

법인세비용을 이용한 이익조정과 이익지속성, 미래 기업성과와 기업가치

박종일* · 신상이**

〈요 약〉

본 연구는 현금유효세율에서 GAAP 유효세율을 차감한 차이(이하 TD) 값으로 측정되는 법인세비용을 이용한 이익조정의 대용치가 이익지속성, 미래 기업성과 그리고 기업가치(Tobin's Q)와는 어떤 체계적인 관련성이 있는지를 알아보는 데 있다. 최근 연구는 TD 값이 클수록 적자회피와 양(+)의 관련성이 있음을 보여주었다(박종일과 이운정 2021). 따라서 본 연구는 선행연구를 보다 확장시켜 TD를 본질적 또는 재량적 요인의 TD로 분해한 후 앞서의 주제를 살펴본다. 이를 위해 본 연구는 분석기간 2000년부터 2020년까지 상장기업 16,170개 기업/연 자료를 이용하여 분석하였다.

본 연구에서의 실증결과는 다음과 같다. 첫째, TD 값이 클수록 차기와 차차기의 이익지속성이 낮고, 또한 앞서의 음(-)의 관계는 주로 재량적 TD에 기인한 것으로 나타났다. 둘째, TD 및 그 원천(본질적 TD 또는 재량적 TD) 모두 차기와 차차기의 미래 기업성과와 음(-)의 관계로 나타났다. 마지막으로, TD뿐 아니라 본질적 TD와 재량적 TD 모두는 기업가치와 양(+)의 관계로 나타나 앞의 증거들과 달리, 시장의 투자자들은 보고이익의 크기에 고착되어 TD가 증가하면 과잉반응하는 것으로 나타났다.

이상을 종합하면, 본 연구는 경영자의 보고이익을 높이는 수단으로 법인세비용을 이용한 이익조정은 이익의 지속성이 낮고, 미래 기업성과에 대한 반전의 예측력을 제공하나, 시장은 TD뿐 아니라 그 원천(본질적 TD와 재량적 TD) 모두에 대해 과대평가하여 잘못된 가격책정(mispricing)을 한다는 것을 보여주고 있다는 데 의미가 있다. 특히 전자의 증거는 정보의 속성상 경영자의 기회주의 가설과 일치하나, 후자의 결과는 기능적 고착가설에 부합하는 증거임을 시사한다(Sloan 1996).

〈주제어〉 법인세비용을 이용한 이익조정, 현금유효세율과 GAAP 유효세율의 차이, 본질적 요인과 재량적 요인, 이익지속성, 미래 기업성과, 기업가치

* 충북대학교 경영학부 교수, parkjil@chungbuk.ac.kr, 주저자

** 충북대학교 대학원 회계학과 박사, ssyend@naver.com, 교신저자

논문접수일 2023년 3월 15일 1차수정일 2023년 6월 2일 게재확정일 2023년 6월 8일

I. 서 론

본 연구는 현금유효세율(이하 ‘Cash ETR’ ; cash effective tax rates)과 GAAP 유효세율(이하 ‘GAAP ETR’)의 차이(이하 ‘TD’ ; tax divergence)로 측정되는 법인세비용을 이용한 이익조정 대응치에 대해서 이익지속성과의 관계를 알아보고, 또한 TD와 미래 기업성과와의 관계 그리고 TD와 기업가치와의 관계를 알아보는 데 있다. 이를 통해서 본 연구는 TD의 정보 속성을 파악하고, 또한 TD의 정보효과를 실증적으로 살펴본다. 한편, TD는 세무발생액(tax accruals)과 관련이 있다는 점에서 재무회계에서의 총발생액(total accruals)과 질적으로 유사한 측면을 가지고 있다. 따라서 재무회계 연구들이 총발생액(total accruals)의 이익조정을 비재량적 부분(non-discretionary factor)과 재량적 부분(discretionary factor)으로 구분하듯(Jones 1991 ; Dechow et al. 1995 ; Kothari et al. 2005 등), 본 연구는 법인세비용을 이용한 이익조정의 대응치 중 하나인 TD를 그 원천에 따라 비재량적 부분과 재량적 부분, 즉 본질적(innate) TD와 재량적(discretionary) TD로 분해한 후 앞서의 주제를 같이 살펴본다. 이러한 분석을 통해서 본 연구는 TD 또는 그 원천에 해당하는 본질적 TD와 재량적 TD가 가지고 있는 정보의 속성(attribute) 및 정보효과(information effect)를 알아보는 데 목적이 있다.

최근 연구인 박종일과 이윤정(2021)은 Cash ETR과 GAAP ETR의 차이(TD)를 법인세비용을 이용한 이익조정에 대한 대응치로 제안하였다. 즉 앞서의 선행연구는 이익조정 유인이 높은 적자회피기업이 TD와 양(+)의 관련성이 있는 것으로 나타나, 적자회피 구간의 기업은 그렇지 않은 경우보다 보고이익을 높이기 위하여 법인세비용을 낮추는 이익조정행위를 행한다는 증거를 제시하였다. 따라서 선행연구는 Cash ETR에서 GAAP ETR을 차감한 값이 클수록 기업에서는 법인세비용을 낮추어 재무제표상의 당기순이익을 상향조정 한다고 주장한다. 즉 현금주의회계에 기초한 Cash ETR과 비교할 때 발생주의회계에 기초한 GAAP ETR이 상대적으로 낮으면 경영자는 법인세비용을 낮추는 조정 정도가 높고(박종일과 이윤정 2021), 이는 보고이익을 상향조정하기 위한 경영자의 기회주의적 이익조정행위가 증가한 행위일 수 있다.

경영자가 보고이익을 증가시키려고 할 때 발생액을 통한 이익조정의 방법에는 두 가지가 있다. 하나는 재량적 발생액(이하 ‘DA’ ; discretionary accruals)을 상향조정하여 보고이익을 높일 수도 있고, 다른 하나는 법인세비용을 낮추는 이익조정으로도 보고이익을 높일 수 있다(Dhaliwal et al. 2004 ; 박종일과 이윤정 2021). 전자의 경우 재무회계 분야에서 재량적 발생액 및 실제 이익조정(이하 ‘RM’ ; real earnings management) 측면에서는 많은 연구들이 이루어졌으나, 후자의 경우는 세무분야의 주제에 속한다고 간주해 그동안 이와 관련된 연구는 매우 미흡한 실정이다. 오히려 세무분야에서는 이러한 법인세비용을 이용한 경영자의 보고이익의 상향조정보다 조세회피에 더 관심을 가지고 그동안 연구된 경향이 있다. 또한 재무회계 분야에서는 법인세비용을 이용한 이익조정을 세무분야로 간주해 전자(예로, 재량적 발생액)에 더 치중한 연구가

수행되었다. 그러한 데에는 해당 주제가 세무분야에서 다루어져야 될 사항인지, 아니면 재무분야에서 다루어져야 할지에 관한 그 경계선이 모호하고, 또한 재무와 세무분야의 중복된 경계에 있는 관계로 법인세비용을 이용한 이익조정에 관한 연구는 그동안 연구자들에게 도외시된 채 간헐적 관심만을 보여왔다. 하지만 앞서 전술한 것처럼 경영자가 당기의 보고이익을 증가시키는 방법에는 법인세비용을 낮추는 조정 역시 재량적 발생액을 높이는 조정과 동일한 효과를 가지고 있다. 이를 두고 Dhaliwal et al.(2004)은 경영자 측면에서 이익이 공시되기 전에 법인세비용 계정을 통해 보고이익을 높일 수 있는 마지막 기회(last chance)로 언급하였다. 그러한 점에서 법인세비용을 이용한 경영자의 이익조정은 세무와 재무회계 분야에서 공통된 관심사항이 될 수 있고, 또한 법인세비용을 이용하여 보고이익을 상향조정할 경우에도 세무발생액을 이용한다는 점에서 경영자의 기회주의적인 이익조정과 관련이 있을 수 있기 때문에 두 분야를 서로 연결시키는 접점에 있다고 할 수 있다.

예를 들어, Graham et al.(2014)은 실무계를 대상으로 한 설문조사에서 GAAP ETR과 Cash ETR 중 경영자에게 더 중요하게 여기는 사항을 질문한 경우 상장기업의 경영자들은 47.1%의 비중에서 GAAP ETR이 더 중요하다고 답변하고, 15.5%만 Cash ETR이 중요하다고 답하였다. 반면, 비상장기업의 경영자들은 52.3%의 비중에서 Cash ETR이 중요하고, 14.7%만이 GAAP ETR이 중요하다고 응답하였다. 특히 이 조사결과는 상장기업의 경영자는 조세회피와 관련된 보다 직접적인 측정치인 Cash ETR보다 GAAP ETR을 더 중요하게 생각한다는 반응에는 재무제표상에 보고이익은 이연법인세제도 하에서 현금주의를 따르는 현금납부세액(예로, Cash ETR의 계산상에 기초자료)이 아닌 발생주의회계를 따르는 법인세비용(예로, GAAP ETR의 계산상에 기초자료)이 보고되기 때문일 수 있다. 따라서 앞서 상장기업의 경영자들이 GAAP ETR을 더 중요하게 여기고 있다는 응답을 한 이유를 추정해 보면, 조세회피 측면보다 자본시장에 공시되는 재무제표상에는 법인세비용을 낮추면 보고이익인 회계성과(예로, 당기순이익 또는 EPS)가 개선될 수 있기 때문일 것이다. 즉 Cash ETR의 경우보다 GAAP ETR이 당기 보고이익 결정에 더 직접적인 영향을 줄 수 있기 때문이다(Hanlon and Heitzman 2010 ; Graham et al. 2014). 또한 GAAP ETR은 세무발생액을 통해 조정이 가능하고(이혜미 2020), 경영자가 법인세비용을 낮추는 이익조정을 행하면 보고이익이 상향조정될 수 있기 때문이다(박종일과 이윤정 2021).

한편, 앞서 설명한 바와 같이 경영자의 이익조정 수단을 탐구한 많은 연구들은 후자(예로, 법인세비용을 낮추는 이익조정)보다는 전자(예로, 재량적 발생액이나 실제 이익조정)에 그동안 더 연구가 진척되었다. 이러한 데에는 학계에서 연구자들이 보고이익을 높이기 위한 수단으로 법인세비용을 낮추려는 경영자의 이익조정행위에 관심이 없었다기보다는 이를 파악할 수 있는 측정치의 개발이 체계적으로 이루어지지 않은 데서 비롯된 것이라고 할 수 있다. 그런데 최근 선행 연구 중 박종일과 이윤정(2021)의 연구에서는 법인세비용을 이용한 이익조정에 대한 대응치로 TD 측정치를 제안하고 있다.¹⁾ 즉 조정이 어려운 현금주의회계를 따르는 Cash ETR을 기준점으

1) 일시적차이에 해당하는 이연법인세가 이익조정과 관련이 있다는 과거 연구들이 있어 왔다. 예를 들어,

로 할 때 상대적으로 조정이 가능한 발생주의회계 하에서의 GAAP ETR이 더 낮을 때, 즉 Cash ETR에서 GAAP ETR을 차감한 차이(TD) 값이 클수록, 기업의 법인세비용을 낮추는 조정 정도가 클 수 있으므로, 이를 경영자가 보고이익을 상향조정 하려는 기회주의적 이익조정행위가 높은 경우로 보는 방법이다. 또한 박종일과 이윤정(2021)에서 제안한 $TD(=Cash\ ETR - GAAP\ ETR)$ 는 등식으로 표현하면 이연법인세자산의 변동분에서 이연법인세부채의 변동분을 차감한 차이 값과 등가이고, 이는 세무발생액(tax accruals)에 해당한다. 앞서의 연구는 이 세무발생액을 이연법인세 하에서 일시적차이(temporary difference)인 기간간 차이(timing difference)만이 고려되도록 측정하고 있기에, 결국 TD 측정치는 재무회계에서 총발생액(total accruals)과 같은 구성을 따르는, 세무 측면의 세무발생액에 해당한다.²⁾

따라서 본 연구는 후자의 경우에 대해서 좀 더 선행연구(박종일과 이윤정 2021)를 확장시켜

Phillips et al.(2003)은 목표이익기준 중 이익감소회피 또는 적자회피를 위한 이익조정을 탐지할 때 이연법인세비용(deferred tax expense ; DTE) 정보가 재량적 발생액(DA)과 비교해 추가적인 유용성이 있음을 제시하였다. 한편, DTE 계정은 국내에 공시되지 않기에, 이 분야의 국내 연구들은 이연법인세 정보 중 이연법인세자산 및 부채 계정을 이용하여 DA 또는 목표이익기준과 관련성이 있는지를 분석하였다(전규안과 박종일 2002 ; 최중서와 문승엽 2005 등). 그러나 앞서의 선행연구들은 이연법인세 정보가 이익조정과 어떻게 관련이 있는지를 체계적으로 설명해 주지는 못한 경향이 있었다. 반면, 후속연구인 박종일과 이윤정(2021)의 연구에서는 재무제표에 보고되는 이연법인세는 일시적차이인 세무발생액과 관련이 있고, 따라서 세무발생액을 조정하여 법인세비용을 낮추는 방향으로 이익조정을 수행하면 보고이익을 증가시켜 보고할 수 있다는 설명을 제공한다.

- 2) 박종일과 이윤정(2021)에서 제안된 TD 측정치는 Demere et al.(2019)의 연구에서 제안하고 있는 세율유연화 측정치($=GAAP\ ETR\ 의\ 변동성 - Cash\ ETR\ 의\ 변동성$)의 논리구성에서 착안하여 당기 TD 측정치를 개발한 것임을 설명하고 있다. 예를 들어, Demere et al.(2019)은 세율유연화의 변동성 측정치를 제안하기에 앞서 당기 측면에서의 GAAP ETR과 Cash ETR의 차이의 관계를 총발생액($=당기순이익 - 영업현금흐름$)의 관계와 다를 바 없음을 논의하였다. 즉 Demere et al.(2019)은 재무회계 분야의 연구들에서 총발생액을 발생주의회계인 당기순이익에서 현금주의회계인 영업현금흐름을 차감한 차이로 측정하고 있으므로, 이러한 구성상 논의를 재무회계의 ETR에 적용하면 발생주의회계인 GAAP ETR에서 현금주의회계인 Cash ETR의 차이에 (-1)을 곱하면 앞서와 같은 대응 관계가 성립하는 것으로 설명하고 있다. 따라서 재무회계에서 ‘발생액(accruals)’이라고 칭한 사항을 Demere et al.(2019)은 tax를 붙여 세무 관점에서 ‘세무발생액(tax accruals)’이라고 지칭한 것이다. 즉 재무분야에서 발생액은 측정상에 기초총자산으로 표준화하는 반면, 앞서의 세무발생액은 ETR 측면이기 때문에 세전이익으로 표준화하여 나타낸다. 따라서 앞서의 등식인 $Cash\ ETR - GAAP\ ETR = \text{세무발생액/세전이익}$ 과 같게 된다. 이에 대해 당기 측면에 초점을 두고 법인세비용을 이용한 이익조정을 측정하기 위하여 박종일과 이윤정(2021)에서 제안한 $TD(=Cash\ ETR - GAAP\ ETR)$ 측정치의 경우 Cash ETR(이를 계산할 때, $=\text{법인세비용} + \Delta\text{이연법인세자산} - \Delta\text{이연법인세부채}$)에 대해서 간접측정의 방법을 사용하고 있어 결국 TD 값에는 이연법인세자산의 변동분에서 이연법인세부채의 변동분을 차감한 값과 같게 된다. 따라서 TD는 이연법인세제도 하에서의 재무상태표상에 보고되는 이연법인세자산의 변동분과 이연법인세부채의 변동분인 기간간 차이에 해당하는 일시적차이만이 반영되므로, 재무회계의 총발생액과 질적으로 유사한 구성을 따르게 된다. 또한 보고이익을 높이기 위한 방향으로 TD 값이 커질 때 법인세비용 측면에서는 낮추어야 하므로, 이연법인세자산의 변동보다 이연법인세부채의 변동이 더 클수록 당기순이익이 상향조정되는 것과 같다.

탐구하려고 한다. 본 연구에서는 앞서 선행연구인 박종일과 이윤정(2021)의 방법에 따라 법인세 비용을 이용한 이익조정의 대용변수로 TD 측정치를 이용한다. 선행연구인 박종일과 이윤정(2021)은 TD 측정치가 적자회피기업의 이익조정을 탐지(detecting)하는지에 초점이 있었다. 이와 달리, 본 연구는 앞서 전술한 세 가지 주제에 해당하는 TD에 대한 정보의 속성을 알아보기 위하여 TD와 이익지속성의 관계, TD와 미래 기업성과의 관계, 그리고 TD의 정보효과를 알아보기 위한 TD와 기업가치의 관계를 중심으로 다룬다는 점에서 앞서의 선행연구(박종일과 이윤정 2021)의 주제와는 차별성을 지닌다. 즉 박종일과 이윤정(2021)은 종속변수로 TD를, 관심변수로 적자회피를 분석해 TD의 결정요인(determinate) 측면에서 살펴보았다면, 이와 달리 본 연구는 관심변수로 TD를 이용하고 있어 TD의 결과(effect) 측면에서 다룬다는 점에서 차이가 있다. 또한 본 연구는 박종일(2022)의 방법을 준용하여 TD를 그 원천³⁾에 따라서 본질적 또는 재량적 요인으로 분해한 후 앞서 전술한 세 가지 연구주제에 대하여 같이 알아본다.

이와 더불어 본 연구에서는 앞서의 세 가지 주제를 탐구하는 데 있어 TD와 이익지속성 또는 미래 기업성과의 관계에 대하여 경영자의 기회주의 가설(managerial opportunism hypothesis) 또는 사적정보의 신호가설(signaling hypothesis) 중 어떤 경우에 더 부합하는지를 알아본다. 또한 TD와 기업가치의 관계에 대해서도 경영자의 기회주의 가설, 경영자의 신호가설 또는 Sloan(1996)이 주장한 기능적 고착가설(functional fixation hypothesis)의 적용여부를 논의하고 다룬다. 앞서 전술한 이익조정 수단인 재량적 발생액을 이용하여 보고이익을 증가시키는 경영자의 이익조정행위는 신호가설 보다는 경영자의 기회주의적 이익조정과 더 밀접한 관련이 있다(Sloan 1996). 그러나 비용(tax expense) 측면인 법인세비용을 이용한 이익조정은 그동안 이와 관련된 논의가 체계적으로 다루어지지 않았다. 이와 같은 연구의 필요성에 따라 본 연구는 TD에 대한 정보의 속성 및 정보효과 측면에서 앞서 가설의 적용가능성 여부를 실증적 증거를 통해서 살펴보려고 한다. 이러한 논의와 실증 증거는 세무회계 측면에서 TD가 보고이익에 영향을 미치는 관계를 직접적으로 연결시켜 줄 수 있다는 점에서 중요한 함의를 제공한다.

이를 위해 본 연구는 분석기간 2000년부터 2020년까지 유가증권 및 코스닥에 상장된 기업 중 표본조건에 충족하는 최종표본 16,170개 기업/연 자료를 이용하였다. 실증결과는 다음과 같다. 첫째, TD 값이 클수록 차기(t+1년)와 차차기(t+2년)의 이익지속성이 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 이는 기업이 법인세비용을 낮추어서 보고이익을 높일수록 이익지속성이 낮아짐을 의미한다. 또한 앞서의 음(-)의 관계는 주로 경영자의 재량적 선택과 관련된 재량적 TD에 기인한 것으로 나타났다. 둘째, TD는 차기(t+1년)와 차차기(t+2년)의 미래 기업성과인 순이익, 영업현금흐름 그리고 영업이익과 각각 유의하게 음(-)의 관련성이 나타났다. 또한 TD의 원천에 따라

3) 박종일(2022)은 Francis et al.(2005) 연구를 기초로 발생액의 질(accrual quality ; AQ)에 대한 개념적 논의를 적용해서 본질적 TD는 사업특성이나 산업여건 또는 재무안정성과 관련한 기업의 본질적 특성에 기인된 사항을 세무발생액으로 보고, 이를 제외한 나머진 재량적 TD는 경영자의 선택에 좌우되는 세무발생액으로 보았다.

본질적 TD와 재량적 TD로 구분한 경우 모두 앞서와 질적으로 유사한 증거가 관찰되었다. 이는 당기 TD의 증가는 미래 기업성과에 대한 반전(reversal)과 관련된 예측력이 있음을 시사한다. 그러한 점에서 당기 TD의 증가는 미래 기업성과에 대한 예측능력이 있음을 나타낸다. 이러한 결과는 당기의 TD 정보에는 미래 기업성과에 대한 예측력을 가지고 있어 정보이용자들이 기업의 미래 기업성과에 대한 하나의 예측지표(indicator)로 활용가능함을 시사해 준다. 특히 앞서 첫 번째인 TD와 이익지속성 간에 음(-)의 관계, 또한 TD와 미래 기업성과 간에 음(-)의 관계로 볼 때 TD에 대한 정보의 속성은 경영자의 기회주의 가설에 더 부합한다는 것을 시사해 주고 있다. 마지막으로, DA와 RM을 통제한 후에도 TD는 당기(t년) 또는 차기(t+1년)의 기업가치와 유의하게 양(+)의 관계로 나타났다. 또한 TD의 원천인 본질적 TD와 재량적 TD 모두 대체로 앞서와 같은 결과로 나타났다. 즉 앞서 첫 번째와 두 번째의 결과인 TD의 정보 속성과 달리, 시장의 투자자들은 보고이익의 크기에 고착되어 TD(또는 본질적 TD와 재량적 TD)가 클수록 과잉반응(overreaction)하는 것으로 나타났다. 한편, DA와 RM 모두는 당기(t년) 및 차기(t+1년)의 기업가치와 전반적으로 유의하게 음(-)의 관계인 과소반응(underreaction)하는 것으로 나타나 앞서 TD와는 대비되는 증거를 보였다.

이상을 종합하면, 본 연구결과는 경영자의 보고이익을 높이는 수단 중 하나인 법인세비용을 이용한 이익조정의 대용치인 TD의 증가는 이익지속성이 낮고, 미래 기업성과에 대한 반전과 관련된 예측력이 있으나, 시장은 TD와 그 원천(본질적 TD와 재량적 TD) 모두에 대해 과대평가하여 잘못된 가격책정(mispricing)을 한다는 것을 보여주고 있어 의미가 있다. 이상의 결과들을 연계시켜 살펴보면, 본 연구에서 법인세비용을 낮추는 이익조정과 관련된 전자의 증거는 TD 정보의 속성상 경영자의 기회주의 가설과 일치하나, 후자의 결과는 기능적 고착가설에 따라 시장의 투자자들은 반응하여 시장의 이례현상(market anomaly)에 부합하는 증거로 나타났다(Sloan 1996). 따라서 이러한 본 연구의 발견은 앞서 세 가지 주제를 통해 TD 정보의 속성, 또한 시장의 투자자 측면에서 TD의 정보효과와 관련된 새로운(novel) 증거를 제공해 준다는 점에서 의의가 있다. 그동안 국내외로 법인세비용을 이용한 이익조정에 대한 탐구가 미미하고, 또한 본 연구에서 살펴본 해당 주제에 대한 증거가 학계에 잘 알려져 있지 않다는 점을 고려하면 본 연구결과는 관련 연구에 공헌한다. 특히, 본 연구결과에 따르면 당기 TD 값이 클수록 이후 미래 기업성과(예로, 순이익, 영업현금흐름 및 영업이익)에서 반전(reversing)이 나타나 TD 정보는 기업의 미래 성과에 대한 예측능력(predictive ability)이 있다는 측면은 흥미로운 발견 중 하나이다. 이는 법인세비용을 낮추는 이익조정으로 당기 보고이익이 증가할수록 미래 기업성과와 부정적인 관계가 있다는 측면으로 볼 때, TD 정보는 정보이용자에게 낮은 이익의 질에 관한 유용한 예측지표를 제공한다. 그러한 점에서 본 연구의 실증적 증거는 학계뿐만 아니라, 보고이익의 질에 관심이 있는 외부정보이용자들(예로, 투자자, 채권자, 감사인, 과세당국, 규제당국 및 정책입안자 등) 역시 기업에서 법인세비용을 이용한 이익조정과 관련된 정보의 속성과 정보효과를 파악하는 데

있어 유용한 정보를 제공할 것으로 기대된다.

이후 내용에 대한 본 논문의 구성은 다음과 같이 이루어진다. 제Ⅱ장은 법인세비용을 이용한 이익조정 또는 Cash ETR과 GAAP ETR 간 차이(TD)를 분석한 선행연구에 대해 검토를 한 후, 본 연구주제와 관련된 세 가지 가설을 제시한다. 제Ⅲ장은 연구모형의 설계, TD를 그 원천별(본질적 또는 재량적 요인)로 구분하기 위한 TD의 추정모형, 그리고 표본의 설정 절차를 설명한다. 제Ⅳ장은 TD의 세 가지 가설에 대한 회귀분석 결과, 민감도 또는 강건성 분석결과와 추가분석 결과를 제시하고 이를 논의한다. 마지막으로, 제Ⅴ장에서는 본 연구결과를 요약하고, 또한 본 연구결과가 제공해 주는 시사점과 공헌점 및 분석상의 한계를 설명한다.

Ⅱ. 선행연구 검토와 연구가설의 제시

1. 선행연구의 검토

본 연구에서 다루는 법인세비용을 이용한 이익조정 연구 중 현금유효세율과 GAAP 유효세율 간의 차이(TD) 측정치를 이용하여 분석한 과거 관련 연구들은 미미한 수준이다(김우영 2019 ; 마희영 2020 ; 박종일과 이윤정 2021 ; 박종일 2022). 본 절에서의 선행연구의 검토의 경우 법인세비용을 이용한 이익조정을 다룬 과거 연구(Dhaliwal et al. 2004 ; 김확열 2008 ; 박종일과 전규안 2009)를 먼저 살펴본 후, 다음으로 본 연구와 더 밀접한 관련이 있는 TD 측정치를 다룬 선행연구(김우영 2019 ; 마희영 2020 ; 박종일과 이윤정 2021 ; 박종일 2022)에 대해 살펴본다.

법인세비용을 이용한 이익조정에 관한 연구는 그동안 재량적 발생액을 이용한 분석과 비교하면 상대적으로 미미한 실정이다. 법인세비용을 이용한 이익조정을 분석한 선행연구로 Dhaliwal et al.(2004)은 분기별 자료를 이용하여 3분기까지의 이익이 재무분석가의 이익목표치에 미달하는 경우 경영자는 4분기에 와서 법인세비용을 낮추는 이익조정을 수행하는지를 알아보았다. 이 연구는 법인세비용은 이익이 공시되기 전에 경영자가 조정할 수 있는 마지막 계정 중 하나로 보아 법인세비용을 이용한 이익조정을 경영자가 할 수 있는 마지막 기회의 이익조정이라고 보았다. 분석을 위해 이 연구는 법인세비용을 이용한 이익조정의 대용치로 분기별 GAAP ETR 간의 차이 측정치를 이용하였다. 분석결과는 3분기까지의 이익이 재무분석가의 예측이익에 미달하는 기업은 그렇지 않은 기업과 비교할 때 4분기 GAAP ETR이 1~3분기까지의 GAAP ETR보다 낮게 나타났다. 이 연구는 이에 대해 재무분석가의 이익예측치에 미달한 기업들은 목표기준의 달성을 위해 4분기의 GAAP ETR을 낮추어, 즉 법인세비용을 보다 낮추는 이익조정을 통해 연차 보고이익을 상향조정 한다고 주장한다. 김확열(2008)은 분기별 자료를 이용하여 이익감소회피의 동기가 있는 기업이 법인세비용을 조정하여 보고이익을 상향조정 하는지를 분석하였다. 이

연구는 법인세비용을 이용한 이익조정(이익조정의 대용치로 각 분기별 GAAP ETR 간의 차이로 측정하였다. 이 연구 역시 이익감소회피 동기가 있는 기업도 법인세비용을 조정하여 보고이익을 상향조정 한다는 증거를 제시하였다. 박종일과 전규안(2009)의 연구는 Dhaliwal et al.(2004)의 연구방법상에 문제를 지적한 후 이를 개선시켜 분석을 재수행 하였다. 연구결과, Dhaliwal et al.(2004)의 방법과 비교해 해당 연구에서 개선된 방법만 주로 기업의 1~3분기까지의 주당순이익이 재무분석가의 예측치에 미달할 때 경영자는 4분기의 GAAP ETR을 낮추어 보고이익을 상향조정하는 것으로 나타났다. 앞서의 연구들 모두 경영자가 목표이익기준을 달성하기 위해 마지막 기기로 법인세비용을 낮추어 보고이익을 높인다는 결과를 보여주었다.

다음으로, 김우영(2019)의 연구는 경영자의 이익조정(DA, RM)이 기업의 조세부담(예로, 적용세율법인세, 법인세비용 및 현금납부법인세) 측정치 간의 차이에 미치는 영향을 살펴보았다. 이 연구는 감사보고서의 공시 자료를 이용하여 종속변수를 적용세율법인세⁴⁾와 법인세비용의 차이를 세전이익으로 나눈 측정치(이하 TD1) 또는 현금납부법인세와 법인세비용의 차이를 세전이익으로 나눈 측정치(이하 TD2)로 설정하고, 관심변수 DA 또는 RM이 종속변수 TD1 또는 TD2와 관련성이 있는지를 중심으로 살펴보았다. 분석결과 DA 또는 RM 수준이 높은 기업은 TD1과 양(+)의 관계를, 그러나 TD2에는 유의적인 관계를 발견하지 못하였다. 이러한 결과는 이익조정 수준이 높은 기업일수록 적용법인세율과 법인세비용의 차이가 크다는 것을 나타낸다. 그러나 TD2는 이익조정과 관련성이 나타나지는 않았다. 따라서 해당 연구는 잘 관찰되지 않은 경영자의 이익조정을 TD1 측정치로 탐지할 수 있다고 주장한다.

마희영(2020)는 기업지배구조 및 이익조정(DA)이 재무회계상 보고되는 법인세비용과 세무회계상 보고되는 현금납부법인세의 차이(이하 TD3)에 어떤 영향을 미치는지를 분석하였다. 이 연구는 한국ESG기준원(종전 한국기업지배구조원, KCGS)의 기업지배구조 자료를 이용하였다. 이 연구의 TD3는 평균총자산 대비 법인세비용에서 현금납부법인세를 차감한 값이다. 분석결과 기업의 지배구조가 우수한 경우 또는 DA 수준이 클수록 TD3와 양(+)의 관계를, 또한 기업지배구조와 DA의 상호작용변수도 TD3와 양(+)의 관계로 나타났다. 이 연구는 이에 대해 기업지배구조가 우수한 기업에서 재량적 발생액이 클수록 법인세비용을 이용한 이익조정은 감소한다는 결과로 해석을 하였다. 마희영(2020)의 연구에서 TD3는 김우영(2019)의 TD2 측정치에 (-1)을 곱한 측정치와 유사하다. 다만, 김우영(2019)은 ETR 측면에서 TD2를 측정했다면, 마희영(2020)은 ETR이 아닌 평균총자산으로 표준화한 법인세비용과 현금납부법인세의 차이 측정치로 분석한 점에서 차이가 있다. 또한 김우영(2019)과 마희영(2020) 모두는 TD2와 TD3를 측정할 때 감사보고서 자료를 수집하여 분석했다는 점에서 TD2와 TD3의 각 차이 값에는 일시적차이와 영구적차이 모두가 반영된 측정치이다.

이와 달리, 박종일과 이윤정(2021)의 연구는 일시적차이만을 고려한 TD 측정치를 이용했다는

4) 김우영(2019)의 연구에서 적용세율법인세는 법인세차감전순이익(세전이익)에 법정세율을 곱한 값이다.

점에서 앞서 두 선행연구와 차이가 있다.⁵⁾ 박종일과 이윤정(2021)은 적자회피 및 기업지배구조가 Cash ETR과 GAAP ETR의 차이(TD)에 미치는 영향을 살펴보았다. 이 연구는 TD 값이 클수록 현금주의회계에 기초한 Cash ETR보다 발생주의회계에 기초한 GAAP ETR이 낮을 때 기업은 법인세비용을 이용한 이익조정을 통해서 보고이익을 상향조정 할 것으로 예상하였다. 분석결과, 적자회피는 TD와 양(+)의 관계를, 또한 기업지배구조와 적자회피의 상호작용변수는 TD와 음(-)의 관계로 나타났다. 이에 대해 이 연구는 적자회피기업은 보고이익을 높이려고 할 때 법인세비용을 낮추는 방법으로 이익조정을 수행하나, 지배기업이 우수한 기업일수록 이를 효과적으로 억제한다고 해석하였다. 박종일(2022)은 박종일과 이윤정(2021)에서의 법인세비용을 이용한 이익조정(TD) 측정치를 본질적 요인과 재량적 요인으로 분해하는 추정모형을 제안한 후 이를 이용하여, TD, 본질적 TD와 재량적 TD와 기업신용등급의 관계를 살펴보았다. 분석결과 TD 값이 클수록 신용등급이 낮고, 또한 본질적 TD와 재량적 TD 모두 신용등급과 음(-)의 관련성으로 나타났다. 따라서 해당 연구는 Cash ETR과 GAAP ETR의 차이로 파악되는 법인세비용을 낮추는 이익조정행위가 클수록 신용평가기관은 이를 신용위험으로 인지하여 부정적으로 평가한다고 주장한다.

이상의 선행연구들의 경우 법인세비용을 이용한 이익조정을 분석한 초반의 연구들은 분기별 GAAP ETR 측정치를 이용하여 분석이 수행된 반면(Dhaliwal et al. 2004 ; 김확열 2008 ; 박종일과 전규안 2009), 후반의 연구들은 법인세비용과 현금납부법인세의 차이 또는 Cash ETR과 GAAP ETR의 차이 측정치로 이용하였다(김우영 2019 ; 마희영 2020 ; 박종일과 이윤정 2021 ; 박종일 2022). 특히 본 연구와 밀접한 관련이 있는 후자의 연구 중 김우영(2019)은 해당 TD 측정치를 법인세비용을 이용한 이익조정으로 논하지 못한 반면에, 마희영(2020), 박종일 · 이윤정(2021) 및 박종일(2022)은 TD를 법인세비용을 이용한 이익조정 측정치로 해석하고 있다. 또한 TD를 이용한 선행연구들은 TD를 종속변수로 하여 TD의 결정요인에 영향을 미치는 원인(cause) 변수를 살펴본 연구(마희영 2020 ; 박종일과 이윤정 2021)와, TD를 관심변수로 하여 TD의 효과(effect) 측면을 다룬 연구로 나누어진다(박종일 2022). 이중 본 연구주제는 전자보다는 후자에 속한다. 선행연구인 박종일(2022)은 TD와 기업신용등급의 관계를 중심으로 살펴본 반면, 본 연구에서는 TD에 대한 정보의 속성 또는 정보효과 측면에서 TD의 이익의 질적 속성(예로, 이익지속성) 또는 TD의 미래 기업성과(예로, 당기순이익, 영업현금흐름) 그리고 TD와 기업가치(예로, Tobin's Q)의 관계를 중심으로 살펴본다는 점에서 앞서의 선행연구와는 차별적인 정보를 제공한다.

5) 감사보고서에서 관련 자료의 수집은 수작업이 필요하여 측정상에 어려움이 있다는 점에서 보면, 박종일과 이윤정(2021)의 TD 측정방법은 이익조정이 영구적차이보다는 일시적차이에서 주로 발생한다는 선행연구(Phillips et al. 2003 ; Hanlon 2005 등)의 주장에 기초해 볼 때 보다 더 간명한 측정치를 제공한다.

2. 연구가설의 제시

본 연구에서 다루는 Cash ETR과 GAAP ETR의 차이(TD) 측정치는 앞서 선행연구(박종일과 이윤정 2021)에서 제안한 법인세비용을 이용한 이익조정의 대용치이다. 박종일과 이윤정(2021)은 Cash ETR에 비해 상대적으로 GAAP ETR을 낮춘 기업이 법인세비용을 낮추는 조정을 통해서 보고이익을 증가시키는 이익조정을 수행한다고 보았다. 경영자는 이익조정을 수행할 때 재량적 발생액을 이용해 보고이익을 증가시키는 방법이 있고, 법인세비용을 낮추는 이익조정을 통해서도 보고이익을 증가시킬 수 있다(Dhaliwal et al. 2004 ; Demere et al. 2019 등). 전자의 경우에 해당하는 재량적 발생액을 이용해 보고이익을 증가시키려는 경영자의 이익조정행위에 대해 초반 연구들은 두 가지 상반된 관점의 가설을 제시해 왔다. 하나는 경영자의 기회주의적 이익조정 가설이다. 이 가설은 경영자가 개인의 사적이익을 위해 기회주의적으로 보고이익을 왜곡시킬 수 있다고 보는 관점을 취하고 있다. 따라서 이 가설에서는 재량적 발생액을 이용한 보고이익의 상향조정은 투자자에게 정보위험(information risk)을 증가시킬 수 있어 회계이익의 정보력을 감소시킬 수 있다고 본다(Dechow et al. 1996 ; Erickson and Wang 1999 ; Shivakumar 2000 등). 다른 하나는 경영자의 사적정보에 대한 신호가설이다. 이 가설은 재량적 발생액을 이용한 경영자의 이익조정행위가 시장에 사적정보를 전달함으로써 회계이익의 정보력을 오히려 높일 수 있다고 보는 관점을 취하고 있다(Healy and Wahlen 1999 ; Guay et al. 1996 ; Subramanyam 1996 등). 후자의 견해를 DA와 관련시킨 대표적인 연구가 Guay et al.(1996)과 Subramanyam (1996)이다. 이들 두 연구는 DA와 주식수익률 간에 양(+)의 관계를 보고한 후, 이러한 양(+)의 관계에 대한 결과해석을 경영자가 미래이익의 증가를 시장에 전달하기 위한 수단으로 재량적 발생액을 이용하여 신호한다고 주장한다. 하지만 이러한 보고이익을 상향조정하기 위해 재량적 발생액을 높이는 것을 경영자의 사적정보의 신호가설로 설명하려는 시도는 학계에서 이제는 잘 수용되지 않은 가설 중 하나이다. 오히려 전자에 해당되는 경영자의 기회주의 가설이 현재에는 학계에서 수용가능성이 더 높은 것으로 자리매김하고 있다.⁶⁾ Guay et al.(1996) 및 Subramanyam (1996)이 해당 가설에서 놓친 사항 중 하나가 시장의 효율성에 반하는 이례현상이다. 즉 Guay et al.(1996)과 Subramanyam(1996)은 투자자들은 합리적이라는 가정하에 시장은 효율적이므로, 기업의 경영자가 재량적 발생액을 이용해 보고이익을 상향조정하더라도 이를 간파할 수 있는 능력이 있다는 전제하에 사적정보의 신호가설이 태동한 것일 수 있다.

그러나 후속연구들은 이에 반하는 증거로 Sloan(1996) 및 Xie(2001)는 투자자들이 높은 발생액(또는 재량적 발생액)에 대해 과잉반응한다는 결과를 보고한 후 높은 발생액과 관련된 시장의

6) 규제당국의 경우 경영자가 보고이익을 증가시키는 행위에 대해 분식회계를 발생시킬 수 있다는 점에서 신호가설의 관점으로는 평가하지 않는다. 같은 맥락에서 감사인 역시 기업의 높은 DA를 감사위험의 증가로 평가한다. 이와 같이 경영자의 이익조정을 연구한 학계에서의 대부분의 연구자들은 경영자가 재량적 발생액을 증가시키는 행위에 대해 비관적인 관점을 취해 왔다.

잘못된 가격책정(mispricing)이 발생한다는 것을 기능적 고착가설로 설명하고 있다. 즉 기능적 고착가설에서는 시장의 투자자들이 발생액의 질을 충분히 평가하지 못하여 보고된 이익의 수치에 기능적으로 고착된 의사결정을 내릴 수 있다고 보는 관점으로, 경영자의 기회주의적인 높은 발생액(또는 재량적 발생액)을 이용한 이익조정에 대해서 투자자들이 이를 간파하지 못해 나타나는 현상으로 본다. 이러한 기능적 고착가설은 앞서 Guay et al.(1996)과 Subramanyam(1996)의 연구에서 DA와 주식수익률 간에 음(-)의 관계가 아닌 양(+)의 관계로 나타난 현상에 대해서 이를 쉽게 이해시켜 주는 가설일 수 있다.⁷⁾ 즉 경영자가 기회주의적으로 재량적 발생액을 통해 보고이익을 증가시킬 경우 DA와 주식수익률 간에 음(-)의 관계가 나타날 때 경영자의 기회주의의 가설이 지지되나, 두 변수 간에 양(+)의 관계로 나타난 것에 대해 Guay et al.(1996)과 Subramanyam(1996)은 결과해석으로 내놓은 것이 시장은 효율적이기 때문에 투자자들이 높은 DA를 긍정적으로 평가하므로, 신호가설이 지지된다고 본 것이다. 하지만 만일 시장이 효율적이지 않아 정보불균형이 존재하여 투자자들이 DA를 정확히 간파하지 못한다면 시장은 발생액(또는 재량적 발생액)에 대해 잘못된 가격책정을 할 수 있어 DA와 주식수익률 간에 양(+)의 관계가 나타날 수 있다. 즉 DA를 높이는 경영자의 이익조정행위가 사적정보를 전달하는 신호라기보다는 기회주의적인 보고행태일 수 있고, 또한 시장의 투자자들이 DA를 적절하게 간파하지 못할 경우 보고이익의 수치에 고착되어 과잉반응할 수 있다고 보는 것이 기능적 고착가설이다(Sloan 1996 ; Xie 2001).

그런데, 앞서 전술한 바 있는 경영자가 보고이익을 증가시키기 위한 방법은 재량적 발생액을 이용할 수도 있지만, 법인세비용을 낮추는 조정으로도 가능하다. 따라서 전자의 경우가 경영자의 기회주의 가설이 보편적으로 수용되는 관점이라면, 후자의 경우인 법인세비용을 낮추어 보고이익이 상향조정 되는 이익조정 역시 경영자의 기회주의적인 관점에 부합하는 행위일 수 있다. 하지만 전자의 경우는 그동안 많은 연구들이 수행되었으나, 후자의 경우 앞서 선행연구의 검토에서 살펴본 것처럼 재무회계 측면이 아닌 세무회계 측면인 관계로 상대적으로 연구가 미미하며, 이에 대한 논의가 체계적으로 다루어지지 않았다.

이러한 측면에서 본 연구는 법인세비용을 이용한 이익조정의 대응치로서 최근 연구(박종일 · 이윤정 2021)에서 제안된 Cash ETR과 GAAP ETR의 차이(TD)를 기초로, TD 측정치에 대한 정보의 속성 또한 정보효과 측면에서 이익지속성(H1), 미래 기업성과(H2) 그리고 기업가치(H3)와의 관계를 중심으로 다룬다. 또한 본 연구는 박종일(2022)의 방법을 준용하여 TD를 본질적 TD와 재량적 TD로 분해하여 같이 살펴본다. 따라서 아래 가설에서는 첫째, TD(또는 본질적 TD와

7) 만일 경영자가 보고이익을 증가시키기 위해 DA를 높이는 행위를 투자자들이 이를 간파(see through)한다면 경영자는 더 이상 DA를 높일 유인이 나타나지 않을 것이다. 왜냐하면 시장이 효율적이어서 정보가 대칭적이기 때문이다. 이와 달리, 시장에 정보불균형이 존재하여 투자자들이 경영자의 보고이익을 상향 조정하는 행위를 충분히 간파하지 못할 경우 경영자는 DA를 이용해 보고이익을 높이려는 유인이 발생할 수 있다. 즉 경영자는 시장에서 정보불균형이 존재할 때 DA를 조정할 유인이 나타나게 된다.

재량적 TD)가 클수록 이익지속성이 낮은지를, 둘째로 TD(또는 본질적 TD와 재량적 TD)가 클수록 미래 기업성과와 부정적인 관계가 있는지를, 셋째로 TD(또는 본질적 TD와 재량적 TD)와 기업가치 간에 어떤 관련성이 있는지를 중심으로 다루고자 한다.

가. TD와 이익지속성의 관계

먼저 본 연구의 가설 H1a의 경우 TD와 이익지속성의 관계를, 가설 H1b의 경우는 본질적 TD와 재량적 TD의 이익지속성의 관계를 분석한다. 이를 통해서 TD에 대한 정보의 속성(attribute)을 알아보고자 한다. 선행연구인 박종일과 이윤정(2021)은 법인세비용을 이용한 이익조정의 대용치인 Cash ETR에서 GAAP ETR을 차감한 차이(TD) 값이 클수록 적자회피와 양(+)의 관계를 보고하였다. 이에 대해 앞서의 연구에서는 적자회피의 기업들은 그렇지 않은 기업들보다 법인세비용을 낮추는 조정을 이용하여 보고이익을 상향조정하는 것으로 해석하였다. 이러한 증거로 볼 때, 경영자가 법인세비용을 이용해서 보고이익을 높일수록, 즉 TD 값이 클수록 당기와 차기의 1차 자기상관관계로 파악이 되는 이익지속성(persistence)은 낮아질 것으로 예상될 수 있다. 당기에 법인세비용을 낮추는 이익조정을 수행한 기업일수록 세무발생액을 이용하여 보고이익을 높일 수 있으나, 이러한 세무발생액의 조정은 이연법인세 제도하에서 일시적차이에 해당되는 기간 간 차이(timing difference)를 발생시킨다는 점에서 이후기간에 반전효과(reversal effect)가 나타날 수 있으므로, TD 값이 큰 기업일수록 이익의 지속성 측면에서 보고이익의 변동성이 당기와 차기 간에 높아져 이익지속성은 낮아질 것으로 예상될 수 있다. 따라서 이러한 논의에 따라 TD와 이익지속성 간에 음(-)의 관계가 나타날 것으로 기대되므로, 본 연구의 가설 H1a는 다음과 같은 선택가설 형태로 설정한 후 TD의 정보 속성이 경영자의 기회주의 가설에 부합되는지를 알아보고자 한다.

또한 가설 H1b의 경우는 TD를 그 원천(source)에 따라서 본질적 TD와 재량적 TD로 나누어 이익지속성과의 관계를 알아본다. 가설 H1b는 앞서 H1a에서 만일 TD와 이익지속성 간에 음(-)의 관련성을 예상한 사항이 본질적 TD에 기인한 것인지, 아니면 재량적 TD에 기인한 것인지, 또는 이들 모두에 기인하는지를 살펴보기 위한 것이다. TD를 본질적 TD vs. 재량적 TD로 구분할 경우 만일 TD와 이익지속성 간에 예상처럼 음(-)의 관계가 있어 법인세비용을 낮추는 이익조정행위가 경영자의 기회주의 가설에 부합한다면 이러한 사항이 기업의 본질적인 특성에 기인한 본질적 TD보다는 주로 재량적 TD인 경영자의 재량적 선택에 의한 요인과 더 밀접한 관련이 있을 것으로 예상된다. 반면, 본질적 특성에 기인한 본질적 TD는 이익지속성과 음(-)의 관계가 있는지는 사전적으로 예상하기는 어렵다. 본질적 TD는 경영자의 재량적 선택과는 무관한 비재량적 요인일 수 있기 때문이다. 한편, 사전적인 예상이 어렵기는 하나, AQ를 분석한 과거 연구들에서의 증거를 통해 유추해 볼 수는 있다. 예를 들어, Francis et al.(2005)은 재량적 AQ뿐만 아니라 본질적 AQ의 경우도 자본비용을 높인다는 결과를 보고한 바 있었다.⁸⁾ 이러한 증거로 볼

때에는, TD가 이익지속성과 음(-)의 관계에 있다면 재량적 TD뿐 아니라 본질적 TD에서도 기인될 수 있다. 따라서 본 연구의 가설 H1b의 경우는 재량적 TD와 본질적 TD 모두 이익지속성과 음(-)의 관련성이 있는지를, 즉 경영자의 기회주의 가설에 부합되는지를 경험적 분석을 통해 알아보고자 한다. 이러한 실증적 의문을 알아보기 위하여 H1a의 경우처럼 H1b도 다음과 같이 선택가설 형태로 제시한 후 TD에 대한 정보의 속성을 확인한다.

H1a : Cash ETR과 GAAP ETR의 차이(TD)가 클수록 이익지속성이 낮다.

H1b : 본질적 TD 또는 재량적 TD가 클수록 이익지속성이 낮을 것이다.

나. TD와 미래 기업성과의 관계

본 연구에서 가설 H2a의 경우 TD와 미래 기업성과(예로, $t+1$ 또는 $t+2$ 년의 이익과 영업현금 흐름)의 관계를, 가설 H2b는 본질적 TD 및 재량적 TD와 미래 기업성과의 관계를 알아본다. 이 경우도 TD에 대한 정보 속성에 관한 사항이다. 가설 H2a와 H2b의 경우 모두 경영자의 기회주의 가설의 적용여부를 살펴본다. 법인세비용을 이용한 이익조정의 대응치인 TD 값이 클수록 당기의 보고이익은 상향조정 될 수 있으나, 이러한 세무발생액의 조정은 이연법인세 제도하에서 일시적차이에 해당되는 기간간 차이(timing difference)를 발생시킨다는 점에서 이후 기간에서는 오히려 반전효과로 인해 기업성과는 역전될 수 있다. 그러한 점에서 TD 값이 클수록 세무발생액의 반전효과에 따라 차기 이후 미래 기업성과에 부정적인 결과를 초래할 것으로 예상되어, TD와 미래 기업성과 간에는 음(-)의 관계를 기대하였다. 따라서 이러한 논의에 기초하여 TD와 미래 기업성과 간에 음(-)의 관련성이 나타날 것으로 기대되므로, 본 연구의 가설 H2a는 다음과 같이 선택가설의 형태로 설정한 후 TD에 대한 정보의 속성이 경영자의 기회주의 가설에 부합하는지를 분석을 통해 확인하고자 한다.

가설 H2b의 경우도 앞서와 유사하게 본질적 TD와 재량적 TD 모두 미래 기업성과와 음(-)의 관계가 나타날 것으로 예상해 볼 수 있다. 왜냐하면 본질적 TD와 재량적 TD 모두는 TD의 구성 요소이기 때문이다. 특히, 경영자의 재량적 선택에 의해 법인세비용을 낮추는 조정을 하는 기업은 기업성과가 나쁠수록 수행될 가능성이 있다. 예를 들어, 선행연구에서는 적자회피기업이 TD를 높여 보고이익을 상향조정 한다는 증거를 보고한 바 있다(박종일과 이윤정 2021). 또한 재량적 TD뿐 아니라 본질적 TD의 경우도 기업의 사업환경이나 영업환경과 밀접한 관련이 있으므로, 이러한 본질적 TD가 높은 기업은 이후 기간에 반전효과가 더 크게 작용할 수 있으므로, 미

8) 또한 국내 연구로 권수영 등(2012)은 재량적 AQ뿐 아니라 본질적 AQ도 미래 추가정보성과 음(-)의 관계를, 권수영과 기은선(2011)은 재량적 AQ와 본질적 AQ 모두 감사인의 감사위험(예로, 감사시간, 감사보수)과 양(+)의 관계를, 그리고 박종일과 정상민(2018)은 재량적 AQ와 본질적 AQ 모두 기업신용등급과 음(-)의 관계를, 또한 타인자본비용과는 양(+)의 관계를 보고하였다.

래 기업성과와 음(-)의 관계로 나타날 수 있다. 따라서 이러한 의문사항을 알아보기 위하여 본 연구는 H2a와 H2b 모두 아래와 같이 선택가설의 형태로 제시한 후 TD에 대한 정보의 속성이 경영자의 기회주의 가설에 부합하는지를 분석을 통해 확인하고자 한다.

H2a : TD는 미래 기업성과와 음(-)의 관계가 있다.

H2b : 본질적 TD 또는 재량적 TD는 미래 기업성과와 음(-)의 관계가 있다.

다. TD와 기업가치의 관계

앞서 가설 H1a와 H1b 그리고 H2a와 H2b에 대해, 즉 TD와 이익지속성의 관계, TD와 미래 기업성과의 관계를 본 연구는 선택가설의 형태로 설정한 후 TD가 클수록, 즉 보고이익을 상향조정하기 위한 법인세비용을 낮추는 이익조정이 경영자의 기회주의 가설에 부합할 것으로 기대하였다. 따라서 만일 TD(또는 본질적 TD와 재량적 TD)에 대한 정보의 속성이 경영자의 기회주의 가설에 부합한다면 이러한 법인세비용을 낮추는 이익조정 정도, 즉 TD 값이 클수록 기업가치(예로, Tobin's Q) 측면에서 음(-)의 관련성을 기대해 볼 수 있다. 그런데 한편으로 이러한 정보의 속성과는 무관하게 시장은 발생액 정보에 대해서 과잉반응 한다는 결과를 보여준 연구들도 있다(Sloan 1996 ; Xie 2001). 예를 들어, 이익의 구성요소인 총발생액과 영업현금흐름에 대한 시장반응을 살펴본 Sloan(1996)은 발생액이 영업현금흐름과 비교해 미래 이익지속성이 낮으나, 시장의 투자자들은 이러한 높은 발생액 수준의 낮은 지속성을 제대로 평가하는데 실패하여 과잉반응(overreaction)하는 현상이 있음을 보고하였다. 이에 대해 Sloan(1996)은 시장은 이익의 합리적인 기대보다 단순히 이익의 크기에 고착된 반응을 보인다는 결과해석을 한 바 있다.⁹⁾ Xie(2001)는 앞서의 선행연구를 확장시켜 총발생액을 구분하여 재량적 발생액과 비재량적 발생액으로 나누어 분석한 결과, 발생액에 대한 시장의 과잉반응이 주로 재량적 발생액에서 발생된다는 증거를 보여주었다.¹⁰⁾ 이에 대해 Xie(2001)는 재량적 발생액이 시장에서 과대평가(overprice)되어 잘못된 가격책정(mispricing)이 이루어지고 있다는 결과해석을 제시하였다.

이런 측면에서 TD와 기업가치의 관계를 추론해 본다면, TD 값이 클수록 법인세비용을 낮추는 이익조정이 보고이익을 높인다는 점에서, 즉 세무발생액의 조정이 클수록 시장은 보고이익의 수치 값에 고착화된 과잉반응을 보일 수 있다. 이와 같은 경우는 TD(또는 본질적 TD와 재량적 TD)는 기업가치와 양(+)의 관계로 나타날 수 있고, 이런 경우는 Sloan(1996)의 기능적 고착가

9) Sloan(1996)은 이를 이익 크기에 대한 단순 고착화(naive fixation on earnings)로 표현하였다.

10) 고봉찬과 김진우(2007)는 발생액에 대한 이상현상이 국내 주식시장에서도 관찰되는 현상임을 보고하였다. 또한 세무회계 측면의 연구들에서도 Hanlon(2005) 및 고종권과 윤성수(2006)는 일시적차이로 측정된 회계이익과 과세소득의 차이(book-tax differences ; BTD)가 클수록 이익지속성이 낮고, 투자자들은 현금흐름의 지속성보다 발생액의 지속성을 과대평가하는 결과를 보여주고 있다.

설(functional fixation hypothesis)이 지지되는 증거일 수 있다. 따라서 만일 앞서 H1a인 TD와 이익지속성 간에 음(-)의 관계 또는 H2a인 TD와 미래 기업성과 간에 음(-)의 관계가 성립하지 만, TD와 기업가치 간에 음(-)의 관계가 아닌 양(+)의 관련성이 나타난다면 이는 Sloan (1996) 이 주장하는 기능적 고착가설에 더 부합된다.¹¹⁾ 그렇지 않고 TD와 기업가치 간에도 음(-)의 관련성이 나타난다면 이는 앞서와 같이 TD가 클수록 경영자의 기회주의 가설에 부합된 사항일 수 있다.

이러한 논의에 기초하여 가설 H3a와 H3b의 경우는 앞서 가설들과 달리, 다음과 같이 귀무가설의 형태로 설정한 후 TD(또는 본질적 TD와 재량적 TD)에 대해 경영자의 기회주의 가설이 지지되는지, 아니면 시장은 기능적 고착가설이 나타나는지에 대한 의문을 경험적 분석을 통해 확인한다. 한편, H3a와 H3b의 경우는 시장의 효율성이 같이 검증되는 형태라는 점에서 결합가설에 해당될 수 있다.

H3a : TD는 기업가치와 관계가 없다.

H3b : 본질적 TD 또는 재량적 TD는 기업가치와 관계가 없다.

III. 연구모형의 설계와 표본의 선정

1. 연구모형의 설계

본 연구의 목적은 경영자의 보고이익을 높일 수 있는 이익조정의 수단 중 하나인 법인세비용을 이용한 이익조정의 대용치(proxy)로 Cash ETR과 GAAP ETR의 차이(TD)에 대한 이익지속성(earnings persistence)과의 관계, 미래 기업성과(future firm performance)와의 관계 그리고 Tobin's Q로 측정된 기업가치(firm value)와의 관계를 실증적으로 알아보는 데 있다. 이를 위해 본 연구는 가설 H1a부터 H3b까지를 다음의 식(1a)부터 (3b)까지의 모형식을 통해 각각 검증한다.

$$NI_{t+1,t+2} = \beta_0 + \beta_1 NI_t + \beta_2 TD_t + \beta_3 NI_t * TD_t + \beta_4 DA_t + \beta_5 RM_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 GRW_t + \beta_9 MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1a)$$

$$NI_{t+1,t+2} = \beta_0 + \beta_1 NI_t + \beta_2 InnateTD_t + \beta_3 DiscTD_t + \beta_4 NI_t * InnateTD_t + \beta_5 NI_t * DiscTD_t + \beta_6 DA_t + \beta_7 RM_t + \beta_8 SIZE_t + \beta_9 LEV_t + \beta_{10} GRW_t + \beta_{11} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1b)$$

11) 이와 달리, 정보의 속성상에 TD와 이익지속성 간에 양(+)의 관계 또는 TD와 미래 기업성과 간에 양(+)의 관계가 있고, TD와 기업가치 간에도 양(+)의 관련성이 나타난다면 이는 앞서 Guay et al.(1996) 및 Subramanyam(1996)에서 DA에 대하여 주장한 신호가설에 부합되는 증거일 것이다.

$$NI(OCF)_{t+1,t+2} = \beta_0 + \beta_1 TD_t + \beta_2 DA_t + \beta_3 RM_t + \beta_4 NI_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 GRW_t + \beta_8 MTB_t + \beta_9 MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2a)$$

$$NI(OCF)_{t+1,t+2} = \beta_0 + \beta_1 InnateTD_t + \beta_2 DiscTD_t + \beta_3 DA_t + \beta_4 RM_t + \beta_5 NI_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 GRW_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2b)$$

$$TQ_{t,t+1} = \beta_0 + \beta_1 TD_t + \beta_2 DA_t + \beta_3 RM_t + \beta_4 NI_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 GRW_t + \beta_8 PPE_t + \beta_9 R\&D_t + \beta_{10} AGE_t + \beta_{11} BIG4_t + \beta_{12} FORG_t + \beta_{13} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (3a)$$

$$TQ_{t,t+1} = \beta_0 + \beta_1 InnateTD_t + \beta_2 DiscTD_t + \beta_3 DA_t + \beta_4 RM_t + \beta_5 NI_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 GRW_t + \beta_9 PPE_t + \beta_{10} R\&D_t + \beta_{11} AGE_t + \beta_{12} BIG4_t + \beta_{13} FORG_t + \beta_{14} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (3b)$$

여기서, 종속변수

$NI_{t+1,t+2}$ = t+1, t+2년도 당기순이익/기초총자산, 영업이익/기초총자산
 $NI(OCF)_{t+1,t+2}$ = t+1, t+2년도 재무성과로 측정된 미래 기업성과
 [① NI (=당기순이익/기초총자산), ② OCF (=영업현금흐름/기초총자산),
 ③ OI (=영업이익/기초총자산)]

$TQ_{t,t+1}$ = t, t+1년도 Tobin's Q로 측정된 기업가치
 (= [보통주와 우선주의 시장가치 + 총부채]/총자산)

관심변수

TD_t = t년도 Cash ETR-GAAP ETR=총세무발생액
 $InnateTD_t$ = t년도 본질적 TD
 $DiscTD_t$ = t년도 채량적 TD

통제변수

DA_t = t년도 Kothari et al.(2005) 모형에 따른 ROA성과통제 채량적 발생액
 RM_t = t년도 Roychowdhury(2006) 모형에 따른 실제 이익조정
 NI_t = t년도 당기순이익/기초총자산
 $SIZE_t$ = t년도 총자산에 자연로그 값
 LEV_t = t년도 총부채/총자산
 GRW_t = t년도 매출액 성장성(=[매출액_t-매출액_{t-1}]/매출액_{t-1})
 MTB_t = t년도 자본의 시장가치/장부가치
 PPE_t = t년도 유형자산/총자산
 $R\&D_t$ = t년도 연구개발비/매출액
 AGE_t = t년도 기업수명주기(기업연수에 자연로그 값, 설립연도 기준)
 $BIG4_t$ = t년도 Big 4 감사인(삼일, 삼정, 안진, 한영회계법인)이 감사한 기업이면 1, 아니면 0
 $FORG_t$ = t년도 외국인지분율
 MKT_t = t년도 코스닥상장기업이면 1, 유가증권시장에 상장된 기업이면 0
 ΣIND = 산업 더미변수(중분류)
 ΣYD = 연도 더미변수
 ε_t = 잔차

편의상 i 기업의 아래첨자는 표기를 생략함.

식(1)부터 (3)까지에서 공통된 관심변수는 TD(Cash ETR과 GAAP ETR의 차이)이다. 본 연구는 법인세비용을 이용한 이익조정의 대응치로 박종일과 이윤정(2021)의 방법에 따라 TD 측정치를 이용한다. TD는 Cash ETR에서 GAAP ETR를 차감한 차이 값이다. 여기서 Cash ETR은 t 년의 법인세부담액(현금납부세액)을 t 년의 법인세비용차감전순이익(세전이익)으로 나눈 값이며, GAAP ETR은 t 년의 법인세비용을 t 년의 세전이익으로 나눈 값이다. 즉 당기 측정치이다. 또한 Cash ETR의 분자인 법인세부담액의 측정은 법인세비용에 이연법인세자산의 변동분은 가산한 후 이연법인세부채의 변동분은 차감하여 계산한다(박종일과 이윤정 2021). 따라서 $TD = \text{Cash ETR} - \text{GAAP ETR}$ 는 결국 이연법인세자산의 변동분과 이연법인세부채의 변동분의 차이로 나타나며, TD는 발생주의회계에서 기간간 차이를 발생시키는 일시적차이에 해당된다. 선행연구들에서는 이 차이(즉, Cash ETR과 GAAP ETR 간 차이)를 세무발생액(tax accruals)이라고 부른다(Demere et al. 2019 ; 이혜미 2020 ; 박종일과 이윤정 2021 등). 선행연구인 박종일과 이윤정(2021)은 보고이익을 높이기 위하여 경영자가 세무발생액을 통해 법인세비용을 낮추면 발생주의회계에 기초한 GAAP ETR은 낮아지고, 이에 대한 판단기준으로 현금주의회계를 따르는 Cash ETR과 비교하여 측정하였다. 따라서 Cash ETR에서 GAAP ETR을 차감한 차이(TD) 값이 양(+)으로 커질수록 상대적으로 법인세비용을 낮추어 보고이익의 상향조정 행위는 증가한다(박종일과 이윤정 2021). 즉 박종일과 이윤정(2021)은 TD 값이 클수록 Cash ETR보다 GAAP ETR이 낮아지므로, 이를 ‘법인세비용을 낮추는 이익조정’ 정도를 파악하는 대응치로 보았다.¹²⁾ 따라서 본 연구도 TD 값이 클수록 기업이 보고이익을 상향조정하기 위해 법인세비용을 낮추는 이익조정 정도가 높은 것으로 해석한다. 한편, 본 연구는 박종일(2022)의 방법을 준용하여 TD를 그 원천(source)에 따라서 본질적 요인(innate factor)과 재량적 요인(discretionary factor)을 나누어서도 살펴본다. 기술의 편의를 위하여 본 연구는 전자를 본질적 TD(InnateTD)로, 후자를 재량적 TD(DiscTD)로 지칭한다. 이에 대한 구체적인 TD의 추정모형은 다음의 소절에서 다룬다.

12) Cash ETR과 GAAP ETR의 차이(TD)를 법인세비용을 이용한 이익조정에 대한 대응치로 보는 논리는 다음과 같다. 앞서 전술한 바와 같이 박종일과 이윤정(2021)에서는 TD를 측정할 때 일시적차이만 고려되도록 하였다. 즉 일시적차이는 세무발생액과 관련이 있다(Demere et al. 2019 ; 이혜미 2020). TD는 Cash ETR과 GAAP ETR 간의 차이로서 측정되므로, Demere et al.(2019)에서 논의했던 재무회계 측면의 TA(총발생액)의 측정상에 당기순이익과 영업현금흐름 간의 차이(발생주의조정항목)와 유사하게 TD는 기간간 차이(=일시적차이)인 세무발생액의 조정항목이 포함된다. 따라서 TD 값이 클수록, 즉 Cash ETR보다 GAAP ETR 값이 작아질수록, 재무제표에 보고되는 법인세비용이 낮아진다는 것을 알려준다. 즉 TD 측정치는 벤치마크(benchmark)로 현금주의를 따르는 Cash ETR이 기준점(reference point)이 되어 이 기준점(Cash ETR)과 비교할 때 발생주의를 따르는 GAAP ETR이 상대적으로 더 낮아질수록 재무제표상에 보고되는 당기순이익이 상향조정됨을 직관적으로 나타낸다. 이러한 측면에서 선행연구에서는 TD 값이 양(+)의 방향으로 커질수록 당기순이익을 높이기 위한 수단 중 하나로 법인세비용을 이용한 이익조정(즉 법인세비용을 낮추는 조정)에 대한 대응치로 보았다(박종일과 이윤정 2021).

가설 H1a인 TD와 이익지속성의 관계를 살펴보기 위한 모형은 식(1a)이고, H1b인 TD의 원천(InnateTD, DiscTD)별로 나누어 살펴보는 모형은 식(1b)이다. 선행연구들은 이익지속성을 당기와 차기의 이익(NI)의 관계인 1차 자기상관계수(first-order autocorrelation)로 측정한다(Sloan 1996 ; Hanlon 2005 ; 김우영과 마희영 2018 등). 따라서 이익지속성 모형에서는 당기(t년)의 이익(NI_t)을 관심변수로 하고, 차기(t+1년)의 이익(NI_{t+1})을 종속변수로 한다. 예를 들어, 식(1a) 및 식(1b)의 종속변수는 NI_{t+1}로 차기(t+1년)의 당기순이익이며, 가설 H1a의 관심변수는 당기의 당기순이익(NI_t)과 당기의 TD_t 간의 상호작용변수(NI_t*TD_t)이다. 같은 방식으로 가설 1b의 관심변수는 NI_t*InnateTD_t과 NI_t*DiscTD_t가 된다. 또한 이익의 지속성(persistence)은 당기 이익이 미래 기간에서도 계속 유지되는 정도를 나타내므로, 본 연구는 종속변수를 차기의 NI_{t+1}뿐만 아니라 2차 자기상관계수에 해당되는 차차기(t+2년)인 NI_{t+2}로도 같이 살펴본다.

이를 분석할 때 본 연구는 식(1a) 및 식(1b)의 모형에 기업특성인 SIZE(기업규모), LEV(부채비율), GRW(매출액 성장률), MKT(시장유형)을 통제하고(강민정과 이호영 2014 ; 박종일과 정설희 2017), 또한 또 다른 이익조정 방법인 DA(재량적 발생액)와 RM(실제 이익조정)을 추가로 통제하였다. 본 연구는 DA의 측정을 Kothari et al.(2005) 모형을 이용한 ROA성과통제 재량적 발생액을 이용하였고,¹³⁾ RM의 측정은 Roychowdhury(2006)에서 제안된 실제 이익조정을 이용하였다.¹⁴⁾ 특히 RM의 경우 세 가지 RM 측정치로 구성되어 있으므로, 본 연구는 Ge and Kim

- 13) DA의 추정절차는 산업-연도별의 횡단면 분석으로 추정되며, DA의 경우 식(4)의 OLS 회귀분석을 이용하여 추정된 개별기업의 잔차(ε) 값이다. 본 연구는 산업을 중분류로 하고, 20개 이상인 산업을 대상으로 추정하였다. DA의 값이 클수록 경영자의 기회주의적인 발생액을 이용한 이익조정이 증가하는 것으로 해석한다.

$$TA_t/A_{t-1} = \omega_0 + \omega_1(1/A_{t-1}) + \omega_2[(\Delta S_t - \Delta R_t)/A_{t-1}] + \omega_3(PPE_t/A_{t-1}) + \omega_4ROA_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

여기서, TA_t = t년도 당기순이익-영업현금흐름
 A_{t-1} = t-1년도 총자산
 ΔS_t = t년도 매출액의 변화
 ΔR_t = t년도 매출채권의 변화
 PPE_t = t년도 감가상각대상인 유형자산
 ROA_t = t년도 당기순이익/기초총자산
 ε_t = 잔차

- 14) Roychowdhury(2006)의 RM 추정모형식은 다음의 식(5a)부터 식(5c)까지와 같다. RM의 추정절차는 앞서와 같이 산업-연도별 횡단면 분석을 이용하여 추정된다. 여기서 RM은 식(5a)부터 식(5c)까지의 회귀분석 후에 얻어진 각 잔차(ε) 값이며, 각각 비정상 영업현금흐름(이하 abCFO), 비정상 생산원가(abPROD), 비정상 재량적 지출(abDISE)로 칭한다. Ge and Kim(2014)의 방법에 따라 세 가지 RM 측정치를 단순 합산하여 계산할 때 보고이익의 상향조정이 되도록 고려하기 위해 abCFO와 abDISE는 (-1)을 곱한 후 RM을 측정하였다(RM=abCFO*(-1)+abPROD+abDISE*(-1)). 따라서 RM 값이 클수록 보고이익에 대한 상향조정행위가 높은 기업으로 해석될 수 있다.

$$CFO_t/A_{t-1} = \omega_0 + \omega_1(1/A_{t-1}) + \omega_2(S_t/A_{t-1}) + \omega_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5a)$$

$$PROD_t/A_{t-1} = \omega_0 + \omega_1(1/A_{t-1}) + \omega_2(S_t/A_{t-1}) + \omega_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \omega_4(\Delta S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5b)$$

(2014)의 방법을 준용하여 세 가지의 RM을 단순 합산한 추정치를 이용하였다. 그리고 산업과 연도 특성에 기인하는 고정효과(fixed effect)를 모형에 통제하기 위한 산업과 연도(ΣIND , ΣYD)의 더미변수를 포함하였다.

만일 경영자의 기회주의 가설과 일치하게 기업이 법인세비용을 낮추는 이익조정을 행하면, 즉 TD 값이 커질수록 이익지속성이 낮을 것으로 예상되므로, 식(1a)에서 가설 H1a의 관심변수 $NI*TD$ 는 유의하게 음(-)의 회귀계수 값이 나타날 것으로 기대된다($\beta_3 < 0$). 또한 TD를 본질적 TD(이하 ‘InnateTD’)와 재량적 TD(이하 ‘DiscTD’)로 분해한 경우에도 앞서의 예상과 같다. 따라서 식(1b)의 $NI*InnateTD$ 및 $NI*DiscTD$ 역시 유의한 음(-)의 값이 기대된다($\beta_4 < 0$, $\beta_5 < 0$).

가설 H2a와 H2b를 검증하기 위한 모형은 식(2a) 및 식(2b)이고, Subramanyam(1996)의 방법을 준용하여 종속변수로 미래 기업성과인 차기($t+1$ 년)와 차차기($t+2$ 년)의 NI와 OCF(영업현금흐름)를 중심으로 살펴본다.¹⁵⁾ 가설 H2a의 관심변수는 식(2a)에서 TD이고, 가설 H2b의 관심변수는 식(2b)에서 InnateTD와 DiscTD이다. 이를 분석할 때 선행연구의 방법을 준용하여 통제변수를 선정하였다(김지홍 등 2009 ; 이화득 2010 ; 조용언 등 2011 ; 강민정과 이호영 2014 ; 박종일과 정선희 2017). 통제변수로는 기업성과인 NI, 기업특성을 통제하기 위한 SIZE, LEV, GRW, MTB(자본의 시장가치/장부가치), MKT가 모형에 고려되었다. 또한 앞서와 같이 고정효과의 통제를 위한 산업 및 연도(ΣIND , ΣYD)의 더미변수를 추가하였다. 그리고 본 연구는 TD(또는 InnateTD와 DiscTD)와 미래 기업성과($NI_{t+1,t+2}$, $OCF_{t+1,t+2}$) 간의 관계를 살펴볼 때 또 다른 이익조정 방법을 통제한 후에도 TD가 증분적인(incremental) 정보력을 가지고 있는지를 알아보기 위하여 DA와 RM을 모형에 추가로 통제하였다.

만일 경영자의 기회주의 가설과 일치하게 기업이 법인세비용을 낮추는 이익조정을 행하면 당기의 세무발생액이 이용된다. 따라서 TD 값이 커질수록 세무발생액은 기간간 차이(일시적차이)가 발생하여 미래에는 반전효과로 역전될 수 있으므로, 식(2a)에서 가설 H1a의 관심변수 TD는 유의하게 음(-)의 값이 나타날 것으로 기대된다($\beta_1 < 0$). 또한 TD를 본질적 TD와 재량적 TD로 분해한 경우도 앞서의 예상과 같다. 따라서 식(2b)의 InnateTD와 DiscTD 역시 유의한 음(-)의 값이 기대된다($\beta_1 < 0$, $\beta_2 < 0$).

$$DISE_t/A_{t-1} = \omega_0 + \omega_1(1/A_{t-1}) + \omega_2(S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5c)$$

여기서, CFO_t = t년도 영업현금흐름

$PROD_t$ = t년도 생산원가(=Δ재고자산+매출원가)

$DISE_t$ = t년도 재량적 지출(판매관리비로 추정)

A_{t-1} = t년도 기초총자산

S_t = t년도 매출액

ΔS_t = t년도 매출액의 변화

ε_t = 잔차

- 15) 본 연구는 가설 H2a와 H2b에 대해 미래 기업성과로 차기($t+1$ 년)와 차차기($t+2$ 년)의 $NI_{t+1,t+2}$ 와 $OCF_{t+1,t+2}$ 를 중심으로 살펴보고, 민감도 분석에서는 차기와 차차기의 영업이익($OI_{t+1,t+2}$)에 대해서도 살펴본다.

가설 H3a와 H3b를 검증하기 위한 모형은 식(3a) 및 식(3b)이고, 이들 모형에서 종속변수는 Tobin's Q로 측정된 기업가치(이하 'TQ')이다. 본 연구는 TQ를 선행연구의 방법에 따라 보통주와 우선주의 시장가치와 총부채의 장부가치를 합산한 후 총자산으로 나눈 값으로 계산하였다(강정연과 고종권 2014 ; 김진수와 고종권 2016 등). 또한 본 연구는 TQ에 대해 당기(t년)와 차기(t+1년)의 측정치를 같이 이용하였다.¹⁶⁾ 가설 H3a의 관심변수는 식(3a)에서 TD이고, 가설 H3b의 관심변수는 식(3b)에서 InnateTD와 DiscTD이다. 본 연구는 TD와 TQ 간의 관계를 분석할 때 모형에 고려된 통제변수를 선행연구들의 방법을 준용하여 선정하였다(강정연과 고종권 2014 ; 김진수와 고종권 2016 ; 이광숙 등 2017 ; 박종일과 신상이 2020 등). 즉 분석에 고려된 통제변수로는 NI, SIZE, LEV, GRW, PPE(유형자산), R&D(연구개발비), AGE(기업수명주기), BIG4(감사인 규모), FORG(외국인지분율) 그리고 MKT이다(강정연과 고종권 2014 ; 김진수와 고종권 2016 ; 이광숙 등 2017). 또한 앞서와 유사한 이유로 또 다른 이익조정 방법인 DA와 RM을 모형에 추가로 고려하였고, 고정효과의 통제를 위한 산업 및 연도(ΣIND , ΣYD)의 더미변수를 고려한다. 이들 통제변수의 구체적인 정의와 측정은 식(3b)의 하단에 제시하였다.

만일 경영자가 기회주의적 가설에 부합되게 TD 값이 클수록 시장의 투자자들이 해당 기업의 왜곡된 이익정보에 대해 정보위험의 증가로 평가한다면 기업가치에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상되므로, 이런 경우는 식(3a)에서 가설 H3a의 관심변수 TD는 유의하게 음(-)의 값을 가질 것으로 기대된다($\beta_1 < 0$). 또한 TD를 본질적 TD와 재량적 TD로 분해한 경우도 앞서의 예상과 같으므로, 식(3b)의 InnateTD와 DiscTD 역시 유의한 음(-)의 값이 기대된다($\beta_1 < 0$, $\beta_2 < 0$). 그렇지 않고 만일 Sloan(1996)의 증거처럼 기능적 고찰가설에 부합되게 시장의 투자자들이 세무발생액 정보에 과잉반응을 보인다면 TD 값이 커질수록 높아진 보고이익의 크기에 시장은 과잉반응을 보여 기업가치와 유의하게 양(+)의 값이 나타날 수도 있다. 이런 경우는 식(3a)에서 가설 H3a의 관심변수 TD는 유의하게 양(+)의 값을 가질 것으로 예상되고($\beta_1 > 0$), 또한 식(3b)의 InnateTD와 DiscTD 역시 유의한 양(+)의 값이 나타날 것으로 예상된다($\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$).

2. TD의 추정모형

앞서 전술한 것처럼 본 연구의 관심변수 TD는 법인세비용을 이용한 이익조정의 대응치로 세무발생액과 관련이 있다. 따라서 재무회계 측면에서 총발생액을 재량적인 부분과 비재량적인 부분으로 구분하듯이, 세무발생액에 해당되는 TD 역시 이연법인세회계에서 발생주의를 따르고 있으므로, 경영자의 의도가 반영된 재량적 선택에 의해 좌우되는 재량적 요인과 사업의 본질적 특

16) 본 연구에서 관심변수가 TD일 때 종속변수로 당기(t년)의 TQ 외에도 차기(t+1년)의 TQ_{t+1}를 같이 살펴보는 이유는 TD와 TQ 간에 동시적 모형은 내생성 문제가 있을 수도 있어 이를 최소화하기 위한 측면도 있다. 즉 시차모형을 사용하면 변수간의 내생성 문제를 회피할 수 있다(Ge and Kim 2014).

성과 관련된 비재량적인(본질적) 요인으로 구분된다(Francis et al. 2005 ; 박종일 2022). 따라서 본 연구는 선행연구인 박종일(2022)의 방법에 따라 TD를 본질적 TD와 재량적 TD로 분해하여 분석한다. 즉 TD는 총세무발생액(total tax accruals)에 해당하고, 기업이 처한 산업여건, 비즈니스 모형, 영업특성 그리고 재무안정성과 관련된 요인은 본질적 특성과 관련이 있으므로 본질적 TD에 해당하는 반면, 이를 제외한 나머지가 경영자의 재량적 선택에 의해 결정되는 재량적 TD이다(박종일 2022).¹⁷⁾ 박종일(2022)에서 제안한 TD의 추정모형은 다음의 식(6)과 같다.

$$TD_t = \omega_0 + \omega_1(\Delta EBT_t/A_{t-1}) + \omega_2(EBT_t/A_{t-1}) + \omega_3(PPE_t/A_{t-1}) + \omega_4R\&D_t + \omega_5SIZE_t + \omega_6LEV_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

여기서, TD_t = t년도 Cash ETR-GAAP ETR=총세무발생액

A_{t-1} = t-1년도 총자산

ΔEBT_t = t년도 세전이익의 변화

EBT_t = t년도 세전이익

PPE_t = t년도 감가상각대상인 유형자산

$R\&D_t$ = t년도 연구개발비/매출액

$SIZE_t$ = t년도 총자산에 자연로그 값

LEV_t = t년도 총부채/총자산

ε_t = 잔차

식(6)의 종속변수는 총세무발생액에 해당되는 TD(=Cash ETR-GAAP ETR)이고, 6개의 설명변수로 구성된다. 박종일(2022)은 TD의 설명변수로 ΔEBT (세전이익의 변화), EBT (세전이익 수준), PPE (감가상각대상인 유형자산), $R\&D$ (연구개발비), $SIZE$ (기업규모) 및 LEV (부채비율)를 이용하였다. 선행연구에서 설명변수 중 세전이익의 변화(ΔEBT)가 세무발생액에 영향을 미칠 수 있어 이를 통제하기 위한 변수이다(최종서와 문승엽 2005). 또한 당기 세전이익(EBT) 역시 세무발생액에 미치는 영향을 통제하기 위해 모형에 고려된 것이다(박종일 2022). 따라서 ΔEBT 및 EBT 이 낮은 기업일수록 세무발생액을 조정하여 법인세비용을 낮추는 이익조정행위는 증가될 것으로 기대된다. 또한 종속변수 TD는 Cash ETR과 GAAP ETR의 차이로 측정되기 때문에 유효세율의 특성을 가지고 있다. 따라서 유효세율에 영향을 미칠 수 있는 PPE 와 $R\&D$ 를 모형에 통제하였다(박성원 등 2016). 그리고 $SIZE$ 및 LEV 는 일반적인 기업특성의 차이를 통제하기 위

17) 발생액은 현금흐름의 한계를 보완하기 위해 현행 회계에서 사용되고 있으나, 발생액은 영업현금흐름(현금주의회계)과 달리, 발생주의 회계원칙의 적용에 따른 기업의 회계선택, 회계추정, 원가배분 그리고 비경상적인 감액손실, 구조조정비용 등이 포함되어 있어 경영자의 재량에 의존하는 부분이 상당히 있다(최관과 백원선 2007 ; 이세용 2009 등). 이와 유사하게 세무발생액(tax accrual) 역시 법인세비용(발생주의회계)과 실제 납부하는 현금납부세액(현금주의회계) 간의 차이는 이연법인세자산의 변동(이연법인세자산에서의 경영자의 미래 실현가능성 판단), 이연법인세부채의 변동, 미지급법인세변동, 중단영업이익처럼 세후 금액으로 보고된 항목들로 구성되므로(Choudhary et al. 2016 ; 이혜미 2020), 경영자의 재량에 의존하는 부분이 포함된다.

한 변수들이다(박종일 2022).¹⁸⁾

식(6)에서 TD 모형을 이용한 추정절차는 산업-연도별 횡단면 자료에 대해서 OLS 회귀분석을 이용하여 예측치와 잔차 값을 추정한다. 여기서 추정된 예측치 값이 비재량적인 부분에 해당되는 본질적 TD에 해당하고, 나머지 잔차(ε) 값이 재량적인 부분에 해당되는 재량적 TD이다. 본 연구에서는 전자를 InnateTD로 칭하고, 후자를 DiscTD로 칭한다. 따라서 본 연구는 식(6)을 통해 추정된 InnateTD와 DiscTD 변수를 식(1b), 식(2b) 및 식(3b)의 모형에서 TD 대신 고려하여 이익지속성, 미래 기업성과 그리고 기업가치와의 관계를 살펴본다.

3. 표본의 선정

본 연구는 2000년부터 2020년까지 한국거래소에 상장된 유가증권 및 코스닥기업 중에서 다음의 조건을 만족하는 표본을 대상으로 분석한다. ① 금융업에 속하지 않는 기업, ② 12월 결산법인, ③ NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스에서 기본 재무자료, 감사인명단, 외국인지분율, 주가 등의 자료에 대해 입수 가능한 기업, ④ 세전이익 또는 Cash ETR과 GAAP ETR 모두 양(+)인 기업, ⑤ 자본잠식 및 비적정 감사의견이 아닌 기업이다.

본 연구는 분석기간을 외환위기 이후인 2000년부터 2020년까지로 선정하였다. 표본의 경우 표본의 동질성을 위하여 금융업에 속하지 않는 12월 결산법인을 대상으로 하였고, 또한 자본잠식기업이나 적정 이외의 감사의견을 받은 기업은 보고된 회계정보의 신뢰성이 낮을 수 있어 표본에서 제외하였다. 분석에 필요한 기본 재무자료, 주가, 외국인지분율 등의 자료는 KISVALUE 데이터베이스에서 자료를 추출하였다. TD를 계산하기 위해서는 조건 ④인 세전이익 또는 Cash ETR과 GAAP ETR 값이 모두 양(+)인 조건이 필요하다(이혜미 2020 ; 박종일과 이윤정 2021). 그러한 데에는 ETR 계산에서 세전이익이 음(-) 또는 ETR 값이 음(-)이면 분석결과에서 의미 해석이 어렵기 때문이다(Guenther et al. 2017 ; 신상익과 박종일 2020).

이상의 표본조건을 모두 만족한 최종표본은 관심변수를 기준으로 분석기간 2000년부터 2019년까지 16,170개 기업/연 자료였다. 특히, 본 연구는 식(1a)부터 식(3b)까지 시차모형을 이용하고 있으므로, 모형에서 분석기간에 따라 표본이 다소 차이가 있을 수 있다. 예를 들어, 식(1a, 1b) 및 식(2a, 2b)의 경우 종속변수가 NI_{t+1} 이면 관심변수(종속변수)는 2000년부터 2019년(2001년부터 2020년까지)의 자료가 이용되고, 종속변수가 NI_{t+2} 이면 2000년부터 2018년(2002년부터 2020년까지)의 자료가 이용된다. 또한 식(3a, 3b)의 경우 종속변수가 TQ_t 이면 관심변수(종속변수)는 2000년부터 2019년(2000년부터 2019년까지)의 자료가 이용되고, 종속변수가 TQ_{t+1} 이면 2000년부터 2019년(2001년부터 2020년까지)의 자료가 이용된다. 따라서 종속변수가 당기(t년) 및 차기

18) TD 추정모형에서 6개 설명변수의 고려 이유에 대한 보다 구체적인 설명은 지면상 박종일(2022)의 논문을 참조하기 바란다(p.123).

(t+1년)의 경우 모두 표본은 16,170개 기업/연 자료가 이용되나, 차차기(t+2)의 경우에는 앞서 보다 축소된 표본인 15,154개 기업/연 자료가 이용되었다. 한편, 본 연구는 가설을 검증할 때 각 모형식에 고려된 변수 중에서 자연로그 값과 더미변수를 제외한 나머지인 연속변수는 상하 1% 내에서 조정(winsorization) 후 분석에 이용하였다.

최종표본(16,170개 기업/연 자료)를 기준으로 한 산업별 분포는 <표 1>과 같다. 회귀분석 시에는 산업을 중분류로 분석하였으나, 표의 경우 지면상 대분류로 제시하였다. <표 1>에서 전체 표본의 경우 제조업의 빈도수가 65.7%로 가장 많고, 다음이 서비스업으로 20.1%를, 나머지 산업들은 10% 이내로 나타났다(도소매업 6.6% ; 건설업 3.6% ; 기타 3.9%). 이러한 분포 특성은 전체표본을 KOSPI와 KOSDAQ 표본으로 나눈 경우에도 유사한 특성을 보이고 있다.

<표 1> 표본의 산업별 분포

Industry	전체표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도	%	빈도	%	빈도	%
제조업	10,625	65.7%	4,854	64.3%	5,771	66.9%
도소매업	1,067	6.6%	525	7.0%	542	6.3%
서비스업	3,258	20.1%	1,386	18.4%	1,872	21.7%
건설업	582	3.6%	317	4.2%	265	3.1%
기타	638	3.9%	468	6.2%	170	2.0%
합계	16,170	100.0%	7,550	100.0%	8,620	100.0%

주) 위의 표본은 관심변수를 기준으로 분석기간 2000년부터 2019년까지 자료를 통합하여 제시함.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계

식(1a)부터 식(3b)까지의 모형에서 사용된 변수의 각 기술통계는 <표 2>에 보고하였다. <표 2>에서 먼저 관심변수인 $TD(=Cash\ ETR - GAAP\ ETR)$ 의 평균(중위수)은 0.090(0.008)으로 양(+)의 값이 나타나 표본에서의 상장기업들은 평균적으로 Cash ETR에 비해 GAAP ETR이 더 낮았다. 즉 상장기업들에서 Cash ETR과 비교해 GAAP ETR이 낮다는 결과는 보고이익을 높이기 위해서 법인세비용을 낮추는 경향이 있음을 나타낸다(박종일과 이윤정 2021).¹⁹⁾ 또한 TD를

19) <표 2>에 보고하지는 않았으나, TD의 계산에 이용된 Cash ETR과 GAAP ETR의 각 평균은 0.302와

원천에 따라 구분된 InnateTD(본질적 TD)과 DiscTD(재량적 TD)²⁰⁾의 각 평균(중위수)은 0.093 (0.068)과 -0.003(-0.037)이다.²¹⁾ 즉 InnateTD와 DiscTD에 대한 평균의 합은 TD와 일치한다 (박종일 2022). 이러한 데에는 TD가 그 원천에 따라 분해되었기 때문이다.

〈표 2〉 변수의 기술통계

Variables	N	평균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
Panel A : 관심변수						
TD_t	16,170	0.090	0.008	0.387	-0.409	2.699
$InnateTD_t$	16,170	0.093	0.068	0.179	-0.759	2.700
$DiscTD_t$	16,170	-0.003	-0.037	0.339	-1.113	2.630
Panel B : 종속변수가 이익지속성과 관련된 변수의 경우						
NI_t	16,170	0.072	0.053	0.067	-0.003	0.367
NI_{t+1}	16,170	0.050	0.044	0.073	-0.214	0.283
NI_{t+2}	15,154	0.042	0.040	0.079	-0.269	0.275
Panel C : 종속변수가 미래 기업성과의 경우						
OCF_{t+1}	16,170	0.070	0.063	0.089	-0.176	0.353
OCF_{t+2}	15,154	0.066	0.060	0.087	-0.181	0.334
OI_{t+1}	16,170	0.066	0.053	0.072	-0.108	0.324
OI_{t+2}	15,154	0.059	0.048	0.072	-0.139	0.305
Panel D : 종속변수가 기업가치의 경우						
TQ_t	16,170	1.234	0.996	0.769	0.425	4.974
TQ_{t+1}	16,170	1.233	0.990	0.775	0.422	5.037

0.251이다. Cash ETR보다 GAAP ETR이 낮은 결과는 선행연구와 일치한다(박종일과 이윤정 2021 ; 박종일 2022).

- 20) 본 연구는 식(6)을 이용하여 DiscTD를 추정할 때 산업-연도별로 자료가 이용가능한 기업들을 대상으로 수행한 이후에 식(1a)부터 식(3b)까지의 검증표본을 중심으로 분석되었다. 따라서 추정표본과 검증표본 간에 차이가 있으므로, 원래 식(6)의 잔차(e) 값인 DiscTD의 평균은 OLS 회귀분석시에 영(0)에 가까운 수치였으나, 추정표본과 검증표본의 차이로 인해 평균이 영(0)과 차이를 보일 수 있다.
- 21) 식(6)의 TD 추정모형을 회귀분석한 결과는 PPE를 제외하면 대체로 유의한 회귀계수 값이 나타났다. 구체적으로, ΔEBT , EBT 및 $SIZE$ 는 유의한 음(-)의 값을, $R\&D$ 와 LEV 는 유의한 양(+)의 값이었다. 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 0.056으로, 선행연구인 박종일(2022)에서 보고된 0.042보다 조금 높게 나타났다.

〈표 2〉 변수의 기술통계 (계속)

Variables	N	평균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
Panel E : 통제변수						
DA_t	16,170	0.000	-0.001	0.082	-0.626	0.656
RM_t	16,170	-0.029	0.004	0.356	-3.922	2.427
$SIZE_t$	16,170	25.916	25.667	1.426	20.991	33.020
LEV_t	16,170	0.364	0.360	0.183	0.037	0.772
GRW_t	16,170	0.128	0.069	0.321	-0.521	1.903
MTB_t	16,170	1.361	0.989	1.183	0.198	6.969
PPE_t	16,170	0.181	0.152	0.139	0.001	0.646
$R\&D_t$	16,170	0.016	0.003	0.029	0.000	0.167
AGE_t	16,170	3.174	3.296	0.683	0.693	4.812
$BIG4_t$	16,170	0.557	1.000	0.497	0.000	1.000
$FORG_t$	16,170	0.080	0.024	0.122	0.000	0.562
MKT_t	16,170	0.533	1.000	0.499	0.000	1.000

주1) 변수 정의 : TD_t =t년도 Cash ETR-GAAP ETR=총세무발생액 ; $InnateTD_t$ =t년도 본질적 TD ; $DiscTD_t$ =t년도 재량적 TD ; NI_t =t년도 당기순이익/기초총자산 ; NI_{t+1} =t+1년도 당기순이익/기초총자산 ; NI_{t+2} =t+2년도 당기순이익/기초총자산 ; OCF_{t+1} =t+1년도 영업현금흐름/기초총자산 ; OCF_{t+2} =t+2년도 영업현금흐름/기초총자산 ; OI_{t+1} =t+1년도 영업이익/기초총자산 ; OI_{t+2} =t+2년도 영업이익/기초총자산 ; TQ_t =t년도 Tobin's Q로 측정된 기업가치(=[보통주와 우선주의 시장가치+총부채]/총자산) ; TQ_{t+1} =t+1년도 Tobin's Q로 측정된 기업가치 ; DA_t =t년도 Kothari et al.(2005) 모형에 따른 ROA성과통제 재량적 발생액 ; RM_t =t년도 Roychowdhury(2006) 모형에 따른 실제 이익조정(세가지 RM의 단순 합산한 값, 즉 $RM=abCFO*[-1]+abPROD+abDISE*[-1]$) ; $SIZE_t$ =t년도 총자산에 자연로그 값 ; LEV_t = t년도 총부채/총자산 ; GRW_t =t년도 매출액 성장성(=매출액_t-매출액_{t-1}/매출액_{t-1}) ; MTB_t = t년도 자본의 시장가치/장부가치 ; PPE_t =t년도 유형자산/총자산 ; $R\&D_t$ =t년도 연구개발비/매출액 ; AGE_t =t년도 기업수명주기(기업연수에 자연로그 값, 설립연도 기준) ; $BIG4_t$ =t년도 Big 4 감사인(삼일, 삼정, 안진, 한영회계법인)이 감사한 기업이면 1, 아니면 0 ; $FORG_t$ =t년도 외국인 지분율 ; MKT_t =t년도 코스닥상장기업이면 1, 유가증권시장에 상장된 기업이면 0임.

주2) 관심변수를 기준으로 분석기간 2000년부터 2019년(또는 2020년)까지 자료임.

식(1a, 1b) 또는 식(2a, 2b)의 종속변수인 t+1년 및 t+2년의 NI_{t+1} (당기순이익)과 NI_{t+2} 의 각 평균(중위수)은 0.050(0.044)과 0.042(0.040)이고, t년의 NI_t 의 평균(중위수)은 0.072(0.053)로 모두 양(+)의 수치 값이다. 또한 식(2a, 2b)의 종속변수인 미래 기업성과를 나타내는 t+1년 및 t+2년의 OCF_{t+1} (영업현금흐름)과 OCF_{t+2} 의 각 평균(중위수)은 0.070(0.063)과 0.066(0.060)이고, OI_{t+1} (영업이익)과 OI_{t+2} 의 각 평균(중위수)은 0.066(0.053)과 0.059(0.048)로 모두 양(+)의 수치이다. 식(3a, 3b)의 종속변수인 기업가치를 나타내는 t년 및 t+1년의 TQ_t (Tobin's Q)와 TQ_{t+1} 의

각 평균(중위수)은 각각 1.234(0.996)와 1.233(0.990)으로 나타나 평균의 경우 총자산의 장부가치에 비해 시장가치가 더 높았다.

기타 통제변수의 경우 평균과 중위수를 중심으로 살펴보면, DA(ROA성과통제 재량적 발생액)의 평균(중위수)은 0.000(-0.001)으로 평균 값이 거의 영(0)의 수치이며, RM(실제 이익조정)의 평균(중위수)은 -0.029(0.004)로 나타났다. 이 수치는 Roychowdhury(2006)의 세 가지 RM을 단순 합산한 값이다(Ge and Kim 2014). SIZE(기업규모)의 평균(중위수)은 25.916(25.667)이고, 자연로그를 취하기 전의 값은 993,742(140,300)백만원이었다. LEV(부채비율)의 평균(중위수)은 0.364(0.360)로 표본의 경우 타인자본보다 자기자본의 비중이 더 높고, GRW(매출액 성장성)의 평균(중위수)은 0.128(0.069)이며, MTB(자본의 장부가치 대비 시장가치)의 경우는 1.361(0.989)이다. 또한 PPE(유형자산)의 평균(중위수)은 0.181(0.152)이고, R&D(연구개발비)의 평균(중위수)은 0.016(0.003)이며, AGE(기업설립연도 기준)의 평균(중위수)은 3.174(3.296)로 자연로그 전의 값은 28(26)년이었다. BIG4(감사인 규모)의 평균은 0.557로 나타나 표본에서 non-Big 4에 비해 Big 4 회계법인에게 감사받은 기업이 더 많았다. FORG(외국인지분율)의 평균(중위수)은 0.080(0.024)이고, MKT(시장유형)의 평균은 0.533으로 나타나 표본에서 유가증권기업에 비해 코스닥시장의 기업들이 좀 더 많았다.

2. 상관관계

<표 3-1>은 식(1a, 1b)과 식(2b, 2b)의 모형에 이용된 변수의 피어슨 상관관계이고, <표 3-2>는 식(3a, 3b)의 모형에 이용된 변수의 상관관계이다. 지면상 식(1a, 1b)과 식(2b, 2b)의 각 모형의 경우는 <표 3-1>에 통합하여 보고하였다. 먼저 <표 3-1>을 보면, TD와 이를 분해한 InnateTD와 DiscTD는 당기의 NI_t 와 1% 수준에서 유의하게 음(-)의 상관성이 나타났다. 이는 당기순이익이 낮은(높은) 기업일수록 TD 또는 본질적 TD와 재량적 TD가 크다(작다)는 것을 나타낸다. 또한 TD 및 InnateTD와 DiscTD는 차기 NI_{t+1} 과 차차기 NI_{t+2} 에 대해 1%에서 유의한 음(-)의 상관성을 보이고 있다. 이는 TD 또는 이를 분해한 InnateTD와 DiscTD의 값이 클수록 미래 당기순이익과 음(-)의 관계가 있음을 나타낸다. 이러한 사항은 관심변수의 경우 차기 OCF_{t+1} 과 차차기 OCF_{t+2} 에 대해서도 유의한 음(-)의 값이 나타나 앞서 NI_{t+1} 과 NI_{t+2} 의 경우와 유사하다. 다만, DiscTD는 차차기 OCF_{t+2} 와는 유의하지 않았다. 하지만 본 연구의 가설 H1a와 H1b는 상호작용변수를 이용하여 이익지속성의 관계를 통해 가설의 지지여부를 판단할 수 있다는 점에서 앞서의 사항만으로는 가설의 지지여부를 확인할 수 없다. 또한 가설 H2a와 H2b의 관심변수 TD(또는 InnateTD와 DiscTD)와 $NI_{t+1,t+2}(OCF_{t+1,t+2})$ 는 가설을 지지하는 것으로 나타나고 있으나, 통제변수가 고려되지 않은 결과라는 점에서 다변량 회귀분석을 이용한 분석을 통해 다시 확인할 필요가 있다.

한편, <표 3-1>에서 DA와 RM도 TD와 유사한 속성이 나타나고 있음을 볼 수 있다. 즉 DA와 RM은 당기 NI와 모두 유의한 음(-)의 상관성이 나타나 당기순이익이 낮은(높은) 기업일수록 경영자의 기회주의적인 이익조정 수단인 재량적 발생액 또는 실제 이익조정 수준이 증가(감소)하는 것으로 나타났다. 또한 DA와 RM은 차기와 차차기의 $NI_{t+1,t+2}$ 또는 $OCF_{t+1,t+2}$ 에 대해 각각 유의한 음(-)의 상관성이 나타나 당기에 경영자가 재량적 발생액 또는 실제 이익조정 수준을 증가시킬수록 미래 기업성과와 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과로 볼 때 법인세비용을 이용한 이익조정 측정치 TD는 그 정보적 속성이 경영자의 이익조정 수단인 DA 및 RM과 매우 유사한 특성을 가지고 있음을 확인할 수 있다. TD는 SIZE와 MKT와는 유의한 상관성이 나타나지 않은 반면, LEV와 양(+)의 상관성을, GRW 및 MTB와는 음(-)의 상관성이 나타났다. 따라서 부채비율이 높은 기업일수록, 매출액 성장성이 낮거나 자본의 시장가치가 낮은 기업일수록 법인세비용을 낮추는 조정으로 보고이익을 높이는 경향이 있음을 나타낸다.

다음으로, 가설 H3a와 H3b를 분석하기 위한 식(3a, 3b)의 모형에 대한 <표 3-2>를 보면, 관심변수 TD는 종속변수 당기 TQ_t 와 차기 TQ_{t+1} 와 각각 음(-)의 상관성이나, 당기 TQ_t 만 통계적으로 유의하다. 또한 $InnateTD$ 는 당기 TQ_t 와 차기 TQ_{t+1} 모두와 유의한 음(-)의 상관성을, $DiscTD$ 는 당기 TQ_t 와 차기 TQ_{t+1} 모두와 양(+)의 상관성이 나타나 TD의 원천에 따라 기업가치에 대한 상관성에 차이를 보인다. 하지만 이 결과는 기업가치에 영향을 미치는 통제변수가 고려되지 않은 경우라는 점에서 식(3a, 3b)의 모형식을 이용한 다변량 회귀분석을 통해서 다시 살펴볼 필요가 있다.

기타 통제변수의 경우 종속변수 TQ 에 대해 전반적으로 유의한 상관성이 나타났다. 즉 DA, GRW, R&D, BIG4, FORG, MKT는 TQ_{t+1} 와 양(+)의 상관성을, RM, NI, SIZE, LEV, PPE, AGE는 TQ_{t+1} 와 음(-)의 상관성을 보인다. 따라서 재량적 발생액 수준이 높을수록, 매출액 성장률이 높을수록, 연구개발비의 비중이 클수록, 외국인지분율이 높을수록, Big 4 감사인 또는 코스닥기업이면 당기 및 차기의 기업가치가 높고, 실제 이익조정 수준이 높거나 당기순이익이 높을수록, 기업규모가 클수록, 부채비율이 높을수록, 유형자산의 비중이 클수록, 기업설립년수가 길수록 당기와 차기의 기업가치는 낮았다.

〈표 3-1〉 변수의 상관관계 : 식(1a, 1b, 2a, 2b)

Variable	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]
[1] NI_{t+2}	1														
[2] NI_{t+1}	0.551***	1													
[3] OCF_{t+2}	0.495***	0.348***	1												
[4] OCF_{t+1}	0.378***	0.504***	0.343***	1											
[5] NI_t	0.287***	0.469***	0.238***	0.296***	1										
[6] TD_t	-0.107***	-0.148***	-0.054***	-0.087***	-0.174***	1									
[7] $InmateTD_t$	-0.154***	-0.212***	-0.100***	-0.117***	-0.338***	0.482***	1								
[8] $DiscTD_t$	-0.040***	-0.057***	-0.009***	-0.038***	-0.020***	0.887***	0.022***	1							
[9] DA_t	-0.155***	-0.187***	-0.184***	-0.155***	-0.109***	0.039***	0.050***	0.018***	1						
[10] RM_t	-0.154***	-0.207***	-0.195***	-0.203***	-0.277***	0.051***	0.099***	0.006***	0.408***	1					
[11] $SIZE_t$	0.028***	-0.011***	0.022***	0.005***	-0.124***	-0.005***	-0.036***	0.013**	-0.013*	-0.003	1				
[12] LEV_t	-0.175***	-0.196***	-0.106***	-0.114***	-0.250***	0.062***	0.129***	0.003***	0.101***	0.136***	0.211***	1			
[13] GRW_t	0.040***	0.128***	0.059***	0.084***	0.313***	-0.030***	-0.078***	0.007***	0.081***	-0.046***	-0.072***	0.087***	1		
[14] MTB_t	0.115***	0.214***	0.148***	0.180***	0.337***	-0.021***	-0.066***	0.011***	-0.086***	-0.197***	-0.005***	-0.020***	0.170***	1	
[15] MKT_t	-0.023***	0.028***	0.030***	0.048***	0.157***	0.006***	0.027***	-0.007***	-0.007***	-0.014**	-0.029***	-0.502***	0.095***	0.149***	1

주1) 변수 정의는 <표 2>에 보고된 바와 같음.

주2) 분석기간은 2000년부터 2019년까지의 자료임(N=16,170개 기업/연).

주3) ***, **, *의 경우 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 각각 유의함(양측검정).

〈표 3-2〉 변수의 상관관계 : 식(3a, 3b)

Variable	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]
[1] TQ_{t+1}	1																
[2] TQ_t	0.790 ^{***}	1															
[3] TD_t	-0.012	-0.027 ^{***}	1														
[4] $InmateTD_t$	-0.055 ^{***}	-0.086 ^{***}	0.482 ^{***}	1													
[5] $DiscTD_t$	0.015 [*]	0.015 [*]	0.887 ^{***}	0.022 ^{***}	1												
[6] DA_t	0.308 ^{***}	0.372 ^{***}	-0.174 ^{***}	-0.338 ^{***}	-0.020 ^{***}	1											
[7] RM_t	-0.113 ^{***}	-0.100 ^{***}	0.039 ^{***}	0.050 ^{***}	0.018 ^{***}	-0.109 ^{***}	1										
[8] NI_t	-0.219 ^{***}	-0.223 ^{***}	0.051 ^{***}	0.099 ^{***}	0.006 ^{***}	-0.277 ^{***}	0.408 ^{***}	1									
[9] $SIZE_t$	-0.029 ^{***}	-0.023 ^{***}	-0.005 ^{***}	-0.036 ^{***}	0.013 [*]	-0.124 ^{***}	-0.013 [*]	-0.003 ^{***}	1								
[10] LEV_t	-0.089 ^{***}	-0.104 ^{***}	0.062 ^{***}	0.129 ^{***}	0.003 ^{***}	-0.250 ^{***}	0.101 ^{***}	0.136 ^{***}	0.211 ^{***}	1							
[11] GRW_t	0.131 ^{***}	0.159 ^{***}	-0.030 ^{***}	-0.078 ^{***}	0.007 ^{***}	0.313 ^{***}	0.081 ^{***}	-0.046 ^{***}	-0.072 ^{***}	0.087 ^{***}	1						
[12] PPE_t	-0.032 ^{***}	-0.025 ^{***}	-0.027 ^{***}	-0.042 ^{***}	-0.008 ^{***}	0.012 ^{***}	-0.024 ^{***}	-0.004 ^{***}	0.109 ^{***}	0.265 ^{***}	0.062 ^{***}	1					
[13] $R\&D_t$	0.265 ^{***}	0.256 ^{***}	0.038 ^{***}	0.094 ^{***}	-0.006 ^{***}	0.110 ^{***}	-0.030 ^{***}	-0.124 ^{***}	-0.099 ^{***}	-0.200 ^{***}	0.012 ^{***}	-0.064 ^{***}	1				
[14] AGE_t	-0.197 ^{***}	-0.228 ^{***}	0.018 ^{***}	0.019 ^{***}	0.010 ^{***}	-0.272 ^{***}	0.024 ^{***}	0.100 ^{***}	0.278 ^{***}	0.074 ^{***}	-0.200 ^{***}	-0.020 ^{***}	-0.187 ^{***}	1			
[15] $BIG4_t$	0.038 ^{***}	0.051 ^{***}	0.005 ^{***}	-0.012 ^{***}	0.011 ^{***}	0.009 ^{***}	-0.022 ^{***}	-0.055 ^{***}	0.343 ^{***}	0.050 ^{***}	-0.022 ^{***}	0.039 ^{***}	0.007 ^{***}	0.005 ^{***}	1		
[16] $FORG_t$	0.174 ^{***}	0.209 ^{***}	-0.048 ^{***}	-0.098 ^{***}	-0.003 ^{***}	0.142 ^{***}	-0.092 ^{***}	-0.153 ^{***}	0.497 ^{***}	-0.064 ^{***}	-0.019 ^{***}	0.031 ^{***}	0.018 ^{***}	0.051 ^{***}	0.236 ^{***}	1	
[17] MKT_t	0.149 ^{***}	0.160 ^{***}	0.006 ^{***}	0.027 ^{***}	-0.007 ^{***}	0.157 ^{***}	-0.014 [*]	-0.029 ^{***}	-0.550 ^{***}	-0.152 ^{***}	0.095 ^{***}	-0.063 ^{***}	0.204 ^{***}	-0.353 ^{***}	-0.239 ^{***}	-0.253 ^{***}	1

주1) 변수 정의는 <표 2>에 보고된 바와 같음.

주2) 분석기간은 2000년부터 2019년까지의 자료임(N=16,170개 기업/연).

주3) ***, **, *의 경우 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 각각 유의함(양측검정).

3. 가설 1의 회귀분석 결과 : TD와 이익지속성

본 절의 경우 가설 H1a와 H1b를 검증을 위한 식(1a, 1b)의 모형식을 이용하여 다변량 회귀분석을 수행한 결과를 <표 4>에 나타내었다. 모형 1과 2는 종속변수 NI_{t+1} 에 대한 1차 자기상관관계로 이익지속성(earnings persistence)을 알아본 결과이고, 모형 3과 4는 종속변수 NI_{t+2} 에 대한 2차 자기상관관계로 이익지속성을 알아본 결과이다. 또한 표에서 모형 1과 3은 관심변수 TD와 이익의 상호작용변수($NI_t \cdot TD_t$)에 대한 분석결과이고(H1a), 모형 2과 4는 박종일(2022)의 방법에 따라 TD를 분해한 후 InnateTD와 이익 또는 DiscTD와 이익과의 각 상호작용변수($NI_t \cdot InnateTD_t$, $NI_t \cdot DiscTD_t$)에 대한 결과이다(H1b). 본 연구에서 이익지속성은 시차모형인 1차(또는 2차) 자기상관관계로 파악된다는 점에서 이익과의 상호작용변수가 관심변수이다($NI \cdot TD$, $NI \cdot InnateTD$ 와 $NI \cdot DiscTD$). <표 4>의 회귀분석은 산업과 연도의 고정효과를 통제한 결과이다.

<표 4>의 회귀분석 결과를 보면, 모형 1부터 4까지 F 값은 모두 통계적으로 유의하게 나타나서 모형설정에는 적합성이 있다. 또한 모형식의 설명력($Adj. R^2$)은 모형 1과 2는 각각 0.263과 0.268이고, 모형 3과 4는 0.132와 0.135로 나타나 종속변수가 1차 자기상관관계로 파악된 이익지속성이 2차 자기상관관계로 파악된 이익지속성과 비교해 설명력이 좀 더 높게 나타났다.²²⁾

<표 4> TD(또는 InnateTD와 DiscTD)와 이익지속성 간의 회귀분석 결과 : H1a, H1b

$NI_{t+1,t+2} = \beta_0 + \beta_1 NI_t + \beta_2 TD_t + \beta_3 NI_t \cdot TD_t + \beta_4 DA_t + \beta_5 RM_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 GRW_t + \beta_9 MKT_t + \sum IND + \sum YD + \varepsilon_t$				
(1a)				
$NI_{t+1,t+2} = \beta_0 + \beta_1 NI_t + \beta_2 InnateTD_t + \beta_3 DiscTD_t + \beta_4 NI_t \cdot InnateTD_t + \beta_5 NI_t \cdot DiscTD_t + \beta_6 DA_t + \beta_7 RM_t + \beta_8 SIZE_t + \beta_9 LEV_t + \beta_{10} GRW_t + \beta_{11} MKT_t + \sum IND + \sum YD + \varepsilon_t$				
(1b)				
Variable	종속변수= NI_{t+1}		종속변수= NI_{t+2}	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
<i>Intercept</i>	-0.040*** [-3.292]	-0.039*** [-3.176]	-0.060*** [-4.077]	-0.057*** [-3.823]
NI_t	0.453*** [51.415]	0.453*** [49.478]	0.280*** [26.364]	0.273*** [24.811]
TD_t	-0.011*** [-7.309]		-0.008*** [-4.692]	

22) <표 4>의 경우인 식(1a, 1b)의 모형에 고려된 설명변수 사이에 다중공선성 문제를 VIF(variance influence factor ; 분산팽창요인) 값을 이용해 확인하였다. VIF 값이 10을 초과하는 변수가 나타나면 다중공선성 문제가 있는 것으로 판단한다. <표 4>의 모형 1과 2에서 VIF 값이 가장 높게 나타난 변수는 각각 SIZE와 $NI \cdot InnateTD$ 로 그 값이 1.78과 1.82였다. 또한 모형 3과 4의 경우도 앞서와 설명변수가 같아 질적으로 유사한 값으로 나타났다. 따라서 VIF 값을 기준으로 할 때 분석결과에서 변수 간의 다중공선성 문제는 심각하지 않음을 알 수 있다.

<표 4> TD(또는 InnateTD와 DiscTD)와 이익지속성 간의 회귀분석 결과 : H1a, H1b (계속)

Variable	종속변수= NI_{t+1}		종속변수= NI_{t+2}	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
$InnateTD_t$		-0.037^{***} [-10.350]		-0.036^{***} [-8.150]
$DiscTD_t$		-0.003^* [-1.696]		-0.001 [-0.322]
$NI_t * TD_t$	-0.070^{**} [-2.440]		-0.116^{***} [-3.355]	
$NI_t * InnateTD_t$		0.260^{***} [5.811]		0.135^{**} [2.484]
$NI_t * DiscTD_t$		-0.169^{***} [-5.525]		-0.186^{***} [-5.094]
DA_t	-0.106^{***} [-15.885]	-0.105^{***} [-15.826]	-0.096^{***} [-12.092]	-0.096^{***} [-12.069]
RM_t	-0.006^{***} [-3.776]	-0.006^{***} [-4.064]	-0.006^{***} [-3.416]	-0.007^{***} [-3.588]
$SIZE_t$	0.003^{***} [7.083]	0.003^{***} [6.995]	0.005^{***} [8.450]	0.005^{***} [8.248]
LEV_t	-0.040^{***} [-13.123]	-0.038^{***} [-12.583]	-0.057^{***} [-15.465]	-0.056^{***} [-15.005]
GRW_t	0.004^{**} [2.347]	0.004^{***} [2.613]	-0.004^{**} [-2.145]	-0.004^{**} [-2.003]
MKT_t	-0.003^{**} [-2.164]	-0.003^{**} [-2.352]	-0.004^{***} [-2.908]	-0.004^{***} [-2.979]
ΣIND	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.263	0.268	0.132	0.135
F Value	181.33***	174.74***	75.62***	72.88***
N	16,170	16,170	15,154	15,154

주1) 변수 정의는 <표 2>에 보고된 바와 같음.

주2) 괄호[]는 변수의 회귀계수 t 값임.

주3) ***, **, *의 경우 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 각각 유의함(양측검정).

<표 4>에서 먼저 NI_t 는 차기($t+1$ 년) 및 차차기($t+2$ 년)의 종속변수 $NI_{t+1,t+2}$ 에 대해 유의한 양(+)의 값을, TD는 종속변수($NI_{t+1,t+2}$)에 대해 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 또한 TD를 분해한 InnateTD는 종속변수($NI_{t+1,t+2}$)에 대해 유의하게 음(-)의 관계를, DiscTD는 종속변수 NI_{t+1}

에 대해 유의하게 음(-)의 관계이다. 그러나, NI_{t+2} 에 대해서는 음(-)이지만, 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 TD 또는 $InnateTD$ 값이 클수록 차기와 차차기의 당기순이익은 낮아지는 관계로 나타났다. 또한 $DiscTD$ 값이 클수록 차기의 이익과도 음(-)의 관계이다.

한편, 가설 H1a의 관심변수 $NI*TD$ 는 종속변수 $NI_{t+1,t+2}$ 에 대해 모두 유의하게 음(-)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 TD 값이 클수록, 즉 Cash ETR보다 GAAP ETR이 낮은 기업일수록, 법인세비용을 낮추어 보고이익을 높이는 기업의 이익지속성이 더 낮음을 의미한다. 이상의 결과는 1차 자기상관계수뿐만 아니라 2차 자기상관계수로 분석해도 질적으로 유사한 결과가 나타났다. 따라서 TD 값이 클수록 이익지속성이 낮을 것으로 예상했던 가설 H1a는 지지된 증거로 나타났다. 이러한 결과는 TD 값이 클수록, 즉 법인세비용을 낮추는 이익조정이 경영자의 기회주의의 가설에 부합한다는 것을 시사한다.

다음으로, 가설 H1b의 관심변수인 $NI*InnateTD$ vs. $NI*DiscTD$ 간에는 상반된 증거로 나타났다. 구체적으로, $NI*InnateTD$ 는 기대와 달리 양(+)의 값을,²³⁾ $NI*DiscTD$ 는 기대와 일치하게 음(-)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 경영자의 재량적 선택(managerial choices)에 의한 재량적 TD는 이익지속성에 부정적인 영향을 주는 반면, 이와 달리 경영자의 재량권이 없는 기업의 고유한 특성에 기인한 본질적 TD는 이익지속성에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 시사한다. 그러한 점에서 앞서 $NI*TD$ 와 $NI_{t+1,t+2}$ 간에 유의한 음(-)의 관계는 주로 재량적 TD에 기인한 것임을 알 수 있다. 따라서 가설 H1b의 경우 재량적 TD만 기대와 일치된 증거로 나타났다. 이러한 결과는 재량적 TD가 경영자의 기회주의의 가설에 더 부합한다는 것을 시사한다.

기타 통제변수의 경우 DA와 RM은 종속변수인 차기와 차차기의 $NI_{t+1,t+2}$ 에 대해 음(-)의 값이 나타나 TD와 질적으로 유사하다. 즉 법인세비용을 낮추는 이익조정과 유사하게 재량적 발생액 혹은 실제 이익조정 수준이 높은 기업도 차기뿐 아니라 차차기의 이익이 더 낮았다. 또한 SIZE와 GRW는 종속변수($NI_{t+1,t+2}$)에 대해 양(+)의 관계를, LEV와 MKT는 음(-)의 관계로 나타났다.

4. 가설 2의 회귀분석 결과 : TD와 미래 기업성과

본 절의 경우 가설 H2a와 H2b를 검증을 위한 식(2a, 2b)의 모형식을 이용하여 다변량 회귀분석을 수행한 결과를 <표 5>에 보고하였다.

23) 한편, 본질적 TD가 이익지속성과 양(+)의 관계가 있다고 해서 경영자의 신호가설에 부합되는 것은 아닐 수 있다. 왜냐하면 경영자의 신호가설에 부합되기 위해서는 재량적 TD에서 이익지속성과 양(+)의 관계로 나타나야 하기 때문이다. 하지만 <표 4>의 결과에서는 재량적 TD는 이익지속성과 음(-)의 관계이다. 따라서 본질적 TD의 경우는 경영자가 통제가능한 영역이 아닌 기업의 본질적 특성에 기인한 것이므로, 본질적 TD와 이익지속성 간에 양(+)의 관계가 나타난 것이 경영자의 신호가설을 뒷받침해 주는 증거는 아니다.

〈표 5〉 TD(또는 InnateTD와 DiscTD)와 미래 기업성과 간의 회귀분석 결과 : H2a, H2b

$NI(OCF)_{t+1,t+2} = \beta_0 + \beta_1 TD_t + \beta_2 DA_t + \beta_3 RM_t + \beta_4 NI_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 GRW_t + \beta_8 MTB_t + \beta_9 MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t$								
(2a)								
$NI(OCF)_{t+1,t+2} = \beta_0 + \beta_1 InnateTD_t + \beta_2 DiscTD_t + \beta_3 DA_t + \beta_4 RM_t + \beta_5 NI_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 GRW_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t$								
(2b)								
Variable	종속변수 = $NI_{t+1,t+2}$ $OCF_{t+1,t+2}$							
	NI_{t+1}	NI_{t+1}	OCF_{t+1}	OCF_{t+1}	NI_{t+2}	NI_{t+2}	OCF_{t+2}	OCF_{t+2}
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
<i>Intercept</i>	-0.038*** [-3.109]	-0.034*** [-2.808]	-0.053*** [-3.260]	-0.051*** [-3.154]	-0.059*** [-3.980]	-0.054*** [-3.638]	-0.079*** [-4.759]	-0.076*** [-4.606]
<i>TD_t</i>	-0.013*** [-9.851]		-0.009*** [-5.417]		-0.011*** [-7.117]		-0.003 [-1.473]	
<i>InnateTD_t</i>		-0.023*** [-7.699]		-0.014*** [-3.471]		-0.026*** [-7.171]		-0.010*** [-2.358]
<i>DiscTD_t</i>		-0.010*** [-7.118]		-0.008*** [-4.289]		-0.008*** [-4.325]		-0.001 [-0.458]
<i>DA_t</i>	-0.104*** [-15.679]	-0.104*** [-15.685]	-0.094*** [-10.700]	-0.094*** [-10.699]	-0.096*** [-11.999]	-0.096*** [-12.004]	-0.132*** [-14.798]	-0.132*** [-14.798]
<i>RM_t</i>	-0.004*** [-2.638]	-0.004*** [-2.622]	-0.020*** [-9.345]	-0.020*** [-9.339]	-0.005*** [-2.792]	-0.005*** [-2.771]	-0.017*** [-8.199]	-0.017*** [-8.190]
<i>NI_t</i>	0.416*** [45.286]	0.406*** [42.674]	0.279*** [22.904]	0.275*** [21.753]	0.252*** [22.672]	0.239*** [20.767]	0.202*** [16.232]	0.195*** [15.203]
<i>SIZE_t</i>	0.003*** [6.992]	0.003*** [6.734]	0.005*** [8.092]	0.005*** [7.994]	0.005*** [8.412]	0.004*** [8.127]	0.005*** [8.781]	0.005*** [8.649]
<i>LEV_t</i>	-0.046*** [-14.940]	-0.045*** [-14.664]	-0.024*** [-5.993]	-0.024*** [-5.898]	-0.061*** [-16.422]	-0.060*** [-16.127]	-0.027*** [-6.396]	-0.026*** [-6.269]
<i>GRW_t</i>	0.002 [1.350]	0.002 [1.331]	0.001 [0.554]	0.001 [0.548]	-0.006*** [-2.714]	-0.006*** [-2.750]	0.000 [0.115]	0.000 [0.101]
<i>MTB_t</i>	0.006*** [12.437]	0.006*** [12.575]	0.007*** [11.184]	0.007*** [11.223]	0.004*** [7.083]	0.004*** [7.229]	0.006*** [8.623]	0.006*** [8.680]
<i>MKT_t</i>	-0.004*** [-3.136]	-0.004*** [-3.020]	0.006*** [3.755]	0.006*** [3.791]	-0.005*** [-3.414]	-0.005*** [-3.274]	0.006*** [3.601]	0.006*** [3.658]
ΣIND	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>	0.270	0.270	0.137	0.137	0.135	0.136	0.111	0.111
<i>F Value</i>	187.64***	182.56***	81.02***	78.62***	77.07***	75.40***	61.84***	60.03***
<i>N</i>	16,170	16,170	16,170	16,170	15,154	15,154	15,154	15,154

주1) 변수 정의는 <표 2>에 보고된 바와 같음.

주2) 괄호[]는 변수의 회귀계수 t 값임.

주3) ***, **, *의 경우 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 각각 유의함(양측검정).

모형 1부터 4까지는 종속변수를 차기($t+1$)로 측정된 NI_{t+1} 및 OCF_{t+1} 인 미래 기업성과에 대한 분석결과이고, 모형 5부터 8까지는 종속변수가 차차기($t+2$)로 측정한 NI_{t+1} 및 OCF_{t+1} 인 미래 기업성과에 대한 결과이다. 또한 모형 1, 3, 5, 7의 경우는 가설 H2a에 해당하는 관심변수 TD의 결과이고, 모형 2, 4, 6, 8의 경우는 가설 H2b에 해당하는 관심변수 InnateTD와 DiscTD의 결과이다.

<표 5>의 회귀분석 결과를 보면, 모형 1부터 8까지 모두 F 값이 유의한 결과로 나타났으며, 또한 모형식의 설명력($Adj. R^2$)은 모형 1과 2는 모두 0.270이고(종속변수가 NI_{t+1}), 모형 3과 4는 모두 0.137이다(종속변수가 OCF_{t+1}). 또한 모형 5와 6은 0.135와 0.136이고(종속변수가 NI_{t+2}), 모형 7과 8은 모두 0.111이다(종속변수가 OCF_{t+2}).²⁴⁾

<표 5>에서 가설 H2a의 관심변수 TD는 종속변수로 차기($t+1$)와 차차기($t+2$)의 $NI_{t+1,t+2}$ 에 대해 모두 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 또한 TD는 차기의 OCF_{t+1} 에 대해 유의한 음(-)의 값이다. 그러나 TD는 차차기의 종속변수 OCF_{t+2} 에 대해 음(-)의 값이나, 유의한 수준은 아니다. 이러한 결과로 볼 때, 당기의 TD 값이 클수록, 즉 법인세비용을 낮추는 이익조정을 수행하는 기업일수록 차기 또는 차차기의 이익이 낮고, 또한 차기의 영업현금흐름이 낮은 것으로 나타났다. 따라서 TD와 미래 기업성과 간에 음(-)의 관계를 기대한 가설 H2a는 대체로 지지된 증거로 나타났다. 또한 이 결과 역시 TD 값이 클수록 경영자의 신호가설²⁵⁾보다는 경영자의 기회주의 가설에 더 부합된 증거로 나타났다.

또한 가설 H2b의 관심변수인 InnateTD 및 DiscTD 모두는 차기와 차차기의 종속변수 $NI_{t+1,t+2}$ 에 대해 각각 유의한 음(-)의 값이다. 또한 InnateTD 및 DiscTD는 차기의 종속변수 OCF_{t+1} 에 대해 유의한 음(-)의 값이다. 그리고 InnateTD는 차차기의 종속변수 OCF_{t+2} 에 대해 유의한 음(-)의 값이나, DiscTD는 차차기의 OCF_{t+2} 에서 대해 음(-)의 값이지만, 더 이상 유의한 수준은 아니다. 이상의 결과로 볼 때 본질적 요인의 TD와 재량적 요인의 TD에 관계없이 대체로 당기의 본질적 TD와 재량적 TD의 값이 클수록 미래 기업성과와 음(-)의 관계가 있음을 확인할 수 있다.²⁶⁾ 이러한 결과가 나타난 이유 중 하나는 당기에 경영자가 보고이익을 높이기 위해서 법인세

24) <표 5>의 경우 식(2a, 2b)의 모형에서 변수 간에 다중공선성 문제를 VIF 값을 이용하여 알아보았다. 모형 1과 2에서의 VIF 값이 가장 높게 나타난 변수는 모두 SIZE로 그 값이 각각 1.78과 1.79였다. 이 수치 값으로 볼 때 식(2a, 2b)의 모형에 대한 분석결과는 다중공선성 문제가 심각하지 않았다.

25) 만일 경영자의 신호가설에 부합한다면 TD는 미래 기업성과와 양(+)의 관계로 나타나야 한다.

26) 한편, InnateTD와 DiscTD의 회귀계수 간에 유의한 차이($\beta_1 = \beta_2$)가 있는지에 대해 F test로 알아본 결과에 의하면, <표 5>에서 종속변수가 NI_{t+1} 인 모형 2의 경우 두 계수 간에는 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다(즉 $\beta_1 > \beta_2$, $p=0.002$). 또한 이러한 결과는 종속변수가 NI_{t+1} 인 모형 (6)의 경우도 앞서와 질적으로 같았다. 이와 달리, 종속변수가 OCF_{t+1} 인 모형 4의 경우는 두 계수 간에 유의한 차이가 나타나지 않았다(즉 $\beta_1 - \beta_2 = 0$, $p=0.173$). 이상의 결과로 볼 때 본질적 TD의 경우가 재량적 TD보다 차기와 차차기($t+1$, $t+2$)의 $NI_{t+1,t+2}$ 에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 본질적 TD와 재량적 TD 모두는 차기($t+1$)의 OCF_{t+1} 에 미치는 부정적인 영향에는 차이를 보이지 않았다.

비용을 낮추는 이익조정을 하면 세무발생액의 기간간 차이 특성으로 인해 미래 기간에서는 다시 반전(reversal)되어 미래 기업성과가 낮아지는 부정적인 영향을 초래한 것으로 추정된다. 이는 세무발생액을 이용하여 법인세비용을 낮추는 조정을 하면 미래에는 반전효과로 인해서 미래 기업성과가 낮아질 수 있음을 시사한다. 따라서 가설 H2b의 경우 대체로 예상과 일치된 증거로 나타났다.

한편, 앞서의 증거로 볼 때 당기 TD 정보는 미래 기업성과를 예측하는 데 있어 하나의 지표를 제공한다는 것을 <표 5>의 결과는 보여준다. 구체적으로, <표 5>의 결과는 TD 값이 클수록(작을수록) 차기와 차차기의 미래 기업성과(미래 이익 및 미래 영업현금흐름)와 음(양)의 관계에 대한 예측력 있는 정보를 제공한다. 이는 현재의 TD 정보에 미래 기업성과와 관련한 반전(reversing)에 대한 예측능력이 있음을 암시하는 것이다.²⁷⁾ 또한 통제변수 중 DA와 RM의 경우도 종속변수($NI_{t+1,t+2}$ 및 $OCF_{t+1,t+2}$)에 대해 평균회귀과정이 발생하는 것으로 나타났다.²⁸⁾

기타 통제변수의 경우 LEV, MKT는 종속변수($NI_{t+1,t+2}$ 및 $OCF_{t+1,t+2}$)에 대해 음(-)의 관계를, NI, SIZE, MTB는 종속변수에 대해 양(+)의 관계로 나타났다.

5. 가설 3의 회귀분석 결과 : TD와 기업가치

본 절의 경우 가설 H3a와 H3b를 검증을 위한 식(3a, 3b)의 모형식을 이용하여 다변량 회귀분석을 한 결과를 <표 6>에 보고하였다. 모형 1과 2는 종속변수가 당기(t년)의 TQ의 분석결과이고, 모형 3과 4는 종속변수가 차기(t+1)의 TQ_{t+1} 의 결과이다. 본 연구는 TD(InnateTD 및 DiscTD)와 TQ 간에 내생성이 있을 수도 있으므로, 당기 TQ_t 외에도 차기의 TQ_{t+1} 를 같이 살펴본다. 모형 1과 3은 가설 H3a에 해당되는 관심변수가 TD의 결과이고, 모형 2과 4는 가설 H3b에 해당되는 관심변수가 InnateTD와 DiscTD의 결과이다.

<표 6>의 회귀분석 결과를 보면, 모형 1부터 4까지 F 값은 모두 유의한 결과로 나타나고 있으

27) Barth et al.(2001)은 이익을 발생액(accruals)과 현금흐름으로 구분하면, 이익만을 이용하는 경우보다 미래현금흐름에 대한 예측력이 증가한다는 결과를 보고하였다. 이에 앞서의 연구는 총계적 이익보다 이익을 발생액과 현금흐름의 구성요소로 구분할 때 미래 현금흐름에 대한 예측능력(predictive ability)이 증가한다고 주장한다. 또한 DeFond and Park(2001)은 재무분석가들이 기업의 미래이익을 예측할 때 예측치의 수정을 재량적 발생액의 반전(reversing)을 고려하여 수행한다는 결과를 보여주었다. 앞서와 같은 맥락에서 보면, TD는 세무발생액(tax accruals)이 포함되어 있으므로(Demere et al. 2019 ; 이혜미 2020), TD는 미래 기업성과(이익, 영업현금흐름)에 대한 반전과 관련된 예측력이 내포되어 있을 수 있다.

28) 한편, DA와 RM은 연구자들이 OLS 회귀분석을 이용한 추정과정이 수반된다는 점에서 DA와 RM 측정치는 외부정보이용자들이 쉽게 관찰하기 어려운 반면, TD 측정치는 앞서와 같은 추정과정이 필요없고 공개된 정보를 통해 외부정보이용자들이 관찰가능 할 수 있다. 따라서 TD 정보를 통해 미래 기업성과 정도를 가늠해 볼 수 있는 하나의 지표가 될 수 있다.

며, 모형식의 설명력($Adj. R^2$)은 모형 1과 2 모두 0.320이고(종속변수가 TQ_t), 모형 3과 4는 모두 0.277이다(종속변수가 TQ_{t+1}).²⁹⁾

〈표 6〉 TD(또는 InnateTD와 DiscTD)와 기업가치 간의 회귀분석 결과 : H3a, H3b

$TQ_{t,t+1} = \beta_0 + \beta_1 TD_t + \beta_2 DA_t + \beta_3 RM_t + \beta_4 NI_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 GRW_t + \beta_8 PPE_t + \beta_9 R\&D_t + \beta_{10} AGE_t + \beta_{11} BIG4_t + \beta_{12} FORG_t + \beta_{13} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t$				
(3a)				
$TQ_{t,t+1} = \beta_0 + \beta_1 InnateTD_t + \beta_2 DiscTD_t + \beta_3 DA_t + \beta_4 RM_t + \beta_5 NI_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 GRW_t + \beta_9 PPE_t + \beta_{10} R\&D_t + \beta_{11} AGE_t + \beta_{12} BIG4_t + \beta_{13} FORG_t + \beta_{14} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t$				
(3b)				
Variable	종속변수= TQ_t		종속변수= TQ_{t+1}	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
<i>Intercept</i>	1.904*** [13.591]	1.896*** [13.504]	1.838*** [12.642]	1.844*** [12.654]
<i>TD_t</i>	0.058*** [4.419]		0.047*** [3.441]	
<i>InnateTD_t</i>		0.080*** [2.595]		0.029 [0.913]
<i>DiscTD_t</i>		0.053*** [3.613]		0.051*** [3.356]
<i>DA_t</i>	-0.210*** [-3.120]	-0.209*** [-3.115]	-0.343*** [-4.922]	-0.344*** [-4.925]
<i>RM_t</i>	-0.157*** [-9.745]	-0.157*** [-9.755]	-0.181*** [-10.799]	-0.180*** [-10.789]
<i>NI_t</i>	3.426*** [37.831]	3.446*** [36.642]	2.830*** [30.114]	2.814*** [28.834]
<i>SIZE_t</i>	-0.048*** [-8.970]	-0.048*** [-8.918]	-0.054*** [-9.735]	-0.054*** [-9.754]
<i>LEV_t</i>	0.413*** [12.894]	0.410*** [12.775]	0.451*** [13.564]	0.452*** [13.565]
<i>GRW_t</i>	0.142*** [8.338]	0.142*** [8.341]	0.117*** [6.605]	0.117*** [6.603]
<i>PPE_t</i>	0.085** [2.117]	0.086** [2.134]	0.065 [1.544]	0.064 [1.530]
<i>R&D_t</i>	4.355*** [23.637]	4.337*** [23.342]	4.879*** [25.510]	4.894*** [25.379]

29) <표 6>의 경우 식(3a, 3b)의 모형에서 변수 간의 다중공선성 문제를 VIF 값으로 확인해 본 결과, 모형 1과 2의 경우 VIF 값이 가장 높게 나타난 변수는 모두 SIZE로 그 값이 각각 2.42와 2.43이었다. 이들 VIF 값으로 볼 때 식(3a, 3b)의 모형에 대한 검증결과에서 다중공선성 문제는 심각하지 않은 수준이다.

<표 6> TD(또는 InnateTD와 DiscTD)와 기업가치 간의 회귀분석 결과 : H3a, H3b (계속)

Variable	종속변수= TQ_t		종속변수= TQ_{t+1}	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
AGE_t	-0.085*** [-10.169]	-0.085*** [-10.147]	-0.065*** [-7.529]	-0.066*** [-7.542]
$BIG4_t$	0.026** [2.314]	0.026** [2.311]	0.024** [2.053]	0.024** [2.056]
$FORG_t$	1.197*** [23.735]	1.197*** [23.738]	1.012*** [19.332]	1.011*** [19.328]
MKT_t	0.068*** [5.198]	0.068*** [5.189]	0.046*** [3.417]	0.046*** [3.423]
ΣIND	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.320	0.320	0.277	0.277
F Value	212.57***	206.84***	173.43***	168.75***
N	16,170	16,170	16,170	16,170

주1) 변수 정의는 <표 2>에 보고된 바와 같음.

주2) 괄호[]는 변수의 회귀계수 t 값임.

주3) ***, **, *의 경우 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 각각 유의함(양측검정).

<표 6>에서 가설 H3a의 관심변수 TD는 종속변수가 당기 TQ_t 와 차기 TQ_{t+1} 에 상관없이 기업 가치에 대해 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 앞서 <표 4> 및 <표 5>의 증거와는 사뭇 대조적이다. 이러한 <표 6>의 결과로 볼 때 앞서 <표 4> 및 <표 5>에서 보았듯이, TD 값이 클수록 이익 지속성이 낮고 미래 기업성과(NI, OCF)에 부정적인 영향을 초래하지만, 경영자의 기회주의적인 수단으로 법인세비용을 이용한 보고이익의 상향조정행위와 관련한 정보위험(information risk)을 시장은 보고된 이익의 크기에 따라 기능적으로 고착화(functional fixation)된 반응을 보이는 것으로 나타났다. 이는 시장의 투자자들은 법인세비용을 낮추어 보고이익이 증가된 크기에 고착화된 과잉반응을 한다는 것을 나타낸다(Sloan 1996). 또한 이러한 경향은 본질적 TD와 재량적 TD에 상관없이 나타나고 있다. 즉 가설 H3b의 관심변수 InnateTD와 DiscTD는 당기의 종속변수 TQ_t 에 대해 유의한 양(+)의 값이다.³⁰⁾ 또한 DiscTD는 차기의 종속변수 TQ_{t+1} 에 대해 유의한 양(+)의 값인 반면에, InnateTD는 차기의 TQ_{t+1} 에 대해 더 이상 유의한 수준은 아니다.

이상의 결과로 볼 때 가설 H3a 및 H3b의 경우 모두 경영자의 기회주의 가설보다는 기능적

30) 한편, InnateTD와 DiscTD의 계수 간에 차이($\beta_1 = \beta_2$)가 있는지에 대해 F test로 분석한 결과에 의하면, <표 6>에서 종속변수가 당기의 TQ_t 인 모형 (3a)의 경우 두 계수 간에 유의한 차이를 보이지 않았다(즉 $\beta_1 - \beta_2 = 0$, $p=0.195$). 즉 본질적 TD와 재량적 TD 모두는 당기 TQ_t 에 미치는 영향에는 차이가 없었다.

고착가설이 지지되는 증거로 나타났다. 이와 달리, DA 및 RM은 당기와 차기의 TQ_{t+1} 에 대해 모두 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 따라서 이러한 결과는 앞서 TD와는 대비된다. 그러한 점에서 시장의 투자자들은 경영자가 ‘이익’ 측면에서 보고이익을 증가시키는 수단인 재정적 발생액과 실제 이익조정에 대해서는 효율적으로 가격에 반영하지만, ‘비용’ 측면에서 보고이익을 증가시키는 경영자의 이익조정 수단인 법인세비용을 낮추는 이익조정행위에 대해서는 적절히 간과하지 못하여 시장은 과대평가(market overprices)하고 있음을 <표 6>의 결과는 보여준다.

기타 통제변수의 결과에서 NI, LEV, GRW, PPE, R&D, BIG4, FORG, MKT는 대체로 종속변수 TQ_{t+1} 에 대해 유의한 양(+)의 관계를, AGE는 종속변수와 유의한 음(-)의 관계로 나타났다.

6. 민감도 분석결과

앞서 가설 H2a, H2b와 관련해서 <표 5>의 결과는 종속변수가 당기와 차기의 당기순이익($NI_{t+1,t+2}$)과 영업현금흐름($OCF_{t+1,t+2}$)을 중심으로 살펴보았다. 본 절의 민감도 분석에서는 미래 기업성과를 영업이익(이하 $OI_{t+1,t+2}$)을 이용한 경우에도 앞서와 유사한 결과가 관찰되는지를 첫 번째 민감도 분석으로 다루고자 한다. 따라서 식(2a, 2b)에서 종속변수 NI 또는 OCF 대신 OI로 다시 회귀분석을 수행해 보았다. 그 분석결과는 <표 7>과 같다. 지면상 표의 보고는 관심변수를 중심으로 요약표로 제시하였다. 표의 보고방식은 앞서 <표 5>와 유사하다.

<표 7> 민감도 분석결과 1 : OI(영업이익)를 이용한 경우(H2a, H2b)

Variable	종속변수= OI_{t+1}		종속변수= OI_{t+2}	
	OI_{t+1}	OI_{t+1}	OI_{t+2}	OI_{t+2}
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
TD_t	-0.009*** [-7.727]		-0.007*** [-5.119]	
$InnateTD_t$		-0.022*** [-7.915]		-0.021*** [-6.473]
$DiscTD_t$		-0.006*** [-4.661]		-0.004** [-2.456]
Control variable	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣIND & ΣYD	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.325	0.326	0.172	0.174
F Value	244.00***	237.75***	102.86***	100.48***
N	16,170	16,170	15,154	15,154

주1) 변수 정의는 <표 2>에 보고된 바와 같음.

주2) 괄호[]는 변수의 회귀계수 t 값임.

주3) ***, **, *의 경우 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 각각 유의함(양측검정).

<표 7>의 결과를 보면, 전반적으로 차기와 차차기의 종속변수 $OI_{t+1,t+2}$ 의 결과도 앞서 <표 4>에서 종속변수 중 $NI_{t+1,t+2}$ 의 경우와 질적으로 같게 나타났다. 즉 가설 H2a의 관심변수 TD는 차기와 차차기의 종속변수 $OI_{t+1,t+2}$ 에 대해 모두 유의한 음(-)의 값을, 또한 가설 H2b의 관심변수인 InnateTD 및 DiscTD의 경우 모두 차기와 차차기의 종속변수 $OI_{t+1,t+2}$ 에 대해 유의한 음(-)의 값이다. 이러한 결과로 볼 때 TD 및 본질적 TD와 재량적 TD 모두 그 값이 클수록 미래 영업이익 역시 낮아지는 관계가 있음을 알 수 있다. 따라서 가설 H2a와 H2b는 미래 기업성과를 영업이익으로 분석해도 가설은 지지된 증거를 보였다. 또한 <표 7>의 결과로 볼 때 당기의 TD 정보는 차기와 차차기의 영업이익에 대해서도 예측력 있는 정보를 제공한다.

앞서 가설 H3a, H3b에 대한 <표 6>의 결과는 TD와 그 원천인 InnateTD와 DiscTD 모두는 당기와 차기로 측정된 기업가치(Tobin's Q)와 대체로 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타나 시장의 투자자들은 평균적으로 경영자의 법인세비용을 이용한 보고이익의 상향조정행위에 대해서 이익의 질을 평가한다기보다는 보고이익의 크기에 기능적으로 고착된 반응을 보이는 것으로 나타났다. 본 절의 두 번째 민감도 분석에서는 관심변수(TD, InnateTD, DiscTD)에 대해 앞서와 달리, 연속변수 대신 공격적인(aggressiveness) 성향과 그렇지 않은 경우 간을 구분한 지시변수로 분석한 경우에도 앞서 <표 6>에서의 결과가 같은 결과가 관찰되는지를 민감도 분석으로 알아본다. 이를 위해 본 연구는 박종일(2022)의 방법을 준용하여 관심변수 TD, InnateTD 및 DiscTD에 대해 각각 5분위수(quintile)를 이용하여 상위 20%에 속하면 법인세비용을 이용한 이익조정행위에 대해 보다 공격적인 성향이 높은 것으로 보아 1을, 아니면 0인 지시변수로 측정하였다. 그런 후 식(3a, 3b)의 모형을 이용하여 다시 회귀분석 한 결과는 <표 8>과 같다. 앞서와 같이 요약표로 제시하였다.

<표 8>의 결과를 보면, 가설 H3a의 관심변수 TD는 지시변수로 측정한 경우에도 종속변수 TQ에 대해 유의하게 양(+)의 값을, 또한 가설 H3b의 관심변수 InnateTD와 DiscTD 모두는 종속변수 TQ에 대해 유의하게 양(+)의 값이 나타나 앞서 <표 6>의 결과와 질적으로 일치한다. 한편, 지시변수 TD는 차기의 종속변수 TQ_{t+1} 에 대해서는 양(+)의 값이나, 그 값이 약화되어 더 이상 유의하지 않았다. 반면, TD를 분해한 InnateTD와 DiscTD 모두는 종속변수 TQ_{t+1} 에 대해서도 여전히 유의한 양(+)의 값이다. 앞서 <표 6>은 DiscTD만 유의하였으나, 지시변수로 측정된 InnateTD는 추가로 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이상의 결과로 볼 때 유의수준에 다소 차이를 보이지만, 관심변수를 지시변수로 이용한 경우에도 <표 6>의 결과와 대체로 일치하는 증거들이 관찰됨을 볼 수 있다. 따라서 법인세비용을 낮추는 이익조정행위에 더 공격적인 기업이 그렇지 않은 경우에 비해 시장의 투자자들은 보고된 이익의 크기에 기능적으로 고착되어 반응하는 성향이 더 높은 것으로 나타났다. 그러한 점에서 앞서 <표 6>의 결과는 TD(또는 InnateTD 및 DiscTD)에 대해 지시변수로 측정한 경우도 분석결과는 민감하지 않았다.

〈표 8〉 민감도 분석결과 2 : aggressive TD의 경우(H3a, H3b)

Variable	종속변수 = TQ_t		종속변수 = TQ_{t+1}	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
TD_t	0.030** [2.298]		0.016 [1.175]	
$InnateTD_t$		0.047*** [3.491]		0.028** [1.981]
$DiscTD_t$		0.061*** [4.834]		0.050*** [3.866]
Control variable	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣIND & ΣYD	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.320	0.321	0.277	0.278
F Value	211.99***	207.53***	0.277***	169.03***
N	16,170	16,170	16,170	16,170

주1) 변수 정의는 <표 2>에 보고된 바와 같음.

주2) 괄호[]는 변수의 회귀계수 t 값임.

주3) ***, **, *의 경우 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 각각 유의함(양측검정).

7. 강건성 분석결과

본 절의 강건성 검증의 경우 앞서의 <표 4>부터 <표 6>까지의 결과에 대하여 개별기업(firm level)의 군집성을 조정한 Cluster test로 분석해도 강건한지를 추가로 알아본다. 이와 관련된 분석결과는 <표 9>에 요약표로 보고하였다.

<표 9>의 결과를 앞서 <표 4>부터 <표 6>까지와 비교하여 살펴보면 다음과 같다. 먼저 Panel A의 경우 가설 H1a는 전반적으로 <표 4>와 일치한 결과를 보인다. 가설 H1b와 관련된 종속변수 NI_{t+2} 만 $InnateTD$ 에서 더 이상 통계적으로 유의하지 않았고, 나머지의 사항은 <표 4>와 질적으로 유사하다. 또한 Panel B에서 군집성이 조정된 결과인 관심변수 TD , $InnateTD$, $DiscTD$ 의 경우를 <표 5>와 비교하면 전반적으로 일치한다. 그리고 Panel C의 결과도 <표 6>과 비교하면 질적으로 같은 결과가 나타났다. 그러한 점에서 가설 H1a 및 H1b, H2a 및 H2b, 그리고 H3a 및 H3b에 대한 <표 4>부터 <표 6>까지의 결과는 관심변수를 군집성이 조정된 표준오차 값으로 분석해도 전체적으로 민감하지는 않게 나타나 강건하였다.

<표 9> 강건성 분석결과 : Clustering test

Panel A : 이익지속성과의 관계의 경우

Variable	종속변수= NI_{t+1}		종속변수= NI_{t+2}	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
NI_t	0.455*** [28.560]	0.457*** [28.598]	0.284*** [15.096]	0.280*** [14.684]
TD_t	-0.010*** [-5.751]		-0.008*** [-3.776]	
$InnateTD_t$		-0.036*** [-7.727]		-0.033*** [-5.433]
$DiscTD_t$		-0.003 [-1.397]		-0.001 [-0.289]
NI_t*TD_t	-0.067* [-1.789]		-0.111** [-2.515]	
$NI_t*InnateTD_t$		0.269*** [3.404]		0.146 [1.559]
$NI_t*DiscTD_t$		-0.167*** [-4.424]		-0.184*** [-4.039]
Control variable	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣIND & ΣYD	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.270	0.274	0.145	0.147
F Value	51.03***	51.16***	20.71***	21.21***
N	16,170	16,170	15,154	15,154

Panel B : 종속변수가 미래 기업성과의 경우

Variable	종속변수= $NI_{t+1,t+2}$ $OCF_{t+1,t+2}$							
	NI_{t+1}	NI_{t+1}	OCF_{t+1}	OCF_{t+1}	NI_{t+2}	NI_{t+2}	OCF_{t+2}	OCF_{t+2}
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
TD_t	-0.012*** [-7.624]		-0.009*** [-5.785]		-0.011*** [-5.739]		-0.002 [-1.403]	
$InnateTD_t$		-0.021*** [-6.003]		-0.014*** [-3.584]		-0.023*** [-4.919]		-0.009** [-1.979]
$DiscTD_t$		-0.010*** [-5.885]		-0.008*** [-4.531]		-0.008*** [-3.982]		-0.001 [-0.432]
Control variable	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣIND & ΣYD	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.276	0.277	0.150	0.150	0.147	0.147	0.124	0.124
F Value	56.90***	56.01***	25.43***	25.00***	21.21***	21.01***	17.26***	17.10***
N	16,170	16,170	16,170	16,170	15,154	15,154	15,154	15,154

〈표 9〉 강건성 분석결과 : Clustering test (계속)

Panel C : 종속변수가 기업가치의 경우				
Variable	종속변수 = TQ_t		종속변수 = TQ_{t+1}	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
TD_t	0.057*** [3.983]		0.045*** [2.996]	
$InnateTD_t$		0.066** [2.019]		0.012 [0.357]
$DiscTD_t$		0.055*** [3.336]		0.053*** [3.099]
Control variable	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣIND & ΣYD	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.357	0.357	0.315	0.316
F Value	36.28***	35.72***	35.11***	34.50***
N	16,170	16,170	15,154	15,154

주1) 변수 정의는 <표 2>에 보고된 바와 같음.

주2) 괄호[]는 변수에 대한 t 값이며, firm-level에서 clustering이 조정된 수치임.

주3) ***, **, *의 경우 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 각각 유의함(양측검정).

8. 추가분석 결과

본 절은 앞서 <표 4>부터 <표 6>까지에 나타난 결과에 대해 KOSPI와 KOSDAQ의 시장 간 차이에 따라 차별적인지, 아니면 시장 모두에 기인한 것인지를 추가로 살펴보고자 한다. 이를 위하여 본 절의 추가분석의 경우 전체표본을 KOSPI vs. KOSDAQ로 나누어 살펴본 결과는 <표 10>과 같다. 지면관계상 <표 4>에서의 이익지속성은 종속변수가 차기의 NI_{t+1} 를 중심으로 보고하고, 또한 <표 5>에서의 미래 기업성과는 종속변수가 차기의 NI_{t+1} , OCF_{t+1} 를, 그리고 <표 6>에서의 기업가치는 종속변수가 당기인 TQ_t 를 중심으로 알아보았다.

<표 10>의 결과를 보면, Panel A에서 가설 H1a의 관심변수 $NI*TD$ 는 KOSPI 표본에서 유의한 음(-)의 값을, 반면에 KOSDAQ 표본에서는 음(-)이지만, 통계적으로 유의하지는 않았다. 앞서와 달리, TD를 분해한 가설 H1b의 관심변수 $InnateTD$, $DiscTD$ 의 결과는 <표 4>와 비교할 때 시장 간에 큰 차이를 보이지 않았다. 따라서 앞서 <표 4>에서 TD의 결과는 주로 KOSPI 표본에 기인한 반면에, $NI*DiscTD$ 에서 유의한 음(-)의 결과는 시장에 관계없이 KOSPI와 KOSDAQ 표본 모두에 기인된 것임을 볼 수 있다.

〈표 10〉 추가분석 결과 : KOSPI vs. KOSDAQ 표본

Panel A : 이익지속성과의 관계의 경우								
Variable	KOSPI 표본		KOSDAQ 표본					
	종속변수= NI_{t+1}		종속변수= NI_{t+1}					
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4				
NI_t	0.509*** [42.374]	0.511*** [40.973]	0.424*** [33.462]	0.422*** [31.991]				
TD_t	-0.007*** [-4.384]		-0.013*** [-5.542]					
$InnateTD_t$		-0.027*** [-6.320]		-0.045*** [-7.818]				
$DiscTD_t$		-0.002 [-0.878]		-0.004 [-1.299]				
NI_t*TD_t	-0.098*** [-3.416]		-0.047 [-0.824]					
$NI_t*InnateTD_t$		0.207*** [3.593]		0.290*** [3.995]				
$NI_t*DiscTD_t$		-0.177*** [-5.618]		-0.179*** [-2.996]				
Control variable	Yes	Yes	Yes	Yes				
ΣIND & ΣYD	Yes	Yes	Yes	Yes				
Adj. R^2	0.325	0.328	0.238	0.243				
F Value	118.11***	112.74***	87.69***	84.79***				
N	7,550	7,550	8,620	8,620				
Panel B : 종속변수가 미래성과의 경우								
Variable	종속변수= $NI_{t+1,t+2}$ OCF $_{t+1,t+2}$							
	KOSPI 표본				KOSDAQ 표본			
	종속변수= NI_{t+1} , OCF $_{t+1}$				종속변수= NI_{t+1} , OCF $_{t+1}$			
	NI_{t+1}	NI_{t+1}	OCF $_{t+1}$	OCF $_{t+1}$	NI_{t+1}	NI_{t+1}	OCF $_{t+1}$	OCF $_{t+1}$
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
TD_t	-0.010*** [-7.062]		-0.009*** [-4.467]		-0.014*** [-6.931]		-0.009*** [-3.439]	
$InnateTD_t$		-0.018*** [-5.114]		-0.017*** [-3.588]		-0.026*** [-5.356]		-0.010 [-1.572]
$DiscTD_t$		-0.009*** [-5.156]		-0.007*** [-3.078]		-0.012*** [-5.197]		-0.009*** [-3.080]
Control variable	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣIND & ΣYD	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.344	0.345	0.195	0.196	0.240	0.241	0.114	0.114
F Value	128.85***	125.07***	60.07***	58.32***	88.95***	86.45***	36.73***	35.58***
N	7,550	7,550	7,550	7,550	8,620	8,620	8,620	8,620

〈표 10〉 추가분석 결과 : KOSPI vs. KOSDAQ 표본 (계속)

Panel C : 종속변수가 기업가치의 경우				
Variable	KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	종속변수= TQ_t		종속변수= TQ_t	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
TD_t	0.048*** [2.948]		0.060*** [2.987]	
$InnateTD_t$		0.069* [1.787]		0.082* [1.704]
$DiscTD_t$		0.043** [2.332]		0.056** [2.519]
Control variable	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣIND & ΣYD	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.341	0.341	0.295	0.295
F Value	112.76***	109.63***	103.87***	100.99***
N	7,550	7,550	8,620	8,620

주1) 변수 정의는 <표 2>에 보고된 바와 같음.

주2) 괄호[]는 변수의 회귀계수 t 값임.

주3) ***, **, *의 경우 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 각각 유의함(양측검정).

또한 Panel B에서 가설 H2a의 관심변수 TD는 KOSPI와 KOSDAQ 표본 모두 종속변수 NI_{t+1} 및 OCF_{t+1} 에 대해 유의한 음(-)의 값이다. 따라서 앞서 <표 5>의 결과는 KOSPI와 KOSDAQ 표본 모두에 기인된 결과임을 알 수 있다. 또한 가설 H2b의 관심변수 $InnateTD$, $DiscTD$ 의 결과는 KOSPI와 KOSDAQ 표본 모두에서 종속변수 NI_{t+1} 및 OCF_{t+1} 에 대해 대체로 유의한 음(-)의 값이다. 다만, $InnateTD$ 만 종속변수 OCF_{t+1} 에 대해 음(-)이나, 유의하지는 않았다. 따라서 앞서 <표 5>의 결과 역시 대체로 KOSPI와 KOSDAQ 표본 모두에 기인된 결과였다.

마지막으로, Panel C에서 가설 H3a의 관심변수 TD는 KOSPI와 KOSDAQ 표본 모두 종속변수 TQ_t 에 대해 유의한 양(+)의 값이 나타나 앞서 <표 6>의 결과와 두 시장 간에 차이를 보이지 않았다. 또한 가설 H3b의 관심변수 $InnateTD$, $DiscTD$ 의 결과는 KOSPI와 KOSDAQ 표본 모두 종속변수 TQ_t 에 대해 유의한 양(+)의 값으로 나타나 시장 간에 차이를 보이지 않았다. 따라서 앞서 <표 6>의 결과는 KOSPI와 KOSDAQ 표본 모두에 기인된 결과임을 알 수 있다. 이상의 결과를 종합하면, 앞서 <표 4>부터 <표 6>까지의 결과는 시장 간 차이에 기인되어 나타난 결과가 아님을 알 수 있다.

V. 결 론

본 연구는 법인세비용을 이용한 이익조정의 대응치를 Cash ETR과 GAAP ETR의 차이(TD)로 측정한 후 TD에 대한 정보 속성과 정보효과를 알아보기 위하여 TD와 이익지속성, 미래 기업성과(예로, 당기순이익, 영업현금흐름, 영업이익) 그리고 기업가치(예로, Tobin's Q)와 어떤 관계가 있는지를 분석하였다. 최근 선행연구는 TD 값이 커질수록 적자회피와 양(+)의 관련성을 보고하였다(박종일과 이운정 2021). 또한 TD 값이 클수록 기업신용등급이 낮고, 본질적 TD와 재량적 TD 값이 클수록 기업신용등급이 낮음을 보고하였다(박종일 2022). 따라서 본 연구는 앞서의 연구주제를 보다 확장시켜 TD의 정보속성 및 정보효과를 이익지속성, 미래 기업성과 그리고 기업가치와의 관계를 통해 알아보았다. 이를 위해 본 연구는 TD를 박종일과 이운정(2021)의 방법에 따라 측정하고, 본질적 TD와 재량적 TD는 박종일(2022)의 방법을 준용하여 측정하였다. 또한 본 연구는 분석기간 2000년부터 2020년까지 상장된 기업(유가증권 및 코스닥기업)의 최종표본 16,170개 기업/년의 자료를 이용하여 검증하였다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 기업의 TD 값이 클수록 차기(t+1)와 차차기(t+2)의 이익지속성이 유의하게 더 낮은 결과로 나타났다. 이는 보고이익을 높이기 위한 수단으로 법인세비용을 낮추는 이익조정은 이익지속성을 감소시킴을 나타낸다. 그러나 TD를 분해하여 본질적 TD와 재량적 TD로 나누어 분석하면 앞서 TD와 이익지속성 간에 음(-)의 관계는 주로 재량적 TD에 기인한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 경영자의 기회주의적 재량권 선택에 의한 재량적 TD의 경우가 주로 이익지속성을 감소시킨다는 것을 시사한다.

둘째, TD는 차기와 차차기의 당기순이익, 영업현금흐름 그리고 영업이익과 모두 유의하게 음(-)의 관계로 나타났다. 또한 TD를 분해한 본질적 TD와 재량적 TD 모두도 앞서와 질적으로 같았다. 즉 본질적 TD와 재량적 TD 모두 미래 기업성과와 음(-)의 관련성이 나타나 앞서의 음(-)의 결과는 본질적 또는 재량적 TD 모두에 기인한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 TD 정보에 미래 기업성과에 대한 반전과 관련된 예측력이 있음을 시사한다. 셋째, TD는 당기(t) 또는 차기(t+1)의 기업가치와 유의하게 양(+)의 관계로 나타났다. 또한 TD를 분해한 본질적 TD와 재량적 TD 모두 대체로 기업가치와 유의하게 양(+)의 관계였다. 따라서 앞서의 음(+)의 관계는 본질적 TD와 재량적 TD 모두에 기인한다. 마지막으로, 앞서의 결과들로 첫 번째와 두 번째의 증거에서 TD(또는 재량적 TD)와 이익지속성 간에 음(-)의 관계를, 또한 TD(또한 본질적 TD와 재량적 TD)와 미래 기업성과 간에 음(-)의 관계는 경영자의 기회주의 가설을 지지하지만, 세 번째의 증거인 TD(또한 본질적 TD와 재량적 TD)와 기업가치 간에 양(+)의 관계는 시장의 투자자들이 보고이익의 크기에 기능적으로 고착되어 반응하는 것을 나타낸다. 이는 선행연구에서 주장하는 기능적 고착가설에 더 부합되는 증거이다(Sloan 1996 ; Xie 2001). 따라서 TD 값이 클수록 이익지속성이 낮고, 또한 미래 기업성과에 대한 반전(reversing)과 관련된 예측력을 제공하

나, 시장의 투자자들은 TD 값이 클수록 이익이 상향조정되어 나타나는 보고이익의 크기에 더 민감하게 과잉반응하여 평가함으로써 잘못된 가격결정(mispricing)이 수행된다는 것을 본 연구 결과는 보여주고 있다.

이상을 종합하면, 본 연구결과는 경영자의 보고이익을 높이는 수단 중 하나로 법인세비용을 낮추는 이익조정은 이익지속성이 낮고, 또한 미래 기업성과에 대한 반전과 관련된 예측력을 제공하나, 시장은 TD뿐만 아니라 본질적 또는 재량적 TD 모두에 대해 과잉반응한다는 것을 제시해 주고 있어 의미가 있다.

따라서 본 연구는 다음과 같은 측면에서 시사점과 공헌점을 제공한다. 첫째, 선행연구인 박종일과 이윤정 (2021)은 적자회피기업이 TD와 양(+)의 관련성이 있음을 제시하였다. 이와 달리, 본 연구는 이익의 질 중 이익지속성 측면에서 TD가 음(-)의 관계가 있음을 보여주었다. 또한 앞서의 선행연구는 TD를 분해하여 재량적 TD와 본질적 TD를 살펴보지는 않았다. 본 연구결과는 TD를 분해하여 분석하면 앞서 TD와 이익지속성 간에 음(-)의 관계가 주로 재량적 TD에 기인한다는 점을 보여주었다. 둘째, 박종일(2022)은 신용평가기관 관점에서 TD뿐 아니라 본질적 TD와 재량적 TD 모두 기업신용등급과 음(-)의 관계를 보고하였다. 반면에, 본 연구결과는 앞서의 세 가지 주제인 TD와 이익지속성, 미래 기업성과 그리고 기업가치와의 관계에서, TD의 정보 속성(attribute)이 경영자의 기회주의 가설에 부합되나, 시장의 투자자 측면에서 TD 정보에 대해 과잉반응한다는 것을 보여주고 있다. 이러한 결과는 기업평가에 보다 전문성을 갖춘 신용평가기관과 달리, 시장의 일반투자자들은 법인세비용을 낮추는 이익조정의 질적 속성보다는 이익의 크기에 과잉반응하는 시장의 효율성에 반하는 이례현상이 발생하고 있음을 시사해 준다. 셋째, 본 연구에서 TD에 대한 정보 속성을 알아본 결과에 의하면, 당기 TD 값이 큰 기업일수록 이익의 질 측면에서 차기와 차차기의 이익지속성이 낮을 뿐만 아니라, 차기와 차차기의 미래 기업성과(예로, 당기순이익, 영업현금흐름, 영업이익)에 대한 반전(reversing)과 관련된 예측 정보를 제공한다는 것을 보여주었다. 따라서 이 결과로 볼 때 당기 TD는 미래 기업성과에 대한 예측지표를 제공해 준다는 것을 본 연구결과는 시사한다.³¹⁾ 넷째, TD 값이 클수록 이익지속성이 낮고, 미래 기업성과에 대한 반전의 예측력이 있다는 측면은 TD는 정보위험과 밀접한 양(+)의 관련이 있다는 것을 시사한다. 하지만, Tobin's Q로 측정된 기업가치와 TD의 관계에서 TD뿐 아니라 본질적 TD와 재량적 TD 모두 시장은 과잉반응하고 있다는 본 연구의 발견은 학계에 알려지지 않은 새로운 증거를 제공한다. 마지막으로, DA와 RM이 경영자의 기회주의적 이익조정 수단으로 이용됨을 보여준 그동안의 연구들은 많았으나, 이익 측면이 아닌 '법인세비용' 측면에서 보고이익을 상향조정 한다는 결과를 체계적으로 분석한 연구는 미흡한 실정이다. 그러한 점에서

31) 본 연구에서 재량적 TD는 회귀모형에 의한 추정과정이 수반되고, 또한 DA와 RM 역시 이러한 추정과정이 필요하다. 하지만 TD 자체는 이러한 추정과정이 필요하지 않기에 시장에서 정보이용자들이 쉽게 관찰이 가능하다는 점에서 TD 정보는 미래 기업성과를 예측할 수 있는 하나의 지표를 제공한다.

본 연구의 실증적 증거들은 관련 연구에 대해 추가적인 공헌을 제공할 것으로 예상된다. 이와 더불어 재무회계 측면의 DA와 RM과는 별개로 세무회계 측면의 TD 측정치가 이익의 질적 속성과 관련이 있고, 또한 미래 기업성과와도 체계적인 음(-)의 관련이 있으며, 그리고 기업가치와도 관련이 있다는 본 연구의 발견은 이익의 질에 관심을 가지는 학계뿐 아니라, 투자자 등의 정보이용자와 규제당국에게도 의미 있는 시사점을 제공한다.

이러한 본 연구의 시사점과 공헌에도 불구하고 다음의 분석상 한계는 있다. 첫째, 본 연구의 모형으로 이용된 식(1a)부터 식(3b)까지에서 고려하지 못한 생략변수 문제는 남아 있다. 둘째, 본 연구에서의 관심변수(TD)는 측정상에 세전이익과 ETR 값이 양(+)인 기업을 대상으로 하고 있어 수익성 있는 기업들이 주로 분석되는 자기선택 편의가 나타날 수 있다. 셋째, TD의 추정모형을 이용하여 본질적 TD와 재량적 TD를 분해하는 데는 회귀분석을 이용한 추정과정이 수반된다는 점에서 추정오차 문제가 있을 수 있다. 이러한 측면은 본 연구의 결과해석상에 고려를 할 필요가 있다. 하지만, 앞서의 사항들은 경험적 분석을 수행하는 과거 연구들도 쉽게 관찰될 수 있는 공통된 문제이다.

참고문헌

- 강민정 · 이호영. 2014. “공정가치평가, 서열체계 및 위험관리 수준이 미래성과전망에 미치는 영향 : 금융자산평가를 중심으로”. 회계학연구 제39권 제4호 : 349-394.
- 강정연 · 고종권. 2014. “기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향”. 회계학연구 제39권 제1호 : 147-183.
- 고봉찬 · 김진우. 2007. “발생액 이상현상에 대한 위험평가”. 한국증권학회지 제36권 제3호 : 425-461.
- 고종권 · 윤성수. 2006. “재무보고이익-세무보고이익의 차이와 이익, 현금흐름 및 발생액의 지속성과 자본시장의 반응”. 회계학연구 제31권 제1호 : 127-162.
- 권수영 · 기은선. 2011. “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계학연구 제36권 제4호 : 95-137.
- _____. 2012. “발생액의 질이 미래이익에 대한 주가 정보성에 미치는 영향”. 경영학연구 제41권 제1호 : 139-169.
- 김우영. 2019. “경영자 재량권과 법인세부담 간의 관련성”. 회계정보연구 제37권 제4호 : 239-265.
- _____. 2018. “조세전략 지속성이 이익 지속성에 미치는 영향”. 회계연구 제23권 제3호 : 65-91.
- 김지홍 · 배지현 · 고재민. 2009. “실제 이익조정이 장기 경영성과에 미치는 영향”. 회계학연구 제34권 제4호 : 31-70.
- 김진수 · 고종권. 2016. “조세회피와 세무위험이 기업가치에 미치는 영향”. 세무학연구 제33권 제3호 : 267-298.
- 김확열. 2008. “분기공시와 법인세비용에 의한 이익조정에 대한 실증연구”. *Journal of the Korean Data Analysis Society* 제10권 제4호 : 2249-2264.
- 마희영. 2020. “기업지배구조 및 이익조정이 법인세비용과 현금납부법인세 차이에 미치는 영향”. 세무학연구 제37권 제2호 : 71-96.
- 박성원 · 고종권 · 이윤경. 2016. “세무이익유연화가 조세회피와 세무이익의 정보효과에 미치는 영향”. 세무학연구 제33권 제1호 : 101-128.
- 박종일. 2022. “법인세비용을 이용한 이익조정이 기업신용등급에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제11권 제2호 : 97-153.
- _____. 2020. “지속적인 세무전략과 미래의 기업성과 및 기업가치”. 회계학연구 제45권 제4호 : 209-252.
- _____. 2021. “적자회피 및 기업지배구조가 현금유효세율과 GAAP 유효세율의 차이에 미치는 영향”. 회계학연구 제46권 제6호 : 67-113.
- _____. 2009. “목표이익을 달성하기 위한 법인세비용을 이용한 이익조정”. 회계학연구

- 구 제34권 제1호 : 171-206.
- _____. 정상민. 2018. “발생액의 질이 기업신용등급 및 타인자본비용에 미치는 영향 : 본질적 및 재량적 발생액의 질을 중심으로”. *세무와회계저널* 제19권 제4호 : 9-48.
- _____. 정설희. 2017. “기업의 세무보고 공격성과 미래 재무성과와의 관계”. *세무와회계저널* 제18권 제3호 : 145-182.
- 신상이 · 박종일. 2020. “기업지배구조와 이익의 질이 지속적인 세무전략에 미치는 영향”. *세무와회계저널* 제21권 제6호 : 75-122.
- 이광숙 · 기은선 · 윤성수. 2017. “조세회피와 기업가치”. *세무와회계저널* 제18권 제3호 : 121-143.
- 이세용. 2009. “발생액의 질과 회계이익의 정보효과”. *세무와회계저널* 제10권 제4호 : 9-41.
- 이혜미. 2020. “유효법인세율의 유연화와 추가정보성”. *세무학연구* 제37권 제2호 : 9-43.
- 이화득. 2010. “산업별 실제 이익조정 수단과 미래 경영성과의 관련성에 관한 연구”. *세무와회계저널* 제11권 제3호 : 69-94.
- 전규안 · 박종일. 2002. “이연법인세와 이익조정에 관한 연구”. *회계학연구* 제27권 제1호 : 107-135.
- 조용언 · 최미화 · 이진수. 2011. “회계이익과 과세소득의 차이가 미래경영성과와 시장반응에 미치는 영향 : 이익조정 및 조세회피의 영향을 중심으로”. *회계정보연구* 제29권 제1호 : 231-260.
- 최 관 · 백원선. 2007. “현금전환가능성에 따른 발생액의 질과 시장이상현상”. *회계학연구* 제32권 제3호 : 1-26.
- 최종서 · 문승엽. 2005. “이연법인세 정보를 이용한 이익조정의 탐지”. *회계학연구* 제30권 제1호 : 93-132.
- Barth, M. E., D. P. Cram, and K. K. Nelson. 2001. Accruals and the prediction of future cash flows. *The Accounting Review* 76(1) : 27-58.
- Choudhary, P., A. Koester, and T. Shevlin. 2016. Measuring income tax accrual quality. *Review of Accounting Studies* 21(1) : 89-139.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70(2) : 193-225.
- _____, _____, and _____. 1996. Causes and consequences of earnings manipulation : An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research* 13(1) : 1-36.
- DeFond, M. L. and C. W. Park. 2001. The reversal of abnormal accruals and the market valuation of earnings surprises. *The Accounting Review* 76(3) : 375-404.
- Demere, P., P. Lisowsky, L. Y. Li, and R. W. Snyder. 2019. Do smoothing activities indicate

- higher or lower financial reporting quality? Evidence from effective tax rates. *Working paper*, University of Georgia.
- Dhaliwal, D. S., C. A. Gleason, and L. F. Mills. 2004. Last-chance earnings management : Using the tax expense to meet analysts' forecasts. *Contemporary Accounting Research* 21(2) : 431–459.
- Erickson, M. and S. Wang. 1999. Earnings management by acquiring firms in stock for stock mergers. *Journal of Accounting and Economics* 27(2) : 149–176.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39(2) : 295–327.
- Ge, X. and J. B. Kim. 2014. Real earnings management and the cost of new corporate bonds. *Journal of Business Research* 67(4) : 641–647.
- Graham, J. R., M. Hanlon, T. Shevlin, and N. Shroff. 2014. Incentives for tax planning and avoidance : Evidence from the field. *The Accounting Review* 89(3) : 991–1023.
- Guay, W. R., S. P. Kothari, and R. L. Watts. 1996. A market-based evaluation of discretionary accrual models. *Journal of Accounting Research* 34 : 83–105.
- Guenther, D. A., S. R. Matsunaga, and B. M. Williams. 2017. Is tax avoidance related to firm risk? *The Accounting Review* 92(1) : 115–136.
- 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.
- _____ and S. Heitzman. 2010. A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics* 50(2–3) : 127–178.
- Healy, P. and J. Wahlen. 1999. A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons* 13(4) : 365–384.
- Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29(2) : 193–228.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39(1) : 163–197.
- Phillips, J., M. Pincus, and S. O. Rego. 2003. Earnings management : New evidence based on deferred tax expense. *The Accounting Review* 78(2) : 491–521.
- Roychowdhury, S. 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42(3) : 335–370.
- Shivakumar, L. 2000. Do firms mislead investors by overstating earnings before seasoned equity offerings? *Journal of Accounting and Economics* 29(3) : 339–371.
- Sloan, R. 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about

future earnings? *The Accounting Review* 71(3) : 289–315.

Subramanyam, K. R. 1996. The pricing of discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics* 22(1–3) : 249–281.

Xie, H. 2001. The mispricing of abnormal accruals. *The Accounting Review* 76(3) : 357–374.

Earnings Management Using the Tax Expense, Earnings Persistence, Future Firms Performance, and Firms Value

Jong Il Park* · Sang Yi Shin**

〈Abstract〉

This paper examines the relation between firms' earnings management using tax expenses (hereafter TD) and earnings persistence, between TD and future firm performance, and between TD and firm value. Prior studies use the difference between cash ETR (effective tax rate) and GAAP ETR as a proxy for earnings management using tax expenses (Park and Lee 2021 ; Park 2022). Thus, this paper extends the work of Park and Lee (2021) by linking tax accrual to earnings persistence, future firm performance, and firm value. We measure TD following Park and Lee (2021), defined as the difference between cash ETR and GAAP ETR as a proxy of earnings management using tax expenses. Following Park (2022)'s model, we also distinguish between TD driven by economic fundamentals (innate TD) versus management choices (discretionary TD). For test, the sample used 16,170 firm-year observations over the period 2000–2020.

We find that : (1) TD lead to lower earnings persistence. Specifically, we also distinguish the innate and discretionary components of TD, the results driven by management choice (discretionary TD), (2) we also find significant negative relationships between TD and future firm performance (i.e., net income, cash flows from operation activities, operating earnings), this results driven by innate TD and discretionary TD, and (3) we find significant positive relationships between TD and firm value, this results also driven by innate TD and discretionary TD. Therefore, our study is the first to document that firms' earnings management through tax expenses using tax accruals lead to lower earnings persistence and lower future firm performance that investors do not fully anticipate the lower earnings persistence and lower future firm performance, leading to significant mispricing with respect to firm value. Thus, the results of (1) and (2) support managerial opportunism, by contrast, the results of (3) support functional fixation hypothesis.

Overall, we believe these results have implications for assessments of reporting quality as well

* Professor, School of Business, Chungbuk National University, parkjil@chungbuk.ac.kr, First Author

** Ph. D., Department of Accounting, Graduate School, Chungbuk National University, ssyend@naver.com
Corresponding Author

as information risk with regard to the earnings management through tax expenses. Specifically, these feature suggests that firms using tax expense to manage earnings with tax accruals is associated with lower earnings quality.

〈Key words〉 Earnings management through tax expenses, The difference between cash ETR and GAAP ETR, Innate and discretionary components, Earnings persistence, Future firm performance, Firm value