

재량적 수익과 조건적 보수주의

차상권* · 김응길**

〈요 약〉

본 연구는 재량적 수익과 조건적 보수주의간의 관련성을 살펴본다. 재량적 수익이란 정상적인 범위를 벗어나 인식하는 수익방법으로 경영자가 재무보고 개입을 통해 조정한 수익을 가리킨다. 선행연구에서는 재량적 수익이 증가할수록 수익의 불투명성이 높고 수익의 질이 낮다는 결과를 보고하였다. 뿐만 아니라 수익조정은 경영자가 가장 많이 이용하는 조정수단임에도 불구하고 이에 대한 연구가 매우 적어 후속연구를 필요로 하는 실정이다. 본 연구는 재량적 수익이 높을수록 경영자의 손실의 적시성이 높아질 것이라고 보고 2009년부터 2017년까지의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 실증분석하였다.

이를 위해 Stubben(2010), Caylor(2010) 그리고 Chang et al.(2019)의 연구방법론을 이용하여 재량적 수익을 측정하였고 보수주의는 Basu(1997), Ball and Shivakumar(2005) 그리고 Khan and Watts(2009)의 방법으로 측정하였다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 재량적 수익은 일정한 변수를 통제한 후에도 보수주의와 양의 관련성을 갖는 것으로 나타났다. 둘째, 재량적 수익을 3개년간의 표준편차로 측정한 결과, 재량적 수익의 변동성이 클수록 보수주의와 양의 관련성을 갖는 것으로 나타났다. 본 연구는 재량적 수익에 관한 연구가 미진한 가운데 추가적인 실증적인 증거를 제시하는 동시에 보수주의에 미치는 영향을 미치는 변수로써 재량적 수익이 유의미한 요소가 될 수 있음을 보였다.

〈주제어〉 재량적 수익, 수익의 불투명성, 이익조정, 조건적 보수주의, 손실의 적시성

* 한양대학교 대학원 회계학과 박사, sgcha01@daum.net, 주저자

** 숭실대학교 경영대학 회계학과 조교수, egilkim@ssu.ac.kr, 교신저자

논문접수일 2020년 8월 21일 1차수정일 2021년 2월 21일 게재확정일 2021년 3월 2일

I. 서 론

선행연구에 의하면 경영자는 기회주의적인 재무보고를 수행하는데 있어서 재량적 발생액과 실제이익조정을 통한 방법을 이용한다고 알려져 있다. 그러나 재무보고 개입 방식의 측면에서 경영자를 대상으로 설문조사를 한 결과들을 보면 비용항목을 통한 조정보다는 수익계정을 통해 한 조정을 더 선호하는 것으로 나타났다(Plummer and Mest, 2001 ; Nelson et al., 2003). 동 연구 결과의 원인을 저자는 경영자가 원하는 이익을 보고하고자 가장 효과적인 수단이 수익이기 때문이라고 주장하였다. 그럼에도 선행연구는 대체적으로 비용을 통한 이익조정을 이용한 결과를 보고하였다. 그러한 이유는 수익을 통한 조정방법을 측정하는 모형이 상대적으로 늦게 고안되었기 때문이며, 이로 인해 재량적 수익에 관한 연구도 매우 제한적인 실정이다.

본 연구는 재량적 수익과 조건적 보수주의간의 관련성을 살펴보는 것을 목적으로 한다. 재량적 수익은 정상적인 수준을 벗어나 인식한 수익을 의미한다(Stubben, 2010). 매출채권의 증감은 매출액의 증감이나 영업활동으로 인한 현금흐름이 설명하지 못하는 잔차로 측정한다(Stubben, 2010 ; Caylor, 2010, Chang et al., 2019). 선행연구에서는 재량적 수익이 초래하는 불투명한(opaque) 정보환경이 회계정보와 자본시장에 미치는 영향을 지적하였다(Beekes et al., 2004 ; García Lara et al., 2016 ; Chen et al., 2014). 재량적 수익이 증가할수록 조세회피가 이루어지고 정보비대칭이 증가한다는 연구결과가 존재하지만 아직까지 회계정책에 미치는 영향은 보고된 바가 없다(Huang et al., 2017 ; 차상권과 김동필, 2020). 그간의 회계학 연구에서 경영자의 재무보고 개입, 재량적 의사결정, 기회주의적인 행태를 측정할 때에 있어서 주로 비용을 통한 이익조정을 이용하였다. 그러나 이와 관련된 연구에서는 이익(bottom line)을 조정하는 것과 수익(top line)을 조정하는 것은 경영자의 유인(incentive)이 상이하므로 이익의 조정의 한 방법으로 간주하기 보다는 수익조정에 관해 살펴보는 것이 학문적 시사점을 제공할 것으로 보았다(정아름과 정도진, 2019). 즉, 이익을 조정하는 여러 가지 방안 중에서 가장 널리 이용되고 있는 방법이 수익조정임에도 불구하고 아직 수익조정에 관한 실증적 연구는 상대적으로 매우 미진한 실정이다. 수익조정에 관한 연구를 언급하면, 고윤성 등(2007)은 조세회피의 가장 효과적인 방법은 수익을 조정하는 것임을 지적하였고, 정광화 등(2015)은 기업의 수익조정의 사례를 들면서 구체적인 조정 방법을 제시하였다. 전성빈 등(2013)이 185명의 국내 재무분석가를 대상으로 실시한 설문조사에 따르면, 재무분석가의 이익예측에 부합하고자 경영자가 선택할 이익조정 방법 중 비용을 통한 방법보다 수익을 활용한 방법을 더 선택할 가능성이 높다는 결과를 제시하였다. 선행연구뿐만 아니라 한국공인회계사회에서 발표하는 「감사보고서 감리결과 및 주요 지적사례」를 보면, 매출채권, 매출의 과대(소)계상은 매우 빈도가 높은 위반유형에 속한다. 구체적으로 살펴보면, 위반유형은 크게 5가지로, 첫째, 당기손익, 잉여금, 자기자본 등에 영향을 미치는 사항, 둘째, 자산·부채 과대계상 등, 셋째, 주식 미(부실)기재, 넷째, 계정과목 분류 오류 등, 다섯째, 법규 위

반사향이다. 시계열적으로 살펴보면 2013년부터 2018년까지 첫 번째 유형은 125건, 두 번째 유형은 30건, 세 번째 유형은 95건, 네 번째 유형은 16건, 다섯 번째 유형은 31건이다. 이 중 첫 번째의 22건, 두 번째의 20건이 모두 매출과 관련된 내용이다. 열거된 연구결과들에 비추어볼 때 재량적 수익에 관한 연구는 꾸준히 개선되어야 함을 의미하며, 본 연구는 이러한 맥락에서 재량적 수익과 보수주의와의 관련성에 주목하였다. 특히, 본 연구에서 재량적 수익과 조건적 보수주의간의 관련성이 있을 것으로 보는 이유는 크게 3가지로 요약된다.

첫째, 김정옥과 배길수(2009)와 박상봉과 라기레(2013)에 따르면 이익조정과 보수주의는 양(+)의 관련성이 있음을 보고하였다. 두 연구에서는 이익상향조정을 수행한다고 해서 반드시 손실의 적시성이 낮지 않음을 주장하였다. 김정옥과 배길수(2006)의 연구는 부채비율이 높을수록 자본조달비용을 낮추고자 회계 보수성이 높아질 수 있음을 제시하기도 하였다. 재량적 발생액이 이익조정과 관련성이 높고(DeFond and Jiambalvo, 1994), 이익조정과 부채조달비용의 음의 관계를 밝힌 연구결과를 종합하면 이익조정은 보수주의와 양의 관계를 예측해볼 수 있다(박종일과 윤소라, 2014).

둘째, 수익을 통한 이익조정은 회계정보의 불투명성을 유발한다.¹⁾ 재량적 수익을 통해 경영성과를 개선할 목적으로 이용된다면 결과적으로 대리인비용을 유발할 수 있다(차상권과 김동필, 2020). 김정옥과 배길수(2006)는 이익조정이 증가할수록 대리인비용이 커지기 때문에 이를 낮추기 위해 투자자는 높은 회계의 보수성을 요구할 수 있음을 주장하였다.

셋째, 보수주의가 커지더라도 이익조정 수단에 따라 그 관계는 다르다(García Lara, 2020). 조건적 보수주의가 커질수록 발생액을 통한 이익조정은 낮추지만 실물활동을 통한 이익조정이 증가한다는 연구결과를 제시하였다(García Lara, 2020). 이는 이익조정 수단에 따라 보수주의에 미치는 영향이 다를 수 있음을 의미한다.

이상의 언급된 바에 기초하면 재량적 수익과 조건적 보수주의는 관련성이 있을 것으로 보이나 아직 선행연구는 혼재된 연구결과를 제시하고 있을 뿐만 아니라 특히, 이익조정과 조건적 보수주의의 관계를 명확하게 살펴본 연구는 새로운 의미가 있을 것으로 보았다.

본 연구와 유사하게 전개된 김정옥과 배길수(2009)의 연구는 재량적 발생액을 이용하여 이익조정과 보수주의의 관련성을 검증하였다. 그러나 본 연구는 수익을 통한 이익조정을 검증한다는 데에서 차이점이 있다. 이는 앞서 언급한 바와 같이 정아름과 정도진(2019)에서와 같이 재량적 발생액을 통한 이익조정과 수익을 통한 이익조정의 유인이 서로 다르다는 점에서 추가적인 공헌점을 제시할 것으로 보인다. 이를 위해 2009년부터 2017년까지 KOSPI시장과 KOSDAQ시장에 상장된 11,049개의 표본을 대상으로 재량적 수익과 보수주의의 관련성을 분석하였다. 재량적 수익의 측정은 Stubben(2010)과 Caylor(2010)의 연구방법에 따라 측정하였으며 강건한 분석결과

1) Healy and Wahlen(1999)의 연구는 경영자가 투자자의 의사결정에 영향을 주거나 회계정보에 기초한 계약에 영향을 주기위한 의도적인 경영성과의 조정을 이익조정으로 보고 있다.

를 제시하고자 추가분석에서는 Chang et al.(2019)의 방법을 이용한 결과도 보고하였다. 조건적 보수주의도 마찬가지로 3가지 방법으로 측정하였다. Basu(1997)에서 제시한 이익-주가 역회귀 모형(reverse regression model)과 Ball and Shivakumar(2005)의 발생액-현금흐름 모형, 그리고 Khan and Watts(2009)에서 제시한 수정 Basu(1997)모형을 이용하였다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 재량적 수익과 보수주의는 유의한 양(+)의 관련성을 보였다. 즉, 재량적 수익이 증가할수록 손실의 적시성이 높아지는 것을 관찰할 수 있었다. 둘째, 재량적 수익과 보수주의의 관계는 재량적 수익을 표준편차로 측정한 경우에도 동일하였다. 재량적 수익의 변동이 커질수록 손실의 적시성이 증가함을 확인하였다. 셋째, 보다 강건한 결과를 제시하기 위해 재량적 수익과 보수주의의 대체적인 측정치(alternative measures)를 이용한 경우에도 동일한 결과를 도출할 수 있었다. 이를 통해 재량적 수익을 이용한 재무보고의 질이 낮을수록 조건적 보수주의 수준이 더 커질 수 있음을 확인할 수 있었다.

본 연구는 다음과 같은 선행연구와의 차별점이 존재한다. 첫째, 재량적 수익이 회계정책에 미치는 영향을 분석함으로써 선행연구를 확장하는 동시에 재량적 수익이 자본시장에 미치는 영향을 확인하였다는데 의의가 있다. 둘째, 한국자본시장에서 재량적 수익을 통한 이익조정이 나타남을 실증적으로 확인하였다. 선행연구에서는 대체적으로 설문조사나, 감리지적을 바탕으로 확인하였던 반면, 본 연구는 실증적 증거(empirical evidence)를 제시한다. 셋째, 본 연구를 통해 Watts(2003)가 주장한 계약관점에서의 보수주의가 나타남을 확인하였다. Watts(2003)의 연구에서는 불투명한 정보환경과 경영자의 기회주의적인 행태가 나타날 때 투자자는 재무적 기초를 견고히 할 수 있는 보수적 회계처리에 대한 요구가 증가한다고 주장하였다. 재량적 수익으로 인해 나타나는 정보비대칭은 투자자의 보수주의에 대한 요구를 보다 높인다고 해석할 수 있다(김정옥과 배길수, 2009 ; LaFond and Watts, 2008 ; Lawrence et al., 2013 ; Ruth and Taylor, 2015).

한편 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 재량적 수익과 조건적 보수주의에 관한 선행연구를 간략하게 제시하였다. 이를 바탕으로 가설을 도출하였다. 제Ⅲ장에는 연구방법론을 기술하였다. 재량적 수익과 조건적 보수주의의 측정방법을 기술하고 이를 병합한 연구모형을 제시하였다. 본 연구의 가설을 검증하기 위한 표본 기간과 선정방법을 제시한 후 최종적으로 선정된 표본의 크기를 연도별, 산업별로 제시하였다. 제Ⅳ장에는 가설검증결과를 제시하였다. 가설검증 결과는 강건한 결과를 제시하기 위하여 재량적 수익의 대체적인 측정방법과 조건적 보수주의의 대안적 측정방법을 이용한 결과를 함께 제시하였다. 제Ⅴ장에는 분석결과를 요약하고 한계점과 후속 연구방향을 각각 제시하였다.

II. 선행연구 및 연구가설 설정

1. 재량적 수익에 관한 연구

Stubben(2010)은 매출채권과 매출액간의 관계를 통해 비정상적인 매출액(discretionary revenues)을 추정하는 모형을 고안하였다. 동 연구에서는 이를 수익을 통한 이익조정이라고 보았고 수익조정은 전통적인 재량적 발생액과는 다른 유인이 있으므로 보다 면밀한 후속연구를 필요로 한다고 주장하였다(Stubben, 2010 ; 정성환, 2015 ; 정아름, 2019). 재량적 수익에 관한 연구는 아직 상대적으로 많이 진척되지 않았다. 재량적 수익에 관한 연구는 크게 재량적 수익의 측정에 관한 연구와 재량적 수익이 자본시장에 미치는 연구, 그리고 어떠한 요소가 재량적 수익에 영향을 미치는지에 관한 연구로 구분된다. 먼저, 재량적 수익의 측정에 관한 연구는 Stubben(2010)과 Caylor(2010)의 연구를 꼽을 수 있다. 두 연구는 모두 매출채권과 매출액간의 관계를 통해 비정상 수익을 추정하였다. 이렇게 추정한 연구들은 모두 대체적으로 비용을 통한 이익조정 수단보다 이익조정을 더 잘 탐지(detectable)할 수 있다고 보고하였다. 이러한 결과는 안치현 등(2016)에서도 동일하게 관찰된다. 동 연구에서는 수익조정을 통한 이익조정은 재량적수익이, 비용을 통한 이익조정은 재량적 발생액의 검증력이 각각 우수하다고 보고하였다. 수익을 통한 이익조정의 측정방법이 제안된 후 진행된 후속연구에서는 재량적 수익이 회계정보와 자본시장에 미치는 영향으로 범위를 확대하였다. Stubben(2010)과 Caylor(2010)의 연구는 경영자가 수익조정 수행과 재무분석가의 이익예측 행위간의 관련성을 영향을 검증하였다. 실증분석결과, 재량적 수익이 증가할수록 재무분석가의 수익예측 정확성이 낮아지고 수익예측의 수가 줄어드는 것으로 나타났다. Huang et al.(2017)은 기업의 유동성과 이익조정간의 관련성을 살펴본 결과, 유동성이 높을수록 재량적 수익으로 측정한 경영자의 기회주의적인 행동이 감소하는 것으로 나타났다.

한국 자본시장을 대상으로 한 연구에서는 산업특성이 재량적 수익이 미치는 영향에 대해 분석되었다. 정도진과 정아름(2019)의 연구에서는 첨단산업일수록, 바이오산업과 같이 연구개발기간이 길수록 경영자는 재량적 수익을 통한 이익조정이 나타난다고 주장하였다. 지현미와 박홍조(2015)의 연구는 서비스산업이 제조업에 비해 재량권이 많은 수익항목을 통해 이익조정이 더 활발히 나타난다고 주장하였다. 뿐만 아니라, 신규상장기업은 상장 직전에 재량적 수익을 통해 보고이익을 증가시키며, 원가의 하방경직성이 높을수록 경영자는 재량적 수익을 통해 이익을 상향조정 한다는 결과를 제시하였다(정성환, 2015 ; 정아름, 2019). 차상권과 김동필(2020)은 재량적 수익과 조세회피간의 관계를 검증하였다. 재무보고의 품질이 낮을수록 조세회피와 양(+)의 관련성이 존재한다는 박종일과 김수인(2019)의 연구와 유사하게 관찰된 결과이다. 이상의 연구 결과로 기존의 재량적 발생액과 실물활동을 통한 이익조정 행위뿐만 아니라 추가적으로 수익제정에 통한 이익조정 또한 확인할 수 있었다.

2. 조건적 보수주의에 관한 연구

회계학에서 보수주의란 선택 가능한 2가지 이상의 대안 중 재무적 기초를 견고히 하는 방법을 의미한다. 보수주의에 대한 정의는 합치(consensus)가 이루어지지 않았으나 다수의 실증연구에서는 Basu(1997)의 정의를 많이 인용하였다. Basu(1997)는 보수주의를 호재에 비해 악재의 이익적시성이 높은 것(asymmetric timeliness)이라고 정의하였다.

Watts(2003)의 연구에 따르면 경영자는 크게 4가지 이유를 근거로 보수적 회계처리를 수행한다. 첫째, 계약관점이다. 보수적인 회계처리는 기업과 투자자간의 정보비대칭에 기인한 경영자의 도덕적 해이(moral hazard)를 완화시키는 수단이 될 수 있다는 것이다. 두 번째는 소송관점이다. 자산을 과대평가함으로써 늘어나는 소송비용은 보수적인 회계처리로 인해 감소할 수 있다는 것이다. 세 번째는 세금관점이다. 보수적인 회계처리로 인해 경영자는 세금의 현재가치를 감소시킬 수 있다. 넷째, 규제유인이다. 회계기준을 재정하는 당국입장에서 순자산의 과대평가는 비판의 소지가 있기 때문이다.

이처럼 다양한 원인으로 인해 나타나는 보수주의는 활발한 연구주제이다. 특히, 기업지배구조, 경영자의 의사결정이 보수주의에 미치는 영향에 대한 연구들이 존재하고 보수주의가 자본시장에 미치는 영향에 대해서도 광범위하게 진행되었다(김연화와 고재민, 2011, 김새로나 등, 2011 ; 김명인 등, 2013 ; 이진 등, 2015). LaFond and Roychowdhury(2008)의 연구는 경영자 지분율과 보수주의간의 관계를 살펴보았다. 동 연구에서는 경영자 지분율이 높을수록 경영자와 주주의 이해가 일치하게 되기 때문에 보수적 회계처리가 감소할 것으로 보았다. 실증분석 결과, 경영자 지분율과 보수주의간의 음(-)의 관련성을 보였다. Lafond and Watts(2008)는 앞의 연구를 확장하여 정보비대칭과 보수주의간의 관련성을 살펴보았다. 동 연구에서는 정보비대칭과 보수주의간의 양(+)의 관계가 나타났다. 따라서 대리인비용과 정보비대칭이라는 요인은 모두 보수주의와 아주 밀접한 관련이 있음을 알 수 있다.

경영자의 특성과 보수주의간의 관련성을 살펴본 연구에서는 경영자의 과신성향이 나타날수록, 경영자의 능력이 좋을수록 보수적인 회계처리와 음(-)의 관련성이 나타남을 주장하였다(이진 등, 2015 ; 유혜영과 김새로나, 2015). 뿐만 아니라 세무위험과의 관계를 살펴본 연구도 존재한다. 차상권(2020)은 조건적 보수주의 수준이 높을수록 이익의 변동성이 커지게 되어 차기 세무위험이 커진다는 결과를 제시하기도 하였다. 보수주의가 자본시장에 미치는 영향에 대해 연구를 요약하여 제시하면 다음과 같다. 보수적인 회계처리는 주식거래량과 양(+)의 관련성을 가지며 재무분석가의 이익예측 정확성을 감소시키고 허딩현상이 증가한다고 제시하였다(김연화와 고재민, 2011 ; 오정량 등, 2013). 한편, 보수주의는 수익-비용 대응을 왜곡시키고 공정가치로 평가하는 회계정보의 유용성을 감소시킨다는 주장도 존재한다(Penman and Zhang, 2002 ; 백원선과 이수로, 2004). 그러나 실증연구에서는 보수주의와 자본비용간의 음(-)의 관계가 나타나, 보수주의에 대한 자본시장의 인식은 부정적이지 않다는 것을 제시하였다(Ahmed et al., 2002 ; Zhang, 2008).

3. 가설설정

Watts(2003)와 LaFond and Watts(2008)의 연구에서는 보수주의의 효용은 재무성과(financial performance)를 조작(manipulate)하거나 과대평가(overstate)할 수 있는 경영자의 능력을 감소시키는 데 있음을 주장하였다. 그러나 실제로 이에 대한 실증적 연구가 전무하여 후속연구가 필요하고(García Lara, 2020) 조건적 보수주의와 이익조정간의 관계가 단방향의 관계가 명확하게 예측되지 않는다(García Lara, 2020). 왜냐하면 조건적 보수주의와 수익조정은 회계선택(accounting choice)²⁾에 일환이기 때문이다. Bertomeu et al.(2017)은 보수주의와 이익조정간의 양(+)의 관계를 주장하였다. 동 연구에서는 경영성과에 기초한 보상을 받는 경영자는 보수적인 회계처리로 낮아진 보고이익 수준을 높이기 위한 상향이익조정이 나타난다는 수리적 분석(analytics) 결과를 제시하였다. 이와 같은 관점에서 보면 이익조정 수준이 높을수록 손실의 적시성을 높여 계약의 효율성을 높이는 투자자의 요구가 증가할 수 있다. 그러나 재량적 수익을 통해 경영성과가 커질수록 보수적인 회계처리가 약화될 가능성도 있다. 즉, 음(-)의 관계를 보일 가능성이 높는데, 수익을 조정한다는 것인 곧 기업의 보고이익을 증가시키기 위한 의사결정이기 때문이다. 뿐만 아니라 재량적으로 수익을 인식하는 것이 대리인비용을 유발하고 정보비대칭을 악화하는 원인으로 작용해야 한다. 이로 인해 높아지는 재무보고 품질에 관한 우려가 보수주의에 대한 요구로 이어질 수 있기 때문이다. 그러나 최근에 나타난 연구에서는 보수주의가 이익조정의 모든 수단에 대해 유효하지 않고 이익조정 수단 간의 상충관계(trade-off)가 존재하기 때문에 보수주의와 이익조정 간의 결과가 항상 일관적이지 않을 수 있음이 제기되었다. 본 연구에서는 재량적 수익으로 측정된 경우에도 보수주의와의 양(+)의 관련성을 가질 것으로 보고 다음과 같이 가설을 수립하였다. 한편, 본 연구가 무조건적 보수주의와 조건적 보수주의 중에서도 특히, 조건적 보수주의에 초점을 맞춘 이유는 조건적 보수주의가 계약관점에서의 효용이 더 크기 때문이다. 이와 관련하여 Qiang(2007)의 연구는 Watts(2003)에서 제시한 보수주의가 증가하게 되는 상황(settings) 중에서 계약과 소송의 비용이 클 때 조건적 보수주의가, 소송, 규제, 세금과 관련된 비용이 증가할 때 무조건적 보수주의의 효용이 더 크다고 주장하였다. 따라서 본 연구는 조건적 보수주의에 초점을 맞추었다.

가설 : 재량적 수익과 조건적 보수주의는 양의 관련성을 가질 것이다.

2) Ruch and Taylor(2015)의 연구에서는 조건적 보수주의의 사례로 영업권의 손상차손인식, 유·무형자산의 손상차손 인식, 재고자산의 저가법 적용, 우발사건에 대한 비대칭적인 인식을 사례로 제시하고 있다. 이와 같은 사건들은 실제로 현금흐름에 영향을 미치지는 않으나 이익수준에는 영향을 주는 경제적 사건이다(Basu, 1997).

III. 연구방법론

1. 연구모형

본 연구의 가설을 검증을 위해 사용된 보수주의 모형은 Basu(1997)의 모형에 기초한다. 이익을 호재(good news)로, 손실을 악재(bad news)로 보고 주식수익률과 이익간의 관련성에서 보수주의를 측정하고자 하였다. Basu(1997)에서 제시한 이익과 손실의 적시성을 측정하는 기본모형은 다음과 같다. 아래의 모형에서 NI 는 당기순이익을, RET 는 주식수익률을 의미한다. $DRET$ 는 주식수익률이 0보다 낮은 경우를 가리키는 지시변수이다. $RET \cdot DRET$ 는 호재에 비해 악재가 주식수익률에 적시에 반영되는 정도를 가리킨다. 즉, 보수주의를 측정하는 변수가 된다. 만약 $RET \cdot DRET$ 이 유의한 양(+)의 값이 커질수록 보수성(손실의 적시성)이 커진다는 것을 의미한다.

$$NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DRET_{i,t} + \beta_2 RET_{i,t} + \beta_3 DRET \cdot RET + \epsilon$$

위의 기본모형에 관심변수와 통제변수를 포함하여 다음과 같이 분석모형을 수립하였다. 구체적으로, 재량적 수익($DREV$)을 고려하여, 재량적 수익이 높을 경우 호재에 비해 악재가 적시에 반영되는 정도를 고려하였다. 만약, β_{10} 이 유의한 양(+)의 값을 보인다면 재량적 수익과 보수주의는 양(+)의 관련성이 있다고 볼 수 있으며, 반대로 음(-)의 값이 나타난다면 재량적 수익이 높을수록 손실의 적시성이 낮아진다고 해석할 수 있다. 보수주의에 영향을 미칠 수 있는 기업특성변수를 고려하고자 LaFond and Roychowdhury(2008)에서 제시한 기업규모($SIZE$), 부채비율(LEV), 성장성(MTB)을 포함하였다. 기업규모의 경우 자산총계에 자연로그를 취한 값이며, 부채비율의 경우 부채총계를 자산총계로 나누었다. 마지막으로 성장성의 경우 시장가치 대비 장부가치 비율이다. 분석 시, 재량적 수익과 통제변수의 경우 10분위 수로 변환한 후 0과 1사이의 값을 갖도록 조정하였고 이렇게 조정한 값의 앞에선 x 를 표시하여 원 변수(연속변수)와 구분하였다(LaFond and Roychowdhury, 2008 ; 이건 등, 2015)³⁾. 연도별, 산업별 고정효과를 통제할 목적으로 연도별, 산업별 지시변수를 포함하였다. 이 때, 산업별 지시변수는 한국표준산업분류 중 중분류를 이용하여 46개의 산업으로 세분화하였다.

3) 동 연구에서는 Basu(1997)의 모형을 기준으로 언급하면 기본모형의 변수(NI , RET)는 원변수(연속변수)로, 상호작용의 대상이 되는 변수의 경우 (0과 1사이의)10분위수로 측정하였다. 이를 통해 다중공선성의 문제로부터 일부 자유로울 수 있는 동시에, 상호작용의 대상이 되는 변수의 극단 값이 연구결과에 미치는 영향을 완화할 수 있다고 주장하였다.

$$\begin{aligned}
NI_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 DRET_{i,t} + \beta_2 RET_{i,t} + \beta_3 xSIZE_{i,t} + \beta_4 xLEV_{i,t} + \beta_5 xMTB_{i,t} \\
& + \beta_6 xDREV_{i,t} + \beta_7 DRET * xDREV_{i,t} + \beta_8 RET * xDREV_{i,t} \\
& + \beta_9 DRET * RET_{i,t} + \beta_{10} DRET * RET * DREV_{i,t} + \beta_{11} RET * xSIZE_{i,t} \\
& + \beta_{12} RET * xLEV_{i,t} + \beta_{13} RET * xMTB_{i,t} + \beta_{14} DRET * xSIZE_{i,t} \\
& + \beta_{15} DRET * xLEV_{i,t} + \beta_{16} DRET * xMTB_{i,t} + \beta_{17} RET * DRET * xSIZE_{i,t} \\
& + \beta_{18} RET * DRET * xLEV_{i,t} + \beta_{19} RET * DRET * xMTB_{i,t} \\
& + YEAR + KSIC + \epsilon
\end{aligned}$$

2. 재량적 수익

재량적 수익은 Stubben(2010)과 Caylor(2010)의 연구에서 제시된 방법으로 측정하였다. 재량적 수익을 추정하기 위한 모형은 각각 다음과 같다.

Stubben(2010)의 모형의 경우 종속변수인 ΔAR 은 매출채권의 연간 변화율이며, 독립변수는 1~3분기 매출액 변화율($\Delta SALES_{i,q1-q3}$)과 4분기 매출액 변화율($\Delta SALES_{i,q4}$)이다. 연구모형에서 분기별로 매출액을 별도로 구성한 이유는 다수의 연구에서 지적인 바와 같이, 4사분기의 매출액의 회수가능성이 매우 낮고 이익조정의 유인이 존재하기 때문이다(백원선, 2008 ; 김경태, 2016). Stubben(2010)의 연구모형은 1~3분기 매출액변동분(β_1)과 4분기의 매출액 변동분(β_2)을 독립변수로, 연간 매출채권의 변동분을 종속변수로 하고 있다. 즉, 분기별 매출액 변동이 연간 매출채권의 변동분을 설명하지 못하는 부분(오차 항)이 곧 재량적 수익이 된다.

Caylor(2010)의 연구모형은 연간자료를 이용하여 재량적 매출액을 산출한다. 즉, 연간 매출액의 변화분(γ_1)과 차기 영업활동으로 인한 현금흐름의 변화분(γ_2)이 설명하지 못하는 부분을 재량적 수익으로 보았다(Huang et al., 2017 ; Chang et al., 2019).

각 모형을 산업-연도별 회귀분석을 실시하여 추정된 잔차의 값이 재량적 수익이 되며 회귀분석 시, 산업-연도별 크기가 20개 이하인 경우에는 제외하였다. 본 연구에서는 이렇게 추정된 잔차를 이용할 뿐만 아니라 추가분석에서 최근 3개년 잔차의 표준편차를 이용하여 측정한 결과도 보고하였다. 표준편차를 이용하면 재량적 수익의 변동성을 측정할 수 있으며 또한 단일기간의 재량적 수익이 아닌 다기간의 재량적 수익을 이용함으로써 수익의 불투명성을 측정할 수 있기 때문이다. 이런 식의 측정은 Hutton et al.(2009)와 전규안과 박종일(2017)에서 사용된 바 있으나, Hutton et al.(2009)의 경우 절댓값의 3개년간의 합을 이용한 반면, 전규안과 박종일(2017)은 원 변수의 3개년간의 표준편차를 이용한다. 절댓값을 이용한 결과의 경우 방향성을 고려하지 않고 변동성을 설명할 수 없기에 본 연구에서는 전규안과 박종일(2017)의 연구방법론을 이용하여 측정하였다.

<Stubben, 2010>

$$\Delta AR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{\Delta SALES_{i,q1-q3}}{ASSET_{ave}} + \beta_2 \frac{\Delta SALES_{i,q4}}{ASSET_{ave}} + \epsilon_{i,t}$$

<Caylor, 2010>

$$\Delta AR_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{\Delta SALES_{i,t}}{ASSET_{ave}} + \gamma_2 \frac{\Delta CFO_{i,t+1}}{ASSET_{ave}} + \epsilon_{i,t}$$

여기서,

변수명	: 조작적 정의
ΔAR	: 매출채권의 변화분
$\Delta SALES_{i,q1-q3}$	: 1분기~3분기 매출액의 변화분
$\Delta SALES_{i,q4}$	: 4분기 매출액의 변화분
$\Delta SALES_{i,t}$	: 연간 매출액의 변화분
$\Delta CFO_{i,t+1}$	: 차기 영업활동으로 인한 현금흐름의 변화분
$ASSET_{ave}$	: 기초와 기말 자산총계의 산술평균 값
ϵ	: 오차 항

3. 표본 선정

본 연구의 가설을 검증하고자 이용한 분석기간은 2009년부터 2017년까지다. 이를 위해 2006년부터 2018년까지의 데이터를 NICE평가정보의 KISVALUE 재무데이터베이스에서 추출하였다. 이 때, 금융업에 속하거나 12월 말 결산법인이 아닌 경우에는 표본의 동질성을 위해 제외하였다. 또한 관리종목으로 편입되거나 자본잠식인 경우에도 또한 제외하였다. 이렇게 최종적으로 측정된 변수는 총 11,049개 기업-연도이다. 최종적으로 연구에 이용된 표본의 크기를 연도별, 산업별로 나누어 <표 1>과 <표 2>에 각각 제시하였다.

<표 1>에는 연도별 표본분포를 상장시장별로 구분하여 제시하였다. KOSPI시장은 4,652개이며 KOSDAQ시장은 6,397개이다. 본 연구의 표본은 KOSDAQ시장 KOSPI보다 더 많다. 또한 연도별로 고른 분포를 나타내고 있어 특정연도에 기인한 연구결과의 왜곡이 우려되지 않는다고 보았다.

〈표 1〉 연도별 표본분포

연도	유가증권시장	코스닥시장	합계
2009	476	560	1,036
2010	486	605	1,091
2011	501	652	1,153
2012	520	672	1,192
2013	522	676	1,198
2014	521	707	1,228
2015	533	782	1,315
2016	540	841	1,381
2017	553	902	1,455
Total	4,652	6,397	11,049

산업별 표본 분포는 간결한 보고를 위하여 한국표준산업분류 중 대분류로 <표 2>에 제시하였다. 산업별 표본분포는 70.01%가 제조업으로 나타났으며 서비스업이 15.91%, 도소매업이 9.44% 순으로 높은 비중을 보였다. 회귀분석 시에 사용된 산업별 지시변수는 대분류가 아닌 중분류를 이용하여 산업을 46개로 세분화하여 이용하였다.

〈표 2〉 산업별 표본분포

구분	빈도	비율	누적비율
제조업	7,735	70.01	70.01
건설업	308	2.79	72.79
도·소매업	1,043	9.44	82.23
운송업	205	1.86	84.09
서비스업	1,758	15.91	95.20
Total	11,049	100.00	

한편, 본 연구에서 이용된 연속변수는 조작적 정의에 따라 측정한 후 극단 값에 의한 연구결과에 영향을 고려하고자 winsorizing을 실시하였다. 즉, 상·하위 1%의 값을 초과하는 경우 상·하위 1%의 값으로 조정한 후 분석하였다.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계량

<표 3>에는 본 연구에 이용된 변수의 기술통계를 제시하였다. 기술통계는 평균, 표준편차, 1사분위수, 중위수, 3사분위수이다. 당기순이익은 평균이 0.0179, 표준편차는 0.0904로 나타났다. 즉, 표본간의 이익분포는 매우 넓은 것을 알 수 있다. 또한 평균은 한국자본시장을 대상으로 한 연구에서와 대체적으로 유사하게 나타났다. RET의 경우 평균이 0.1926으로 나타났다. DRET의 경우 주식수익률 중, 음의 값을 갖는 경우인데 이는 표본의 37.95%로 나타났다. 재량적 수익의 두 측정치(DREV1, DREV2)는 평균이 0에 가깝게 나타났다. 한편, 통제변수의 결과는 다음과 같다. 기업규모(SIZE)는 자연로그를 취한 후의 값이 25.8980으로 나타나 선행연구와 유사하게 나타났다으며 부채비율(LEV)의 경우 평균 39.21%, 성장성(MBT)의 경우 평균 108.01%로 나타났다.

〈표 3〉 기술통계량

Variable	Mean	S.D.	.25	.50	.75
<i>NI</i>	0.0179	0.0904	0.0011	0.0288	0.0635
<i>RET</i>	0.1926	0.4699	-0.1119	0.1069	0.4113
<i>DRET</i>	0.3795	0.4853	0.0000	0.0000	1.0000
<i>DREV1</i>	0.0001	0.0470	-0.0193	0.0007	0.0192
<i>DREV2</i>	0.0000	0.0451	-0.0193	0.0008	0.0196
<i>SIZE</i>	25.8980	1.3735	24.9858	25.6184	26.5225
<i>LEV</i>	0.3921	0.1957	0.2324	0.3894	0.5389
<i>MTB</i>	1.0801	0.7281	0.5377	0.9104	1.4409
<i>ACC</i>	-0.0291	0.0872	-0.0646	-0.0215	0.0156
<i>CFO</i>	0.0467	0.0810	0.0022	0.0459	0.0929

여기서, NI는 당기순이익을 자산총계로 나눈 값, RET : t기 4월부터 t+1기 3월까지의 주식수익률, DRET : 음(-)의 주식수익률이면 1, 그렇지 않으면 0의 지시변수, DREV1 : Stubben(2010)의 연구방법론으로 측정한 재량적 수익, DREV2 : Caylor(2010)의 연구방법론으로 측정한 재량적 수익, SIZE : 기업규모(자산총계의 자연로그를 취한 값), LEV : 부채비율(부채총계를 자산총계로 나눈 값), MTB : 시장가치대비 장부가치, ACC : 발생액(당기순이익에서 영업활동으로 인한 현금흐름을 차감한 후 자산총계로 나눈 값), CFO : 현금흐름 비중(영업활동으로 인한 현금흐름을 자산총계로 나눈 값)

2. 상관관계분석

본 연구에서 사용된 주요 변수의 상관관계를 살펴보았다. <표 4>에 제시한 표는 pearson 상관관계분석 결과이다. 이익(*ROA*)과 주가(*RET*)는 유의한 양의 관계를 보였으며 손실(*DRET*)과 이익(*ROA*)은 음의 관계를 나타내었다. 재량적 수익과 이익은 모두 1% 수준에서 유의한 양의 값을 보여, 재량적 수익이 증가할수록 이익수준은 증가한다고 해석할 수 있다. 이를 통해 본 연구의 가설을 간접적으로 살펴볼 수는 없으나 재량적 수익은 당기순이익과 주식수익률과의 상관성이 매우 높다는 것을 파악할 수 있었다. 한편 독립변수간의 높은 상관성에 의해 나타날 수 있는 다중공선성의 문제는 회귀분석 시 모형별로 확인하였다. 별도로 기술하지는 않았으나 Ball and Shivakumar(2005)의 모형을 이용할 때, 가장 큰 값은 6.30으로 나타났으며 전반적으로 모형에 관계없이 VIF값은 5이하로 관찰되어 10이상일 때 다중공선성에 의한 문제가 크다고 볼 때, 연구 결과에 미치는 영향이 아주 크다고 판단하지는 않았다.

<표 4> 상관관계분석

	ROA	RET	DRET	DREV1	DREV2	SIZE	LEV	MTB	ACC	CFO
ROA	1.00									
RET	0.14***	1.00								
DRET	-0.16***	-0.68***	1.00							
DREV1	0.04***	0.03***	-0.03***	1.00						
DREV2	0.08***	0.04***	-0.04***	0.95***	1.00					
SIZE	0.18***	-0.12***	0.07***	0.03***	0.03***	1.00				
LEV	-0.29***	-0.02*	0.04***	0.03***	0.02**	0.21***	1.00			
MTB	0.00	-0.15***	0.07***	0.00	-0.01	0.14***	0.00	1.00		
ACC	0.57***	0.07***	-0.08***	0.29***	0.18***	0.08***	-0.14***	0.07***	1.00	
CFO	0.49***	0.08***	-0.10***	-0.27***	-0.1***	0.12***	-0.17***	-0.07***	-0.41***	1.00

주1) 변수 설명은 <표 3> 참조

주2) 괄호의 수치는 변수의 회귀계수에 대한 t값을 나타냄

주3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 내에서 통계적으로 유의적임을 의미함

3. 회귀분석결과

본 연구의 가설을 검증한 결과를 <표 5>에 나타냈다. 모형(1)의 경우 Stubben(2010), 모형(2)은 Caylor(2010)의 방법으로 재량적 수익을 측정한 결과이다. 즉, 관심변수에 따른 구분이다. 모형의 적합성을 의미하는 F값은 모두 1%수준에서 유의하게 나타났으며 모형의 설명력은 각각

0.220과 0.223으로 나타났다. <표 5>에 제시된 결과는 모두 연도별, 산업별 지시변수를 포함한 후의 결과이지만, 간결한 보고를 위해 별도로 표시하지 않았다. 분석결과를 살펴보면 먼저, $DRET \times RET$ 의 값이 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이는 본 연구의 표본기업이 전반적으로 보수적인 회계처리를 하고 있음을 의미한다.⁴⁾

본 연구의 관심변수인 $DRET \times RET \times \Delta DRET$ 는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이는 재량적 수익이 높을수록 손실의 적시성이 더 높다는 것을 의미하며, 보수적인 회계처리를 한다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 재량적 수익으로 인해 발생하는 불투명한 재무보고 환경으로 보수주의에 대한 요구가 증가한다고 해석할 수 있다(LaFond and Watts, 2008). 본 연구의 결과는 선행연구 흐름과 유사하게 나타난다. 국내자본시장을 대상으로 김정옥과 배길수(2009)의 연구는 재량적 발생액이 증가할수록 커지는 정보비대칭은 보수주의에 대한 투자자의 요구가 증가한다고 보았다.

이와 같은 해석은 박상봉과 라기레(2013) 연구에서도 마찬가지였다. 이는 이익조정과 조건적 보수주의간의 관계가 단순히 기계적이지 나타나지 않았음을 주장하였던 Roychowdhury and Martin(2013)의 주장의 실증적인 증거를 제시한다고 볼 수 있다. 안치현 등(2016)의 연구에 의하면 수익을 통한 이익조정은 기존의 재량적 발생액이 포착하기 어렵고 재량적 발생액에 비해 더 높은 검정력을 갖는 것으로 보고하고 있다. 경영자가 빈번하게 조정하는 항목이 비용이 아닌 수익항목이라는 점에서 본 연구는 재무보고의 개입과 보수주의간의 양(+)의 관계가 수익항목을 통한 이익조정일 때 뚜렷하게 관찰된다는 결과를 제시한다고 해석할 수 있다.

본 연구의 결과는 자본시장에 조건적 보수주의에 관한 시사점을 제시한다. 손실의 적시성이 높을수록 경영자가 기업 내부에 악재를 숨기고 이로 인해 주가급락(stock price crash)을 야기하는 위험을 낮추고 주식의 과대평가를 낮출 수 있음을 보고하고 있다(Kim and Zhang, 2016). 회계정보를 산출하는 과정에서 회계처리의 중립성이 훼손되어 편이 있는 정보를 산출할 수 있다는 점에서 비판의 소지가 있었던 기존의 입장(Levitt, 1998)과는 달리(firm-level perspective), 시장관점(market-level perspective)에서는 경영자의 재무보고 개입이 있을수록 보수주의가 발현될 수 있음을 의미하기 때문이다.

4) 본 논문에 별도로 나타내지는 않았으나 기본모형을 이용하여 살펴본 바에서는 $RET \times DRET$ 의 값이 유의한 양(+)의 값이 관찰되었다. 즉, 표본기업의 보수성을 확인할 수 있었다.

〈표 5〉 가설검증결과

$$NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DRET_{i,t} + \beta_2 RET_{i,t} + \beta_3 xSIZE_{i,t} + \beta_4 xLEV_{i,t} + \beta_5 xMTB_{i,t} + \beta_6 xDREV_{i,t} + \beta_7 DRET * xDREV_{i,t} + \beta_8 RET * xDREV_{i,t} + \beta_9 DRET * RET_{i,t} + \beta_{10} DRET * RET * DREV_{i,t} + \beta_{11} RET * xSIZE_{i,t} + \beta_{12} RET * xLEV_{i,t} + \beta_{13} RET * xMTB_{i,t} + \beta_{14} DRET * xSIZE_{i,t} + \beta_{15} DRET * xLEV_{i,t} + \beta_{16} DRET * xMTB_{i,t} + \beta_{17} RET * DRET * xSIZE_{i,t} + \beta_{18} RET * DRET * xLEV_{i,t} + \beta_{19} RET * DRET * xMTB_{i,t} + YEAR + KSIC + \epsilon$$

	Model (1) <i>DREV=Stubben(2010)</i>	Model (2) <i>DREV=Caylor(2010)</i>
<i>Dependent Variable = NI</i>		
Intercept	-0.004 (-0.47)	-0.008 (-0.98)
DRET	0.020 (0.79)	0.022 (0.86)
RET	-0.027 (-1.30)	-0.034* (-1.68)
xSIZE	0.068*** (10.85)	0.068*** (10.97)
xLEV	-0.109*** (-17.72)	-0.108*** (-17.62)
xMTB	-0.030*** (-4.92)	-0.029*** (-4.73)
xDREV	0.036*** (5.96)	0.004*** (7.02)
DRET×RET	-0.003 (-0.14)	-0.005 (-0.25)
RET×xDREV	-0.091*** (-5.41)	-0.074*** (-4.40)
DRET×xDREV	0.317*** (8.37)	0.332*** (8.81)
DRET×RET×xDREV	0.177*** (5.35)	0.138*** (4.19)
RET×xSIZE	0.063*** (3.87)	0.060*** (3.68)
RET×xLEV	0.025 (1.43)	0.024 (1.35)
RET×xMTB	0.052*** (3.51)	0.049*** (3.33)
DRET×xSIZE	0.011 (0.52)	0.009 (0.42)
DRET×xLEV	-0.026 (-1.18)	-0.024 (-1.11)
DRET×xMTB	-0.016 (-0.74)	-0.015 (-0.70)
DRET×RET×xSIZE	-0.249*** (-7.57)	-0.244*** (-7.41)
DRET×RET×xLEV	-0.035 (-0.99)	-0.029 (-0.81)
DRET×RET×xMTB	-0.135*** (-0.99)	-0.128*** (-4.04)
YEAR	Included	Included
KSIC	Included	Included
F-value	98.374***	99.909***
Adj. R²	0.220	0.223

주1) 변수 설명은 <표 3> 참조

주2) 괄호의 수치는 변수의 회귀계수에 대한 t값을 나타냄

주3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 내에서 통계적으로 유의적임을 의미함

4. 추가분석 : 수익의 불투명성으로 측정된 결과

<표 6>은 재량적 수익을 3개년간의 표준편차로 측정된 결과이다. 단일연도의 측정치보다 다년간의 표준편차로 측정된 경우 재량적 수익의 변동성을 의미하게 되므로 보다 정교한 분석결과를 제공할 수 있을 것으로 보았다. 단일연도의 재량적 수익을 통한 조정이 손실의 적시성의 정도에 미치는 영향뿐만 아니라 재량적 수익을 다 기간으로 측정하게 되면 기업의 수익인식 정책을 확인할 수 있기 때문이다⁵⁾.

차상권과 김동필(2020)의 연구는 기존의 Hutton et al.(2009)와 전규안과 박종일(2017)에서 재량적 발생액의 3년간의 절댓값의 합을 이용하거나 3년간의 표준편차 즉, 변동성을 이용하여 재무보고의 불투명성으로 측정하였다. 이와 유사하게 본 연구에서도 재량적 수익의 3년간의 값의 변동성을 이용한 분석결과를 제시하고자 한다.⁶⁾ 분석결과는 앞선 주된 분석과 같이 제시하였다. 고정효과를 통제할 목적으로 포함하였던 연도별, 산업별 지시변수의 분석결과는 별도로 나타내지 않았으며, F값은 1%수준에서 유의하게 나타났으며 모형의 설명력은 모형(1)과 모형(2)는 각각 0.215, 0.214로 유사하게 나타났다.

관심변수는 $DRET \times RET \times xstdDREV$ 의 값이 된다. 주된 분석과 같이 이 값이 유의한 양(+)의 값을 가진다면 수익의 불투명성이 높을수록 손실의 적시성이 높아진다고 해석할 수 있다. 실증 분석결과, 관심변수인 $DRET \times RET \times xstdDREV$ 가 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 모형(1)의 경우 1%수준에서 모형(2)에서는 5% 수준으로 나타났다.

이는 재량적 수익의 불투명성이 높을수록 기업의 보수적인 회계처리가 나타난다는 것으로 본 연구의 주된 분석결과와 일치한다. 이러한 결과는 재량적 수익의 변동성이 커질수록 악화되는 정보의 비대칭성과 불투명한 정보환경이 보수주의에 대한 수요를 높인다고 해석할 수 있다 (LaFond and Watts, 2008). 이익조정과 보수주의간의 관계에 있어서 아직 명확하게 제시된 연구 결과가 없는 가운데, 수익계정을 통한 이익조정이 보수주의와 양의 관련성이 있음을 보다 뚜렷하게 확인할 수 있었다.

5) 박종일 등(2019)의 연구는 단기간으로 측정하는 이익조정보다 다 기간으로 측정하게 되면 기업의 이익조정 정책을 파악할 수 있으며 이익조정의 측정기간에 따른 문제를 완화할 수 있다고 주장하였다.

6) 전규안과 박종일(2017)은 Hutton et al.(2009)의 연구방법론과 같이 절댓값으로 측정된 3년간의 재량적 발생액의 합으로 계산하게 되면 변동성이 크더라도 상대적으로 과소측정된다는 점에서, 표준편차로 측정하게 되면 더 직관적으로 재량적 수익의 변동성을 포착할 수 있어서 외부정보이용자의 관점에서 더 유용하다고 주장하였다. 따라서 본 연구에서는 전규안과 박종일(2017)의 연구와 같이 표준편차로 측정된 결과를 이용하고자 한다.

〈표 6〉 재량적 수익을 표준편차로 측정한 결과

$$NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DRET_{i,t} + \beta_2 RET_{i,t} + \beta_3 xSIZE_{i,t} + \beta_4 xLEV_{i,t} + \beta_5 xMTB_{i,t} + \beta_6 xDREV_{i,t} + \beta_7 DRET * xDREV_{i,t} + \beta_8 RET * xDREV_{i,t} + \beta_9 DRET * RET_{i,t} + \beta_{10} DRET * RET * DREV_{i,t} + \beta_{11} RET * xSIZE_{i,t} + \beta_{12} RET * xLEV_{i,t} + \beta_{13} RET * xMTB_{i,t} + \beta_{14} DRET * xSIZE_{i,t} + \beta_{15} DRET * xLEV_{i,t} + \beta_{16} DRET * xMTB_{i,t} + \beta_{17} RET * DRET * xSIZE_{i,t} + \beta_{18} RET * DRET * xLEV_{i,t} + \beta_{19} RET * DRET * xMTB_{i,t} + YEAR + KSIC + \epsilon$$

	Model (1) <i>stdDREV=Stubben(2010)</i>	Model (2) <i>stdDREV=Caylor(2010)</i>
<i>Dependent Variable = NI</i>		
<i>Intercept</i>	-0.008 (-0.92)	-0.003 (-0.34)
<i>DRET</i>	0.033 (1.23)	0.043 (1.60)
<i>RET</i>	-0.067*** (-3.24)	-0.071*** (-3.45)
<i>xSIZE</i>	0.071*** (11.08)	0.071*** (11.10)
<i>xLEV</i>	-0.104*** (-16.42)	-0.103*** (-16.28)
<i>xMTB</i>	-0.026*** (-4.16)	-0.025*** (-4.08)
<i>xDREV</i>	0.002*** (3.22)	0.002*** (2.74)
<i>DRET×RET</i>	-0.009 (-0.35)	-0.030 (-1.23)
<i>RET×xstdDREV</i>	-0.019 (-1.05)	-0.007 (-0.40)
<i>DRET×xstdDREV</i>	0.334*** (8.63)	0.358*** (9.22)
<i>DRET×RET×xstdDREV</i>	0.135*** (3.72)	0.072** (1.98)
<i>RET×xSIZE</i>	0.057*** (3.43)	0.055*** (3.35)
<i>RET×xLEV</i>	0.013 (0.72)	0.010 (0.52)
<i>RET×xMTB</i>	0.046*** (3.06)	0.045*** (3.00)
<i>DRET×xSIZE</i>	0.009 (0.40)	0.011 (0.49)
<i>DRET×xLEV</i>	-0.026 (-1.14)	-0.023 (-1.01)
<i>DRET×xMTB</i>	-0.021 (-0.97)	-0.019 (-0.88)
<i>DRET×RET×xSIZE</i>	-0.222*** (-6.56)	-0.215*** (-6.37)
<i>DRET×RET×xLEV</i>	-0.034 (-0.91)	-0.018 (-0.50)
<i>DRET×RET×xMTB</i>	-0.135*** (-4.12)	-0.127*** (-3.88)
<i>YEAR</i>	Included	Included
<i>KSIC</i>	Included	Included
<i>F-value</i>	90.162***	89.828***
<i>Adj. R²</i>	0.215	0.214

주1) 변수 설명은 <표 3> 참조

주2) 괄호의 수치는 변수의 회귀계수에 대한 t값을 나타냄

주3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 내에서 통계적으로 유의적임을 의미함

5. 재량적 수익의 대체적인 측정치

본 연구에서는 재량적 수익에서 주로 이용된 Stubben(2010)과 Caylor(2010)의 연구방법론을 중심으로 연구결과를 보고하였다. 재량적 수익의 측정오차를 완화하고자 상대적으로 최근에 발표된 Bilinski and Eames(2019)와 Chang et al.(2019)에서 제시한 수정 Dichow and Dichev(2002) 모형을 이용한 분석결과를 나타내었다. 분석에 사용한 연구모형은 다음과 같다.

$$\Delta AR_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{\Delta SALES_{i,t}}{ASSET_{ave}} + \gamma_2 \frac{\Delta CFO_{i,t+1}}{ASSET_{ave}} + \gamma_2 \frac{\Delta CFO_{i,t}}{ASSET_{ave}} + \gamma_2 \frac{\Delta CFO_{i,t-1}}{ASSET_{ave}} + \epsilon_{i,t}$$

여기서,

- 변수명 : 조작적 정의
- ΔAR : 매출채권의 변화분
- $\Delta SALES_{i,t}$: 1분기~3분기 매출액의 변화분
- $\Delta CFO_{i,t-1}$: 전기 영업활동으로 인한 현금흐름의 변화분
- $\Delta CFO_{i,t}$: 당기 영업활동으로 인한 현금흐름의 변화분
- $\Delta CFO_{i,t+1}$: 차기 영업활동으로 인한 현금흐름의 변화분
- $ASSET_{ave}$: 기초와 기말 자산총계의 산술평균 값
- ϵ : 오차 항

Caylor(2010)의 연구모형이 차기 현금흐름만 고려한 모형이었다면 Chang et al.(2019)에서 이용한 모형은 전기와 당기의 현금흐름까지 반영한 모형이다. 즉, 당기 매출액의 변화와 전기, 당기, 차기의 현금흐름의 변화가 설명하지 못하는 나머지를 재량적 수익으로 보았다. 실증분석결과는 연속변수로 측정한 결과(모형(1))와 3개년의 표준편차로 측정한 후의 결과(모형(2))를 각각 보고하였다. 분석결과, 모형(1)과 모형(2)은 본 연구의 주된 분석과 마찬가지로 연속변수로 측정한 경우나 3개년의 표준편차로 측정한 경우 $DRET \times RET \times DREV$ 모두 1% 수준에서 유의한 양의 관계가 나타났다⁷⁾. 즉, 재량적 수익이 높을수록 보수주의는 증가하는 것으로 나타났다. 이상의 결과는 본 연구의 주된 분석결과를 강건하게 지지하는 것을 의미한다. 즉, 재량적 수익의 측정방법이나 다 기간(multi period)을 고려한 경우에도 일관적인 결과를 도출할 수 있었다.

7) 엄밀하게 말하면 모형(1)의 경우, 연속변수로 측정한 후 0과 1사이의 값을 갖도록 조정한 10분위 수이다.

〈표 7〉 재량적 수익의 대체적인 측정치를 이용한 결과(Chang et al., 2019)

$$NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DRET_{i,t} + \beta_2 RET_{i,t} + \beta_3 xSIZE_{i,t} + \beta_4 xLEV_{i,t} + \beta_5 xMTB_{i,t} + \beta_6 xDREV_{i,t} + \beta_7 DRET * xDREV_{i,t} + \beta_8 RET * xDREV_{i,t} + \beta_9 DRET * RET_{i,t} + \beta_{10} DRET * RET * DREV_{i,t} + \beta_{11} RET * xSIZE_{i,t} + \beta_{12} RET * xLEV_{i,t} + \beta_{13} RET * xMTB_{i,t} + \beta_{14} DRET * xSIZE_{i,t} + \beta_{15} DRET * xLEV_{i,t} + \beta_{16} DRET * xMTB_{i,t} + \beta_{17} RET * DRET * xSIZE_{i,t} + \beta_{18} RET * DRET * xLEV_{i,t} + \beta_{19} RET * DRET * xMTB_{i,t} + YEAR + KSIC + \epsilon$$

	Model (1)	Model (2)
	Continuous variable	Standard Deviation variable
	Dependent Variable = NI	
<i>Intercept</i>	-0.014 (-1.62)	0.001 (0.15)
<i>DRET</i>	0.016 (0.62)	0.047* (1.83)
<i>RET</i>	-0.050** (-2.47)	-0.062*** (-3.05)
<i>xSIZE</i>	0.068*** (10.96)	0.070*** (11.19)
<i>xLEV</i>	-0.107*** (-17.49)	-0.105*** (-17.04)
<i>xMTB</i>	-0.027*** (-4.56)	-0.028*** (-4.60)
<i>xDREV</i>	0.004** (7.41)	0.002*** (3.37)
<i>DRET×RET</i>	0.017 (0.69)	-0.029 (-1.31)
<i>RET×xstdDREV</i>	-0.048*** (-2.81)	-0.021 (-1.19)
<i>DRET×xstdDREV</i>	0.329*** (8.73)	0.348*** (9.20)
<i>DRET×RET×xstdDREV</i>	0.150*** (4.51)	0.097*** (2.82)
<i>RET×xSIZE</i>	0.056*** (3.47)	0.053*** (3.28)
<i>RET×xLEV</i>	0.022 (1.27)	0.012 (0.68)
<i>RET×xMTB</i>	0.046*** (3.13)	0.046*** (3.12)
<i>DRET×xSIZE</i>	0.010 (0.49)	0.010 (0.47)
<i>DRET×xLEV</i>	-0.032 (-1.44)	-0.031 (-1.41)
<i>DRET×xMTB</i>	-0.021 (-1.01)	-0.019 (-0.89)
<i>DRET×RET×xSIZE</i>	-0.244*** (-7.44)	-0.222*** (-6.77)
<i>DRET×RET×xLEV</i>	-0.034 (-0.97)	-0.024 (-0.67)
<i>DRET×RET×xMTB</i>	-0.130*** (-4.12)	-0.130*** (-4.07)
<i>YEAR</i>	Included	Included
<i>KSIC</i>	Included	Included
<i>F-value</i>	101.872***	95.993***
<i>Adj. R²</i>	0.226	0.218

주1) 변수 설명은 <표 3> 참조

주2) 괄호의 수치는 변수의 회귀계수에 대한 t값을 나타냄

주3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 내에서 통계적으로 유의적임을 의미함

6. 보수주의의 대체적인 측정치 : Ball and Shivakumar(2005)

Ball and Shivakumar(2005)의 연구는 Basu(1997)의 모형이 주가를 이용한다는 점에서 비상장 기업의 보수주의를 측정할 수 없다는 단점과 회계정보만을 이용한 보수주의를 측정할 수 없다는 점을 지적하면서 발생액-현금흐름 모형을 고안하였다. Ball and Shivakumar(2005)는 Basu(1997)의 모형을 준용하여, Basu(1997)가 주가와 이익을 이용한 반면, 현금흐름(CFO)과 발생액(ACC)을 이용하였다. 보수적 회계처리가 나타난다는 것은 손실을 조기에 인식한다는 것으로 보고 현금흐름과 발생액 사이의 음(-)의 관계가 양(+)의 관계로 나타날 것으로 보았다. 즉, 아래의 식에서 β_3 가 유의한 양의 값이 나타난다면 보수적인 회계처리를 의미하게 된다.

$$ACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DCFO_{i,t} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 DCFO * CFO_{i,t} + \epsilon$$

본 연구는 여기에 추가적으로 재량적 수익을 추가하여 다음의 모형을 설정하였다.

$$\begin{aligned} ACC_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 DCFO_{i,t} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 DCFO * CFO_{i,t} + \beta_4 xDREV_{i,t} \\ & + \beta_5 DCFO * xDREV_{i,t} + \beta_6 CFO * xDREV_{i,t} \\ & + \beta_7 DCFO * CFO * xDREV_{i,t} + YEAR + KSIC + \epsilon \end{aligned}$$

위 식에서 만약 β_7 가 유의한 양의 값을 갖는다면 본 연구의 주된 분석결과를 지지하는 것으로 볼 수 있으며 반면, 유의한 음의 값을 갖는다면 공격적인 회계처리를 의미한다. 분석결과를 살펴보면 다음과 같다. <표 8>의 분석결과에 관심변수 측정에 따른 분류이다. 모형(1)과 모형(2)은 Stubben(2010)의 방법론이며, 모형(3)과 모형(4)은 Caylor(2010), 그리고 모형(5)과 모형(6)은 Chang et al.(2019)의 방법으로 측정한 결과이다. 또한 각 모형의 홀수번호는 연속변수로 측정한 결과이며 짝수번호는 표준편차로 측정한 결과이다. 먼저 CFO*DCFO의 값이 유의한 양의 값이 나타났다. 즉, 대안적으로 선택한 발생액-현금흐름 모형에서도 본 연구의 표본의 대체적으로 보수적으로 회계처리 한다는 것을 의미한다. 관심변수인 CFO*DCFO*xDREV이 대체적으로 양의 관련성이 나타났으나 모형(1)과 모형(3)에서는 유의성이 발견되지 않았다. 즉, 단일연도의 재량적 수익으로 측정한 Stubben(2010)과 Caylor(2010)의 모형의 결과에서는 유의성이 나타나지 않았다. 그러나 전기와 당기 현금흐름을 고려한 Chang et al.(2019)의 방법으로 측정한 후에는 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 또한 3개년간의 표준편차로 측정한 경우, 전 모형에서 유의한 양의 값이 관측되었다. 즉, 수익의 불투명성이 높을수록 보수적인 회계처리가 증가한다는 주된 분석결과를 지지하는 것으로 나타났다.

〈표 8〉 회계기반의 조건적 보수주의로 측정된 결과

$$ACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DCFO_{i,t} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 DCFO * CFO_{i,t} + \beta_4 xDREV_{i,t} + \beta_5 DCFO * xDREV_{i,t} + \beta_6 CFO * xDREV_{i,t} + \beta_7 DCFO * CFO * xDREV_{i,t} + YEAR + KSIC + \epsilon$$

	Model(1)	Model(2)	Model(3)	Model(4)	Model(5)	Model(6)
	<i>DREV=Stubben(2010)</i>		<i>DREV=Caylor(2010)</i>		<i>DREV=Chang et al.(2019)</i>	
	<i>Dependant Variable =ACC</i>					
<i>Intercept</i>	−0.021*** (−3.96)	0.023 (1.36)	−0.010 (−0.57)	0.023* (1.71)	0.023* (1.70)	0.022 (1.60)
<i>DCFO</i>	−0.016 (−0.56)	0.053* (1.88)	−0.013 (−0.47)	−0.119*** (−4.49)	−0.081*** (−3.19)	−0.152*** (−5.86)
<i>CFO</i>	−0.511*** (−34.14)	−0.545*** (−36.72)	−0.554*** (−37.18)	−0.610*** (−25.75)	−0.591*** (−24.89)	−0.611*** (−26.21)
<i>CFO×DCFO</i>	0.342*** (8.66)	0.353*** (11.00)	0.332*** (10.15)	0.450*** (9.85)	0.416*** (9.18)	0.455*** (10.12)
<i>xDREV</i>	0.083*** (7.12)	0.005*** (9.32)	0.004*** (7.73)	−0.003*** (−4.87)	−0.002*** (−4.04)	−0.003*** (−5.68)
<i>CFO×xDREV</i>	−0.036*** (−3.42)	−0.022*** (−4.26)	−0.026*** (−5.06)	0.027*** (2.92)	0.018* (1.89)	0.033*** (3.51)
<i>DCFO×xDREV</i>	0.007 (1.15)	−0.078* (−1.95)	0.015 (0.36)	0.149*** (4.22)	0.101*** (2.99)	0.192*** (5.51)
<i>CFO×DCFO×xDREV</i>	0.014 (0.39)	0.070* (1.76)	0.028 (0.68)	0.090** (2.39)	0.066* (1.77)	0.105*** (2.80)
<i>YEAR</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>KSIC</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>F-value</i>	60.655***	56.462***	54.144***	50.851***	50.522***	53.473***
<i>Adj. R²</i>	0.229	0.216	0.209	0.208	0.207	0.209

주1) 변수 설명은 <표 3> 참조

주2) 괄호의 수치는 변수의 회귀계수에 대한 t값을 나타냄

주3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 내에서 통계적으로 유의적임을 의미함

7. 보수주의의 대체적인 측정치 : Khan and Watts(2009)

Khan and Watts(2009) Basu(1997)의 모형을 이용하여 개별기업의 고유특징인 투자기회(Investment Opportunity Set)인 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 성장성(MTB)과 관련성이 높다고 지적하면서 이를 고려한 수정된 Basu(1997)모형을 제시하였다. Khan and Watts(2009)는 Basu(1997)은

산업-연도별로 동일 산업의 기업들은 모두 같은 보수성이 존재한다는 것을 가정하는 한계점이 있다는 것을 지적하였다. Khan and Watts(2009)가 제시하는 방법은 개별기업-연도별의 보수주의를 측정할 수 있는 장점뿐만 아니라 기업별, 기간별 보수주의를 측정하기에 다수의 후속연구는 이 방법을 이용하였다. 두 번째로, Khan and Watts(2009)는 개별기업의 보수적인 회계처리 수준을 측정하는 방법은 고안하였다. 동 연구에서기업의 투자기회를 고려하여 *MTB*, *SIZE*, *LEV*을 이용하여 기업-연도별 보수주의를 측정하였다.

$$\begin{aligned} NI_{i,t} = & \omega_0 + \omega_1 RET_{i,t} + \omega_2 DRET_{i,t} + \omega_3 RET * SIZE_{i,t} + \omega_4 RET * LEV_{i,t} \\ & + \omega_5 RET * MTB_{i,t} + \omega_6 DRET * RET_{i,t} + \omega_7 DRET * RET * SIZE_{i,t} \\ & + \omega_8 DRET * RET * LEV_{i,t} + \omega_9 DRET * RET * MTB_{i,t} \\ & + \omega_{10} DRET * SIZE_{i,t} + \omega_{11} DRET * LEV_{i,t} + \omega_{12} DRET * MTB_{i,t} \\ & + \omega_{13} SIZE_{i,t} + \omega_{14} LEV_{i,t} + \omega_{15} MTB_{i,t} + \epsilon \end{aligned}$$

위 식에서 $\omega_1, \omega_3, \omega_4, \omega_5$ 의 합계가 호재가 주가에 반영되는 정도 즉, GSCORE이며 $\omega_6, \omega_7, \omega_8, \omega_9$ 의 합계가 호재에 비해 악재가 주가에 적시에 반영되는 정도(Conservatism Score, CSCORE)이다. 이 식을 연도별로 횡단면 회귀 분석하여 회귀계수를 추출하면 개별 기업의 GSCORE와 CSCORE을 계산할 수 있게 된다. CSCORE의 값이 클수록 보수적 회계처리 수준이 높다는 것을 의미한다. 이렇게 측정한 보수주의 측정치를 종속변수로, 재량적 수익을 독립변수로 하는 회귀분석 모형을 다음과 같이 수립하였다. 아래의 식에서 GRW는 매출액 성장률을 가리키며 나머지 변수는 전술한 바와 같다⁸⁾.

$$\begin{aligned} CSCORE_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 DREV_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 CFO_{i,t} + \beta_5 MTB_{i,t} \\ & + \beta_6 LEV_{i,t} + GRW_{i,t} + YEAR + KSIC + \epsilon \end{aligned}$$

분석결과를 <표 9>에 보고하였다. 보고방식 관심변수의 측정방법에 따른 구분이다. 모형(1)에서 모형(3)은 재량적 수익을 연속변수로 측정한 결과이며 모형(4)에서 모형(6)은 3개년간의 표준편차로 측정한 결과이다. 실증분석결과, 재량적 수익의 측정방법에 관계없이 대체적으로 유의한 양의 값이 나타났다. 즉 재량적 수익과 보수주의는 양의 관련성을 갖는 것을 확인할 수 있었다. 이는 보수주의의 측정방법에 따라 본 연구의 결과가 민감하게 변하지 않는다는 것을 의미한다.

8) Khan and Watts(2009)의 연구결과는 기업-연도별 손실의 적시성을 측정하여 분석하므로 별도로 10분위수를 만들어 분석결과에 이용하지 않았다. 따라서 *DREV*앞에 x를 부여하지 않았다.

〈표 9〉 Khan and Watts(2009)의 연구방법론으로 측정된 결과

$CSCORE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DREV_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 CFO_{i,t} + \beta_5 MTB_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t}$ $+ \beta_7 GRW_{i,t} + YEAR + KSIC + \epsilon$						
	Model(1)	Model(2)	Model(3)	Model(4)	Model(5)	Model(6)
	Stubben (2010)	Caylor (2010)	Chang et al. (2019)	Stubben (2010)	Caylor (2010)	Chang et al. (2019)
Continuous Variables of DREV			Standard Deviation of DREV			
	Dependent Variable =Khan and Wats(2009)					
<i>Intercept</i>	1.584 ^{***} (29.03)	1.583 ^{***} (29.03)	1.583 ^{***} (29.03)	1.532 ^{***} (27.82)	1.533 ^{***} (27.88)	1.535 ^{***} (27.92)
<i>DREV</i>	0.073[*] (1.72)	0.094[*] (1.70)	0.145^{***} (2.90)	0.489^{***} (6.14)	0.545^{***} (6.40)	0.470^{***} (6.24)
<i>SIZE</i>	-0.054 ^{***} (-27.61)	-0.054 ^{***} (-27.60)	-0.054 ^{***} (-27.60)	-0.052 ^{***} (-26.76)	-0.053 ^{***} (-26.84)	-0.053 ^{***} (-26.87)
<i>ROA</i>	-0.385 ^{***} (-11.10)	-0.384 ^{***} (-11.18)	-0.384 ^{***} (-11.25)	-0.371 ^{***} (-10.91)	-0.368 ^{***} (-10.83)	-0.372 ^{***} (-10.95)
<i>CFO</i>	-0.122 ^{***} (-3.17)	-0.128 ^{***} (-3.49)	-0.135 ^{***} (-3.74)	-0.133 ^{***} (-3.69)	-0.135 ^{***} (-3.76)	-0.135 ^{***} (-3.77)
<i>MTB</i>	-0.092 ^{***} (-21.50)	-0.092 ^{***} (-21.51)	-0.092 ^{***} (-21.51)	-0.088 ^{***} (-20.57)	-0.088 ^{***} (-20.49)	-0.088 ^{***} (-20.49)
<i>LEV</i>	0.096 ^{***} (53.25)	0.096 ^{***} (53.27)	0.096 ^{***} (53.23)	0.096 ^{***} (53.18)	0.095 ^{***} (53.03)	0.095 ^{***} (53.01)
<i>GRW</i>	0.038 ^{***} (3.67)	0.037 ^{***} (3.60)	0.035 ^{***} (3.33)	0.035 ^{***} (3.36)	0.034 ^{***} (3.26)	0.034 ^{***} (3.27)
<i>YEAR</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>KSIC</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>F-value</i>	135.019 ^{***}	135.057 ^{***}	135.239 ^{***}	136.206 ^{***}	136.312 ^{***}	136.247 ^{***}
<i>Adj. R²</i>	0.435	0.435	0.435	0.437	0.437	0.437

주1) 변수 설명은 <표 3> 참조

주2) 괄호의 수치는 변수의 회귀계수에 대한 t값을 나타냄

주3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 내에서 통계적으로 유의적임을 의미함

V. 결론 및 공헌점

본 연구는 재량적 수익과 보수주의간의 관련성을 살펴보는데 목적이 있다. 선행연구에 따르면 재량적 수익은 경영자의 의도적인 재무보고 개입을 수행하는 데 더 적절하다고 알려져 있다. 그러나 실제로 재량적 수익이 회계정보와 자본시장, 특히 회계정책에 미치는 영향에 대해 거의 보고된 바가 없었다. 따라서 재량적 수익이 회계정책에 미치는 영향을 보수주의를 통해 살펴보는 것이 학계에 시사점을 줄 수 있을 것으로 보았다. 본 연구에서 특히 재량적 수익과 조건적 보수주의간의 관련성이 있을 것으로 보았던 이유는 기존의 연구결과가 재량적 발생액을 이용한 연구결과만을 제시하고 있어 이를 일반화하기 어려웠다. 재량적 발생액이 추정을 수반하고 연구 모형상의 오류가 꾸준히 제기 되어 왔기 때문에 이러한 문제점을 상쇄하고 보완할 후속연구가 필요하였다(Kothari et al., 2005).

따라서 본 연구는 후행적 연구로써 가치를 가진다. 또한 보수주의가 커지더라도 이익조정 수단에 따라 그 관계는 다르다(Kim, 2020 ; García Lara, 2020). 조건적 보수주의가 커질수록 발생액을 통한 이익조정은 낮추지만 실물활동을 통한 이익조정이 증가한다는 연구결과를 제시하였다(García Lara, 2020). 이는 이익조정 수단에 따라 보수주의에 미치는 영향이 다를 수 있음을 의미한다. 이와 같은 연구에 비추어 볼 때, 재량적 수익과 조건적 보수주의는 관련성이 있을 것으로 보이나 아직 선행연구는 혼재된 연구결과를 제시하고 있을 뿐만 아니라 특히, 이익조정과 조건적 보수주의의 관계를 명확하게 살펴본 연구는 아직 없었기에 검증의 필요로 한다고 보았다.

이를 위해 한국자본시장을 대상으로 2009년부터 2017년까지를 분석기간으로 선정하였다. Stubben(2010)과 Caylor(2010)의 연구방법론을 이용하여 재량적 수익을 측정하였다. 보수주의는 Basu(1997), Ball and Shivakumar(2005) 그리고 Khan and Watts(2009)의 방법으로 측정하였다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 재량적 수익은 일정한 변수를 통제한 후에도 보수주의와 양의 관련성을 갖는 것으로 나타났다. 둘째, 재량적 수익을 3개년간의 표준편차로 측정한 결과, 재량적 수익의 변동성이 클수록 보수주의와 양의 관련성을 갖는 것으로 나타났다.

본 연구는 재량적 수익에 관한 연구가 미진한 가운데 추가적인 실증적인 증거를 제시하는 동시에 보수주의에 미치는 영향을 미치는 변수로써 재량적 수익이 유의미한 요소가 될 수 있음을 보였다. 이상 언급한 공헌에도 불구하고 본 연구는 실증연구가 가지고 있는 측정오차 혹은 표본 선정 기간의 확대, 시장의 차이 등이 문제가 완전히 고려되었다고 보기는 어려우며, 재량적 수익의 측정에 관한 연구가 아직 제한적인 가운데 향후 연구에서는 재량적 수익을 측정하는 보다 정교한 방식이 요구된다.

참고문헌

- 고윤성 · 김지홍 · 최원욱. 2007. “조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구”. 세무학연구 제24권 제4호 : 9-40.
- 김경태. 2016. “1~3분기 대비 4분기 매출액 변화가 이익조정에 미치는 영향”. 대한경영학회지 제29권 제12호 : 1773-1792.
- 김명인 · 정민경 · 선우혜정. 2013. “비정상 감사보수 및 비정상 비감사보수가 보수주의에 미치는 영향”. 국제회계연구 제49집 : 173-200.
- 김새로나 · 양동훈 · 조광희. 2011. “대리인비용과 보수주의 관련성”. 회계학연구 제36권 제3호 : 65-102.
- 김연화 · 고재민. 2011. “보수주의가 회계정보 유용성에 미치는 영향”. 회계연구 제16권 제4호 : 101-137.
- 김정옥 · 배길수. 2006. “기업의 특성이 회계보수성에 미치는 영향”. 회계학연구 제31권 제1호 : 69-96.
- 김정옥 · 배길수. 2009. “보수주의와 발생액”. 회계저널 제18권 제2호 : 1-31.
- 박상봉 · 라기레. 2013. “이익조정과 보수주의-적자회피기업과 Big-bath 기업을 중심으로.” 경영과 정보연구 제32권 제5호 : 261-285.
- 박종일 · 김수인 · 신상이. 2019. “재무보고의 불투명성이 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향.” 경영학연구 제48권 제2호 : 299-340.
- 박종일 · 윤소라. 2014. “재량적 발생액과 부채조달비용 간의 관계에 대한 실증적 증거”. 회계학연구 제39권 제3호 : 359-410.
- 백원선. 2008. “4분기 이익조정과 이익지속성”. 회계학연구 제33권 제2호 : 111-144.
- 백원선 · 이수로. 2004. “보수주의 이익지속성 및 가치평가”. 회계학연구 제29권 제1호 : 1-27.
- 안치현 · 김미옥 · 원현희 · 정형록. 2016. “이익조정 측정모형으로서 발생액모형과 수익모형의 적합성 검정력 비교연구”. 회계저널 제25권 제1호 : 423-454.
- 오정량 · 문상혁 · 박종국. 2013. “재무분석가의 수가 보수주의 회계처리에 미치는 영향”. 대한경영학회지 제26권 제5호 : 1263-1288.
- 유혜영 · 김새로나. 2015. “경영자의 과신성향이 재무보고 방식에 미치는 영향 : 보수주의를 중심으로”. 회계학연구 제40권 제6호 : 41-80.
- 이 건 · 한승수 · 김응길. 2015. “경영자 능력이 보수주의에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계학연구 제40권 제3호 : 257-297.
- 전규안 · 박종일. 2017. “회계이익의 불투명성이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”. 경영학연구 제46권 제5호 : 1303-1341.
- 전성빈 · 이아영 · 김명인 · 김성혜 · 조은호. 2013. “공시정보와 사적정보에 대한 재무분석가의 인식과 이용행태”. 회계저널 제22권 제3호 : 253-295.

- 정광화 · 정석우 · 임태균. 2015. “매출 관련 회계처리와 감사절차에 대한 사례연구 : 매출액 과대계상을 중심으로”. 회계저널 제24권 제4호 : 309-342.
- 정성환. 2015. “원가행태의 하방경직성과 재량적 매출발생액”. 경영학연구 제44권 제4호 : 1183-1208.
- 정아름. 2019. “신규상장기업의 재량적 매출액 조정에 관한 연구”. 회계정보연구 제37권 제1호 : 83-109.
- 정아름 · 정도진. 2019. “첨단기술산업의 재량적 수익에 관한 연구”. 회계연구 제24권 제4호 : 77-106.
- 지현미 · 박홍조. 2015. “서비스업종의 재량적 수익 인식을 이용한 이익조정”. 산업경제연구 제28권 제5호 : 2155-2176.
- 차상권. 2020. “조건적 보수주의와 세무위험”. 국제회계연구 제92집 : 209-234.
- 차상권 · 김동필. 2020. “재량적 수익과 조세회피의 관련성”. 세무와 회계연구 제9권 제2호 : 37-74.
- Ahmed, A. S., Billings, B. K., Morton, R. M., and Stanford-Harris, M. 2002. The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs. *The Accounting Review*, 77(4) : 867-890.
- Ball, R., and Shivakumar, L. 2005. Earnings quality in UK private firms : comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1) : 83-128.
- Basu, S. 1997. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24(1) : 3-37.
- Beekes, W., Pope, P., and Young, S. 2004. The link between earnings timeliness, earnings conservatism and board composition : evidence from the UK. *Corporate Governance : An International Review*, 12(1) : 47-59.
- Bertomeu, J., Darrough, M., and Xue, W. 2017. Optimal conservatism with earnings manipulation. *Contemporary Accounting Research*, 34(1) : 252-284.
- Bilinski, P., and Eames, M. 2019. Analyst revenue forecast reporting and the quality of revenues and expenses. *Journal of Business Finance and Accounting*, 46(1-2) : 136-158.
- Caylor, M. L. 2010. Strategic revenue recognition to achieve earnings benchmarks. *Journal of Accounting and Public Policy*, 29(1) : 82-95.
- Chang, H., Chen, H. C., Chen, J., and Reichelt, K. J. 2019. Do Supply Chain Auditors Compromise? Evidence From the Association of Supplier Aggressive Revenue Management and Major Customer Dependence. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 34(4) : 639-666.

- Chen, L. H., Folsom, D. M., Paek, W., and Sami, H. 2014. Accounting conservatism, earnings persistence, and pricing multiples on earnings. *Accounting Horizons*, 28(2) : 233–260.
- Dechow, P. M., and Dichev, I. D. 2002. The quality of accruals and earnings : The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77(s–1) : 35–59.
- DeFond, M. L., and Jiambalvo, J. 1994. Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 17(1–2) : 145–176.
- García Lara, J. M., Osma, B. G., and Penalva, F. 2016. Accounting conservatism and firm investment efficiency. *Journal of Accounting and Economics*, 61(1) : 221–238.
- García Lara, J. M., Osma, B. G., and Penalva, F. 2020. Conditional conservatism and the limits to earnings management. *Journal of Accounting and Public Policy*, 39(4) : 106–738.
- Healy, P. M., and Wahlen, J. M. 1999. A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons*, 13(4) : 365–383.
- Huang, K., Lao, B., and McPhee, G. 2017. Does stock liquidity affect accrual based earnings management?, *Journal of Business Finance and Accounting*, 44(3–4) : 417–447.
- Hutton, A. P., Marcus, A. J., and Tehranian, H. 2009. Opaque financial reports, R2, and crash risk. *Journal of Financial Economics*, 94(1) : 67–86.
- Khan, M., and Watts, R. L. 2009. Estimation and empirical properties of a firm–year measure of accounting conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, 48(2–3) : 132–150.
- Kim, J. B., and Zhang, L. 2016. Accounting conservatism and stock price crash risk : Firm–level evidence. *Contemporary Accounting Research*, 33(1) : 412–441.
- Kim, Yelena, 2020. Accounting Conservatism and Real Earnings Management, *Master's Thesis*, Seoul National University : 1–54.
- Kothari, S. P., Leone, A. J., and Wasley, C. E. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1) : 163–197.
- LaFond, R., and Roychowdhury, S. 2008. Managerial ownership and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, 46(1) : 101–135.
- LaFond, R., and Watts, R. L. 2008. The information role of conservatism. *The Accounting Review*, 83(2) : 447–478.
- Levitt, A. 1998. The importance of high quality accounting standards. *Accounting Horizons*, 12(1) : 79–82.
- Nelson, M. W., Elliott, J. A., and Tarpley, R. L. 2003. How are earnings managed? Examples from auditors. Examples from Auditors, *Accounting Horizons*, 17(s–1) : 17–36.
- Penman, S. H., and Zhang, X. J. 2002. Accounting conservatism, the quality of earnings, and

- stock returns. *The Accounting Review*, 77(2) : 237–264.
- Plummer, E., and Mest, D. P. 2001. Evidence on the management of earnings components. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 16(4) : 301–323.
- Qiang, X. 2007. The effects of contracting, litigation, regulation, and tax costs on conditional and unconditional conservatism : Cross-sectional evidence at the firm level. *The Accounting Review*, 82(3) : 759–796.
- Roychowdhury, S., and Martin, X. 2013. Understanding discretion in conservatism : An alternative viewpoint. *Journal of Accounting and Economics*, 56(2–3) : 134–146.
- Ruch, G. W., and Taylor, G. 2015. Accounting conservatism : A review of the literature. *Journal of Accounting Literature*, 34 : 17–38.
- Stubben, S. R. 2010. Discretionary revenues as a measure of earnings management. *The Accounting Review*, 85(2) : 695–717.
- Watts, R. L. 2003. Conservatism in accounting part I : Explanations and implications. *Accounting Horizons*, 17(3) : 207–221.
- Zhang, J. 2008. The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers. *Journal of Accounting and Economics*, 45(1) : 27–54.

Discretionary Revenue and Conditional Conservatism

Sangkwon, Cha* · Kim, Eunggil**

〈Abstract〉

This study investigate the link between discretionary revenues and conditional conservatism. discretionary revenue refers to revenue adjusted by management through intervention in financial reporting, which is a method of revenue recognised outside the normal scope. The preceding study reported that discretionary revenue have a positive relationship with the opacity of the revenue. In addition, although earnings management through revenue is the most frequently used by managers, there is very little research on them, which requires follow-up research. This study analyzed firms listed on the KOSPI and KOSDAQ markets from 2009 to 2017 in the belief that higher discretionary revenues will increase the timeliness of managers' losses.

To this end, discretionary returns were measured using Stubben (2010), Caylor (2010), and Chang et al. (2019), while conservatism was measured by the methods of Basu (1997), Ball and Shivakumar (2005), and Khan and Watts (2009). The analysis results are summarized as follows. First, discretionary revenues have been shown to have a positive association with conservatism even after controlling certain variables. Second, the measurement of discretionary revenue by the standard deviation of three years showed that the greater the variability in discretionary revenue the more relevant those are to conservatism. This study showed that discretionary revenue can be a significant factor as a variable affecting conservatism while presenting additional empirical evidence in the absence of research on discretionary revenue.

〈Key words〉 Discretionary Revenue, Opacity of Revenue, Conditional Conservatism, Timeliness of Loss

* Ph.D, The Department of Accounting, Hanyang University, sgcha01@daum.net, First Author

** Assistant Professor, The Department of Accounting, Soongsil University, egilkim@ssu.ac.kr, Corresponding Author