Richardson et al.(2005) 및 Dechow et al.(2008) 등은 발생액을 더 포괄적으로 ( $\Delta$ 비현금자산- $\Delta$ 부채)로 정의하였다.

$TA_t$ 는 t년 발생액, 즉,  $E_t - CF_t$ ,  $CF_t$ 는 t년 영업현금흐름,  $E_t$ 는 t년 이익,  $A_t$ 는 t년 매출채권,  $D_t$ 는 t년 선급비용,  $C_t$ 는 t년 순영업현금흐름.

발생주의회계에서 발생액은 당기 매출채권과 전기 매출채권의 변화( $A_t - A_{t-1}$ )와 당기 선급비용과 전기 선급비용의 변화( $D_t - D_{t-1}$ )의 합계로 계산된다. 영업 현금흐름은 당기 순영업현금흐름( $C_t$ )에 전기 매출채권의 회수액( $A_{t-1}$ )을 가산하고 당기 선급비용의 지급액( $D_t$ )을 차감하여 계산된다. 이익은 당기 매출채권( $A_t$ )에서 전기 선급비용의 당기 비용처리액( $D_{t-1}$ )을 차감한 금액이다. 여기에서  $A_{t-1}$ 은 전기 이익에 영향을 미치는 요소이고,  $D_t$ 는 차기 이익에 영향을 미치는 요소이며,  $A_t - D_{t-1}$ 은 당기 이익에 영향을 미치는 요소이다. 특히 전기 또는 차기 이익에 영향을 미치는 요소( $A_{t-1}$  &  $D_t$ )는 발생액과 영업현금흐름에 각각 반대 방향으로 포함된다. 즉, 발생액과 영업현금흐름에 포함된 전기 또는 차기 이익에 영향을 미치는 요소는 상쇄되기 때문에 영업현금흐름과 발생액의 합으로 표시되는 이익에는 포함되지 않는다.

한편 Francis and Smith(2005)는 전통적 방식의 발생액과 영업현금흐름 구성요소 중에서 전기 또는 차기 이익에 영향을 미치는 구성요소( $A_{t-1}$  및  $D_t$ )를 제외하고, 다음과 같이 당기 이익 관련 발생액( $tsTA_t$ )과 영업현금흐름( $tsCF_t$ )을 산출하였다.

$$\begin{aligned} tsTA_t &= A_t - D_{t-1} \\ tsCF_t &= C_t \\ E_t &= C_t + A_t - D_{t-1} \end{aligned}$$

변수정의:

$tsTA_t$ 는 t년 당기 이익 관련 발생액,  $tsCF_t$ 는 t년 당기 이익 관련 영업현금흐름, 즉,  $E_t - tsTA_t$ ,  $E_t$ 는 t년 이익,  $A_t$ 는 t년 매출채권,  $D_t$ 는 t년 선급비용,  $C_t$ 는 t년 순영업현금흐름.

위의 방식에 따라 측정된 이익구성요소를 이용하여 Francis and Smith(2005)는 Sloan(1996)이 보고한 당기 발생액과 영업현금흐름에 대한 차기 이익의 차별적 지속성이 여전히 존재하는지를 분석하였다. 이를 위하여 각 이익구성요소는 1차자기상관과정(first-order autoregressive process)을 따르며, 독립적이고 동일한 분포를 따른다는 가정을 설정하고 그 가정을 토대로 두 가지 방식에 따른 이익구성요소의 지속성 차이를 예측하였다.<sup>2)</sup> 여기에서 이익구성요소의 분포가 독립적이며 동일하다는 가정은 구체적으로 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$C_t = \phi_C C_{t-1} + e_{Ct} \quad (1a)$$

$$A_t = \phi_A A_{t-1} + e_{At} \quad (1b)$$

$$D_t = \phi_D D_{t-1} + e_{Dt} \quad (1c)$$

$$\phi_C = \phi_A = \phi_D = \phi \quad (1d)$$

$$\sigma(A_t, D_t) = \sigma(A_t, C_t) = \sigma(D_t, C_t) = 0 \quad (2)$$

$$\sigma^2(C_t) = \sigma^2(e_{Ct}) / (1 - \phi_C^2) \quad (3a)$$

$$\sigma^2(A_t) = \sigma^2(e_{At}) / (1 - \phi_A^2) \quad (3b)$$

$$\sigma^2(D_t) = \sigma^2(e_{Dt}) / (1 - \phi_D^2) \quad (3c)$$

$$\sigma^2(C_t) = \sigma^2(A_t) = \sigma^2(D_t) = V \quad (3d)$$

변수정의:

$A_t$ 는 t년 매출채권,  $D_t$ 는 t년 선급비용,  $C_t$ 는 t년 순영

2) 각 이익구성요소가 독립적이고 동일한 분포를 따른다는 가정은 구체적으로 첫째, 각 이익구성요소는 시계열상 1차자기상관관계를 따르며, 1차자기상관계수의 크기는 동일하며, 둘째, 각 이익구성요소간 상관관계는 0이고, 셋째, 각 이익구성요소의 분산은 동일하다는 것을 뜻한다.

영업현금흐름,  $\phi_A$ 는  $A_t$ 의 1차자기상관계수,  $\phi_C$ 는  $C_t$ 의 1차자기상관계수,  $\phi_D$ 는  $D_t$ 의 1차자기상관계수,  $\sigma(\cdot, \cdot)$ 는 공분산,  $\sigma^2(\cdot)$ 는 분산.

Francis and Smith(2005)는 위의 가정에 따라 각 이익구성요소가 독립적이며 동일한 분포를 보이더라도 전통적 방식으로 측정된 영업현금흐름과 발생액의 지속성은 다를 수 있다는 것을 보였다.

전통적 방식(식4a)과 Francis and Smith(2005) 방식(식 4b)에 의한 이익구성요소를 표시하면 다음과 같다.

$$E_t = CF_t (=C_t+A_{t-1}-D_t) + TA_t (=A_t-A_{t-1}+D_t-D_{t-1}) = C_t+A_t-D_{t-1} \quad (4a)$$

$$= tsCF_t (=C_t) + tsTA_t (=A_t-D_{t-1}) = C_t+A_t-D_{t-1} \quad (4b)$$

변수정의:

$E_t$ 는 t년 이익,  $CF_t$ 는 t년 영업현금흐름,  $TA_t$ 는 t년 발생액, 즉,  $E_t-CF_t$ ,  $A_t$ 는 t년 매출채권,  $D_t$ 는 t년 선급비용,  $C_t$ 는 t년 순영업현금흐름,  $tsTA_t$ 는 t년 당기 이익 관련 발생액,  $tsCF_t$ 는 t년 당기 이익 관련 영업현금흐름, 즉,  $E_t-tsTA_t$ .

위의 관계로부터 두 가지 방식에 따른 영업현금흐름과 발생액의 1차자기상관관계, 변동성 및 지속성을 비교하면 다음과 같다.

## 2.1 1차자기상관관계

두 가지 방식에 따라 측정된 이익구성요소의 1차자기상관계수는 다음 회귀식의 회귀계수로 측정하였다.

$$CF_t (=C_t+A_{t-1}-D_{t-1}) = a_{01} + a_{11} CF_{t-1} (=C_{t-1}+A_{t-1}-D_{t-2}) + u_{1t} \quad (5a)$$

$$TA_t (=A_t-A_{t-1}+D_t-D_{t-1}) = a_{02} + a_{12} TA_{t-1} (=A_{t-1}-A_{t-2}+D_{t-1}-D_{t-2}) + u_{2t} \quad (5b)$$

$$tsCF_t (=C_t) = a_{03} + a_{13} tsCF_{t-1} (=C_{t-1}) + u_{3t} \quad (5c)$$

$$tsTA_t (=A_t-D_{t-1}) = a_{04} + a_{14} tsTA_{t-1} (=A_{t-1}-D_{t-2}) + u_{4t} \quad (5d)$$

전통적 이익구성요소와 당기 이익 관련 이익구성요소간의 1차자기상관계수를 비교하면 전통적 영업현금흐름과 당기 이익 관련 영업현금흐름의 1차자기상관계수는 동일하다( $a_{11}=a_{13}=\phi$ ). 전통적 영업현금흐름과 발생액의 1차자기상관계수의 크기는  $\phi$ 의 크기에 따라 달라지는데  $\phi$ 가 0.333보다 크면 영업현금흐름의 1차자기상관계수( $a_{11}$ )가 발생액의 1차자기상관계수( $a_{12}$ )보다 크다는 것을 알 수 있다. 또한 두 가지 방식의 발생액의 1차자기상관계수(각각  $a_{12}=(1-\phi)/2$  &  $a_{14}=\phi$ )의 상대적 크기도  $\phi$ 의 크기에 좌우된다는 것을 알 수 있다. 즉,  $\phi$ 가 0.333보다 크면 당기 이익 관련 발생액의 1차자기상관계수가 전통적 발생액의 1차자기상관계수보다 크다

1차자기상관계수

전통적 방식	비교	Francis and Smith(2005) 방식
$a_{11} = \sigma(CF_t, CF_{t-1})/\sigma^2(CF_{t-1}) = \phi$	=	$a_{13} = \sigma(tsCF_t, tsCF_{t-1})/\sigma^2(tsCF_{t-1}) = \phi$
$a_{12} = \sigma(TA_t, TA_{t-1})/\sigma^2(TA_{t-1}) = (1-\phi)/2$	?	$a_{14} = \sigma(tsTA_t, tsTA_{t-1})/\sigma^2(tsTA_{t-1}) = \phi$

( $a_{14} > a_{12}$ ).

### 2.2 변동성

다음으로 두 가지 방식으로 측정된 이익구성요소의 변동성(분산)을 비교하면 다음과 같다.

$\phi$ 가 0.25보다 크면 전통적 영업현금흐름의 변동성( $\sigma^2(CF_t) = 3V$ )은 전통적 발생액의 변동성( $\sigma^2(TA_t) = 4(1-\phi)V$ )보다 크다. 한편 전통적 이익구성요소와 당기 이익 관련 이익구성요소간 변동성을 비교하면 전통적 영업현금흐름의 변동성( $\sigma^2(CF_t) = 3V$ )이 당기 이익 관련 영업현금흐름의 변동성( $\sigma^2(tsCF_t) = V$ )에 비하여 크며, 전통적 발생액의 변동성( $\sigma^2(TA_t) = 4(1-\phi)V$ )과 당기 이익 관련 발생액의 변동성( $\sigma^2(tsTA_t) = 2V$ )의 상대적 크기는  $\phi$ 의 크기에 따라 달라진다는 것을 알 수 있다. 즉,  $\phi$ 가 0.5보다 크면 당기 이익 관련 발생액의 변동성이 전통적 발생액의 변동성에 비하여 크다.

### 2.3 지속성

영업현금흐름과 발생액에 대한 차기 이익의 지속성은 선행연구와 마찬가지로 다음 회귀식의 회귀계수로 측정하였다.

$$\begin{aligned} E_t(=C_t+A_t-D_{t-1}) &= b_{10} + b_{11} CF_{t-1} + b_{12} TA_{t-1} + v_{1t} \\ &= b_{10} + b_{11} (C_{t-1}+A_{t-2}-D_{t-1}) \\ &\quad + b_{12} (A_{t-1}-A_{t-2}+D_{t-1}-D_{t-2}) + v_{1t} \end{aligned} \quad (6a)$$

$$\begin{aligned} E_t(=C_t+A_t-D_{t-1}) &= b_{20} + b_{21} tsCF_{t-1} + b_{22} tsTA_{t-1} + v_{2t} \\ &= b_{20} + b_{21} C_{t-1} + b_{22} (A_{t-1}-D_{t-2}) + v_{2t} \end{aligned} \quad (6b)$$

두 가지 방식으로 측정된 영업현금흐름 또는 발생액의 지속성( $b_{11}$  &  $b_{12}$ )의 상대적 크기는  $\phi$ 에 따라 결정된다. Francis and Smith(2005)는  $\phi$ 의 절대

#### 변동성

전통적 방식	비교	Francis and Smith(2005) 방식
$\sigma^2(CF_t) = \sigma^2(C_t+A_{t-1}-D_t) = V_C+V_A+V_D = 3V$	>	$\sigma^2(tsCF_t) = \sigma^2(C_t) = V_C = V$
$\sigma^2(TA_t) = \sigma^2(A_t-A_{t-1}+D_t-D_{t-1}) = 2(1-\phi_A)V_A+2(1-\phi_D)V_D = 4(1-\phi)V = 4(1-\phi)V$	?	$\sigma^2(tsTA_t) = \sigma^2(A_t-D_{t-1}) = V_A+V_D = 2V$
$2\sigma(CF_t, TA_t) = 2\sigma(C_t+A_{t-1}-D_t, A_t-A_{t-1}+D_t-D_{t-1}) = -2(1-\phi_A)V_A-2(1-\phi_D)V_D = -4(1-\phi)V$	<	$2\sigma(tsCF_t, tsTA_t) = 2\sigma(C_t, A_t-D_{t-1}) = 0$

#### 지속성

전통적 방식	비교	Francis and Smith(2005) 방식
$b_{11} = (1+4\phi)/(4+2\phi)$	?	$b_{21} = \phi_C V_C(V_A+V_D)/(V_C(V_A+V_D)) = \phi$
$b_{12} = (-1+6\phi-2\phi^2)/(4(1-\phi)(2+\phi))$	?	$b_{22} = (\phi_A V_A + \phi_D V_D)/(V_A + V_D) = \phi$

값이 0.707보다 작으면 전통적 영업현금흐름의 지속성이 전통적 발생액의 지속성보다 큰 반면에 당기 이익 관련 영업현금흐름과 발생액의 지속성( $b_{21} = b_{22} = \phi$ )은 동일하다는 것을 보였다.

### III. 표본선정 및 연구방법

#### 3.1 표본선정

본 연구의 최초표본은 한국거래소의 유가증권시장 상장기업 중에서 1995년부터 2011년까지 NICE신용평가정보(주)의 KISVALUE에 재무자료가 수록된 기업을 대상으로 하였다. 이 중에서 비금융업 기업과 12월 결산법인만을 대상으로 함으로써 표본의 동질성을 확보하였다. 또한 실증분석에 필요한 모든 재무자료가 이용가능하지 않은 관측치와 계속사업이익, 영업현금흐름, 총발생액 등이 상위 또는 하위 1%를 벗어나는 극단치를 제외한 후의 최종표본은 9,200개 기업-년이었다.<sup>3)</sup> <표 1>에 표본선정절차를 보고하였다.

#### 3.2 연구방법

본 연구에서는 전통적 방식에 따른 이익구성요소와 Francis and Smith(2005) 방식에 따른 당기 이익 관련 이익구성요소간의 다양한 특성을 비교하기 위하여 이익구간별 횡단면 분포, 1차자기상관관계, 변동성 및 지속성을 검토하였다.

먼저 Burgstahler and Dichev(1997)가 보고한 이익구간별 횡단면 분포는 경영자의 적자회피 유인 때문에 음(-)의 이익구간과 양(+ )의 이익구간에서 불연속이 생긴다는 관점에서 수행된 분석이다. 동시에 이 분석은 본 연구의 관심대상인 두 가지 방식의 이익구성요소와 이익과의 연관성이 이익구간에 따라 차별적인지를 보여주는 효과적인 분석이라는 점에서 분석수단으로 채택하였다. 이익구간별 횡단면 분포는 Burgstahler and Dichev(1997)의 방법을 이용하여 이익구간을 0.005씩 나누되 극단적인 음의 구간( $< -0.250$ )과 양의 구간( $> 0.250$ )을 제외하고 최소  $-0.250 \sim -0.245$ 부터 최대  $0.245 \sim 0.250$ 의 100개 구간으로 구분하였다. 각 이익구간별로 두 가지 방식으로 측정된 이익구성요소의 평균값을 해당 구간의 이익과의 관련성을 분석하기 위하여 다음

<표 1> 표본선정절차

표본선정기준	기업-년
1995년부터 2011년 사이에 한국거래소 유가증권시장에 상장된 비금융업에 속하는 12월 결산법인	11,254
(-) 재무자료가 이용가능하지 않은 관측치	(1,751)
(-) 변수가 상하 1%를 벗어나는 관측치	(303)
(=) 최종표본	9,200

3) 일부 기업은 2009년부터 국제회계기준을 조기도입하였고, 2011년부터는 국제회계기준을 전면도입하였다. 이러한 기업의 재무자료가 기존 기업회계기준을 적용한 기업의 재무자료와 다를 수 있기 때문에 이들을 표본에서 제외하고 강건성분석을 수행하였다. 결과는 본문에 보고된 결과와 거의 차이가 없었다. 이러한 추가분석에 관한 의견을 주신 심사자에게 감사드린다.

의 회귀식을 추정하였다.

$$\begin{aligned} \text{mean\_}E_{jt} &= c_{10j} + c_{11j} \text{interval\_}E_t + w_{1jt} \quad (7a) \\ &= c_{20j} + c_{21j} \text{pos\_interval}_t + c_{22j} \text{interval\_}E_t \\ &\quad + c_{23j} \text{pos\_interval}_t \text{interval\_}E_t + w_{2jt} \quad (7b) \end{aligned}$$

변수정의:

$\text{mean\_}E_{jt}$ 는 t년 j번째 이익구성요소의 이익구간별 평균,  $\text{interval\_}E_t$ 는 t년 이익구간(최소 -0.250 ~ -0.245 부터 최대 0.245 ~ 0.250까지의 0.005씩 증가하는 100개 구간),

$\text{pos\_interval}_t$ 는 t년 양의 이익구간(최소 0.000 ~ 0.005부터 최대 0.245 ~ 0.250까지의 0.005씩 증가하는 50개 구간).

식(7a)에서 이익구간( $\text{interval\_}E_t$ )에 대한 회귀계수( $c_{11j}$ )가 1에 가까울수록 해당 이익구성요소와 이익간의 관계가 밀접한 것을 뜻한다. 한편 식(7b)에서 양의 이익구간( $\text{pos\_interval}_t \text{interval\_}E_t$ )에 대한 회귀계수( $c_{23j}$ )가 0으로부터 멀수록 해당 이익구성요소가 양과 음의 이익구간에서 비대칭이 심한 것으로 해석된다.

이익구성요소의 1차자기상관관계는 다음의 연도별 횡단면 회귀식을 추정하고 그 평균값으로 측정하였다.

$$E_{jt} = a_{0j} + a_{1j} (=phi\_E_j) E_{jt-1} + u_{jt} \quad (8)$$

변수정의:

$E_{jt}$ 는 t년 j번째 이익구성요소.

식(8)에서  $a_{1j}$ 가 각 이익구성요소의 1차자기상관계수이다. 이익구성요소가 순수한 랜덤워크를 따른다면 1차자기상관계수는 1이고, 완전한 평균회귀과

정을 따른다면 1차자기상관계수는 0이다(Beaver 1970). 앞의 논의에 따르면 전통적 이익구성요소의 1차자기상관계수는 각 구성요소의 1차자기상관계수의 크기에 따라 다른 반면에 당기 이익 관련 이익구성요소의 1차자기상관계수는 동일할 것으로 예상된다.

다음으로 변동성은 Francis et al.(2004)이 이익품질을 측정할 때 사용한 방법과 같이 기업별 최근 10년간 시계열 자료를 이용하였다. 최근 10년간 시계열 자료를 전진형(rolling) 방식으로 이익구성요소의 표준편차를 구하여 변동성을 측정하였다. 즉, 2011년의 변동성은 2002년부터 2011년까지 10년간 자료로부터 추정하였다.

또한 지속성은 다음의 식(9a)와 (9b)를 연도별로 추정하여 각 이익구성요소의 회귀계수로 측정하였다. 식(9a)~(9b)는 앞의 식(6a)~(6b)와 다소 다른 것처럼 보이지만 계량경제적으로 두 종류의 식은 동일하다. 다만 식(9a)~(9b)는 식(6a)~(6b)의 독립변수의 하나인 영업현금흐름( $CF_{t-1}$ ) 대신에 계속사업이익( $E_{t-1}$ )을 포함시킴으로써 이익구성요소의 회귀계수에 대한 동일성 검증을 따로 할 필요없이 발생액( $TA_{t-1}$  또는  $tsTA_{t-1}$ )에 대한 회귀계수( $b_{12}$ ,  $b_{13}$ )의 유의성 검증으로 충분하다는 장점을 갖는다.

$$E_t = b_{10} + b_{11} E_{t-1} + b_{12} TA_{t-1} + v_{1t} \quad (9a)$$

$$E_t = b_{20} + b_{21} E_{t-1} + b_{22} tsTA_{t-1} + v_{2t} \quad (9b)$$

변수정의(모든 변수는 t년말 평균총자산으로 나눔):

$E_t$ 는 t년 계속사업이익,

$CF_t$ 는 t년 현금흐름표상 영업현금흐름,

$TA_t$ 는 t년 발생액, 즉,  $E_t - CF_t$ ,

$tsTA_t$ 는 t년 당기 이익 관련 발생액, 즉, t년말 매출채권 + t년말 미수수익 + t년말 미수금 - t년말 미지급금 - t년말 미지급비용 - t-1년말 선급금 - t-1년말 선급비용 + t-1년말 선수금 + t-1년말 선수수익 - t년말



감가상각비 - t년 재고자산 효과 (단, t년 재고자산 효과 =  $\Delta$ 재고자산 > 0이면  $\min(\text{매입채무}, \text{매출원가}), \Delta$ 재고자산 < 0이면  $\min(\text{매입채무} - \Delta$ 재고자산,  $\text{매출원가})$ ,  $tsCF_t$ 는 t년 당기 이익 관련 영업현금흐름, 즉,  $E_t - tsTA_t$ .

#### IV. 실증분석결과

##### 4.1 기술통계 및 상관관계

〈표 2〉에 주요변수에 대한 기술통계를 제시하였다. 계속사업이익( $E_t$ )의 평균(중위수)은 총자산의 4.4%(4.1%)이다. 전통적 방식에 따라 측정된 영업현금흐름( $CF_t$ )과 발생액( $TA_t$ )의 평균(중위수)은 각각 5.7%(5.3%)와 -1.3%(-1.2%)이다. 한편 당기 이익 관련 영업현금흐름( $tsCF_t$ )과 발생액( $tsTA_t$ )의 평균(중위수)은 각각 3.6%(3.3%)와 0.7%(0.6%)이다. 두 가지 방식의 이익구성요소의

크기를 비교하면 먼저 영업현금흐름은 Francis and Smith(2005)의 당기 이익 관련 영업현금흐름이 전통적 영업현금흐름보다 작았지만, 발생액은 Francis and Smith(2005)의 당기 이익 관련 발생액이 전통적 발생액보다 컸다. 이는 당기 이익 무관 영업현금흐름(발생액)의 평균이 2.1% (-2.1%)인 것으로 확인된다. 당기 이익 무관 영업현금흐름( $nsCF_t$ )과 발생액( $nsTA_t$ )은 변수정의상 두 변수는 부호가 반대인 동일한 변수라는 것을 보여주고 있다.

그러나 Francis and Smith (2005)에서는 당기 이익 관련 영업현금흐름은 전통적 영업현금흐름보다 컸으며, 당기 이익 관련 발생액은 전통적 발생액보다 작았다.<sup>4)</sup> 식(1)에 표시된 바와 같이 두 가지 방식에 따라 측정된 영업현금흐름의 차이는 전기말 발생분개 순자산( $A_{t-1}$ )에서 당기말 이연분개 순자산( $D_t$ )을 차감한 것이다. 따라서 전통적 방식의 영업현금흐름이 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 영업현금흐름보다 크다는 것은 두 가지 방식의 영업현금흐름간 차이 중에서 전기말 발

〈표 2〉 주요변수의 기술통계

변수	평균	표준편차	1%	중위수	99%
$E_t$	0.044	0.104	-0.327	0.041	0.298
$CF_t$	0.057	0.094	-0.191	0.053	0.327
$TA_t$	-0.013	0.106	-0.327	-0.012	0.254
$tsCF_t$	0.036	0.184	-0.401	0.033	0.508
$tsTA_t$	0.007	0.177	-0.447	0.006	0.430
$nsCF_t$	0.021	0.149	-0.349	0.019	0.396
$nsTA_t$	-0.021	0.149	-0.396	-0.019	0.349

변수정의는 〈부록〉을 참조할 것.

4) Francis and Smith(2005)의 Table 3에 의하면 전통적 방식의 영업현금흐름과 발생액의 평균(중위수)은 각각 0.1022 (0.1206)과 -0.0287 (-0.0315)이며, 당기 이익 관련 영업현금흐름과 발생액의 평균(중위수)는 각각 0.1426 (0.1457)과 -0.0690 (-0.0593)이다.

생분개 순자산이 당기말 이연분개 순자산보다 크다는 것( $A_{t-1} > D_t$ )을 말한다. 반면에 두 가지 방식의 발생액간의 차이도 마찬가지로 이유( $-A_{t-1} < -D_t$ ) 때문임을 알 수 있다.

〈표 3〉에 주요변수간 Pearson 상관관계를 보고하였다. 계속사업이익( $E_t$ )은 영업현금흐름( $CF_t$ ) 및 발생액( $TA_t$ )과 각각 0.429와 0.600으로 유의한 양(+)의 상관관계를 보였고, 영업현금흐름( $CF_t$ )과 발생액( $TA_t$ )간에는 음(-)의 상관관계(-0.464)가 관찰되었다.

반면에 당기 이익 관련 이익구성요소는 계속사업이익과 양(+)의 상관관계를 보이고 있지만 그 크기는 전통적 방식에 비하여 작아졌다. 즉, 계속사업이익( $E_t$ )은 당기 이익 관련 영업현금흐름( $tsCF_t$ ) 및 발생액( $tsTA_t$ )과 각각 0.348과 0.226으로 모두 유의한 양(+)으로 나타났다. 또한 당기 이익 관련 영업현금흐름( $tsCF_t$ )과 당기 이익 관련 발생액( $tsTA_t$ )간에는 상관관계는 -0.834로 상당히 큰 음(-)인 것으로 관찰되었다.

이상의 결과는 앞에서 논의된 변동성 비교에서의 예상과 다르다. Francis and Smith(2005)의 가정에서는 당기 이익 관련 영업현금흐름( $tsCF_t$ )과 당기 이익 관련 발생액( $tsTA_t$ )간 상관관계를 0으로 예상되었으나 실증결과는 그렇지 않아 가정의 타당성에 의문을 갖게 하였다.<sup>5)</sup> 이러한 의문을 해소하기 위하여 당기 이익 무관 이익구성요소와 나머지 이익구성요소간 상관관계를 살펴보았다.

전통적 방식의 영업현금흐름( $CF_t$ )은 당기 이익 관련 발생액( $tsTA_t$ )과 음(-)의 상관관계(-0.367)를 보인 반면에 당기 이익 무관 발생액( $nsTA_t$ )과는 양(+)의 상관관계(0.105)를 보였다. 즉, 전통적 영업현금흐름과 당기 이익 무관 발생액간 양(+)의 상관관계로 인하여 Francis and Smith(2005) 방식의 이익구성요소간 음(-)의 상관관계에 비하여 전통적 방식의 이익구성요소간 음(-)의 상관관계가 0에 더 가까운 것으로 나타났음을 알 수 있다.

〈표 3〉 주요변수간 Pearson 상관계수

변수	$E_t$	$CF_t$	$TA_t$	$tsCF_t$	$tsTA_t$	$nsCF_t$
$CF_t$	0.429					
$TA_t$	0.600	-0.464				
$tsCF_t$	0.348	0.596	-0.187			
$tsTA_t$	0.226	-0.367	0.547	-0.834		
$nsCF_t$	-0.160	-0.105	-0.063	-0.861	0.801	
$nsTA_t$	0.160	0.105	0.063	0.861	-0.801	-1.000

t-검정(양측). 굵은 글씨체로 표시된 상관계수는 5% 미만 수준에서 유의함. 변수정의는 〈부록〉을 참조할 것.

5) Francis and Smith(2005)가 보고한 Table 3에도 본 연구의 결과와 질적으로 유사한 결과가 관찰되었다. 즉, 전통적 방식의 영업현금흐름과 발생액간 상관계수는 -0.3737이고, Francis and Smith 방식의 당기 이익 관련 영업현금흐름과 발생액간 상관계수는 -0.5839로 나타났다.

#### 4.2 이익구성요소의 횡단면 분포 비교

두 가지 방식의 이익구성요소의 특성을 비교하기 위하여 먼저 두 가지 방식으로 측정된 이익구성요소의 횡단면 분포와 이익과의 연관성을 살펴보았다. 이 분석을 통하여 당기 이익 관련 및 당기 이익 무관 요소가 이익에 미치는 차별적 영향을 살펴보았다.

이익구성요소의 횡단면 분포는 Burgstahler and Dichev(1995)가 사용한 방법을 이용하여 살펴보았다. 이를 위하여 평균총자산으로 나눈 계속사업이익을 최소 -0.250~-0.245 구간부터 최대 0.245~0.250 구간까지 100구간으로 나누되 각 구간간에는 0.005씩 차이를 두었다. 해당 이익구간별로 영업현금흐름과 발생액의 분포를 검토하고, 이를 <그림 1>에 제시하였다.

패널 A에 전통적 방식의 이익구성요소의 횡단면 분포를 제시하였다. 계속사업이익 구간별 이익분포는 당연히 직선으로 표시된다. 영업현금흐름과 발생액은 양(+)의 이익구간에서는 이익 직선 아래에, 음(-)의 이익구간에서는 이익 직선 위에 분포하였다. 이는 이익이 영업현금흐름과 발생액의 합계이기 때문이다. 발생액은 감가상각비를 차감하여 계산하기 때문에 <표 1>에 제시된 것처럼 평균적으로 음이다. 이 때문에 거의 모든 이익구간에서 영업현금흐름이 발생액보다 컸다.

패널 B에는 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 이익구성요소의 횡단면 분포를 나타냈다. 전통적 방식의 경우와 비슷하게 두 가지 구성요소는 양(+)의 이익구간에서는 이익 직선의 아래쪽에, 음(-)의 이익구간에서는 이익 직선의 위쪽에 분포하였다. 하지만 전통적 방식의 경우와 달리 음(-)의 이익구간에서 발생액이 영업현금흐름을 초과하는 현상이 빈번히 관찰되었다. 이는 전통적 방식

의 발생액을 계산할 때 차감되는 전기 또는 차기 이익에 영향을 미치는 구성요소가 Francis and Smith 방식의 발생액에서는 제거되기 때문에 나타나는 현상이다.

두 가지 방식으로 측정된 영업현금흐름의 횡단면 분포를 패널 C에 제시하였다. 음(-)의 구간에서는 전통적 방식의 영업현금흐름이 큰 편이었으나 극단적 양(+)의 이익구간에서는 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 영업현금흐름이 커지는 경향을 보였다.

마지막으로 패널 D에는 두 가지 방식의 발생액 분포를 비교하였다. 대체로 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 발생액이 전통적 방식의 발생액보다 컸지만 극단적인 일부 양(+)의 이익구간에서는 전통적 방식의 발생액이 더 컸다.

<표 4>에 식(7a)와 (7b)와 같이 이익구성요소의 횡단면 분포를 이익구간에 대하여 회귀분석한 결과를 보고하였다. 구체적으로 두 가지 방식의 영업현금흐름 또는 발생액과 계속사업이익간 연관성과 양(+)의 이익구간 또는 음(-)의 이익구간에서 각 이익구성요소의 기울기(이익과의 연관성)의 차이를 분석하였다. 즉, 식(7a)와 (7b)의 이익구간에 대한 회귀계수가 1에 가까울수록 해당 이익구성요소와 이익간의 연관성이 높다는 것을 뜻한다.

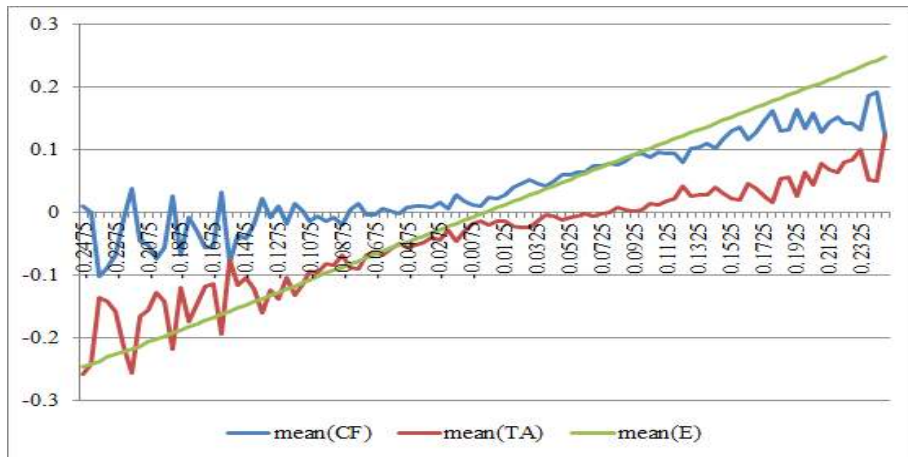
<표 4>의 패널 A에 보고된 식(7a)의 추정결과에 따르면 계속사업이익의 회귀계수는 당연히 1이며, 전통적 방식의 영업현금흐름과 발생액의 회귀계수는 각각 0.446과 0.554이었고, Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 영업현금흐름과 발생액의 회귀계수는 각각 0.623과 0.377이었다. 두 가지 방식의 이익구성요소의 이익구간에 대한 회귀계수를 비교하면 영업현금흐름은 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 영업현금흐름의 회

귀계수가 더 큰 반면에 발생액은 전통적 방식의 발생액의 회귀계수가 더 컸다. 즉, 전통적 방식에서는 발생액과 이익간 연관성이 영업현금흐름과 이익간 연관성에 비하여 다소 높은 반면(55% 대 45%)에 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 영업현금흐름과 이익간 연관성이 당기 이익 관련 발생액과 이익간 연관성에 비하여 매우 높았다(62%

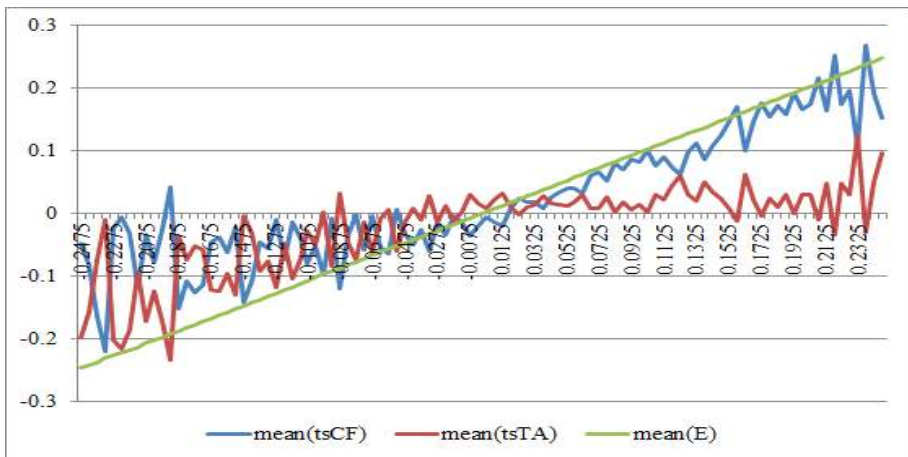
대 38%). 이러한 결과는 전통적 방식의 이익구성요소에 포함된 전기 또는 차기 이익에 영향을 미치는 요소가 발생액(영업현금흐름)과 이익간 연관성을 높이는(낮추는) 역할을 하고 있다는 것을 시사하고 있다.

한편 패널 B의 식(7b)를 추정한 결과에 의하면 패널 A의 경우와 마찬가지로 계속사업이익의 회귀계수는 당연히 1이며, 양(+ )의 이익구간과 음(-)의

패널 A. 전통적 영업현금흐름(CF), 발생액(TA) 및 이익(E)

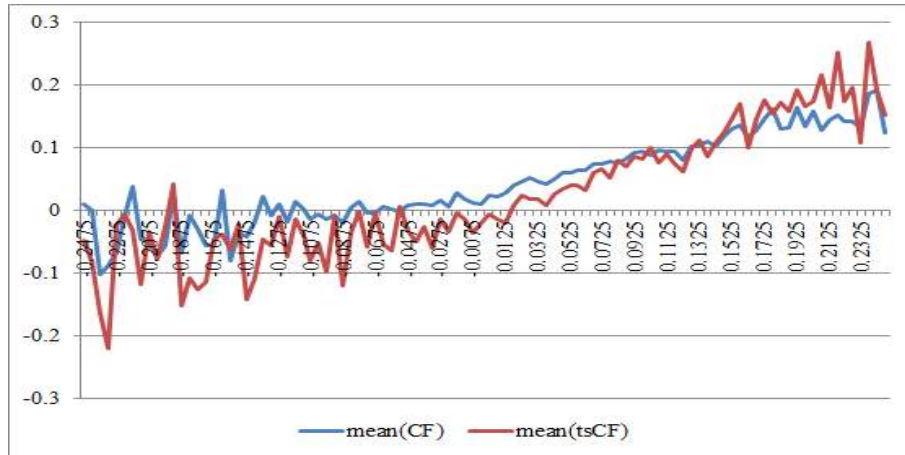


패널 B. 당기 이익 관련 영업현금흐름(tsCF), 발생액(tsTA) 및 이익(E)

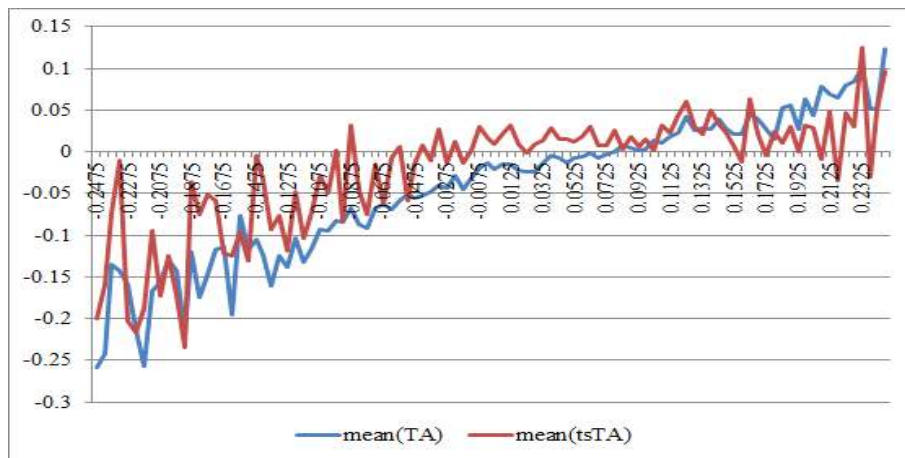


<그림 1> 전통적 방식과 당기 이익 관련 이익구성요소의 이익구간별 횡단면 분포

패널 C. 전통적 방식과 당기 이익 관련 영업현금흐름(CF & tsCF)



패널 D. 전통적 방식과 당기 이익 관련 발생액



변수정의는 <부록>을 참조할 것.

<그림 1> 전통적 방식과 당기 이익 관련 이익구성요소의 이익구간별 횡단면 분포 (계속)

이익구간에서 별다른 차이를 보이지 않았다. 음(-)의 이익구간에서 전통적 방식의 영업현금흐름과 발생액의 회귀계수는 각각 0.259와 0.742이었고, Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 영업현금흐름과 발생액의 회귀계수는 각각 0.272와

0.729이었다. 한편 양(+)의 이익구간에서 전통적 방식의 영업현금흐름과 발생액의 회귀계수는 각각 0.562(=0.259+0.303)와 0.483(=0.742-0.304)이었고, Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 영업현금흐름과 발생액의 회귀계수는 각각

〈표 4〉 이익구간별 이익구성요소의 횡단면 분포에 대한 회귀분석

$$\text{mean}_{E_{jt}} = c_{10j} + c_{11j} \text{interval}_{E_t} + w_{1jt} \quad (7a)$$

$$\begin{aligned} &= c_{20j} + c_{21j} \text{pos\_interval}_t + c_{22j} \text{interval}_{E_t} \\ &+ c_{23j} \text{pos\_interval}_t \text{interval}_{E_t} + w_{2jt} \end{aligned} \quad (7b)$$

## 패널 A. 전체 이익구간

변수	$E_{jt}=E_t$ 회귀계수 ( $t_{\beta k}$ ) <sup>a</sup>	$E_{jt}=CF_t$ 회귀계수 ( $t_{\beta k}$ ) <sup>a</sup>	$E_{jt}=TA_t$ 회귀계수 ( $t_{\beta k}$ ) <sup>a</sup>	$E_{jt}=tsCF_t$ 회귀계수 ( $t_{\beta k}$ ) <sup>a</sup>	$E_{jt}=tsTA_t$ 회귀계수 ( $t_{\beta k}$ ) <sup>a</sup>
<i>intercept</i>	-0.000 (-1.36)	0.044*** (17.52)	-0.044*** (-17.49)	0.023*** (5.22)	-0.023*** (-5.21)
<i>interval_{E_t}</i>	1.000*** (3,922.58)	0.446*** (25.84)	0.554*** (32.03)	0.623*** (20.35)	0.377*** (12.29)
<i>adj. R<sup>2</sup></i>	1.000	0.871	0.912	0.807	0.603
<i>F-test: c<sub>11j</sub>=1 (F-stat.<sup>b</sup>)</i>	(0.85)	(1030.4)***	(663.4)***	(151.6)***	(412.0)***

## 패널 B. 음(-)/양(+)의 이익구간

변수	$E_{jt}=E_t$ 회귀계수 ( $t_{\beta k}$ ) <sup>a</sup>	$E_{jt}=CF_t$ 회귀계수 ( $t_{\beta k}$ ) <sup>a</sup>	$E_{jt}=TA_t$ 회귀계수 ( $t_{\beta k}$ ) <sup>a</sup>	$E_{jt}=tsCF_t$ 회귀계수 ( $t_{\beta k}$ ) <sup>a</sup>	$E_{jt}=tsTA_t$ 회귀계수 ( $t_{\beta k}$ ) <sup>a</sup>
<i>intercept</i>	0.000 (0.92)	0.019*** (2.97)	-0.019*** (-2.95)	-0.022** (-2.07)	0.022** (2.08)
<i>pos_interval_t</i>	-0.000 (-0.42)	0.012 (1.33)	-0.012 (-1.34)	0.012 (0.76)	-0.012 (-0.76)
<i>interval_{E_t}</i>	1.000*** (1,398.17)	0.259*** (5.91)	0.742*** (16.91)	0.272*** (3.66)	0.729*** (9.77)
<i>pos_interval_t interval_{E_t}</i>	-0.002 (-0.80)	0.303*** (4.88)	-0.304*** (-4.90)	0.632*** (6.00)	-0.634*** (-6.01)
<i>adj. R<sup>2</sup></i>	1.000	0.896	0.929	0.857	0.706

<sup>a</sup>t-검정(양측): \*, \*\*, \*\*\* 각각 10, 5, and 1% 수준에서 유의함.

<sup>b</sup>F-검정(양측): \*, \*\*, \*\*\* 각각 10, 5, and 1% 수준에서 유의함.  
변수정의는 〈부록〉을 참조할 것.

0.904(=0.272+0.632)와 0.095 (=0.729-0.634) 이었다.

음(-)의 이익구간과 양(+)의 이익구간을 비교하면 음(-)의 이익구간에서는 측정방식에 관계없이 영업현금흐름에 비하여 발생액과 이익간 연관성이 높

은 데 대하여 양(+)의 이익구간에서는 발생액보다는 영업현금흐름과 이익간 연관성이 상대적으로 높았다. 특히 양(+)의 이익구간에서 Francis and Smith(2005) 방식의 영업현금흐름과 이익간 연관성이 압도적으로 높았다. 또한 Francis and Smith

(2005) 방식의 이익구성요소의 회귀계수가 더욱 비대칭적인 것으로 관찰되었다.

〈그림 1〉과 〈표 4〉의 결과를 요약하면 이익과의 연관성 측면에서 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 이익구성요소는 전통적 방식의 이익구성요소에 비하여 영업현금흐름은 이익과의 연관성이 높아졌으며, 발생액은 이익과의 연관성이 낮아졌다. 또한 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 이익구성요소는 전통적 방식의 이익구성요소에 비하여 음(-)의 이익구간과 양(+ )의 이익구간 간에 비대칭성이 더 컸다. 이는 전기 또는 차기 이익과 관련있는 이익구성요소가 음(-)과 양(+ )의 이익구간에서 이익과의 연관성에 미치는 영향이 차별적이라는 것을 의미한다.

#### 4.3 이익구성요소의 평균회귀성과 1차자기상관관계 비교

이익구성요소의 평균회귀성을 살펴보기 위하여 식 (5a)~(5d)와 같이 각 구성요소의 연도별 1차자기상관관계를 추정하고, 그 평균을 〈표 5〉에 보고하였다.

먼저 계속사업이익의 연도별 1차자기상관계수의 평균은 0.547이었다. 전통적 방식의 영업현금흐름과 발생액의 연도별 1차자기상관계수의 평균(중위수)은 각각 0.383(0.419)과 0.146(0.214)이었다. 한편 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 영업현금흐름과 발생액의 연도별 1차자기상관계수의 평균(중위수)은 각각 0.532 (0.568)와 0.503(0.492)이었다. 전통적 방식의 이익구성요소의 1차자기상관계수의 표준편차(영업현금흐름 0.078, 발생액 0.149)에 비하여 Francis and Smith(2005) 방식의 이익구성요소의 1차자기상관계수의 표준편차(영업현금흐름 0.140, 발생액 0.126) 역시 큰

것으로 나타났다.

두 가지 이익구성요소 모두 Francis and Smith (2005) 방식으로 측정했을 때의 1차자기상관계수가 전통적 방식으로 측정했을 때에 비하여 유의하게 컸다. 그리고 예상과 같이 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 영업현금흐름과 발생액의 1차자기상관계수는 통상적인 수준에서 유의한 차이를 보이지 않았다.

한편 Francis and Smith(2005) 또는 식(1)의 가정에 따르면 전통적 방식의 영업현금흐름, 당기 이익 관련 영업현금흐름 및 발생액의 1차자기상관계수가 동일할 것으로 예상하였다. 하지만 실증결과에 따르면 전통적 방식의 영업현금흐름의 1차자기상관계수(0.383)는 당기 이익 관련 영업현금흐름 및 발생액의 1차자기상관계수(각각 0.532와 0.503)에 비하여 유의하게 작았다.

이상의 결과는 전기 또는 차기 이익에 영향을 미치는 이익구성요소를 포함하고 있는 전통적 방식의 영업현금흐름과 발생액의 지속성이 상대적으로 낮은 것을 보여주었다. 따라서 이러한 이익구성요소를 포함하고 있는 전통적 방식의 이익구성요소의 1차자기상관계수가 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 이익구성요소의 1차자기상관계수보다 작은 것으로 나타났다.

#### 4.4 이익구성요소의 변동성과 지속성 비교

두 가지 방식으로 측정된 이익구성요소의 변동성을 비교한 결과를 〈표 6〉에 제시하였다. 이익의 변동성( $\sigma(E_{it})$ )을 비교목적으로 보고하였는데 기업별 이익변동성의 평균(중위수)은 0.078(0.050)인 데 대하여 전통적 방식의 영업현금흐름과 발생액의 변동성 평균(중위수)은 각각 0.118(0.093)과 0.111

〈표 5〉 이익구성요소의 횡단면 1차자기상관계수

$$E_{jt} = a_{0j} + a_{1j} (=phi\_E_j) E_{jt-1} + u_{jt} \quad (8)$$

## 패널 A. 기술통계

변수	평균	표준편차	1%	중위수	99%
$a_{01}$	<b>0.016</b>	0.022	-0.034	0.021	0.050
$a_{11} (=phi\_E)$	<b>0.547</b>	0.255	0.119	0.591	1.068
$adj R^2$	<b>0.240</b>	0.151	0.007	0.227	0.464
$a_{02}$	<b>0.034</b>	0.013	0.014	0.035	0.055
$a_{12} (=phi\_CF)$	<b>0.383</b>	0.078	0.203	0.419	0.469
$adj R^2$	<b>0.142</b>	0.046	0.041	0.143	0.226
$a_{03}$	<b>-0.014</b>	0.020	-0.080	-0.011	0.014
$a_{13} (=phi\_TA)$	<b>0.146</b>	0.149	-0.180	0.214	0.368
$adj R^2$	<b>0.033</b>	0.035	-0.002	0.019	0.119
$a_{04}$	0.017	0.038	-0.034	0.011	0.120
$a_{14} (=phi\_tsCF)$	<b>0.532</b>	0.140	0.216	0.568	0.714
$adj R^2$	<b>0.253</b>	0.107	0.028	0.279	0.451
$a_{05}$	0.001	0.038	-0.095	0.006	0.036
$a_{15} (=phi\_tsTA)$	<b>0.503</b>	0.126	0.253	0.492	0.712
$adj R^2$	<b>0.213</b>	0.099	0.062	0.207	0.394

## 패널 B. 이익구성요소의 횡단면 1차자기상관계수의 비교

변수	평균 차이			
	$a_{11} (=phi\_E)$	$a_{12} (=phi\_CF)$	$a_{13} (=phi\_TA)$	$a_{14} (=phi\_tsCF)$
$a_{12} (=phi\_CF)$	<b>0.164</b>			
$a_{13} (=phi\_TA)$	<b>0.401</b>	<b>0.237</b>		
$a_{14} (=phi\_tsCF)$	0.015	<b>-0.149</b>	<b>-0.386</b>	
$a_{15} (=phi\_tsTA)$	0.044	<b>-0.120</b>	<b>-0.357</b>	0.029

t-검정(양측). 굵은 글씨체로 표시된 평균 및 평균차이는 5% 미만 수준에서 유의함.  
변수정의를 <부록>을 참조할 것.

(0.088)이었다. 선행연구에서 널리 보고된 바와 같이 변동성에 비하여 유의하게 작았다.<sup>6)</sup> 이 영업현금흐름과 발생액간 음의 상관관계로 인하여 한편 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익의 변동성은 전통적 방식의 이익구성요소의 이익 관련 영업현금흐름과 발생액의 변동성 평균(중

6) 〈표 6〉에 제시된 이익구성요소의 변동성(표준편차)을 이용하여 공분산을 계산하면 전통적 방식의 영업현금흐름과 발생액간 공분산은  $-0.010(=[0.078^2-0.118^2-0.111^2]/2)$ 이며, Francis and Smith 방식의 영업현금흐름과 발생액간 공분산은  $-0.006(=[0.078^2-0.110^2-0.075^2]/2)$ 이라는 것을 알 수 있다.



〈표 6〉 이익구성요소의 기업별 변동성

패널 A. 기술통계

변수	평균	표준편차	1%	중위수	99%
$\sigma(E_t)$	<b>0.078</b>	0.194	0.008	0.050	0.410
$\sigma(CF_t)$	<b>0.118</b>	0.144	0.031	0.093	0.447
$\sigma(TA_t)$	<b>0.111</b>	0.105	0.028	0.088	0.483
$\sigma(tsCF_t)$	<b>0.110</b>	0.192	0.025	0.086	0.411
$\sigma(tsTA_t)$	<b>0.075</b>	0.060	0.014	0.063	0.250

패널 B. 이익구성요소의 기업별 변동성의 비교

변수	평균 차이			
	$\sigma(E_t)$	$\sigma(CF_t)$	$\sigma(TA_t)$	$\sigma(tsCF_t)$
$\sigma(CF_t)$	<b>-0.040</b>			
$\sigma(TA_t)$	<b>-0.033</b>	<b>0.007</b>		
$\sigma(tsCF_t)$	<b>-0.032</b>	<b>0.008</b>	0.001	
$\sigma(tsTA_t)$	0.003	<b>0.043</b>	<b>0.036</b>	<b>0.035</b>

t-검정(양측). 굵은 글씨체로 표시된 평균 및 평균차이는 5% 미만 수준에서 유의함.  
변수정의는 〈부록〉을 참조할 것.

위수)은 각각 0.110(0.086)과 0.075(0.063)로서 모두 전통적 방식의 이익구성요소의 변동성보다 유의하게 작았다. 그리고 이익구성요소의 측정방식에 관계없이 영업현금흐름의 변동성이 발생액의 변동성보다는 대체로 컸다(전통적 방식 0.118)0.111, Francis and Smith 방식 0.110)0.075).

〈표 7〉에 두 가지 방식으로 측정된 이익구성요소의 지속성을 비교한 결과를 보고하였다. 선행연구와 유사하게 전통적 방식의 영업현금흐름과 발생액의 차기 이익에 대한 지속성 평균은 각각 0.707과 0.436(=0.707-0.271)이며, 영업현금흐름의 지속

성이 발생액의 지속성에 비하여 유의하게 컸다.<sup>7)</sup>

반면에 Francis and Smith(2005) 방식으로 측정된 당기 이익 관련 영업현금흐름과 발생액의 지속성은 각각 0.566과 0.510(=0.566-0.056)이며, 두 회귀계수간에도 유의한 차이가 있는 것으로 관찰되어 앞에서 예상한 것과는 다른 결과를 보였다. 하지만 Francis and Smith(2005)의 결과와 유사하게 전통적 방식의 경우에 비하면 그 차이가 크게 감소했다는 것을 알 수 있다(0.271 대 0.056).<sup>8)</sup>

두 가지 방식으로 측정된 이익구성요소의 지속성 분포를 비교해 보면 전통적 방식의 발생액 지속성은

7) Sloan(1996)의 Table 3의 Panel A에 의하면 전통적 방식으로 측정된 영업현금흐름과 발생액의 차기 이익에 대한 회귀계수는 각각 0.781과 0.721이며, 두 회귀계수는 1% 미만의 수준에서 유의한 차이를 보였다.

8) Francis and Smith(2005)의 Table 5에 따르면 (1) 전통적 방식으로 측정된 영업현금흐름과 발생액의 차기 이익에 대한 회귀계수는 각각 0.806과 0.693으로 0.113의 차이를 보였으나 (2) 당기 이익 관련 (time-specific) 영업현금흐름과 발생액의 차기 이익에 대한 회귀계수는 각각 0.793과 0.758로서 그 차이는 0.035로 줄었다.

〈표 7〉 이익구성요소의 횡단면 지속성

$$E_t = b_{10} + b_{11} (=per\_E) E_{t-1} + b_{12} (=per\_TA) TA_{t-1} + v_{1t} \quad (9a)$$

$$E_t = b_{20} + b_{21} (=per\_E) E_{t-1} + b_{22} (=per\_tsTA) tsTA_{t-1} + v_{2t} \quad (9b)$$

변수	평균	표준편차	1%	중위수	99%
$b_{10}$	0.005	0.020	-0.048	0.013	0.031
$b_{11} (=per\_E)$	<b>0.707</b>	0.240	0.439	0.684	1.331
$b_{12} (=per\_TA)$	<b>-0.271</b>	0.137	-0.513	-0.228	-0.103
$adj R^2$	<b>0.276</b>	0.138	0.076	0.268	0.486
$b_{20}$	<b>0.016</b>	0.021	-0.030	0.020	0.046
$b_{21} (=per\_E)$	<b>0.566</b>	0.249	0.124	0.600	1.096
$b_{22} (=per\_tsTA)$	<b>-0.056</b>	0.047	-0.151	-0.055	0.017
$adj R^2$	<b>0.248</b>	0.149	0.005	0.239	0.471

t-검정(양측). 굵은 글씨체로 표시된 평균 및 평균차이는 5% 미만 수준에서 유의함.  
변수정의는 〈부록〉을 참조할 것.

99%에서도 음의 값(-0.103)을 보여 영업현금흐름의 지속성보다 일관되게 작다는 것을 알 수 있다. 반면에 Francis and Smith 방식의 발생액 지속성은 부분적으로 영업현금흐름의 지속성보다 큰 경우(99%에서 0.017)도 있는 것으로 관찰되었다.

이상의 결과는 Francis and Smith(2005) 방식의 당기 이익 관련 이익구성요소가 전통적 방식의 이익구성요소에 비하여 상대적으로 안정적이며 지속성 차이가 크게 줄었다는 것을 보여주고 있다. 이러한 특성의 차이는 전통적 방식의 이익구성요소를 새로운 시각에서 바라 볼 필요가 있다는 시사점을 제공한다.

## V. 결론

본 연구에서는 전통적 방식으로 측정된 이익구성요소와 Francis and Smith(2005)가 제안한 방식

과 같이 전기 또는 차기 이익과 관계되는 이익구성요소를 제외한 당기 이익 관련 이익구성요소의 특성을 비교하였다. 즉, 두 가지 방식에 따른 이익구성요소의 이익과의 연관성, 1차자기상관계수, 변동성 또는 지속성 측면에서 어떠한 차이를 보이는지를 살펴 보았다.

본 연구의 주요결과는 다음과 같다. 첫째, 이익구간별 이익과 그 구성요소의 횡단면 분포에 따르면 Francis and Smith(2005) 방식으로 측정된 당기 이익 관련 이익구성요소 중에서 발생액보다 영업현금흐름이 이익과의 연관성이 더 높았다. 둘째, 이익구성요소의 1차자기상관계수를 비교하면 당기이익 관련 이익구성요소의 1차자기상관계수가 전통적 이익구성요소의 1차자기상관계수보다 유의하게 컸다. 셋째, 변동성 비교에 의하면 당기이익 관련 이익구성요소가 전통적 이익구성요소에 비하여 변동성이 더 작았다. 넷째, 두 가지 방식의 이익구성요소의 지속성을 비교한 결과에 따르면 전통적 영업현금흐름과 발생액의 지속성 차이에 비하여 Francis and

Smith(2005) 방식의 당기이익 관련 영업현금흐름과 발생액의 지속성 차이가 더 작았다.

이상의 결과는 Francis and Smith(2005)의 방식과 같이 이익구성요소를 측정했을 때 해당 이익구성요소는 전통적 이익구성요소에 비하여 상대적으로 안정적이며 지속적인 특성을 갖고 있다는 것으로 요약할 수 있다. 전통적 이익구성요소의 상대적 변동성과 비지속성은 전기 또는 차기 이익에 영향을 미치는 이익구성요소 때문에 야기되는 것을 뜻한다. 이러한 당기 이익과 관련 없는 이익구성요소가 이익에는 영향을 미치지 않지만 이러한 요소의 비중이 클수록 영업현금흐름 또는 발생액의 품질이 상대적으로 낮아질 가능성이 있다는 것을 제시했다는 점에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다. 정보이용자는 다양한 상황 하에서 이익구성요소의 특성을 이용한 의사결정에 직면하게 되는데 본 연구에서 제시하고 있는 전통적 방식과 Francis and Smith 방식의 이익구성요소의 특성간 차이를 활용함으로써 더 효과적인 의사결정을 내릴 수 있을 것이다. 또한 본 연구의 결과는 이익구성요소가 변동적이거나 비지속적이라는 것이 바람직하지 않다는 방향으로 해석되기보다는 당기 이익과 관련 없는 이익구성요소의 역할에 초점을 두는 방향으로 주의깊게 활용될 필요가 있다.

본 연구에서는 전통적 방식과 Francis and Smith 방식의 이익구성요소간 차이에 초점을 맞추어 분석하였으나 두 방식의 차이를 야기하는 당기이익에 영향을 미치지 않는 이익구성요소의 역할을 직접적으로 분석하지 못하였기 때문에 이에 관한 후속연구가 필요할 것으로 보인다. 또한 두 가지 방식의 이익구성요소의 차이는 산업별로 다를 것으로 예상되는데 이러한 산업별 분석에 대한 후속연구를 기대해 본다.

## 참고문헌

- 강내철, 최순재 (2009), "비영업발생액에 의한 이익지속성의 저하와 자본시장의 반응," *경영학연구*, 38, 871-895.
- 고종권, 윤성수 (2006), "채무보고이익-세무보고이익의 차이와 이익, 현금흐름 및 발생액의 지속성과 자본시장의 반응," *회계학연구*, 31, 127-162.
- 백원선 (2009), "발생액의 지속성, 가치관련성 및 시장효율성," *경영학연구*, 38, 165-191.
- 손성규, 이은철, 김성환 (2011), "계속감사기간에 따른 발생액 이상현상," *경영학연구*, 40, 407-429.
- Beaver, W. (1970), "The time series behavior of earnings," *Journal of Accounting Research* 8, 62-99.
- Burgstahler, D., and I. Dichev (1997), "Earnings management to avoid earnings decrease and losses," *Journal of Accounting and Economics* 24, 99-126.
- Dechow, P. M. and W. Ge (2006), "The persistence of earnings and cash flows and the role of special items: Implications for the accrual anomaly," *Review of Accounting Studies* 11, 253-296.
- Dechow, P. M., S. A. Richardson, and R. G. Sloan, (2008), "The persistence and pricing of the cash component of earnings," *Journal of Accounting Research* 46, 537-566.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper (2004), "Costs of equity and earnings attributes," *The Accounting Review* 79, 967-1010.
- Francis, J. and M. Smith (2005), "A reexamination of the persistence of accruals and cash flows," *Journal of Accounting Research* 43,

- 413-451.
- Richardson, S. A., R. G. Sloan, M. T. Soliman, and I. Tuna (2005), "Accrual reliability, earnings persistence and stock prices," *Journal of Accounting and Economics* 39, 437-485.
- Sloan, R. G. (1996), "Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?" *The Accounting Review* 71, 289-315.

## 〈부록〉 변수정의

$E_t$ 는 t년 계속사업이익,

$CF_t$ 는 t년 현금흐름표상 영업현금흐름,

$TA_t$ 는 t년 발생액( $E_t - CF_t$ ),

$tsTA_t$ 는 t년 당기 이익 관련 발생액, 즉, t년말 매출채권 + t년말 미수수익 + t년말 미수금 - t년말 미지급금 - t년말 미지급비용 - t-1년말 선급금 - t-1년말 선급비용 + t-1년말 선수금 + t-1년말 선수수익 - t년말 감가상각비 - t년 재고자산 효과 (단, t년 재고자산 효과 =  $\Delta$ 재고자산)0이면 min(매입채무, 매출원가),  $\Delta$ 재고자산(0이면 min(매입채무- $\Delta$ 재고자산, 매출원가),

$tsCF_t$ 는 t년 당기 이익 관련 영업현금흐름( $E_t - tsTA_t$ ),

$nsTA_t$ 는 t년 당기 이익 무관 발생액( $TA_t - tsTA_t$ ),

$nsCF_t$ 는 t년 당기 이익 무관 영업현금흐름( $CF_t - tsCF_t$ ),

$mean\_E_{jt}$ 는 t년 j번째 이익구성요소의 평균,

$interval\_E_t$ 는 이익구간(-0.250~-0.245 구간부터 0.245~0.250 구간까지 0.005씩 증가하는 100개 구간),

$pos\_interval_t$ 는  $interval\_E_t$ 가 양의 구간이면 1, 그렇지 않으면 0,

$phi\_E_j$ 는 j번째 이익구성요소의 1차자기상관계수,

$\sigma(E_{jt})$ 는 j번째 이익구성요소의 변동성(기업별 최근 10년간 시계열 자료의 표준편차),

$per\_E$ 는 계속사업이익의 지속성( $E_t = b_{10} + b_{11} E_{t-1} + b_{12} TA_{t-1} + v_{1t}$ 를 연도별 횡단면으로 추정했을 때  $E_{t-1}$ 의 회귀계수  $b_{11}$ ),

$per\_TA$ 는 발생액의 지속성( $E_t = b_{10} + b_{11} E_{t-1} + b_{12} TA_{t-1} + v_{1t}$ 를 연도별 횡단면으로 추정했을 때  $TA_{t-1}$ 의 회귀계수  $b_{12}$ ),

$per\_tsTA$ 는 당기 이익 관련 발생액의 지속성( $E_t = b_{20} + b_{21} E_{t-1} + b_{22} tsTA_{t-1} + v_{2t}$ 를 연도별 횡단면으로 추정했을 때  $tsTA_{t-1}$ 의 회귀계수  $b_{22}$ ).

$interval\_E_{it}$ ,  $pos\_interval_t$ ,  $phi\_E_j$ ,  $\sigma(E_{jt})$ ,  $per\_E$ ,  $per\_TA$ , and  $per\_tsTA$ 를 제외한 나머지 변수는 평균총자산으로 나눔.

## Attributes of Time-Specific Earnings Components Affecting Current-Period Earnings Only\*

Wonsun Paek\*\*

### Abstract

This study compares attributes between traditional and time-specific earnings components. Sloan (1996) shows that operating cash flows are more persistent than accruals. However, Francis and Smith (2005) document that Sloan's (1996) result for the persistence difference between traditionally defined operating cash flows and accruals is weakened when both components are measured in a "time-specific" manner. Francis and Smith's (2005) time-specific earnings components exclude such items that are not included in current-period earnings but included in either previous-period or next-period earnings.

This study examines the differential attributes of time-specific earnings components compared to traditional earnings components. Specifically, the attributes such as the association with earnings, first-order autocorrelation, volatility, and persistence are compared between two sets of earnings components. Adopting Francis and Smith's (2005) assumptions on time-series properties, variance and covariance of earnings components, I expect (1) that the first-order autocorrelation of traditional operating cash flows is larger than that of traditional accruals only if the first-order autocorrelation exceeds 0.333 while the first-order autocorrelations of time-specific earnings components are indistinguishable, (2) that traditional operating cash flows are more volatile than traditional accruals only if the first-order autocorrelation exceeds 0.250 while time-specific accruals are more volatile than time-specific operating cash flows, and (3) that traditional operating cash flows are more persistent than traditional accruals unless the absolute value of the first-order autocorrelation exceeds 0.707 while time-specific

---

\* This work was supported by the National Research Foundation of Korea Grant funded by the Korean Government (NRF-2012S1A5A2A01018787).

\*\* Business School, Sungkyunkwan University(wpaek@skku.ac.kr)

earnings components are identically persistent.

The final sample consists of 9,200 non-financial firm-years with December fiscal year that are traded over Korea Exchange for 1995-2011. Empirical findings are summarized as follows. First, when the cross-sectional distribution of two sets of earnings components, traditional accruals are more highly associated with earnings than operating cash flows but time-specific accruals are less highly associated with earnings than operating cash flows. Second, the first-order autocorrelations of time-specific earnings components are larger than those of traditional earnings components. Third, traditional earnings components are more volatile than time-specific earnings components. Fourth, time-specific operating cash flows are less persistent than traditional operating cash flows while time-specific accruals are more persistent than traditional accruals. And as a consequence, the difference of persistence between operating cash flows and accruals becomes smaller for time-specific earnings components than for traditional earnings components as evidenced by Francis and Smith (2005).

The results in this study deepen our understanding of the accrual basis of accounting by documenting a distinguishable nature of accounts with the current-period earnings effect from those without the current-period earnings effect. The results in this study suggest that time-specific earnings components are less volatile than traditional earnings components and that the persistence difference between operating cash flows and accruals becomes smaller for time-specific earnings components than for traditional earnings components. Higher volatility and larger difference of persistence of traditional earnings components are of course caused by accrual-entry and deferral-entry accounts that do not affect current-period earnings but affect previous-period or next-period earnings. In other words, although the accounts without current-period earnings effect do not affect current-period earnings, such accounts are more likely to deteriorate the quality of operating cash flows or accruals. Information users should pay more attention to a distinctive nature between traditional and time-specific earnings components for their economic decisions.

Key words: First-order autocorrelation, Persistence, Time-specific earnings components, Traditional earnings components, Volatility