

세무와회계저널
제17권 제1호 2016년 2월 pp.221~246
한국세무학회

발생액의 신뢰성과 지속성 사이의 관계*

이세용**

<요 약>

Sloan(1996) 이후, 발생액 이상현상에 대한 많은 연구들에서 발생액의 지속성은 현금흐름의 지속성보다 낮다는 실증결과들이 일관되게 나타나고 있다. 이러한 이유로서 선행연구들은 발생액에 대한 회계처리에 경영자의 주관성이 개입되기 때문이라는 관점을 견지하고 있다. 그러한 관점의 타당성을 증명하기 위해 대부분의 연구들은 발생액 측정오차에 따라 발생액의 질이 저하되고 이로부터 발생액의 지속성이 낮아진다는 실증결과를 제시하고 있다.

본 연구는 이러한 선행연구에 대하여 Richardson et al.(2005, 이하 RSST)가 제시한 발생액의 신뢰성이라는 측정치가 발생액의 지속성을 보다 잘 설명하는지를 분석하였다. 발생액의 신뢰성과 관련하여 RSST는 발생액의 신뢰성이 감소하면 발생액의 지속성 역시 감소한다는 이론적 근거를 제시하고 이를 실증하였다. 그러나 RSST는 발생액의 신뢰성을 직접 측정하지 않고 발생액을 구성하는 하위요소들에 대해 주관적인 신뢰성 수준을 부여하여 분석을 수행함으로써 스스로 제시한 이론을 완벽하게 실증하였다고 볼 수는 없다.

이에 본 연구는 Dechow와 Dichev(2002, 이하 DD) 모형에 따라 발생액 측정오차를 측정하고 이 측정오차의 분산을 발생액의 분산으로 나누어 RSST가 제시한 발생액의 신뢰성을 직접 측정하여 발생액의 신뢰성과 발생액의 지속성 사이의 관계를 분석하였다.

분석결과, RSST의 주장대로 발생액의 신뢰성이 감소(증가)함에 따라 발생액의 지속성이 감소(증가)하는 것으로 나타났다. 또한, 이러한 결과는 발생액의 신뢰성을 [0, 1] 사이의 값으로 표준화하는 경우에도, K-IFRS가 적용되지 않은 2009년까지의 자료만을 사용하는 경우에도, 발생액의 신뢰성을 표준편차로 측정하는 경우에도, 그리고 발생액 측정오차를 Ball과 Shivakumar(2006)의 방법으로 측정하는 경우에도 달라지지 않았다.

<주제어> 발생액의 신뢰성, 발생액 측정오차, 발생액의 지속성

* 본 연구는 2013년 가톨릭대학교 교비연구비 지원에 의하여 수행되었음(M-2013-B0002-00105).

** 가톨릭대학교 경영학부 교수, yoseli@catholic.ac.kr

I. 서 론

Sloan(1996)에 따르면 발생액의 지속성이 현금흐름의 지속성보다 낮은 것은 발생액에 대한 회계처리에 경영자의 주관성(subjectivity)이 개입하기 때문이다. 이러한 Sloan(1996)의 주장을 확장하여 Richardson et al.(2005, 이하 RSST)은 신뢰성(reliability)¹⁾이라는 회계 개념을 이용하여, 그 신뢰성이 이익의 지속성에 대해 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 이러한 분석을 위하여 RSST는 발생액을 여러 가지 하위 구성요소로 구분한 뒤, 이들 개별 구성요소들이 갖는 신뢰성 수준을 주관적인 관점에서 상, 중, 하의 세 가지 범주로 측정하고, 그 신뢰성 수준에 따라 발생액 구성요소들의 지속성에 차이가 있는지를 실증하였다.

회계정보의 유용성(usefulness)과 관련하여 회계정보의 가치관련성²⁾(relevance)에 대해서는 그동안 많은 연구가 이루어졌지만, 회계정보의 신뢰성(reliability)에 대해서는 상대적으로 연구의 양이 절대적으로 부족하다고 할 수 있다. 따라서 RSST의 연구는 회계정보의 신뢰성을 직접적으로 분석한다는 측면에서 그 의의를 찾을 수 있다. 즉, RSST에 의하면 발생액은 측정오차(measurement error)를 내포하므로 신뢰성 수준이 낮아지고, 이러한 발생액을 포함하는 이익은 지속성이 낮아지게 된다. 따라서 RSST의 연구는 회계정보의 가치관련성 측면에서가 아니라 신뢰성 측면에서도 회계정보의 유용성이 저하될 수 있다는 것을 실증한 것이라고 볼 수 있다.

이러한 RSST의 연구결과를 바탕으로 본 연구는 우리나라에서도 발생액의 신뢰성(accrual reliability)과 발생액의 지속성(accrual persistence) 사이에 유의한 관계가 있는지를 분석하였다. 우리나라의 경우에도 회계정보의 가치관련성에 대해서는 수많은 선행연구를 찾을 수 있지만 회계정보의 신뢰성에 대해서는 그 연구를 거의 찾을 수 없다. 이에 따라 본 연구는 1999년부터 2013년까지 매년 말 기준으로 우리나라의 유가증권시장에 상장되어 있는 금융업을 제외한 기업들을 대상으로 총 4,699개 기업-년의 표본을 추출하여 발생액의 신뢰성이 증가(감소)하면 발생

- 1) 우리나라에서 받아들이고 있는 IASB의 개념체계서에서는 회계정보의 질적 특성으로 신뢰성이 언급되고 있지 않다. 신뢰성은 구 K-GAAP에서 회계정보의 가치관련성과 더불어 주요한 질적 특성으로 간주되었던 것인데 우리나라가 K-IFRS를 받아들임으로써 개념체계서에서 그 공식적인 명칭은 사라지게 되었다. 그 대신 개념체계서에는 충실한 표현(faithful presentation)이라는 회계정보의 질적 특성이 제시되고 있다. 충실하게 표현된 정보란 나타내고자 하는 기업의 경제적 현상(economic phenomena)을 고의나 실수로 누락 또는 왜곡되지 않은 정보를 말한다(정운오 외, 2015). 따라서 충실하게 표현된 정보는 경영자의 기회주의적인 재량이나 측정오차가 없는 정보라고 할 수 있으므로 이는 정보이용자들이 신뢰할 수 있는 정보라고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 신뢰성을 충실한 표현에 대한 다른 표현으로 간주하고 이하에서는 충실한 표현 대신 신뢰성이라는 용어를 사용한다. 이는 RSST와 일관된 용어 사용을 위한 것이다.
- 2) Relevance라는 영어 표현은 IASB의 개념체계서에서는 목적적합성으로 번역된다. 그러나 많은 연구들이 회계정보의 유용성을 주가와의 관련성에 따라 분석하고 있는 현실에 비추어 본 연구에서는 relevance를 가치관련성으로 부르기로 한다.

액의 지속성이 증가(감소)하는지를 분석하였다.

발생액의 신뢰성은 RSST의 정의에 따라 발생액 측정오차의 분산을 발생액의 분산으로 나누어 구하였으며 발생액 측정오차는 Dechow와 Dichev(2002, 이하 DD)에 따라 전기, 당기, 차기의 현금흐름을 당기의 발생액에 회귀할 때 나타나는 잔차를 이용하여 측정하였다.

분석 결과, 선행연구와 일관되게 발생액의 지속성은 현금흐름의 지속성보다 낮은 것으로 나타났다. 그리고 RSST의 주장대로 발생액의 신뢰성이 감소할수록 발생액의 지속성 역시 감소하는 것으로 나타났으며 동시에 발생액의 지속성이 감소하는 정도는 현금흐름보다 더 크게 나타났다. 또한, 이러한 결과는 발생액의 신뢰성을 [0, 1] 사이의 값으로 표준화하는 경우에도, K-IFRS가 적용되지 않은 2009년까지의 자료만을 사용하는 경우에도, 발생액의 신뢰성을 표준편차로 측정하는 경우에도, 발생액 측정오차를 Ball과 Shivakumar(2006)의 방법으로 측정하는 경우에도 달라지지 않았다.

특히, 본 연구의 분석 결과에 의하면 선행연구들에서 발생액 측정오차로 주로 사용되어 온 발생액 측정오차의 변동성³⁾보다는 RSST가 제시한 발생액의 신뢰성이 발생액의 지속성 차이를 더 잘 포착하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 발생액의 지속성에 대한 연구를 수행할 경우, 발생액 측정오차의 변동성에 더하여 발생액의 신뢰성을 더 신중하게 고려할 필요가 있다는 것을 의미한다.

이러한 본 연구의 결과는 회계정보의 유용성에 대한 연구에 대하여 다음과 같은 공헌점이 있다. 첫째, 본 연구는 발생액의 신뢰성을 재무제표상 회계정보를 직접적으로 이용하여 측정하였다는 점에서 RSST의 연구를 확장하였다고 판단된다. RSST는 발생액의 신뢰성을 직접 측정하지 않고 발생액을 그 구성요소로 구분한 뒤, 이들 각각에 대해 주관적인 신뢰성 수준을 부여하였다. 그러나 본 연구는 RSST가 제시한 발생액의 신뢰성에 대한 정의(definition)에 따라 DD 모형을 이용하여 발생액의 잔차를 구하고, 그 잔차의 분산을 발생액의 분산으로 나누어 발생액의 신뢰성을 직접 측정하였다.⁴⁾ 이렇게 측정된 발생액의 신뢰성은 객관적인 회계정보 자료에 기반한 것으로 연구자의 주관에 따라 발생액의 신뢰성 수준이 결정되는 RSST의 내용을 개선한 것이다.

둘째, 본 연구에서 측정된 발생액의 신뢰성은 발생액 전체 수준에서의 신뢰성을 측정한 것으로 RSST에서처럼 발생액의 개별 구성요소에 대해서 연구자의 주관에 따라 결정된 신뢰성과는 그 의미가 다르다. RSST에서처럼 발생액의 개별 구성요소에 대하여 주관적인 관점에서 신뢰성 수준을 결정할 경우, 그 신뢰성 수준에 따라 나타나는 발생액 구성요소의 지속성에는 일관성 있는 모습이 나타나지 않는다.⁵⁾ 따라서 발생액의 신뢰성은 발생액을 구성하는 개별 구성요소 별

3) 이는 발생액 측정오차의 표준편차로서 많은 선행연구들은 DD를 따라 이를 발생액의 질(accrual quality)이라고 부른다.

4) 발생액의 신뢰성 측정에 대한 자세한 내용은 뒷부분의 “Ⅲ. 연구설계” 참조

5) 예를 들면, RSST의 <Table 5>에서 Panel B를 보면 RSST는 발생액을 크게 세 가지 구성요소로 구분하고 이들에 대해 주관적인 신뢰성 수준을 부여하였다. 즉, RSST는 발생액을 순재무자산의 변동(ΔFN), 비현

로 분석하기보다는 이들을 모두 포함하는 전체로서의 발생액의 역할을 분석하는 것이 타당하다고 판단된다. 이에 따라 본 연구에서는 RSST와는 달리 DD 모형을 이용하여 발생액의 신뢰성을 직접 측정함으로써 연구결과의 타당성을 개선하였다.

셋째, Sloan(1996) 이후, 우리나라에서도 발생액 이상현상(accrual anomaly)에 대하여 많은 연구가 진행되면서 발생액의 속성에 따라 발생액의 지속성이 달라진다는 실증결과들이 축적되고 있지만 발생액의 신뢰성과 발생액의 지속성을 직접적으로 분석한 연구는 찾기가 어렵다. 따라서 본 연구는 발생액의 신뢰성에 따라 발생액의 지속성이 달라진다는 RSST의 주장이 우리나라에서도 타당한 것인지를 처음으로 분석한 연구로서 그 의미를 갖는다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 선행연구를 검토하고 본 연구의 배경을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 연구설계에 대한 내용을 기술하고 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시한다. 그리고 마지막 제Ⅴ장에서는 연구의 결론과 한계를 제시한다.

Ⅱ. 선행연구의 검토와 연구의 배경

1. 선행연구의 검토

Sloan(1996)에 의하면, 발생액의 측정 과정에 개입되는 주관성(subjectivity) 때문에 발생액의 신뢰성이 낮아지고, 이에 따라 미래이익에 대한 발생액의 지속성이 현금흐름의 지속성보다 작게 나타나게 된다.⁶⁾ 이러한 Sloan(1996)의 연구에 기초하여 많은 선행연구들이 발생액의 지속성이 현금흐름의 지속성보다 낮다는 실증결과를 제시하고 있다.⁷⁾

우선, 재무분석가나 감사인과 같은 전문적인 정보제공자의 역할과 관련하여 Bradshaw et al.(2001)은 재무분석가와 감사인이 발생액의 낮은 지속성을 정보이용자에게 제대로 전달하고 있는지를 분석하면서 사전적으로 발생액의 지속성이 현금흐름의 지속성보다 낮다는 것을 실증하였다. 이에 비하여 손성규 등(2011)은 계속감사기간이 증가함에 따라 감사인의 전문성 역시

금융업운전자본의 변동(ΔWC), 그리고 비유동순영업자산의 변동(ΔNCO)으로 구분하고 이들에 대해 차례대로 상(High), 중(Medium), 하/중(Low/medium)에 해당하는 신뢰성 수준을 부여하였다. 분석 결과, 가장 높은 신뢰성 수준을 부여 받은 ΔFIN 의 미래이익에 대한 지속성은 예상대로 가장 크게 나타났다. 그러나 중간 정도의 신뢰성 수준을 받은 ΔWC 의 지속성은 가장 낮은 신뢰성 수준을 받은 ΔNCO 보다 오히려 더 작은 것으로 나타나 신뢰성 수준대로 지속성이 나타나지 않았다. 더 자세한 내용은 뒷부분 참조.

6) 여기에서 지속성이란 미래이익을 발생액과 현금흐름에 대하여 회귀할 때에 나타나는 회귀계수(regression coefficient)를 말한다.

7) 발생액과 현금흐름의 지속성 차이에 대한 연구는 주로 발생액 이상현상(accrual anomaly)에 대한 연구에서 이루어지고 있다. 발생액 이상현상이란 발생액의 지속성이 현금흐름의 지속성보다 낮음에도 불구하고 시장에서는 현금흐름보다 발생액의 가치를 더 높게 인정하는 평가오류(mispricing)를 말한다.

증가하여 이들이 감사한 발생액의 지속성은 증가한다는 것을 실증하였다. 그럼에도 불구하고 발생액의 지속성은 여전히 현금흐름의 지속성보다 낮은 것으로 나타났다.

재무보고이익과 세무보고이익과 관련하여 Hanlon(2005)은 재무보고이익과 세무보고이익이 일치하지 않을수록 발생액의 지속성이 더 낮게 나타난다는 것을 실증하였다. 이와 유사하게 고종권과 윤성수(2006)는 재무보고이익과 세무보고이익 사이의 차이가 커질수록 발생액의 지속성이 현금흐름의 지속성보다 낮다는 것을 보여 주었으며, 고종권(2008)은 재무보고이익과 세무보고이익의 일치성에 따라 이익구성요소의 지속성과 시장반응이 어떻게 달라지는지를 분석하면서 발생액의 지속성이 현금흐름의 지속성보다 낮다는 것을 실증하였다.

이 외에도 Collins et al.(2003)은 전문적인 투자자의 지분율이 높을수록 회계이익 구성요소들의 지속성 차이를 시장이 제대로 평가하는지 분석하는 과정에서 발생액의 지속성이 현금흐름의 지속성보다 더 낮다는 것을 보여 주었으며, Dechow et al.(2008)은 현금흐름의 지속성이 발생액의 지속성보다 높은 이유로 현금흐름 구성요소 중에는 주주지분과 관련을 갖는 요소가 포함되어 있기 때문이라는 것을 실증하였다.

특히 발생액의 속성과 관련하여 Xie(2001)는 발생액에 포함된 재량적발생액으로 인하여 발생액의 지속성이 낮다는 것을 실증하였고, 이와 유사하게 김지홍 등(2008)은 발생액이 경영자의 이익조정을 포함하고 있는 경우, 그 지속성이 상대적으로 더 낮아진다는 것을 실증하였다. 또한, Dechow와 Ge(2006)는 이익의 지속성이 특별항목(Special items) 때문에 감소한다는 것을 분석하면서 동시에 발생액의 지속성이 현금흐름보다 낮다는 것을 보여 주었으며, 백원선과 최길엽(2011)은 당기순이익을 계산할 경우, 영업이익 이후에 고려되는 요소들과 관련된 발생액이 영업이익 계산에 직접적으로 관련되는 발생액보다 그 지속성이 낮다는 것을 실증하였다. 또한 최관과 백원선(2007)은 발생액의 현금전환가능성이 높을수록 발생액의 질(accrual quality)이 높다고 보고, 발생액의 질과 발생액 이상현상 사이의 관계를 분석하면서 발생액의 지속성이 현금흐름의 지속성보다 낮다는 것을 실증하였다. 이에 더하여 백원선(2009)은 거래에 수반되는 현금의 수불이 수익과 비용의 인식 이전과 이후에 이루어지는지에 따라 발생액을 선현금유동발생액과 후현금유동발생액으로 구분⁸⁾하고 선현금유동발생액의 지속성보다 후현금유동발생액의 지속성이 더 크다는 것을 보여 주었다.

발생액의 신뢰성은 발생액의 속성과 밀접하게 관련이 되며, 나아가 발생액의 신뢰성은 이들 선행연구에서 제시된 여러 가지 발생액의 속성에 대한 종합적인 측정치라고 볼 수 있으므로 사실상 본 연구는 발생액의 속성에 대한 선행연구들의 결과를 확장하는 것이다. 이러한 발생액의 신뢰성과 관련하여 RSST는 발생액의 신뢰성이 높(낮)을수록 발생액의 지속성이 높(낮)아진다는

8) 선현금유동발생액은 수익과 비용의 인식 이전에 현금거래가 먼저 나타나서 그 금액만큼 계상된 발생액을 말하며, 후현금유동발생액은 수익과 비용이 발생했음에도 그에 상응하는 현금의 수불이 없어 계상된 발생액을 말한다. 후현금유동발생액은 발생액 인식 이후에 현금 수불이 나타나게 된다.

것을 실증하였는데 RSST의 연구는 본 연구의 출발점이 되므로 다음에 제시하는 연구의 배경에서 그 내용을 자세하게 언급한다.

2. 연구의 배경

RSST는 기업의 진실한 성과를 E^* 로 표시하고 시장의 경쟁으로 인하여 다음과 같이 E^* 가 평균회귀 가정을 따른다고 가정한다.

$$E_{t+1}^* = \gamma E_t^* + \epsilon_{t+1} \quad (1)$$

식 (1)에서 γ 는 0과 1 사이의 값($0 < \gamma < 1$)을 갖는데 이는 시장의 경쟁으로 경제적 지대(economic rents)가 점점 사라져 가기 때문이다. 그런데 현실적으로 E^* 는 관찰할 수 없으므로 E^* 는 재무제표에 보고되는 이익(E)에 의하여 예상될 수 밖에 없다. 문제는 E 의 구성요소인 발생액이 측정오차를 포함하기 때문에 E 가 E^* 와 동일하지 않다는 것이다.⁹⁾ 만약 기업의 현금흐름(C)이 그 자신과 관련된 기업의 경제적 성과를 정확하게 반영한다면 측정오차가 반영되지 않은 진실한 발생액(A^*)은 다음과 같이 표시된다.

$$A^* = E^* - C \quad (2)$$

그런데 A^* 는 현실적으로 관찰할 수 없으며, 동시에 A^* 는 재무제표의 회계수치로부터 계산된 발생액(A)과 차이가 나게 된다. 그 차이를 e 라 하면 이 e 가 곧 발생액의 측정오차가 된다. 따라서 A^* 와 A 사이에는 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$A = A^* + e \quad (3)$$

식 (3)에서 e 는 평균이 0이고 독립적이고(independently) 동질적으로(identically) 분포하는 잔

9) RSST는 발생액에 포함된 측정오차(측정오차의 문제)에 더하여, 미래의 경제적 효익과 관련된 발생액이 그 경제적 효익이 발생하리라는 것을 충분히 신뢰성있게 측정할 수 없으면 이를 재무제표에 계상할 수 없다는 GAAP의 규정으로 인하여, 미래의 경제적 효익과 관련된 일부 발생액이 처음부터 E 에 반영이 안 되는 까닭에 E 가 E^* 와 동일하지 않다는 것을 지적하고 있다. 이를 RSST는 생략된 변수의 문제(omitted variable problem)로 인식하고 측정오차의 문제와 구별하고 있다. RSST는 측정오차의 문제만을 분석하고 생략된 변수의 문제는 다루지 않는다. 그러나 측정오차와 생략된 변수의 문제는 발생액의 측정에서 나타나는 신뢰성 수준의 차이를 구분한 것에 지나지 않는다. 즉, 발생액을 신뢰성 있게 측정할 수 있지만 그 측정이 완전하지 않아서 결과로 발생액의 신뢰성이 저하되는 경우가 측정오차의 문제이고, 발생액을 전적으로 신뢰성 있게 측정할 수 없는 경우가 생략된 변수의 문제로 구분된다. 따라서 본 연구에서는 생략된 변수의 문제를 따로 구분하지 않고 측정오차의 관점에서 연구를 진행한다.

차로서 C 와 A^* 와는 상관관계가 없다고 가정된다. 다음으로 식 (2)를 E^* 에 대해 정리하고 이를 식 (1)에 대입하면 다음과 같은 관계식이 나타난다.

$$E_{t+1}^* = \gamma C_t + \gamma A_t^* + \varepsilon_{t+1} \quad (4)$$

식 (4)에서 E_{t+1}^* 과 A^* 를 각각 E_{t+1} 과 A_t 로 교환하면 다음과 같은 식 (5)가 나타나는데, 식 (5)에서의 회계이익과 현금흐름, 그리고 발생액은 모두 재무제표에서 직접적으로 관찰가능한 변수들이다.

$$E_{t+1} = \gamma C_t + \gamma A_t + \omega_{t+1} \quad (5)$$

식 (5)에서 현금흐름(C_t)과 발생액(A_t)의 계수는 모두 식 (1)에서 진실한 이익(E^*)의 지속성 계수인 γ 로 예상된다. 그러나 식 (5)에서 $\omega_{t+1} = \varepsilon_{t+1} + e_{t+1} - \gamma e_t$ ¹⁰⁾이므로, e_t 의 존재로 인하여 ω_{t+1} 은 A_t 와 상관관계를 갖게 되므로 식 (5)를 실증분석할 경우, 현금흐름(C_t)의 계수(이하 γ_C)와 발생액(A_t)의 계수(이하 γ_A)는 γ 에 대하여 편의된 추정치가 된다. 이 때, RSST에 의하면 γ_C 와 γ_A 가 편의된 정도는 각각 다음과 같다.

$$(\gamma_A - \gamma) = \frac{-\gamma}{1 - \rho_{C,A}^2} \frac{Var(e)}{Var(A)} \quad (6-1)$$

$$(\gamma_C - \gamma) = -\rho_{C,A}(\gamma_A - \gamma) \quad (6-2)$$

식 (6-1)에서 $Var(e)$ 와 $Var(A)$ 는 각각의 발생액 측정오차 e 의 분산과 발생액의 분산이고 $\rho_{C,A}$ 는 현금흐름과 발생액 사이의 상관계수이다. 이로부터 다음과 같은 예상이 가능하다. 첫째, γ_A 와 γ_C 는 γ 에 비하여 과소평가된다. 식 (6-1)의 우변에서 $Var(e)$ 와 $Var(A)$ 은 양(+)의 값이고 $-1 \leq \rho_{C,A} \leq 1$ 이므로 $(1 - \rho_{C,A}^2)$ 역시 양(+)의 값을 갖는다. 또한 식 (1)에서 $0 < \gamma < 1$ 이므로 $(\gamma_A - \gamma)$ 는 전체적으로 음(-)의 값을 갖게 된다. 따라서 식 (5)에서 측정오차를 포함하는 발생액의 지속성 계수 γ_A 는 γ 보다 과소평가 된다. 다음으로 식 (6-2)의 우변에서 $(\gamma_A - \gamma)$ 는 음(-)의 값이고 $\rho_{C,A}$ 는 보통 음(-)의 값이므로¹¹⁾ $(\gamma_C - \gamma)$ 는 음(-)의 값을 갖게 된다. 따라서 식 (5)에서 현금흐름의 지속성 계수 γ_C 는 γ_A 와 마찬가지로 γ 보다 과소평가 된다.

둘째, γ 에 비하여 과소평가되는 정도는 γ_A 이 γ_C 보다 더 크다. γ_C 가 과소평가되는 정도는 식

10) $\omega_{t+1} = \varepsilon_{t+1} + e_{t+1} - \gamma e_t$ 의 결과에 대해서는 부록 참조

11) Dechow(1994)는 연간 자료를 이용하여 발생액과 현금흐름 사이의 상관계수가 약 (-)0.6이라는 것을 보였다. 본 연구에 사용된 표본의 경우 발생액과 현금흐름 사이의 피어슨 및 스피어만 상관계수는 각각 (-)0.5556과 (-)0.5468로 나타나고 있다(<표 3> 상관계수 참조)

(6-2)으로부터 $\rho_{C,A}$ 와 $(\gamma_A - \gamma)$ 의 크기에 의하여 결정된다. $(\gamma_C - \gamma) = -\rho_{C,A}(\gamma_A - \gamma)$ 에서 $(\gamma_A - \gamma)$ 는 γ_A 의 과소평가 수준을 나타내므로 현금흐름의 지속성 계수는 발생액의 지속성 계수에 나타나는 편의보다 $|\rho_{C,A}|$ 배 만큼의 편의가 나타난다는 것을 의미한다. 이 때, $0 \leq |\rho_{C,A}| \leq 1$ 이므로 γ_C 는 항상 γ_A 보다 과소평가되는 정도가 작게 된다.

위와 같은 논의 과정에서 RSST는 식 (6-1)에서의 $Var(e)/Var(A)$ 를 발생액의 신뢰성($AccR$)으로 정의한다.¹²⁾ 따라서, 식 (6-1)과 식 (6-2)에서 보듯이 발생액의 신뢰성이 저하될수록(즉, $Var(e)/Var(A)$ 이 커질수록) γ_A 와 γ_C 가 과소평가 되는 수준은 더욱 증가한다. 다만, γ_C 가 과소평가 되는 수준은 γ_A 가 과소평가되는 수준의 $|\rho_{C,A}|$ 배 정도로 그 크기가 상대적으로 작게 나타난다. 이렇게 RSST는 발생액의 신뢰성을 발생액의 분산 중에서 발생액에 포함된 측정오차의 분산이 차지하는 비중으로 정의하고 그것이 발생액 및 현금흐름의 지속성에 미치는 영향을 분석하였다.

그런데 실증 과정에서 RSST는 발생액의 신뢰성을 직접적으로 측정하지 않고 발생액을 그 개별 구성요소로 구분한 후, 각 구성요소에 대해 신뢰성 수준을 주관적인 기준에 따라 결정하였다. 우선, RSST는 발생액을 순유동자산의 변동(change in non-cash working capital; 이하, ΔWC), 순비유동자산의 변동(change in net non-current operating assets; 이하, ΔNCO), 그리고 순재무자산의 변동(change in net financial assets; 이하, ΔFIN)으로 구분하고, ΔNCO 의 신뢰성은 낮거나 중간 수준으로, ΔWC 의 신뢰성은 중간 수준으로, ΔFIN 의 신뢰성은 높은 수준으로 평가하였다. 그 이후, RSST는 이들 구성요소들과 미래이익 사이의 관계를 분석함으로써¹³⁾ 발생액의 신뢰성이 발생액의 지속성에 미치는 영향을 분석하였다. 따라서 RSST는 발생액의 신뢰성 저하에 따라 발생액의 지속성이 낮아지는지를 실증하는 과정에서 발생액의 신뢰성을 직접적으로 측정하지 않고 발생액을 구성하는 하위요소들의 신뢰성 수준을 주관적으로 판단하여 분석을 수행하였다고 볼 수 있다.

이러한 RSST의 방법은 기본적으로 발생액을 구성하는 하위요소들의 신뢰성에 대한 판단이 연구자의 주관에 따라 결정됨으로써 연구 결과에 편의가 나타날 가능성이 있다는 한계를 갖는다. 만약에 ΔNCO 의 신뢰성은 낮거나 중간 수준이고, ΔWC 의 신뢰성은 중간 수준이라는 RSST의 주관적인 판단이 정확하다면 미래이익에 대한 ΔNCO 의 지속성은 ΔWC 의 지속성보다 작아야 한다. 그러나 RSST의 실증결과에 따르면 현금흐름의 지속성을 기준으로 보았을 때, Δ

12) $Var(e)/Var(A)$ 는 그 값이 클수록 발생액의 분산에 비하여 발생액 측정오차의 분산이 커지게 되므로 엄밀히 말하면 $Var(e)/Var(A)$ 는 발생액의 신뢰성과 역의 관계이다. 즉, 발생액의 신뢰성은 $[Var(e)/Var(A)]^{-1}$ 로 측정되어야 하지만 본 연구에서는 RSST에 따라 $Var(e)/Var(A)$ 를 발생액의 신뢰성에 대한 측정치로 사용하였다. 따라서 $Var(e)/Var(A)$ 가 커(작아)질수록 발생액의 신뢰성은 감소(증가)하고 발생액의 지속성도 감소(증가)할 것으로 기대된다.

13) RSST는 ΔWC , ΔNOA , 그리고 ΔFIN 을 다시 그 각각을 구성하는 하위요소로 더 세분한 뒤, 이들 세부 하위요소와 미래이익 사이의 관계까지 분석하였다. 자세한 내용은 RSST 참조.

NCO의 지속성은 0.074만큼, ΔWC 의 지속성은 0.138만큼 더 작게 나타나¹⁴⁾ ΔNCO 의 지속성이 ΔWC 의 지속성보다 실질적으로 크게 나타나고 있다. 이러한 결과는 RSST의 예상과는 반대되는 것으로 발생액의 구성요소에 대한 신뢰성 판단을 RSST가 주관적으로 평가하였기 때문에 나타난 결과라고 판단된다.

본 연구는 이러한 RSST 연구의 한계를 개선하여 RSST와는 달리 발생액의 신뢰성을 직접적으로 측정하고, 이 측정치가 발생액의 지속성에 미치는 영향을 분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위하여 본 연구는 발생액의 신뢰성에 대한 RSST의 정의에 따라 발생액 측정오차의 분산을 발생액의 분산으로 나눈 값으로 발생액의 신뢰성을 직접 측정한 후, 이 발생액의 신뢰성 측정치가 발생액의 지속성과 어떠한 관계를 갖는지를 다음의 가설을 이용하여 분석하였다.

H1 : 발생액의 신뢰성이 커(작아)질수록 미래이익에 대한 발생액의 지속성은 증가(감소)한다.

III. 연구 설계

1. 발생액의 신뢰성 측정

식 (6-1)에서 발생액의 지속성이 원래 가져야 할 지속성보다 하향 편의되는 정도는 다음과 같이 계산된다.

$$(\gamma_A - \gamma) = \frac{-\gamma}{1 - \rho_{C,A}^2} \frac{Var(e)}{Var(A)} \quad (6-1)$$

위 식 (6-1)에서의 $Var(e)/Var(A)$ 를 RSST는 발생액의 신뢰성으로 정의한다. 여기에서 e 는 현실적으로 관찰할 수 없는 진실한 발생액(A^*)과 재무제표의 회계수치로부터 측정가능한 발생액(A)과의 차이로서 이것이 곧 발생액 측정오차이다. 따라서 발생액의 신뢰성에 대한 측정은 e 를 어떻게 측정할 것인가에 달려 있다.

RSST에 의하면 발생액이 당기의 사건이나 거래로부터 나타나는 미래의 경제적 효익을 측정하는 과정에 측정오차가 개입되기 때문에 재무제표에 보고되는 이익은 진실한 이익과 완전하게 일치하지 않는다. 이 때, 미래의 경제적 효익은 대부분 현금흐름과 관련되므로 발생액에 나타나는 측정오차는 결과적으로 발생액이 미래에 나타나는 현금흐름을 정확하게 반영하지 못하기 때문에 나타나게 된다. 즉, 발생액의 측정오차는 당기의 영업성과와 관련된 현금흐름 중에서 당기에 귀속되지 않는 현금흐름을 발생액을 통하여 당기의 성과로 반영하는 과정에서 나타나게 된다.

14) RSST 논문의 <Table 5> Panel B에 제시된 모형 (19)의 결과 참조

따라서 발생액에 포함된 측정오차는 기본적으로 현금흐름의 기간귀속과 관련이 있으므로 본 연구에서는 다음과 같은 DD 모형을 이용하여 발생액의 측정오차를 측정하였다.

$$A_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 C_{it-1} + \alpha_2 C_{it} + \alpha_3 C_{it+1} + e_{it}$$

여기에서 A_{it} = i 기업의 t 년도 발생액(= $OI - C$)

OI_{it} = i 기업의 t 년도 영업이익

C_{it} = i 기업의 t 년도 영업활동으로부터의 현금흐름

DD 모형에서 A_t 는 t 기의 발생액으로 영업이익에서 영업활동으로부터의 현금흐름(C_{it})을 차감하여 측정된다. 위 DD 모형에서 보듯이 DD는 전기, 당기, 차기의 현금흐름에 대하여 당기의 발생액을 회귀분석하고, 그 때에 나타나는 잔차(e_{it})를 이용하여 발생액의 측정오차를 측정하였다. 이에 따라 본 연구에서는 DD 모형을 연도별-산업별로 회귀분석하고, 그 때에 나타나는 잔차로서 i 기업의 t 년도 e_{it} 를 측정하였다. 만약 발생액이 모든 현금흐름 기간귀속을 정확하게 반영한다면 잔차는 0이 될 것이다. 그러나 발생액이 현금흐름의 기간귀속을 정확하게 반영하지 못한다면 잔차의 크기는 증가할 것이고 이에 따라 발생액의 측정오차는 커지게 될 것이다.

이렇게 본 연구에서는 DD 모형을 통하여 발생액의 측정오차를 구한 후, 그 측정오차의 분산을 발생액의 분산으로 나누어 발생액의 신뢰성을 측정하였다.

2. 연구 모형

발생액의 신뢰성에 따라 발생액의 지속성이 증가하는지를 분석하기 위하여 다음의 연구모형을 사용하였다.

$$E_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 A_t + \beta_2 C_t + \beta_3 AccR_t + \beta_4 (A_t * AccR_t) + \beta_5 (C_t * AccR_t) \varepsilon_t$$

여기에서 E_{t+1} = $t+1$ 기의 회계이익

A_t = t 기의 발생액

C_t = t 기의 영업활동현금흐름

$AccR_t$ = t 기 발생액의 신뢰성(= $Var(e_t) / Var(A_t)$)

$Var(A_t)$ = t 기의 발생액 A_t 의 분산

$Var(e_t)$ = A_t 에 포함된 발생액 측정오차의 분산

위 연구모형에서 E_{t+1} 은 $t+1$ 기의 회계이익으로 계속영업활동에서의 이익으로 측정한다. A_t 와 C_t 는 각각 t 기의 발생액과 영업활동현금흐름으로 C_t 는 현금흐름표에서 그 값을 구하고 A_t 는 E_t 에서 C_t 를 차감하여 구한다.

$AccR_t$ 는 t 기의 발생액의 신뢰성으로 발생액 측정오차의 분산($Var(e_t)$)을 발생액의 분산

($Var(A_t)$)으로 나누어 구한다. 이 때, $Var(A_t)$ 와 $Var(e_t)$ 는 각각 $t-4$ 기부터 t 기까지 5개년도의 발생액(A_t)과 발생액 측정오차(e_t)에 대하여 계산된다. 여기에서 e_t 는 재무제표에서 실제로 관찰되는 A_t 와 관찰불가능한 진실한 발생액 A_t^* 사이의 차이($e_t = A_t - A_t^*$)로서 DD 모형에서 나타나는 잔차로 측정된다.

RSST의 예상대로 발생액의 신뢰성이 증가함에 따라 발생액의 지속성이 증가한다면 위 연구 모형에서 발생액과 발생액의 신뢰성의 상호작용 변수인 $A_t^* AccR_t$ 의 계수 β_4 는 유의한 음(-)의 값으로 나타날 것이다.¹⁵⁾

3. 표본

본 연구는 Kis-Value로부터 1995년부터 2014년까지 총 20년의 기간에 대해 매년 말 기준으로 유가증권 시장에 상장되어 있는 15,418개 기업-년의 표본을 우선적으로 추출하였다. 이후, 동질적인 표본으로 분석을 수행하기 위하여 금융업 등에 속하는 2,044개 기업-년을 제거하고 동시에 12월 결산기업이 아닌 1,188개 기업-년의 표본을 함께 제거하였다.

그리고 DD 모형의 분석과 발생액의 지속성 분석에는 직전년도와 차기년도의 자료가 필요하므로 이러한 자료가 없는 955개 기업-년의 표본을 제거하였다. 또한, 전체 표본을 연도별-산업별 기준에 따라 구분할 경우, 표본수가 20개에 미달하는 연도별-산업별 그룹에 속하는 3,309개 기업-년을 제거하였다. 이는 DD 모형을 연도별-산업별로 회귀분석할 경우, 모형의 안정성을 위하여 최소한 일정 수준의 표본이 필요하기 때문이다.

다음으로 분석에 필요한 관련 재무자료가 없는 869개 기업-년을 제거하였고, 1995년부터 1998년까지, 그리고 2014년에 속하는 2,354개 기업-년을 제거하였다. 이는 DD 모형에 따라 1995년부터 1998년까지는 1999년의 발생액의 분산이나 측정오차의 분산 계산에만 필요하기 때문이고 2014년은 2013년도에 대한 미래이익 자료로서만 이용되기 때문이다.

이상의 표본 추출과정을 통하여 1999년부터 2013년의 기간에 대해 총 4,699개 기업-년의 표본이 최종적으로 추출되었다. 다음의 <표 1>은 이상의 표본추출과정을 정리한 것이다. 또한, 극단치의 영향을 통제하기 위하여 분석에 사용되는 모든 변수들에 대해 최상위 및 최하위 1%에 해당하는 값들을 windsorizing하였다.

15) 앞에서 언급하였듯이 발생액의 신뢰성은 $Var(e)/Var(A)$ 로 측정되는데 이 값이 작아(커)질수록 발생액의 신뢰성은 증가(감소)한다. 따라서 발생액의 신뢰성이 증가함에 따라 발생액의 지속성이 커진다면 $A_t^* AccR_t$ 의 계수는 음(-)의 값을 갖게 된다.

〈표 1〉 표본추출

구 분	기업-년
1995년부터 2014년까지의 기간에 매년 12월 말 기준으로, 유가증권시장에 상장된 표본	15,418
-) 금융업에 속하는 표본 제외	2,044
-) 12월 말 결산기업이 아닌 표본 제외	1,188
-) 회귀식에 필요한 전기, 차기 재무자료가 없는 표본 제외	955
-) 연도-산업별 기업수가 20개 미만인 연도별-산업별 그룹에 속하는 표본 제외	3,309
-) 재무자료가 없는 표본 제외	869
-) 1995년부터 1998년, 그리고 2014년에 해당하는 표본 제외	2,354
최종 표본	4,699

IV. 연구 결과

1. 기술통계

다음의 <표 2>는 주요 변수에 대한 기술통계량을 표시하고 있다.¹⁶⁾ 우선, 미래이익 E_{t+1} 의 평균은 0.0855로서 중위수 0.0490보다 큰 값을 보이고 있다. 이에 더하여 최소값(-0.2364)과 최대값(1.0307)까지를 고려해 보면 E_{t+1} 는 오른쪽으로 꼬리가 긴 분포를 보이고 있다. 또한, 회계이익 E_t 의 평균과 중위수는 각각 0.0829와 0.0495로서 E_{t+1} 와 유사한 분포를 보이고 있다.

발생액(A_t)의 평균은 (-)0.0064이고 중위수는 (-)0.0050으로서 최소값(-0.6173)과 최대값(0.5487)의 크기를 비교해 보면 약간 왼쪽으로 긴 꼬리를 가진 모습을 보이고 있다. 이에 반해 현금흐름(C_t)의 평균과 중위수는 각각 0.0900과 0.0530, 그리고 최소값과 최대값은 (-)0.2394와 1.2008로서 오른쪽으로 길게 늘어진 꼬리를 가진 모습을 보이고 있다. 따라서 E_t 의 분포는 주로 C_t 의 영향 때문임을 알 수 있다.

다음으로 DD 모형으로 측정되는 발생액의 측정오차(e_t)는 회귀모형에서의 잔차가 갖는 당연한 속성과 일관되게 그 평균이 (-)0.0010으로 거의 0에 가까운 모습을 보이고 있다. 그리고 발생액의 신뢰성($AccR_t$)는 평균과 중위수가 각각 0.7291과 0.4061로 나타나고 있다.

16) 각 변수의 기술통계량은 실제 분석에 사용된 변수값을 보이기 위해 windsorizing된 값을 사용하였다.

〈표 2〉 기술통계량

변수명	평균	표준편차	최소값	25% 값	중위수	75% 값	최대값
E_{t+1}	0.0855	0.1780	-0.2364	0.0134	0.0490	0.1002	1.0307
E_t	0.0829	0.1685	-0.2420	0.0153	0.0495	0.0967	0.9308
A_t	-0.0064	0.1399	-0.6173	-0.0501	-0.0050	0.0401	0.5487
C_t	0.0900	0.2002	-0.2394	0.0009	0.0530	0.1135	1.2008
e_t	-0.0010	0.0793	-0.2549	-0.0346	-0.0009	0.0313	0.3532
$Var(E_t)$	0.0097	0.0287	0.0000	0.0004	0.0013	0.0046	0.2035
$Var(A_t)$	0.0185	0.0459	0.0002	0.0014	0.0038	0.0109	0.2899
$Var(C_t)$	0.0196	0.0532	0.0002	0.0017	0.0040	0.0104	0.3546
$Var(e_t)$	0.0054	0.0124	0.0001	0.0006	0.0015	0.0043	0.0874
$AccR_t$	0.7291	0.9803	0.0140	0.1881	0.4061	0.8697	6.4050

1) 변수의 정의는 다음과 같다. E_t 는 t 기의 계속영업활동에서의 이익이다. A_t 는 t 기의 발생액으로 E_t 에서 C_t 를 차감하여 구한다. C_t 는 현금흐름표에 표시된 영업활동현금흐름이다. e_t 는 t 기의 발생액 추정오차로서 t 기를 포함하여 과거 5년 동안의 자료를 이용하여 DD 모형의 잔차로 추정된다. $Var(E_t)$, $Var(A_t)$, $Var(C_t)$, 그리고 $Var(e_t)$ 는 각각 E_t , A_t , C_t , 그리고 e_t 의 분산이다. 이들 분산은 t 기를 포함하여 과거 5년 동안의 자료를 이용하여 계산된다. $AccR_t$ 는 t 기의 발생액의 신뢰성으로 발생액 추정오차의 분산을 발생액의 분산으로 나누어 구한다($Var(e_t)/Var(A_t)$).

다음의 <표 3>에는 주요 변수들 사이의 상관계수를 표시하였다.

E_{t+1} 과 A_t , 그리고 C_t 사이에는 유의한 양(+)의 상관관계가 나타나고 있어 발생액과 현금흐름이 미래이익에 대하여 일정한 지속성이 존재함을 알 수 있다. 그런데 E_{t+1} 과 C_t 사이의 피어슨(스피어만) 상관계수는 0.6365(0.5039)임에 비해 E_{t+1} 과 A_t 사이의 피어슨(스피어만) 상관계수는 0.0428(0.0965)로 그 크기가 상대적으로 작게 나타나고 있다. 이는 발생액의 지속성이 현금흐름의 지속성보다 낮다는 선행연구의 결과와 동일한 결과이다.

그리고 A_t 와 e_t 사이의 피어슨(스피어만) 상관계수는 0.5473(0.5209)로 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있는데 C_t 와 e_t 사이에서 피어슨 상관계수는 유의하지 않은 값을 보이고 있으며($p=0.6784$) 스피어만 상관계수는 (-)0.0347($p=0.0173$)로 유의한 음(-)의 값이지만 그 크기는 상당히 작게 나타나고 있다. 이러한 결과는 발생액의 추정오차 e_t 는 주로 발생액과 관련되어 나타난다는 것을 의미하며 이는 본 연구에서 제시하는 발생액의 신뢰성이 발생액의 역할을 분석할 수 있는 의미있는 측정치라는 것을 시사한다.

또한, E_{t+1} 와 발생액의 신뢰성 측정치인 $AccR_t$ 사이에서 피어슨(스피어만) 상관계수는 (-)0.0623(-0.1280)으로 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 이는 특정한 회계정보가 발생액의

신뢰성을 반영할 경우, 그 회계정보는 미래이익에 대하여 그 지속성이 저하될 가능성이 있다는 것을 시사하는 것으로 본 연구는 이러한 가능성을 실증하고자 하는 것이다.

〈표 3〉 상관계수

	E_{t+1}	E_t	A_t	C_t	e_t	$Var(E_t)$	$Var(A_t)$	$Var(C_t)$	$Var(e_t)$	$AccR_t$
E_{t+1}	—	0.8172 ($<.0001$)	0.0428 (0.0033)	0.6365 ($<.0001$)	0.2719 ($<.0001$)	0.4596 ($<.0001$)	0.4617 ($<.0001$)	0.4908 ($<.0001$)	0.3726 ($<.0001$)	-0.0623 ($<.0001$)
E_t	0.7438 ($<.0001$)	—	0.1717 ($<.0001$)	0.6910 ($<.0001$)	0.4618 ($<.0001$)	0.4975 ($<.0001$)	0.4777 ($<.0001$)	0.5247 ($<.0001$)	0.4055 ($<.0001$)	-0.0620 ($<.0001$)
A_t	0.0965 ($<.0001$)	0.2200 ($<.0001$)	—	-0.5556 ($<.0001$)	0.5473 ($<.0001$)	0.0376 (0.0100)	-0.0536 (0.0002)	-0.0975 ($<.0001$)	0.0529 (0.0003)	0.0108 (0.4575)
C_t	0.5039 ($<.0001$)	0.5638 ($<.0001$)	-0.5468 ($<.0001$)	—	-0.0061 (0.6784)	0.4068 ($<.0001$)	0.4463 ($<.0001$)	0.51876 ($<.0001$)	0.2957 ($<.0001$)	-0.0636 ($<.0001$)
e_t	0.2415 ($<.0001$)	0.4439 ($<.0001$)	0.5209 ($<.0001$)	-0.0347 (0.0173)	—	0.1615 ($<.0001$)	0.0945 ($<.0001$)	0.0692 ($<.0001$)	0.1667 ($<.0001$)	0.0017 (0.9099)
$Var(E_t)$	0.1069 ($<.0001$)	0.1225 ($<.0001$)	-0.0584 ($<.0001$)	0.1183 ($<.0001$)	-0.0231 (0.1137)	—	0.6513 ($<.0001$)	0.6081 ($<.0001$)	0.7173 ($<.0001$)	-0.0300 (0.0399)
$Var(A_t)$	0.1256 ($<.0001$)	0.1369 ($<.0001$)	-0.0030 (0.8348)	0.0748 ($<.0001$)	0.0288 (0.0481)	0.5688 ($<.0001$)	—	0.8411 ($<.0001$)	0.6471 ($<.0001$)	-0.1757 ($<.0001$)
$Var(C_t)$	0.1497 ($<.0001$)	0.1717 ($<.0001$)	-0.0230 (0.1150)	0.1257 ($<.0001$)	0.0327 (0.0251)	0.5687 ($<.0001$)	0.8140 ($<.0001$)	—	0.4654 ($<.0001$)	-0.1368 ($<.0001$)
$Var(e_t)$	0.0432 (0.0031)	0.0520 (0.0004)	-0.0186 (0.2030)	0.0282 (0.0530)	-0.0217 (0.1372)	0.6464 ($<.0001$)	0.6828 ($<.0001$)	0.5754 ($<.0001$)	—	0.0499 (0.0006)
$AccR_t$	-0.1280 ($<.0001$)	-0.1331 ($<.0001$)	-0.0060 (0.6818)	-0.0833 ($<.0001$)	-0.0571 ($<.0001$)	0.0346 (0.0177)	-0.4432 ($<.0001$)	-0.3728 ($<.0001$)	0.2883 ($<.0001$)	—

- 1) () 안의 값은 상관계수가 0이라는 귀무가설에 대한 p-값 (양측검정)
- 2) 대각선 위(아래)는 피어슨(스피어만) 상관계수
- 3) 변수의 정의는 다음과 같다. E_t 는 t 기의 계속영업활동에서의 이익이다. A_t 는 t 기의 발생액으로 E_t 에서 C_t 를 차감하여 구한다. C_t 는 현금흐름표에 표시된 영업활동현금흐름이다. e_t 는 t 기의 발생액 추정오차로서 DD 모형의 잔차로 추정된다. $Var(E_t)$, $Var(A_t)$, $Var(C_t)$, 그리고 $Var(e_t)$ 는 각각 E_t , A_t , C_t , 그리고 e_t 의 분산이다. 이들 분산은 t 기를 포함하여 과거 5년 동안의 자료를 이용하여 계산된다. $AccR_t$ 는 t 기의 발생액의 신뢰성으로 발생액 추정오차의 분산을 발생액의 분산으로 나누어 구한다($Var(e_t)/Var(A_t)$).

2. 실증분석 결과

다음의 <표 4>는 발생액의 신뢰성에 따라 발생액의 지속성이 증가하는지에 대한 분석결과 내용이다.

〈표 4〉 발생액의 신뢰성과 발생액의 지속성

$$E_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 A_{it} + \beta_2 C_{it} + \beta_3 AccR_{it} + \beta_4 (A_{it} * AccR_{it}) + \beta_5 (C_{it} * AccR_{it}) + e_t$$

Panel A : 발생액의 신뢰성 ($AccR = Var(e) / Var(A)$)		Panel B : 발생액 측정오차의 분산 ($AccR_{it} = Var(e_{it})$)	
coefficient (t-value)		coefficient (t-value)	
Intercept	0.0137 (6.15)***	Intercept	0.0058 (2.97)***
A_{it}	0.7547 (44.33)**	A_{it}	0.7319 (39.62)**
C_{it}	0.8589 (78.95)**	C_{it}	0.8674 (67.36)**
$AccR_{it}$	-0.0004 (-0.20)	$Var(e_{it})$	1.7808 (9.55)**
$A_{it} * AccR_{it}$	-0.0550 (-2.33)**	$A_{it} * Var(e_{it})$	-1.2984 (-2.56)**
$C_{it} * AccR_{it}$	-0.0130 (-1.50)	$C_{it} * Var(e_{it})$	-2.6957 (-6.20)**
F=1,619.65		F=1,667.07	
Average adj. R^2 : 63.27%		Average adj. R^2 : 63.94%	

- 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 표시 (양측검정)
 2) 변수의 정의는 다음과 같다(i 는 i 기업을 의미하며 이하에서는 생략). E_t 는 t 기의 계속영업활동에서의 이익이다. A_t 는 t 기의 발생액으로 E_t 에서 C_t 를 차감하여 구한다. C_t 는 현금흐름표에 표시된 영업활동현금흐름이다. e_t 는 t 기의 발생액 측정오차로서 DD 모형의 잔차로 측정된다. $Var(E_t)$, $Var(A_t)$, $Var(C_t)$, 그리고 $Var(e_t)$ 는 각각 E_t , A_t , C_t , 그리고 e_t 의 분산이다. 이들 분산은 t 기를 포함하여 과거 5년 동안의 자료를 이용하여 계산된다. $AccR_t$ 는 t 기의 발생액의 신뢰성으로 발생액 측정오차의 분산을 발생액의 분산으로 나누어 구한다($Var(e_t) / Var(A_t)$).

<표 4>에서는 발생액 측정오차의 분산인 $Var(e_{it})$ 에 따라 발생액의 지속성이 감소하는지에 대한 결과를 함께 표시하였다. 이는 DD 등 많은 선행연구에서 $Var(e_{it})$ 를 발생액의 질에 대한 측정치로 사용¹⁷⁾하고 있으므로 본 연구에서 제시한 발생액의 신뢰성이 $Var(e_{it})$ 보다 발생액의 속성을 더 잘 포착하고 있는지를 비교하기 위해서이다. 이에 따라 <표 4>의 Panel A에서는 발생액의 신뢰성에 따라, Panel B에서는 발생액 측정오차의 분산에 따라 발생액의 지속성이 어떻게 달라지는지를 표시하였다.

Panel A 와 Panel B 모두에서 발생액(A_t)과 현금흐름(C_t)의 계수는 각각 유의한 양(+)의 값으로 미래이익에 대해 의미있는 지속성을 보이고 있다. 특히 A_t 의 계수는 Panel A에서는 0.7547($t=44.33$), Panel B에서는 0.7319($t=39.62$)로서 각각 C_t 의 계수 0.8589($t=78.95$)와 0.8674($t=67.36$) 보다 작게 나타나고 있다. 이러한 결과는 발생액의 지속성은 현금흐름의 지속성보다 낮

17) 선행연구에서는 발생액 측정오차의 분산이 아니라 표준편차를 사용하고 있다. 그런데 RSST에서 제시된 발생액의 신뢰성은 분산을 이용하고 있으므로 비교 목적을 위하여 <표 4>에서는 발생액 측정오차의 표준편차 대신 그 분산을 사용한다. 표준편차를 이용한 결과는 뒷부분에서 제시한다.

다는 선행연구의 결과와 일치된다고 할 수 있다.

그리고 Panel A에서 발생액의 신뢰성과 관련하여 $A_{it} * AccR_{it}$ 의 계수는 $(-0.0550(t=-2.33))$ 으로 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 이는 발생액의 신뢰성이 감소(증가)할수록, 즉 $Var(e_{it})/Var(A_{it})$ 로 측정되는 $AccR_{it}$ 의 값이 증가(감소)할수록 발생액의 지속성이 감소한다는 것으로 가설 1에 대한 실증적인 증거가 된다.

이 때, Panel B에서도 $A_{it} * Var(e_{it})$ 의 계수는 $(-1.2984(t=-2.56))$ 로서 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 이는 발생액 측정오차의 분산이 증가(감소)함에 따라, 즉 선행연구에서 말하는 발생액의 질이 감소(증가)함에 따라 발생액의 지속성이 감소(증가)한다는 것을 의미한다.

이렇게 Panel A와 Panel B 모두에서 발생액의 지속성이 동일한 방향으로 움직인다면 발생액의 신뢰성과 발생액 측정오차의 분산 중에서 어느 것이 발생액의 지속성 차이를 더 잘 포착하는지를 판단해야 하는 문제가 대두된다.¹⁸⁾

이러한 문제의 해결은 앞부분에서 제시된 식 (6-1)과 식 (6-2)이 제시해 준다.

$$(\gamma_A - \gamma) = \frac{-\gamma}{1 - \rho_{C,A}^2} \frac{Var(e)}{Var(A)} \quad (6-1)$$

$$(\gamma_C - \gamma) = -\rho_{C,A}(\gamma_A - \gamma) \quad (6-2)$$

첫째, 식 (6-1)과 식 (6-2)에서 보듯이 발생액의 측정오차가 γ_A 와 γ_C 의 하향편의에 미치는 영향은 $Var(e)$ 가 아니라 $Var(e)/Var(A)$ 인 발생액의 신뢰성에 달려 있다. 따라서 선행연구에서 사용된 발생액 측정오차의 변동성보다는 그 변동성을 발생액의 변동성으로 나눈 발생액의 신뢰성 측정치가 이론적인 관점에서 볼 때 더 타당하다.

둘째, 발생액의 지속성 계수 γ_A 와 현금흐름의 지속성 계수 γ_C 는 식 (6-1)과 식 (6-2)의 우변에서 보듯이 실제의 지속성 계수 γ 보다 낮게 편의되지만 그 정도는 γ_C 가 γ_A 보다 $(-\rho_{C,A})$ 배 만큼 작게 나타난다. 이는 실증분석에서 $A_{it} * AccR_{it}$ 의 계수 β_4 가 $C_{it} * AccR_{it}$ 의 계수 β_5 보다 음(-)의 방향으로 더 크게 나타나야 한다는 것을 의미한다. <표 4>의 Panel A에서 β_4 는 $(-0.0550(t=-2.33))$ 으로 β_5 의 값 $(-0.0130(t=-1.50))$ 보다 더 작게 나타나 이론적인 예상과 동일한 결과를 보여 주고 있다. 그러나 Panel B에서는 β_5 가 $(-2.6957(t=-6.20))$ 로서 β_4 의 값 $(-1.2984(t=-2.56))$ 보다 더 큰 음(-)의 값으로 이론과는 반대의 모습을 보이고 있다. 이러한 결과는 RSST가 제시한 발생액의 신뢰성이 발생액 예측오차의 변동성보다 발생액의 지속성 변화를 더 잘 포착한다는 것을 의미한다.

결론적으로 <표 4>의 결과는 RSST의 주장대로 발생액의 신뢰성에 따라 발생액의 지속성이

18) 왜냐 하면 발생액의 지속성에 대한 이후의 연구에서 정확한 연구결과를 도출하기 위해서는 발생액의 지속성에 영향을 미치는 발생액의 속성을 사전적으로 정확하게 이해하는 것이 필요하기 때문이다.

증가한다는 것을 보여 주며 동시에 발생액의 신뢰성이 발생액의 측정오차 변동성보다 발생액의 지속성 차이를 더 정확하게 포착해 낸다는 것을 보여 준다.

3. 추가분석

가. 발생액의 신뢰성 측정치의 표준화

<표 2>의 기술통계량을 보면 발생액의 신뢰성($AccR_{it}$)은 평균이 0.7291, 중위수가 0.4061로서 최소값(25% 값)이 0.0140(0.1881)임에 비해 최대값(75% 값)은 6.4050(0.8697)로서 오른쪽으로 상당히 긴 꼬리를 갖는 분포를 보이고 있다. 이러한 $AccR_{it}$ 의 분포 특징에 따라 <표 4>의 결과가 나타났는지를 확인하기 위하여 다음과 같이 $AccR_{it}$ 의 값을 표준화하여 분석을 다시 수행하여 보았다.¹⁹⁾

$$StAccR_{it} = \frac{Max(AccR_{it}) - AccR_{it}}{Max(AccR_{it}) - Min(AccR_{it})}$$

여기에서, $StAccR_{it}$ = t년도 i기업의 표준화된 $AccR_{it}$

$Max(AccR_{it})$ = $AccR_{it}$ 의 최대값

$Min(AccR_{it})$ = $AccR_{it}$ 의 최소값

이렇게 $StAccR_{it}$ 를 정의하면 $StAccR_{it}$ 의 값은 [0, 1] 사이의 값을 갖게 되고 그 값이 커(작아) 질수록 발생액의 신뢰성이 증가(감소)하게 된다.

<표 5>의 결과를 보면 <표 4>와 동일하게 Panel A와 Panel B에서 모두 A_{it} 의 계수는 C_{it} 의 계수보다 작다. 그리고 Panel A에서 $A_{it} * StAccR_{it}$ 의 계수는 0.3433(t=3.69)으로서 $C_{it} * StAccR_{it}$ 의 계수 0.0814(t=1.75)보다 더 큰 값을 갖는다.²⁰⁾ 또한, Panel B에서는 Panel A에서와는 반대로 $C_{it} * StVar(e_{it})$ 의 계수가 $A_{it} * StVar(e_{it})$ 의 계수보다 더 크게 나타나고 있어 이론과는 반대의 모습을 보이고 있다.

19) $Var(A) = Var(A^* + e) = Var(A^*) + Var(e) + 2Cov(A^*, e)$ 에서 A^* 와 e 사이의 상관관계는 없다고 가정되므로(RSST) $Var(A) = Var(A^*) + Var(e)$ 가 된다. 따라서 이론적으로 $AccR = Var(e) / Var(A) \leq 1$ 이어야 한다. 그런데 <표 2>에서 $AccR$ 의 최대값은 6.4050으로 나타나고 있어 일부 $AccR$ 의 값은 이론과는 달리 1을 초과하는 값을 갖고 있음을 알 수 있다. 이러한 $AccR$ 의 분포상의 왜곡을 통제하기 위하여 $AccR$ 의 표준화가 필요하다. 추가적으로 $AccR > 1$ 인 표본을 제외하고 분석을 다시 수행하여 보았는데 그 결과는 크게 달라지지 않았다.

20) $StAccR_{it}$ 와 $StVar(e_{it})$ 의 경우 그 값이 커질수록 발생액의 신뢰성은 증가하는 것이므로 발생액의 신뢰성에 따라 발생액의 지속성이 증가한다면 그 계수는 양(+)의 값으로 나타나게 된다. 따라서 이 경우에 식 (6-1)과 식 (6-2)에서의 이론적인 예상은 $A_{it} * StVar(e_{it})$ 의 계수가 $C_{it} * StVar(e_{it})$ 의 계수보다 양(+)의 방향으로 더 커야 한다.

〈표 5〉 발생액의 신뢰성과 발생액의 지속성— $AccR_t$ 의 표준화

$$E_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 A_{it} + \beta_2 C_{it} + \beta_3 AccR_{it} + \beta_4 (A_{it} * AccR_{it}) + \beta_5 (C_{it} * AccR_{it}) + \varepsilon_t$$

Panel A : 발생액의 신뢰성 ($AccR_{it} = StAccR_{it}$)		Panel B : 발생액 측정오차의 분산 ($AccR_{it} = StVar(e_{it})$)	
coefficient (t-value)		coefficient (t-value)	
Intercept	0.0112 (1.79)*	Intercept	0.0522 (7.43)***
A_{it}	0.4233 (5.02)***	A_{it}	0.6945 (27.64)***
C_{it}	0.7817 (18.58)***	C_{it}	0.7942 (38.36)***
$StAccR_{it}$	0.0028 (0.37)	$StVar(e_{it})$	-0.0451 (-5.65)***
$A_{it} * StAccR_{it}$	0.3433 (3.69)***	$A_{it} * StVar(e_{it})$	0.0462 (1.23)
$C_{it} * StAccR_{it}$	0.0814 (1.75)*	$C_{it} * StVar(e_{it})$	0.0688 (2.34)**
F=1,624.25		F=1,633.42	
Average adj. R^2 = 63.34%		Average adj. R^2 = 63.47%	

- 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 표시 (양측검정)
- 2) 변수의 정의는 다음과 같다(i 는 i 기업을 의미하며 이하에서는 생략). E_t 는 t 기의 계속영업활동에서의 이익이다. A_t 는 t 기의 발생액으로 E_t 에서 C_t 를 차감하여 구한다. C_t 는 현금흐름표에 표시된 영업활동현금흐름이다. e_t 는 t 기의 발생액 측정오차로서 DD 모형의 잔차로 측정된다. $Var(E_t)$, $Var(A_t)$, $Var(C_t)$, 그리고 $Var(e_t)$ 는 각각 E_t , A_t , C_t , 그리고 e_t 의 분산이다. 이들 분산은 t 기를 포함하여 과거 5년 동안의 자료를 이용하여 계산된다. $AccR_t$ 는 t 기의 발생액의 신뢰성으로 발생액 측정오차의 분산을 발생액의 분산으로 나누어 구한다($Var(e_t)/Var(A_t)$). $StAccR_t$ 는 다음의 식에 따라 $AccR_t$ 를 표준화한 값이다. $StAccR_{it} = [Max(AccR_{it}) - AccR_{it}] / [Max(AccR_{it}) - Min(AccR_{it})]$. $StVar(e_{it})$ 는 $Var(e_{it})$ 를 $AccR_t$ 와 동일한 방법으로 표준화한 값이다.

따라서 이상의 결과를 종합해 보면 $AccR_t$ 를 표준화하는 경우에도 그 결과는 <표 4>와 크게 달라지지 않음을 알 수 있다.

나. 2010년까지의 표본 이용

본 연구는 기본적으로 1999년부터 2013년까지의 자료를 사용하여 분석하고 있다. 그러나 2011년부터 우리나라에 K-IFRS가 도입됨으로써 2010년까지의 재무제표와 2011년부터의 재무제표는 회계처리의 기본이 다르게 되었다. 따라서 <표 4>의 결과는 회계처리의 기준이 다른 회계자료가 혼합됨으로써 그 연구결과에 편의가 나타났을 가능성이 있다. 이에 따라 K-IFRS가 적용되기 전인 2009년까지의 자료만으로 분석을 다시 수행하여 보았다.²¹⁾ 다음의 <표 6>은 그 결과이다.

- 21) 2010년의 경우, 미래이익을 구하기 위해서는 2011년의 자료가 필요한데 2011년은 K-IFRS가 적용되는 해이므로 2011년의 이익을 2010년의 미래이익으로 사용할 수가 없다. 따라서 2009년까지 분석기간

〈표 6〉 발생액의 신뢰성과 발생액의 지속성 - 2010년까지의 표본 이용

$$E_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 A_{it} + \beta_2 C_{it} + \beta_3 AccR_{it} + \beta_4 (A_{it} * AccR_{it}) + \beta_5 (C_{it} * AccR_{it}) + e_t$$

Panel A : 발생액의 신뢰성 ($AccR_{it} = Var(e_{it}) / Var(A_{it})$)		Panel B : 발생액 측정오차의 분산 ($AccR_{it} = Var(e_{it})$)	
coefficient (t-value)		coefficient (t-value)	
Intercept	0.0154 (6.08)***	Intercept	0.0077 (3.47)***
A_{it}	0.8047 (42.96)***	A_{it}	0.7404 (36.31)***
C_{it}	0.8649 (72.55)***	C_{it}	0.8740 (61.27)***
$AccR_{it}$	-0.0006 (-0.28)	$Var(e_{it})$	1.6653 (7.76)***
$A_{it} * AccR_{it}$	-0.0784 (-2.98)***	$A_{it} * Var(e_{it})$	0.1298 (0.24)
$C_{it} * AccR_{it}$	-0.0198 (-2.12)**	$C_{it} * Var(e_{it})$	-2.8138 (-5.91)***
F=1,359.11		F=1,402.09	
Average adj. R^2 = 67.12%		Average adj. R^2 = 67.81%	

- 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 표시 (양측검정)
- 2) 변수의 정의는 다음과 같다(i 는 i 기업을 의미하며 이하에서는 생략). E_t 는 t 기의 계속영업활동에서의 이익이다. A_t 는 t 기의 발생액으로 E_t 에서 C_t 를 차감하여 구한다. C_t 는 현금흐름표에 표시된 영업활동현금흐름이다. e_t 는 t 기의 발생액 측정오차로서 DD 모형의 잔차로 측정된다. $Var(E_t)$, $Var(A_t)$, $Var(C_t)$, 그리고 $Var(e_t)$ 는 각각 E_t , A_t , C_t , 그리고 e_t 의 분산이다. 이들 분산은 t 기를 포함하여 과거 5년 동안의 자료를 이용하여 계산된다. $AccR_t$ 는 t 기의 발생액의 신뢰성으로 발생액 측정오차의 분산을 발생액의 분산으로 나누어 구한다($Var(e_t) / Var(A_t)$).

<표 6>에서 보듯이 Panel A와 Panel B에서 모두 A_t 의 계수는 C_t 의 계수보다 작게 나타나고 있다. Panel A에서 $A_{it} * AccR_{it}$ 와 $C_{it} * AccR_{it}$ 의 계수를 비교해 보면 발생액의 신뢰성이 감소(증가)함에 따라 A_t 의 지속성이 C_t 보다 더 크게 감소함을 알 수 있다. 그러나 Panel B에서는 $C_{it} * AccR_{it}$ 의 계수만이 유의한 음(-)의 값으로 $A_{it} * AccR_{it}$ 의 계수는 유의하지 않아 식 (6-1)과 식 (6-2)에서의 이론적인 예상과는 다른 결과를 보이고 있다.

따라서 이상의 결과를 종합해 보면 K-IFRS가 적용되지 않는 2009년까지의 자료만을 사용하는 경우에도 그 결과는 <표 4>와 크게 달라지지 않음을 알 수 있다.

을 한정하였다. 또한, K-IFRS가 적용된 이후 기간의 경우, 예를 들면 발생액의 분산을 구하기 위해서는 당해년도를 포함하여 과거 4개년의 자료가 필요한데 과거 자료가 가장 많은 2014년의 경우에도 K-IFRS가 적용되지 않은 2010년 자료를 사용해야 하므로 사실상 K-IFRS가 적용된 과거 자료를 구할 수 없다. 따라서 K-IFRS가 적용된 기간에 대한 분석은 현재로서는 불가능하다. 이에 따라 <표 6>의 분석에 사용되는 최종 표본은 3,327개 기업-년으로 감소하였다.

다. 발생액의 신뢰성을 표준편차로 측정

<표 4>에서는 발생액의 신뢰성과의 비교 목적으로 발생액 측정오차의 분산을 사용하였다. 그러나 대부분의 경우 발생액의 속성을 측정할 때, 발생액 측정오차의 분산보다는 표준편차를 사용하므로 <표 4>에서의 발생액의 신뢰성과 발생액 측정오차의 분산을 모두 표준편차로 측정하여 분석을 다시 수행해 보았다. 다음의 <표 7>은 그 결과이다.

<표 7> 발생액의 신뢰성과 발생액의 지속성 - 발생액의 신뢰성을 표준편차로 측정

$$E_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 A_{it} + \beta_2 C_{it} + \beta_3 AccR_{it} + \beta_4 (A_{it} * AccR_{it}) + \beta_5 (C_{it} * AccR_{it}) + \varepsilon_t$$

Panel A : 발생액의 신뢰성 ($AccR_{it} = [Var(e_{it}) / Var(A_{it})]^{1/2}$)		Panel B : 발생액 측정오차의 분산 ($AccR_{it} = [Var(e_{it})]^{1/2}$)	
	coefficient (t-value)		coefficient (t-value)
Intercept	0.0127 (3.59)***	Intercept	-0.0063 (-2.21)**
ACC_{it}	0.8405 (32.06)***	ACC_{it}	0.7587 (29.82)***
CF_{it}	0.8956 (56.25)***	CF_{it}	0.9051 (50.56)***
$AccR_{it}$	0.0008 (0.19)	$[Var(e_{it})]^{1/2}$	0.3781 (8.83)***
$ACC_{it} * AccR_{it}$	-0.1896 (-4.86)***	$ACC_{it} * [Var(e_{it})]^{1/2}$	-0.3689 (-2.31)**
$CF_{it} * AccR_{it}$	-0.0674 (-3.29)***	$CF_{it} * [Var(e_{it})]^{1/2}$	-0.7051 (-5.65)***
F=1,630.87		F=1,659.91	
Average adj. R^2 = 63.43%		Average adj. R^2 = 63.84%	

- 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 표시 (양측검정)
 2) 변수의 정의는 다음과 같다(i 는 i 기업을 의미하며 이하에서는 생략). E_t 는 t 기의 계속영업활동에서의 이익이다. A_t 는 t 기의 발생액으로 E_t 에서 C_t 를 차감하여 구한다. C_t 는 현금흐름표에 표시된 영업활동현금흐름이다. e_t 는 t 기의 발생액 측정오차로서 DD 모형의 잔차로 측정된다. $Var(E_t)$, $Var(A_t)$, $Var(C_t)$, 그리고 $Var(e_t)$ 는 각각 E_t , A_t , C_t , 그리고 e_t 의 분산이다. 이들 분산은 t 기를 포함하여 과거 5년 동안의 자료를 이용하여 계산된다. $AccR_t$ 는 t 기의 발생액의 신뢰성으로 발생액 측정오차의 분산을 발생액의 분산으로 나누어 구한다($Var(e_t) / Var(A_t)$).

<표 4>에서와 마찬가지로 <표 7>에서 A_t 의 계수는 Panel A와 Panel B에서 모두 C_t 의 계수보다 작게 나타나고 있다. 그리고 Panel A에서 $A_{it} * AccR_{it}$ 의 계수는 $C_{it} * AccR_{it}$ 의 계수보다 더 큰 음(-)의 값으로 나타나 발생액의 신뢰성이 감소(증가)함에 따라 A_t 의 지속성은 C_t 보다 더 크게 감소함을 보이고 있다. 그러나 Panel B에서는 $C_{it} * AccR_{it}$ 의 계수가 $A_{it} * AccR_{it}$ 의 계수보다 더 큰 음(-)의 값으로 나타나고 있어 식 (6-1)과 식 (6-2)의 내용과는 다른 결과를 보이고 있다.

따라서 이상의 결과를 종합해 보면 분산이 아닌 표준편차를 이용하여 발생액의 신뢰성과 발

생액 측정오차의 변동성을 측정하는 경우에도 그 결과는 <표 4>와 크게 달라지지 않았다.

라. 다른 방법을 이용한 발생액의 신뢰성 측정

본 연구에서 발생액의 신뢰성은 발생액 측정오차의 분산을 발생액의 분산으로 나누어 구하였다. 따라서 발생액의 신뢰성은 발생액 측정오차를 얼마나 정확하게 측정하느냐에 달려 있다. 이와 관련하여 Ball과 Shivakumar(2006)는 발생액의 역할을 전기, 당기, 차기의 현금흐름을 반영하는 것으로 한정된 DD 모형을 확장하여 발생액은 회계적 보수주의까지 반영한다고 보고 다음과 같은 모형을 구성하였다.

$$A_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 C_{it-1} + \alpha_2 C_{it} + \alpha_3 C_{it+1} + \alpha_4 DC_{it} + \alpha_5 (DC_{it} * \Delta C_{it}) + e_{it}$$

여기에서 A_{it} = i 기업의 t 년도 발생액($= OI_{it} - C_{it}$)

OI_{it} =영업이익

C_{it} =영업활동으로부터의 현금흐름

$DC_{it} = \Delta C_{it}$ 가 음(-)의 값이면 1, 아니면 0

ΔC_{it} =전기 대비 당기의 현금흐름 변동액($C_{it} - C_{it-1}$)

이에 따라 본 연구에서는 위 모형을 이용하여 <표 4>와는 다르게 발생액의 측정오차를 구한 후, 그 측정오차의 분산을 이용하여 발생액의 신뢰성을 구하여 <표 4>의 내용이 여전히 유효한지를 다시 분석하여 보았다. 다음의 <표 8>은 그 결과이다.

<표 8>에서 보듯이 Ball과 Shivakumar(2006)의 모형을 이용하여 발생액 측정오차를 구하여 발생액의 신뢰성을 구하는 경우에도 A_{it} 의 계수는 Panel A와 Panel B에서 모두 C_{it} 의 계수보다 작게 나타나고 있다. 또한, Panel A에서 $C_{it} * AccR_{it}$ 의 계수는 유의하지 않지만 $A_{it} * AccR_{it}$ 의 계수는 $(-0.0361(t=-1.82))$ 로서 유의한 음(-)의 값으로 발생액의 신뢰성이 감소함에 따라(즉, $Var(e_{it})_{BS} / Var(A_{it})$ 가 증가함에 따라) 발생액의 지속성은 더 낮아진다는 것을 보이고 있다. 또한, Panel B에서도 $C_{it} * AccR_{it}$ 의 계수 $(-3.0820(t=-5.62))$ 에 비해 $A_{it} * AccR_{it}$ 의 계수는 $(-3.3723(t=-5.26))$ 으로서 더 큰 음(-)의 값을 가지므로 식 (6-1)과 식 (6-2)에서의 예상대로 발생액의 신뢰성이 감소할수록 그 지속성은 더 크게 감소하고 있다.

〈표 8〉 생액의 신뢰성과 발생액의 지속성 - 다른 방법으로 발생액의 신뢰성 측정

$$E_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 A_{it} + \beta_2 C_{it} + \beta_3 AccR_{it} + \beta_4 (A_{it} * AccR_{it}) + \beta_5 (C_{it} * AccR_{it}) + e_t$$

Panel A : 발생액의 신뢰성 ($AccR_{it} = Var(e_{it})_{BS} / Var(A_{it})$)		Panel B : 발생액 측정오차의 분산 ($AccR_{it} = Var(e_{it})_{BS}$)	
coefficient (t-value)		coefficient (t-value)	
Intercept	0.0146 (6.88)***	Intercept	0.0051 (2.53)**
A_{it}	0.7449 (46.46)***	A_{it}	0.7695 (42.62)***
C_{it}	0.8543 (80.21)***	C_{it}	0.8723 (69.29)***
$AccR_{it}$	-0.0012 (-0.87)	$Var(e_{it})_{BS}$	2.0618 (9.08)***
$A_{it} * AccR_{it}$	-0.0361 (-1.82)*	$A_{it} * Var(e_{it})_{BS}$	-3.3723 (-5.26)***
$C_{it} * AccR_{it}$	-0.0086 (-0.95)	$C_{it} * Var(e_{it})_{BS}$	-3.0820 (-5.62)***
F=1,618.87		F=1,662.47	
Average adj. R^2 = 63.26		Average adj. R^2 = 63.88%	

- 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 표시 (양측검정)
- 2) 변수의 정의는 다음과 같다(i 는 i 기업을 의미하며 이하에서는 생략). E_t 는 t 기의 계속영업활동에서의 이익이다. A_t 는 t 기의 발생액으로 E_t 에서 C_t 를 차감하여 구한다. C_t 는 현금흐름표에 표시된 영업활동 현금흐름이다. e_t 는 t 기의 발생액 측정오차로서 Ball과 Shivakumar(2006) 모형의 잔차로 측정된다. $Var(E_t)$, $Var(A_t)$, $Var(C_t)$, 그리고 $Var(e_t)$ 는 각각 E_t , A_t , C_t , 그리고 e_t 의 분산이다. 이들 분산은 t 기를 포함하여 과거 5년 동안의 자료를 이용하여 계산된다. $AccR_t$ 는 t 기의 발생액의 신뢰성으로 Ball과 Shivakumar(2006) 모형으로 구한 발생액 측정오차의 분산($Var(e_t)_{BS}$)을 발생액의 분산으로 나누어 구한다($Var(e_t)_{BS} / Var(A_t)$).

따라서 이상의 결과를 종합해 보면 Ball과 Shivakumar(2006) 모형으로부터 발생액 측정오차를 구하고 이로부터 발생액의 신뢰성을 구하는 경우에도 그 결과는 <표 4>와 크게 달라지지 않았다.

V. 결 론

Sloan(1996) 이후, 발생액 이상현상에 대한 많은 연구들에서 발생액의 지속성은 현금흐름의 지속성보다 낮다는 실증결과들이 일관되게 나타나고 있다. 이러한 이유로서 대부분의 선행연구들은 발생액에 대한 회계처리에 경영자의 주관성이 개입되기 때문이라는 관점을 견지하고 있다. 그러한 관점의 타당성을 증명하기 위해 대부분의 연구들은 발생액 측정오차에 따라 발생액의 질이 저하되고 이로부터 발생액의 지속성이 낮아진다는 실증결과를 제시하고 있다.

본 연구는 이러한 선행연구에 대하여 RSST가 제시한 발생액의 신뢰성이라는 측정치가 발생액의 지속성을 보다 잘 설명하는지를 분석하였다. 발생액의 신뢰성과 관련하여 RSST는 발생액의 신뢰성이 감소하면 발생액의 지속성 역시 감소한다는 이론적 근거를 제시하고 이를 실증하였다. 그러나 RSST는 발생액의 신뢰성을 직접 측정하지 않고 발생액을 구성하는 하위요소들에 대해 주관적인 신뢰성 수준을 부여하여 분석을 수행함으로써 스스로 제시한 이론을 완벽하게 실증하였다고 볼 수는 없다.

이에 본 연구는 DD 모형에 따라 발생액 측정오차를 측정하고 이 측정오차의 분산을 발생액의 분산으로 나누어 RSST가 제시한 발생액의 신뢰성을 직접 측정하여 발생액의 신뢰성과 발생액의 지속성 사이의 관계를 분석하였다. 분석결과는 RSST의 주장대로 발생액의 신뢰성이 감소(증가)함에 따라하면 발생액의 지속성이 감소(증가)하는 것으로 나타났다.

그러나, 이러한 본 연구의 결과에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 한계를 갖는다. 첫째, 본 연구는 재무제표상의 회계정보를 이용하여 발생액의 신뢰성을 측정하였다. 따라서 회계정보에 사전적으로 측정오차가 존재하거나 경영자의 재량적인 회계처리가 반영되어 있다면 본 연구에서의 발생액의 신뢰성은 그 측정에 사용된 회계정보의 사전적인 측정오차에 따라 편의가 있을 수 있다. 따라서 본 연구의 해석에는 이러한 부분에 대한 고려가 필요하다.

둘째, 주석 19)에서 잠깐 언급했듯이 발생액 측정오차(e)와 이 e 가 반영되지 않은 진실한 발생액(A^*) 사이의 공분산은 이론적으로 0이 되어야 한다. 그러나 본 연구에 사용된 실제 자료를 이용하여 $Cov(A^*, e)$ 를 구해 보면 그 값이 0이 되지 않는다.²²⁾ 따라서 e 가 정확한 발생액의 측정오차가 아닌 한 본 연구에서 측정한 발생액의 신뢰성에는 그만큼 측정오차가 있을 수 있으며 이로부터 본 연구의 결과에도 편의가 있을 수 있다. 이는 발생액 측정오차를 완전하게 측정할 수 없는 데에서 나타나는 한계이다.

결론적으로 본 연구는 RSST의 연구를 확장하여 발생액의 신뢰성을 직접적으로 측정하는 방법을 제시하고, 그 측정된 발생액의 신뢰성이 지금까지 많은 선행연구에서 사용된 발생액의 측정오차 변동성보다 발생액의 지속성을 더 잘 설명해 준다는 것을 보여 주었다. 그러나 여전히 발생액의 신뢰성에 대한 측정에는 한계가 존재하며 이에 대한 개선은 앞으로의 연구과제가 될 것이라 생각한다.

22) 이는 발생액 측정오차를 구하는 DD 모형의 불완전성에서 기인한다. 만약 DD 모형을 통하여 발생액의 측정오차를 정확하게 측정할 수 있다면 그 때의 e 는 진실한 A^* 와는 아무런 상관관계를 갖지 않을 것이다.

〈부록〉 식 (5)에서 $\omega_{t+1} = \epsilon_{t+1} + e_{t+1} - \gamma e_t$ 의 증명

진실한 이익(E^*)의 지속성 계수는 다음과 같이 표시된다.

$$E_{t+1}^* = \gamma E_t^* + \epsilon_{t+1} \quad (1)$$

이 때 식 (2)로부터

$$E^* = C + A^* \quad (2-1)$$

식 (2-1)을 식 (1)에 대입하면

$$E_{t+1}^* = \gamma C_t + \gamma A_t^* + \epsilon_{t+1} \quad (1-1)$$

식 (3)으로부터

$$A^* = A - e \quad (3-1)$$

식 (3-1)을 식 (1-1)에 대입하면

$$\begin{aligned} E_{t+1}^* &= \gamma C_t + \gamma(A_t - e) + \epsilon_{t+1} \\ &= \gamma C_t + \gamma A_t + \epsilon_{t+1} - \gamma e_t \end{aligned} \quad (1-2)$$

이 때, t+1기의 진실한 이익 E_{t+1}^* 은 식 (2-1)로부터

$$E_{t+1}^* = C_{t+1} + A_{t+1}^* \quad (2-2)$$

이 때, 재무제표에 보고되는 이익은 $E_{t+1} = C_{t+1} + A_{t+1}$ 이고 $A_{t+1}^* = A_{t+1} - e_{t+1}$ 이므로 식 (2-2)는 다음과 같이 정리된다.

$$\begin{aligned} E_{t+1}^* &= C_{t+1} + A_{t+1}^* \\ &= C_{t+1} + A_{t+1} - e_{t+1} \\ &= E_{t+1} - e_{t+1} \end{aligned} \quad (2-3)$$

식 (2-3)을 식 (1-2)의 E_{t+1}^* 에 대입하면

$$E_{t+1} - e_{t+1} = \gamma C_t + \gamma A_t + \epsilon_{t+1} - \gamma e_t$$

따라서

$$E_{t+1} = \gamma C_t + \gamma A_t + \epsilon_{t+1} + e_{t+1} - \gamma e_t$$

참고문헌

- 고종권. 2008. “채무이익-세무이익의 일치성에 따른 이익구성요소의 지속성과 시장반응”. 회계학연구 33 (3) : 141-188.
- 고종권, 윤성수. 2006. “채무보고이익-세무보고이익의 차이와 이익, 현금흐름 및 발생액의 지속성과 자본시장의 반응”. 회계학연구 31 (1) : 127-162.
- 김지홍, 고재민, 김상일. 2008. “이익 조정 여부에 따른 발생액 이상 현상의 차이”. 회계학연구 33 (3) : 103-139.
- 백원선. 2009. “발생액의 지속성, 가치관련성 및 시장효율성”. 경영학연구 38 (1) : 165-191.
- 백원선, 최길엽. 2011. “비핵심발생액의 시장이상현상”. 회계학연구 36 (1) : 1-36.
- 손성규, 이은철, 김성환. 2011. “계속감사기간에 따른 발생액 이상 현상”. 경영학연구 40 (2) : 407-429.
- 정운오, 나인철, 이명곤, 조성표. 2015. 『중급회계 IFRS』. 5판. 경문사.
- 최 관, 백원선. 2007. “현금전환가능성에 따른 발생액의 질과 시장이상현상”. 회계학연구 32 (3) : 1-26.
- Ball, R. and L. Shivakumar. 2006. The Roles of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition. *Journal of Accounting Research* 44 (2) : 207-242.
- Bradshaw, M., S. Richardson, and R. Sloan. 2001. Do Analysts and Auditors Use Information in Accruals? *Journal of Accounting Research* 39 : 45-74.
- Collins, D. W., G. Gong, and P. Hribar. 2003. Investor Sophistication and the Mispricing of Accruals. *Review of Accounting Studies* 8 : 251-276.
- Dechow, P. M., and I. D. Dichev. 2002. The Quality of Accruals and Earnings : The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review* 77 (Supplement) : 35-59.
- Dechow, P. M., S. A. Richardson, R. G. Sloan. 2008. The Persistence and Pricing of the Cash Component of Earnings. *Journal of Accounting Research* 40 (3) : 537-566.
- 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.
- Hanlon, M. 2005. The Persistence and Pricing of Earnings, Accruals, and Cash Flows When Firms Have Large Book-Tax differences. *The Accounting Review* 80 (1) : 137-166.
- 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 (3) : 289-315.
- Xie, H. 2001. The Mispricing of Abnormal Accruals. *The Accounting Review* 76 (3) : 357-373.

The Relation between Accrual Reliability and Accrual Persistence^{*}

Se-Yong Lee^{**}

— <Abstract> —

After Sloan published his seminal paper of accruals anomaly in 1996, many studies showed that accrual persistence is lower than cash flow persistence while examining accruals anomaly, which is attributed to managers' subjectivity in the accounting process. According to the belief, most studies provide the evidence that the estimation error of accruals results in lowered accruals quality' leading to lowered accrual persistence.

In addition to these prior studies, this study examined whether accrual persistence is well explained with accrual reliability suggested by Richardson et al.(2005, hereafter RSST). Related to accrual reliability, RSST argued and evidenced that accrual persistence is lowered with the decrease in accrual reliability. However, RSST didn't provide the perfect evidence of their argument in that they separated accruals into sub-components of accruals and gave them the reliability level based on their own subjective judgements, instead of estimating directly the accrual reliability.

To promote RSST's results, this study estimated directly the accrual reliability, following RSST's definition of accrual reliability, through dividing the variance of accrual estimation error by the variance of accruals and examined the relation between the accrual persistence and the directly estimated accrual reliability.

The results are as follows. Consistent with RSST's arguments, the accrual persistence becomes lower(higher) with the decrease(increase) in accrual reliability. In addition, this result is not changed in the following situations : 1) in the situation that the accrual reliability is standardized into the range of [0, 1], 2) in the situation that the sample is limited to 1999–2009 when K–IFRS is not applied, 3) in the situation that the accrual reliability is measured using standard deviation instead of variance, and 4) in the situation that the accrual estimation error is measured using the method used in Ball and Shivakumar(2006).

<Key words> Accrual reliability, Accrual estimation error, Accrual persistence

* This study was supported by the Research Fund of The Catholic University of Korea, 2013(M–2013–B0002–00105).

** Professor, School of Business Administration, The Catholic University of Korea, yoseli@catholic.ac.kr