세무와회계저널 https://doi.org/10.35850/KJTA.22.3.04
제22권 제3호 2021년 6월 pp.89～131 ISSN 1738－3323
한국세무학회

세율유연화가 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향

박종일* · 신상이**

〈요 약〉

본 연구는 GAAP 유효세율의 유연화(이하 세율유연화) 정보를 외부감사인이 감사위험에 반영하는지를 감사보수 또는 감사시간 측면에서 알아보는데 있다. Demere et al.(2019)은 과거 3년간 GAAP ETR의 변동성에서 Cash ETR의 변동성의 차이를 이용한 세율유연화 측정치를 처음 제안한 후, 세율유연화가 높은 기업은 재무제표의 재작성이 낮음을 보고하였다. 이 연구에서는 외부정보이용자에게 세율유연화가 미래 Cash ETR을 예측하는데 경영자의 사적정보를 전달하고, 또한 높은 재무보고의 질에 관한 신뢰할만한 지표를 제공한다고 주장한다. 따라서 본 연구는 앞서의 연장선상에서 세율유연화에 대한 감사인의 반응을 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구는 2004년부터 2018년까지의 분석기간에 금융업이 아닌 12월이 결산인 유가증권과 코스닥기업을 대상으로 감사보수(감사시간) 자료가 이용가능 했던 11,961(11,574)개 기업－연도를 분석하였다.

실증결과는 첫째, 종속변수에 영향을 미치는 변수들이 통제된 후에도 세율유연화가 높은 피감기업일수록 감사인의 감사보수가 낮고, 감사투입시간이 적은 것으로 나타났다. 이 결과는 Demere et al.(2019)의 주장과 일치한다. 둘째, 세율유연화를 그 원천(본질적 vs. 재량적 요인)에 따라 구분하여 살펴본 결과, 본질적 세율유연화가 높을 때는 주로 감사보수가 낮은 반면에, 재량적 세율유연화가 높을 때는 주로 감사투입시간이 낮았다. 셋째, 표본을 나누어 분석한 결과에서 앞서의 관계들은 재무보고의 질(예로, 발생액의 질)이 높을 때, Big 4 감사인이 감사하거나, 정보비대칭 수준이 낮을 때 더 뚜렷한 결과로 나타났다.

이상을 요약하면, 본 연구는 세율유연화가 감사인의 감사위험을 낮추는 효과가 있음을 처음으로 보여주었다는 데 의의가 있다. 아울러 본 연구결과에서는 세율유연화 정보가 감사인 관점에서 높은 재무보고의 질로 평가됨을 보여주고 있어 감사보수와 감사시간의 모형에 중요한 결정변수임을 시사한다.

〈주제어〉 GAAP 유효세율의 유연화, 본질적 또는 재량적 요인, 재무보고의 질, 감사보수, 감사시간

* 충북대학교 경영학부 교수, parkjil@chungbuk.ac.kr, 주저자
** 전북대학교 회계학과 강사, ssyend@naver.com, 교신저자

논문접수일 2020년 4월 1일 1차수정일 2021년 5월 20일 게재확정일 2021년 5월 27일

Ⅰ. 서 론

본 연구는 국내 상장기업을 대상으로 GAAP 유효세율의 유연화 정보를 감사인이 감사위험과 관련시켜 평가하는지를 감사보수 또는 감사시간 측면에서 실증적으로 알아보는데 있다. 또한 본 연구는 GAAP 유효세율의 유연화를 그 원천인 본질적 요인과 재량적 요인으로 구분한 후 앞서의 관계를 살펴본다. 나아가 앞서의 관계가 재무보고의 질, 감사인의 감사품질, 그리고 주가변동성으로 측정되는 정보비대칭 수준에 따라 다른지에 대해서도 알아본다.

GAAP 유효세율의 유연화(smoothing of GAAP ETRs ; 이하 '세율유연화'로 지칭)[1] 측정치를 처음으로 제안한 연구는 Demere et al.(2019)의 논문이다. 이 연구는 세율유연화를 과거 3년간의 GAAP ETR(effective tax rates)의 변동성(표준편차)에서 같은 기간의 Cash ETR의 변동성을 차감한 차이 값에 (−1)를 곱해 측정하였다. 이 연구는 앞서의 세율유연화 값이 클수록 세무발생액을 이용한 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 클 것으로 보았다. Demere et al.(2019)의 연구는 해당 논문에서 새롭게 제안한 세율유연화 측정치를 이용하여 재무회계 분야에서 그동안 논의해 왔던 이익유연화에 대한 관점을 세무회계의 세율유연화 측면으로 그 범위를 확장(extension)하였다는 점에서 의미가 있다.

그동안 재무회계 분야에서 이익유연화(earnings smoothing)는 기업에서 이익을 유연화시켜 보고하는 행위가 외부정보이용자에게 긍정적인지 아니면 부정적인 영향을 초래하는지에 관하여 학계는 관심을 가져 왔다(Dye 1988 ; Leuz et al. 2003 ; Tucker and Zarowin 2006 ; Dechow et al. 2010 등). 예를 들어, Dye(1988)는 경영자가 보고이익을 유연화하려는 이유를 다음의 두 가지 관점에서 논의를 하였다. 하나는 변동성의 증가는 투자자들에게 위험을 나타낸다는 점에서 투자자 입장에서 변동성을 줄이는 보고이익에 대한 유연화는 주가에 긍정적일 수 있다. 따라서 경영자에 의한 이익유연화 행위는 기업의 주가를 높이기 위한 동기와 관련이 있다. 다른 하나는 경영자 자신의 최적보상계약을 위한 유인으로서 경영자는 이익유연화를 선호할 수 있다. 즉 경영자는 자신의 보상을 높이려는 수단의 하나로 이익유연화를 기회주의적 동기에 따라 행할 수 있다. 따라서 이익유연화를 다룬 후속연구들은 앞서의 Dye(1988)에서 논의된 두 가지 관점 중 전자에 대한 이익유연화를 시장에 경영자의 사적정보를 전달하는 효과적인 수단으로 보는 관점으로 발전하였고, 후자에 대해서는 경영자의 자의적인 보고이익에 대한 조정은 기업의 이익의 질을 왜곡시킬 것으로 보는 견해를 취하게 되었다(Tucker and Zarowin 2006 ; Jayaraman 2008 ; Dechow et al. 2010 ; Chen et al. 2017 등).[2] 이와 같이 이익유연화가 정보이용자에게 유익한지

1) Demere et al.(2019)의 논문은 새롭게 제안된 측정치를 'GAAP 유효세율의 유연화(GAAP ETR smoothing 또는 smoothing of GAAP ETRs)'로 칭하고 있다. 본 연구에서는 앞서의 용어를 사용하거나 또는 기술의 편의상 이를 줄여 '세율유연화'로 기술한다. 따라서 앞서의 두 용어는 본 연구에서 상호교체 가능하다.

2) 전자의 관점에 대한 실증적 증거로는 이익유연화가 자본시장에 긍정적인 반응을 초래한다는 결과를 보

또는 해로운지(beneficial vs. detrimental)에 관한 두 가지 관점(전자인 경영자의 사적정보의 전달 수단 vs. 후자인 경영자의 기회주의적 이익조정 동기)을 Demere et al.(2019)의 연구는 '세율유연화'에 대한 논의로 그 범위를 확장하였다. 특히 Demere et al.(2019)의 연구는 세율유연화를 논의할 때 재무보고의 질에 초점을 두었다.[3)]

앞서와 같은 확장이 가능한 데에는 Demere et al.(2019)에서 세율유연화 측정치는 이익유연화 측정치의 경우와 동일한 구성을 따르고 있기 때문이다. Demere et al.(2019)에서 제안된 측정치는 기본적으로 Jayaraman(2008)에서의 이익유연화에 대한 측정방법에 착안해 개발되었다. 즉 Jayaraman(2008)은 이익유연화를 측정할 때 과거 5년간(t−4,t) 이익(earnings ; NI)의 변동성(표준편차)에서 같은 기간의 영업현금흐름(cash flows from operations ; CFO)의 변동성을 차감하여 측정하였다.[4)] Demere et al.(2019)에서 세율유연화는 GAAP ETR의 변동성에서 Cash ETR의 변동성을 차감하여 측정하고 있기에 앞서의 연구는 발생주의 회계기준에 따라 측정되는 NI를 GAAP ETR로 대응시키고, 또한 현금주의 기준을 따르는 CFO를 Cash ETR로 대응시킨 것이다. 즉 NI와 마찬가지로 GAAP ETR은 발생주의를 따르고, CFO와 마찬가지로 Cash ETR은 현금주의를 따르는 개념이다. 따라서 이러한 측면에서 보면, 세율유연화 측정치의 개념적 구조는 구성상에 이익유연화 측정치와 동일하다. 다만, 이익유연화는 시계열적 변동성을 줄이는 행위와 관련이 있어 변동성으로 측정되는데, Jayaraman(2008)은 이를 5년간의 장기로 측정한 반면에, Demere et al.(2019)의 연구는 이를 단기(short−term)로 측정한 것에 차이가 있을 뿐이다.

한편, 이익유연화를 위해 시계열적으로 변동성(volatility)을 관리할 때 CFO의 변동성에 비해 NI의 변동성을 낮추는 수단으로 발생액(accruals)이 이용된다. 즉 NI에서 CFO를 차감하면 발생액(accruals)이 되고, 변동성으로 측정된 이익유연화(=NI의 변동성−CFO의 변동성=accruals의 변동성)는 결국 발생액의 변동성을 시계열적으로 줄이는 행위와 관련이 있으므로, 발생액의 시계열적 조정이 이익유연화의 수단인 것이다. 앞서와 같은 논리로 세율유연화를 살펴보면, 세율유연화(=GAAP ETR의 변동성−Cash ETR의 변동성='tax' accruals의 변동성) 역시 시계열적

고한 연구들이 있다(Gu and Zhao 2006 ; Tucker and Zarowin 2006 ; Amiram and Owens 2011 ; Li and Richie 2016 ; 박종일 외 2011, 2012 등). 또한 후자의 관점에 대한 실증적 증거로는 이익유연화가 자본시장에 부정적인 결과로 나타난 연구들이 있다(Jayaraman 2008 ; Chen et al. 2017 ; Khurana et al. 2018 ; 신영직 · 강나라 2020 등). 따라서 경영자의 이익유연화의 행위가 시장의 정보이용자에게 유익한지 혹은 해로운지에 대해서는 아직까지도 재무회계 분야에서 합의된 결론에 도달하지 못하고 있다.

3) Demere et al.(2019)은 세율유연화를 재무보고의 질 측면에서 논의할 때 앞서 전술한 재무회계 분야에서의 이익유연화에 대한 두 가지 관점과 연계시키기 위하여 세율유연화의 역할을 전자에 대해 '높은(higher)' 재무보고의 질로, 후자에 대해서는 '낮은(lower)' 재무보고의 질로 설정하고 있다. 따라서 본 연구도 앞서의 구성을 따랐다.

4) 한편, 선행연구에 따라서는 이익유연화를 측정할 때 NI의 변동성을 CFO의 변동성으로 나누어 측정하기도 한다(Leuz et al. 2003). 하지만 이 방법 역시 Jayaraman(2008)에서 이용된 방법과 개념적으로는 동일한 의미를 내포한다.

으로 GAAP ETR의 변동성을 줄이는 행위는, 즉 Cash ETR의 변동성에 비해 GAAP ETR의 변동성을 줄이기 위해서는 세무발생액(tax accruals)의 변동성을 통해 가능하므로, 결국 세무발생액이 세율유연화를 위한 조정대상이다. Demere et al.(2019)은 재무회계에서 이익유연화의 조정대상이 발생액(accruals)인 것처럼 세율유연화의 조정대상을 세무발생액('tax' accruals)으로 보고 있다. 세무발생액의 용어는 세무회계 분야의 과거 연구들에서 사용되어 왔던 개념이다(Schrand and Wong 2003 ; Dhaliwal et al. 2004 ; Krull 2004 ; Frank and Rego 2006 ; Cazier et al. 2015 ; Choudhary et al. 2016 ; 이혜미 2020 ; 신상이 · 박종일 2020 등).

따라서 Demere et al.(2019)의 연구는 재무회계 분야에서 오랫동안 미해결된 논쟁거리 중 하나였던 이익유연화에 대한 두 가지 관점을 세율유연화에 매핑(mapping)시켜 세무회계 분야로 확장한 후 세율유연화와 재무보고의 질의 관계를 살펴보았다. 이 연구는 재무보고의 질로 재무제표의 재작성(restatement)을 이용하였다. 분석결과는 세율유연화 정도가 높은 기업일수록 재무제표의 재작성의 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 또한 이 연구는 추가분석에서 세율유연화가 미래 Cash ETR에 대한 예측력을 높이는지를 상호작용변수를 이용하여 분석한 결과, 세율유연화와 현재 GAAP ETR의 상호작용변수는 미래 3년간의 Cash(또는 GAAP) ETR에 대해 유의한 양(+)의 관련성이 나타났다. 따라서 Demere et al.(2019)은 앞서의 두 결과를 바탕으로 세율유연화를 하는 기업이 전반적으로 높은 재무보고의 질에 관한 신뢰할만한 지표(credible indicator)를 제공한다고 주장한다. 또한 앞서의 연구는 세율유연화가 외부정보이용자에게 미래 GAAP(또는 Cash) ETR을 예측하는데 있어 유용한 정보력이 있다고 주장한다. 그러나 Demere et al.(2019)의 논문은 앞서와 같은 주장을 하고 있으나, 세율유연화 정보가 실제로 외부정보이용자에게 유용한지와 관련된 시장반응을 체계적으로 살펴보고 있지는 않다.

Demere et al.(2019)의 연구는 세율유연화 측정치를 이용하여 재무회계 분야의 이익유연화에 대한 두 가지 관점을 세무회계 측면으로 확장시켜 재무보고의 질과 관련된 논의를 하고 있다는 점에서 중요한 의미를 가진다. 왜냐하면 기업이 보고하는 재무정보에서 재무보고의 질은 외부정보이용자 입장에서 관찰이 어렵기 때문에 만일 세율유연화가 재무보고의 질에 관한 정보를 내포한다면 이를 통해 정보이용자는 기업이 산출하는 재무정보의 질을 가늠하는 잣대로 활용할 수 있기 때문이다.

따라서 본 연구에서는 앞서의 선행연구에 대한 연장선상에서 세율유연화에 대한 시장반응(market's response)을 살펴보고자 한다. 특히 Demere et al.(2019)의 연구에서는 세율유연화를 재무보고의 질과 연계시키고 있다는 점에서 본 연구는 기업과 관련된 외부정보이용자 중 기업의 재무보고의 질에 대한 평가에 있어 가장 전문성이 높은 집단으로 외부감사인 측면에서 살펴보고자 한다. 제3자인 외부감사인은 회계정보의 신뢰성을 부여해 주고, 또한 경영자와 외부정보이용자 사이의 정보비대칭과 대리 비용을 낮추는데도 기여한다. 그러한 점에서 자본시장에서 감사인이 수행하는 외부감사는 자원의 효율적 배분에 도움이 된다. 또한 감사인은 기업의 이익조정

을 억제할 유인이 있기에 고품질의 감사서비스를 제공하는 감사인은 피감기업의 경영자에 의한 이익조정행위를 억제시켜 자본시장에서 합리적인 의사결정을 내리려는 투자자들에게 보다 신뢰할만한 재무정보를 산출하는데도 기여한다. 이러한 감사인의 역할로 볼 때 감사인은 기업의 재무보고의 질 수준에 관심이 있고, 이를 평가하여 기업에서 보고하는 재무정보의 질에 영향을 미친다.

이와 같이 감사인은 기업이 보고한 재무정보에서 재무보고의 질에 관한 일차적인 평가를 담당하고 있는 집단이라는 점에서 본다면, Demere et al.(2019)에서 세율유연화가 재무보고의 질과 양(+)의 관계가 있다는 주장을 하고 있으나, 세율유연화 정보에 대해 감사인 관점에서 과연 어떻게 평가하는지와 관련된 사항은 실증적 의문(empirical question)이 아닐 수 없다. 그러한 측면에서 본 연구는 감사인이 회계감사 과정에서 세율유연화 정보를 감사위험(audit risk)으로 어떻게 반영하는지를 감사보수의 결정과 감사노력(예로, 감사시간)과의 관계를 통해 알아보고자 한다. 선행연구들은 재무보고의 질이 낮을(높을) 때 감사인의 감사위험이 높아진다(낮아진다)는 결과를 보고한 바 있었다(권수영 · 기은선 2011 ; 전규안 · 박종일 2017). 따라서 앞서의 선행연구들의 결과를 통해 유추해 본다면, 만일 세율유연화 정도가 높은(낮은) 재무보고의 질을 내포하고 있어 감사인이 피감기업의 재무보고의 질이 높다(낮다)고 평가한다면 감사인의 감사위험은 감소(증가)하므로, 감사보수와 감사시간이 상대적으로 낮아질(높아질) 것으로 예상될 수 있다. 하지만 이러한 감사인의 관점에서 세율유연화를 하는 기업에 대해 높은 또는 낮은(higher or lower) 재무보고의 질 중에서 이를 어떻게 평가하는지와 관련된 사항은 결국 실증적 의문에 귀결되는 문제가 아닐 수 없다.

이하 본 연구의 나머지 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 세율유연화를 분석한 관련 선행연구에 대해 검토하고, 이를 기초로 감사인 측면의 가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 가설에 대한 연구모형을 설정하고, 또한 변수의 측정과 정의, 그리고 표본 선정절차를 설명한다. 제Ⅳ장에서는 주된 다변량 회귀결과 또한 세율유연화를 원천별로 나누어 분석한 경우, 그리고 추가분석 결과를 제시한 후 이에 대해 논한다. 제Ⅴ장에서는 연구결과를 요약하고, 본 연구의 발견과 추가적인 공헌, 시사점 그리고 분석상의 한계를 설명한다.

Ⅱ. 선행연구 검토와 가설의 설정

본 절에서는 먼저 세율유연화를 분석한 최근 연구들을 먼저 살펴본 후, 다음으로 세율유연화와 감사인의 감사위험의 관계에 대한 가설을 도출하고자 한다.

1. 선행연구 검토

Demere et al.(2019)은 세율유연화 측정치와 그 개념을 학계에 처음으로 소개한 후, 세율유연화 측정치와 재무보고의 질의 관계를 분석하였다. 특히 이 연구는 재무회계에서 중요한 논쟁거리 중 하나였던 이익유연화의 관점을 세무회계 측면인 GAAP ETR을 조정하는 세율유연화로 매핑하고 있다. 이러한 맥락에서 앞서의 선행연구는 세율유연화 측정치와 재무제표 재작성 간의 관계를 통해 세율유연화가 높거나 혹은 낮은(higher or lower) 재무보고의 질 중에서 어떤 경우와 더 관련성이 있는지에 초점을 두었다. 분석을 위해 이 연구는 세율유연화를 과거 3년간(t−2,t) 자료로 측정된 GAAP ETR의 표준편차(변동성)에서 Cash ETR의 표준편차를 차감한 후 (−1)를 곱해 해당 값이 클수록 GAAP ETR을 이용한 세율유연화 정도가 큰 것으로 보았다. 이 연구는 세율유연화 측정치와 재무제표의 재작성과의 관계를 분석한 결과에서 세율유연화가 클수록 재무제표 재작성의 가능성이 낮고, 또한 세무관련 부정행위의 가능성도 낮은 것으로 나타났다. 따라서 이 연구는 이를 바탕으로 세율유연화가 전반적으로 높은 재무보고의 질과 관련된 신뢰할만한 지표를 제공한다고 주장한다. 또한 이 연구는 추가적으로 미래 3년간의 평균 GAAP(또는 Cash) ETR에 대해 당기 GAAP ETR의 예측력이 세율유연화 정도에 따라 다른지를 알아보았다. 분석결과는 세율유연화 정도가 클수록 당기 GAAP ETR이 미래 3년간의 평균 GAAP ETR 또는 Cash ETR에 대한 예측력이 더 높은 것으로 나타났다. 따라서 이 연구는 이를 기초로 외부정보이용자가 미래기간의 Cash ETR에 대해 예측할 때 경영자는 세율유연화를 사적 정보로 이용한다고 주장한다. 이는 GAAP ETR을 이용한 기업의 세율유연화가 미래 Cash ETR의 예측에 있어 지속적인 세율과 관련한 정보를 전달한다는 주장이다. 하지만 이 연구에서는 세율유연화에 대한 외부정보이용자 관점에서의 시장반응과 관련된 실증적 증거를 보여주고 있지는 않다.

그러한 점에서 Demere et al.(2019) 이후 연구들은 주로 세율유연화가 시장에 어떤 영향을 주는지에 관심을 가졌다. 이와 관련된 연구로는 이혜미(2020), 박종일(2020), 신상이・박종일(2020) 등으로 소수에 불과하다. 예를 들어, 이혜미(2020)는 Demere et al.(2019)의 방법으로 세율유연화를 측정한 후 주가정보성에 어떤 영향을 주는지를 미래이익반응계수 모형을 이용하여 분석하였다. 이 연구는 세무발생액을 이용한 세율유연화 정도가 높은 기업의 주가정보성이 더 높다는 결과를 보고하였다. 또한 이 연구는 세율유연화를 Demere et al.(2019)의 모형에 따라 본질적 요인과 재량적 요인으로 구분하여 살펴본 결과에서 앞서의 세율유연화와 주가정보성 간에 양(+)의 관계는 비재량적인 요인보다는 주로 재량적 요인에 견인된다는 증거를 제시하였다. 따라서 저자는 세율유연화가 미래의 Cash ETR 예측에 관한 정보를 투자자들이 미래이익의 기대치 형성에 이용함으로써 주식수익률에 반영한 결과로 해석하였다. 박종일(2020)은 Demere et al.(2019)의 측정치를 준용하여 세율유연화를 과거 5년간(t−4,t) 자료로 측정한 후 세율유연화가 재무보고의 질과 어떤 관련성이 있는지를 자본비용(예로, 가중평균자본비용) 측면에서 살펴보았

다. 분석결과는 세율유연화는 차기의 가중평균자본비용과 음(−)의 관계로 나타나 GAAP 유효세율을 유연화 하는 기업일수록 자본비용이 낮게 나타났다. 또한 이 연구는 세율유연화를 본질적 요인과 재량적 요인으로 나누어 살펴본 결과에서 앞서의 세율유연화와 자본비용 간에 음(−)의 관계는 주로 본질적 요인에 기인한다는 결과를 보고하였다. 따라서 저자는 이러한 결과에 대해 경영자의 재량적 요인보다 기업의 본질적인 특성이 내포된 세율유연화가 기업의 자본비용 측면에서 투자자들에게 더 긍정적인 영향을 주는 것으로 해석하였다.

반면, 신상이・박종일(2020)은 Demere et al.(2019)의 세율유연화 측정치를 이용하여 신용평가기관과 채권투자자 집단에서는 각각 어떻게 평가하는지를 알아보았다. 분석결과는 세율유연화는 기업신용등급과 음(−)의 관계로 나타난 반면에, 타인자본비용에 대해서는 대체로 유의한 관계가 관찰되지는 않았다. 즉 이 연구는 Demere et al.(2019)에서의 주장과 달리, 신용평가기관은 세율유연화를 하는 기업에 대해 기업신용등급을 낮추고, 또한 세율유연화와 타인자본비용 간에 관련성이 발견되지 않았다. 또한 이 연구는 세율유연화를 본질적 또는 재량적 요인으로 나누어 분석한 결과에서 본질적 또는 재량적 요인 모두에서 세율유연화와 기업신용등급 간에 음(−)의 관계로 나타났고, 이와 달리 재량적 요인보다 본질적 세율유연화는 타인자본비용의 측정치에 따라 다소 차이는 있으나 양(+)의 관계로 나타났다.[5] 따라서 이들 결과에 대해 이 연구는 세율유연화 정보에 대해 신용평가기관과 채권투자자는 각각 다른 차별적 반응을 보인다고 해석하였다.

이상의 선행연구의 결과를 종합하면, 세율유연화는 재무제표의 재작성 가능성과 음(−)의 관계를(Demere et al. 2019), 또한 세율유연화에 대한 시장반응을 살펴본 연구들은 세율유연화는 주가정보성과 양(+)의 관계를(이혜미 2020), 자본비용과 음(−)의 관계로 나타났다(박종일 2020). 반면, 세율유연화는 기업신용등급과 음(−)의 관계로 나타났으나, 타인자본비용과는 유의한 관계를 발견하지 못하였다(신상이・박종일 2020). 따라서 세율유연화가 높거나 낮은 재무보고의 질과 관련된 실증적 증거들은 혼재된 증거(mixed evidences)를 그동안 보여주고 있다. 하지만 세율유연화에 대해 감사인 측면에서 살펴본 연구는 아직까지 전무하다.

한편, 재무회계 측면에서 이익유연화와 감사위험과의 관계를 직접적으로 살펴본 연구는 찾기 어려우나, 장석진 외(2012)의 연구는 이익조정 변동성과 감사위험 간의 관계를 분석할 때 이익유연화를 매개변수로 고려하였다. 앞서의 연구는 이익조정의 변동성을 재량적 발생액의 표준편차로 측정한 후 감사위험이 증가하는지를 감사시간과 감사보수 측면에서 살펴보았다. 분석결과는 피감기업의 이익조정 변동성이 클수록 감사시간과 감사보수 모두 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 피감기업의 이익유연화 정도가 높을수록 앞서의 관계들 모두 약화되는 것으로 나타났다.

---

5) 구체적으로, 신상이・박종일(2020)의 연구는 타인자본비용을 부채차입이자율로 측정한 결과에서 재량적 또는 본질적 세율유연화와 유의한 관계가 나타나지 않은 반면에, 부채차입이자율의 스프레드로 측정한 결과에서만 본질적 세율유연화는 양(+)의 관계로 나타났다.

따라서 이 연구는 이익유연화를 위한 이익조정에 대해서는 감사인의 감사위험을 낮춘다고 주장한다.

2. 가설의 설정

본 연구는 Demere et al.(2019)에서 제안했던 세율유연화 정보에 대해 감사인은 감사위험 수준에 이를 어떻게 반영하는지를 감사보수 또는 감사시간 측면에서 알아보는데 있다. 재무회계 분야에서 경영자의 이익유연화(earnings smoothing) 활동은 이익의 질 또는 재무보고의 질이 높거나 낮은 것과 관련해서 상반된 두 가지 관점(예로, 경영자의 사적정보의 전달수단 vs. 경영자의 기회주의적 이익조정 동기)의 주장이 있어 왔다(Dye 1988 ; Leuz et al. 2003 ; Tucker and Zarowin 2006 ; Dechow et al. 2010 등). 이러한 데에는 재무보고상에 발생주의 회계를 따르고 있기 때문이다. 전술한 바와 같이 이익유연화의 조정수단은 발생액을 이용하여 보고이익을 시계열적으로 평준화하는 것이다. 발생주의 회계의 특성 중 하나인 발생액(accruals)은 극단적인 기업성과에 대한 변동성(volatility)을 제거시켜 주는데 도움이 된다. 이러한 발생액에 기초한 보고이익은 투자자들이 미래 기간의 장기 이익을 예측할 때 더 정보력을 제공해 줄 수 있다. 이러한 관점에서의 이익유연화는 재무보고의 질과 양(+)의 관련성을 가질 수 있다. 그러나 이익을 조작하는 방법으로 수익성 있는 기간에서는 이익을 유보하고 부정적인 충격의 기간에서는 유보된 이익을 이용하여 실제보다 과장된 이익을 보고한다면 이익유연화로 인한 기업성과는 가치관련성과의 관계를 왜곡시킬 수도 있다(Dechow et al. 2010). 따라서 이러한 측면에서의 이익유연화는 재무보고의 질과 음(−)의 관련성을 가질 수 있다.[6] 이와 유사하게 Demere et al.(2019)은 세무발생액(tax accruals)을 통해서도 GAAP ETR을 시계열적으로 조정하는 세율유연화를 한다고 주장한다. 이러한 세무발생액[7]을 통한 세율유연화는 이연법인세제도의 도입 이후 이연법인

6) 전술한 바와 같이 이익유연화를 분석한 그동안의 실증연구들은 혼재된(mixed) 증거를 보여 왔다. 예를 들어, 이익유연화가 높은 기업일수록 주식시장의 투자자 측면에서 긍정적인 영향을 주며(Hunt et al. 2000), 또한 미래이익반응계수가 증가하고(Tucker and Zarowin 2006), 회사채 신용등급 또는 기업신용등급이 높으며(Gu and Zhao 2006 ; 박종일 외 2011), 가중평균자본비용이 낮고(박종일 외 2012), 채권자의 대출이자율은 낮다(Amiram and Owens 2011 ; Li and Richie 2016)는 결과들이 보고되었다. 앞서와 달리, 이익유연화는 매수−매도 스프레드와 양(+)의 관계 또는 알림 트레이딩(informed trading)의 가능성이 높고(Jayaraman 2008), 또한 차기의 주가폭락 위험을 높인다는 결과가 있다(Chen et al. 2017 ; Khurana et al. 2018 ; 신영직 · 강나라 2020).

7) Demere et al.(2019)의 연구는 세무발생액에 대한 실무상에 어떤 항목을 주로 조정하는지와 관련해서는 구체적으로 논하고 있지는 않다. 하지만 앞서의 연구는 세무회계 분야의 연구들에서는 세무발생액(tax accruals)의 용어를 사용해 왔고(Dhaliwal et al. 2004 ; Choudhary et al. 2016 등), 또한 이연법인세제도의 도입으로 기간간 차이의 특성과 법인세비용의 보고 유인(reporting incentives of tax expense)에 따라 GAAP ETR 수준을 조정한다고 보았다. 예를 들어, 합리적인 경영자라면 유효세율을 높여 보고할 유인은 없고, 유효세율을 낮추어 보고할 유인이 있다. 따라서 목표이익에 미달될 경우 경영자는 보고이익을

세에 대한 기간간 차이(inter-temporal)의 특성과 GAAP ETR의 보고상 유인에 따라 조정된다(Demere et al. 2019).[8] 세무발생액은 법인세비용과 실제로 납부하는 현금법인세 간의 차이로 정의되므로, 재무상태표에 보고되는 이연법인세자산의 변동(이연법인세자산에 대한 실현가능성의 판단)과 이연법인세부채의 변동, 또한 포괄손익계산서에 보고되는 중단영업이익에 대한 세후금액으로 보고되는 항목 등으로 구성되어 있기에 시계열적으로 기간간 배분에 따라 조정이 가능할 수 있다(Choudhary et al. 2016 ; 이혜미 2020). 특히 세율유연화는 시계열적으로 유효세율을 평준화 하려는 기업의 조세전략으로 Cash ETR의 변동성보다는 GAAP ETR의 변동성을 줄이는데 있다(이혜미 2020).[9]

따라서 세율유연화는 시계열적으로 GAAP ETR의 변동성을 줄여 평탄하게 보고하는 것이므로, 기업에서 보고하는 GAAP ETR의 지속가능성을 높여 투자자들에게 안정된 ETR을 예상시킬 수 있어 미래 GAAP(또는 Cash) ETR의 예측을 보다 수월하게 해준다(Demere et al. 2019). 이는 이익유연화의 두 가지 관점 중 전자인 경영자의 사적정보의 전달수단과 밀접한 관련이 있다. 이러한 실증적 증거로 Demere et al.(2019)은 세율유연화를 하는 기업일수록 재무제표의 재작성으로 측정된 재무보고의 질과 양(+)의 관계를, 또한 세율유연화를 하는 기업일수록 미래 GAAP (또는 Cash) ETR을 예측하는데 있어 GAAP ETR의 정보력을 더 높인다는 결과를 보고하였다. 또한 시장반응을 살펴본 이혜미(2020)는 세율유연화는 주가정보성과 양(+)의 관계를, 박종일(2020)은 세율유연화와 자본비용 간에 음(-)의 관계를 보고하였다. 이러한 맥락에서 본다면, 외부감사인 관점에서도 세율유연화를 하는 기업에 대해 재무보고의 질이 높다고 평가한다면 감사인의 감사위험은 상대적으로 낮아질 것이다. 감사인의 감사위험이 낮아지면 감사보수와 감사시간 역시 낮아진다(권수영 · 기은선 2011 ; 전규안 · 박종일 2017).[10] 이런 측면에서 감사인이 세율유연화를 재무보고의 질과 연계시켜 평가한다면 감사인의 감사위험은 상대적으로 낮아져 감사보수와 감사시간은 낮을 수 있다.

높이기 위해 재량적 발생액을 상향조정하거나, 또는 재량적 발생액이 부족한 경우 또 다른 방법으로 이연법인세제도 하에서는 법인세비용의 기간간 차이(예로, 이연법인세자산과 이연법인세부채)를 이용하여 일시적으로 GAAP ETR을 낮추면 보고이익을 증가시킬 수 있다. 후자의 경우가 세무발생액을 이용하여 조정하는 방법 중 하나이다(Demere et al. 2019).

8) Graham et al.(2014)의 연구에서는 상장기업의 경영자에게 보고이익에 직접적으로 영향을 미치는 유효세율이 무엇인지를 질의한 결과에서, 경영자들은 Cash ETR보다는 GAAP ETR이라는 응답을 받았다. 이러한 결과는 이연법인세제도의 도입 이후 경영자는 재무보고상에 현금주의에 기초한 현금법인세부담액(Cash ETR) 대신 발생주의에 기초한 법인세비용(GAAP ETR)으로 공시해야 하기 때문일 것이다.

9) 이혜미(2020)는 세무발생액을 통한 세율유연화를 GAAP ETR의 변동성을 세무발생액을 이용하여 Cash ETR의 변동성에 비해 상대적으로 낮추는 보고 행위로 정의하고 있다.

10) 예를 들어, 권수영 · 기은선(2011)은 발생액의 질로 측정된 재무보고의 질이 낮을수록 감사보수가 높고, 감사인의 감사시간의 투입이 더 많다는 결과를, 전규안 · 박종일(2017)은 재무보고의 불투명성이 높을수록 감사인의 감사보수와 감사시간 모두 높다는 결과를 보고하였다.

이와 달리, 앞서의 예상과는 다른 경쟁적(competing) 관점도 존재한다. 앞서 이익유연화의 두 가지 관점 중 다른 하나인 후자에 해당하는 경영자의 기회주의적 이익조정 동기와 관련해서 세율유연화가 수행될 수도 있다. 특히 경영자는 경제적 보상 때문에 세율유연화를 할 수 있다. 선행연구에서는 GAAP ETR 수준이 경영자의 보상 및 경력성과에 영향을 준다는 결과를 보고하였다(Phillips 2003 ; Armstrong et al. 2012). 따라서 만일 경영자가 자신의 보상을 유연화하기 위한 방편으로 GAAP ETR의 유연화를 수행한다면 오히려 재무보고의 질은 낮아질 수 있다. 또한 과세당국이 세무조사를 수행할 때 과거 GAAP ETR의 변동성이 큰 기업을 우선적으로 선정하는 경향이 있다(Graham et al. 2012 ; Bozanic et al. 2017). 따라서 경영자가 과세당국으로부터 세무조사를 회피하려는 방법으로 세율유연화를 한다면 이를 공격적으로(aggressively) 조정할 수도 있다(Demere et al. 2019). 이와 더불어 세율유연화는 시계열적으로 안정된 GAAP ETR 수준을 인위적으로 보고하는 행위이므로, 과거 GAAP ETR 수준에 현재의 GAAP ETR 수준을 맞추는 조정이 될 수 있어 기업의 실제적인 장기 유효세율의 변화가 재무보고상에 왜곡되어 나타날 수도 있다(신상이 · 박종일 2020). 이러한 측면에서 기업이 세율유연화를 수행하였다면 오히려 재무보고의 질은 낮아질 수 있다. 이러한 실증적 증거로 신상이 · 박종일(2020)은 세율유연화와 기업신용등급 간에 음(−)의 관계를 보고한 바 있다. 이러한 맥락에서 본다면, 감사인 관점에서도 세율유연화를 하는 기업에 대해 재무보고의 질이 낮다고 인지할 수 있어 감사인의 감사위험은 증가되어 감사보수와 감사시간은 높아질 수 있다.

따라서 세율유연화와 재무보고의 질의 관계는 양방향의 논의가 모두 가능하다는 점에서, 이에 대한 감사인의 반응은 감사위험이 감소할 수도 있고, 증가할 수도 있다. 그러한 점에서 본 연구는 세율유연화가 감사인의 감사위험에 어떻게 평가되는지를 검증하는데 있어 다음의 귀무가설의 형태로 설정한 후 이와 관련된 의문에 대하여 경험적 분석을 이용해서 살펴보고자 한다.[11)]

가설 1 : 피감기업의 세율유연화는 감사인의 감사보수와 관계가 없다.
가설 2 : 피감기업의 세율유연화는 감사인의 감사시간과 관계가 없다.

Ⅲ. 연구모형과 표본의 선정

1. 연구모형의 설계

본 연구의 목적은 Demere et al.(2019)에서 제안된 세율유연화 측정치에 대해 감사인의 감사

11) 세율유연화를 살펴본 연구들의 경우도 본 연구와 같이 귀무가설의 형태로 가설을 설정한 바 있다(Demere et al. 2019 ; 이혜미 2020 ; 박종일 · 신상이 2020).

위험에 어떤 방향으로 반영하는지를 알아보는데 있다. 따라서 본 연구는 다음의 감사보수 및 감사시간의 각 결정모형인 식(1)과 식(2)을 통해 분석한다.

$$LNAF_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{GSMO}_{t-1} + \beta_2 BISMO_{t-1} + \beta_3 TAV_{t-1} + \beta_4 OPAQUE_{t-1} + \beta_5 SIZE_{t-1} + \beta_6 LEV_{t-1} + \beta_7 LIQ_{t-1} + \beta_8 GRW_{t-1} + \beta_9 MTB_{t-1} + \beta_{10} ROA_{t-1} + \beta_{11} LOSSF_{t-1} + \beta_{12} EXPT_{t-1} + \beta_{13} INVREC_{t-1} + \beta_{14} ISSUE_{t-1} + \beta_{15} BOND_{t-1} + \beta_{16} CONF_t + \beta_{17} DIV_{t-1} + \beta_{18} FOR_t + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} BIG4_t + \beta_{21} FIRST_t + \beta_{22} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$LNAH_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{GSMO}_t + \beta_2 BISMO_t + \beta_3 TAV_t + \beta_4 OPAQUE_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 LIQ_t + \beta_8 GRW_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} ROA_t + \beta_{11} LOSSF_t + \beta_{12} EXPT_t + \beta_{13} INVREC_t + \beta_{14} ISSUE_t + \beta_{15} BOND_t + \beta_{16} CONF_t + \beta_{17} DIV_t + \beta_{18} FOR_t + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} BIG4_t + \beta_{21} FIRST_t + \beta_{22} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

여기서, *LNAF* =t년도 감사보수에 자연로그 값(단위 : 원)
LNAH =t년도 감사시간에 자연로그 값(단위 : 시간)
test variable : GSMO
GSMO =t−1,t년도 Demere et al.(2019)의 방법에 따른 세율유연화, 과거 3년간(t−2,t) GAAP ETR의 변동성(표준편차)에서 앞서와 같은 기간의 Cash ETR의 변동성을 차감한 후 (−1)를 곱한 값
InnateGSMO =t−1,t년도 본질적 세율유연화
DiscGSMO =t−1,t년도 재량적 세율유연화
control variables
BISMO =t−1,t년도 세전이익의 유연화, 과거 3년간(t−2,t) 세전이익(BI)의 변동성(표준편차)에서 앞서와 같은 기간의 세전영업현금흐름(=CFO+법인세부담액)의 변동성을 차감한 후 (−1)를 곱한 값, 여기서 세전이익과 세전영업현금흐름은 기초총자산으로 표준화
TAV =t−1,t년도 과거 3년간(t−2,t) 자료로 계산된 GAAP ETR(=법인세비용의 합계/세전이익의 합계)
OPAQUE =t−1,t년도 Hutton et al.(2009)의 방법으로 과거 3년간(t−2,t) 재량적 발생액에 연도별로 각각 절대값을 취한 후 합산한 값
SIZE =t−1,t년도 총자산에 자연로그 값(단위 : 원)
LEV =t−1,t년도 총자산 대비 총부채
LIQ =t−1,t년도 유동부채 대비 유동자산
GRW =t−1,t년도 매출액 성장성(=[매출액t−매출액t−1]/매출액t−1)
MTB =t−1,t년도 자기자본의 장부가치 대비 시장가치(보통주)
ROA =t−1,t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)
LOSSF =t−1,t년도 과거 5년 동안의 손실발생의 빈도
EXPT =t−1,t년도 총매출액 대비 해외매출액의 비중

INVREC	=t−1,t년도 총자산 대비 재고자산 및 매출채권의 비중
ISSUE	=t−1,t년도 유상증자가 발행된 기업이면 1, 아니면 0
BOND	=t−1,t년도 회사채가 발행된 기업이면 1, 아니면 0
CONF	=t년도 연결재무제표를 작성하면 1, 아니면 0
DIV	=t−1,t년도 현금배당을 지급하면 1, 아니면 0
FOR	=t년도 외국인지분율
OWNER	=t년도 대주주 지분율(특수관계자를 포함)
BIG4	=t년도 Big 4 감사인에 해당하면 1, 아니면 0
FIRST	=t년도 초도감사이면 1, 아니면 0
MKT	=t년도 코스닥에 속한 기업이면 1, 유가증권기업이면 0
ΣIND	=산업별 더미변수
ΣYD	=연도별 더미변수
ε	=잔차항

식(1) 및 식(2)의 종속변수는 각각 감사보수(LNAF)와 감사시간(LNAH)이다. 본 연구는 감사보수 및 감사시간의 결정모형을 분석했던 선행연구처럼 종속변수에 대해 자연로그를 취해 분석에 이용하였다(Simunic 1980 ; 권수영 · 기은선 2011 등). 식(1) 및 식(2)의 관심변수는 세율유연화(이하 GSMO)이고, 본 연구는 Demere et al.(2019)의 방법에 따라 GSMO를 당기가 포함된 과거 3년간(t−2,t)의 GAAP ETR의 변동성(예로, 표준편차로 측정)에서 동기간(t−2,t)의 Cash ETR의 변동성을 차감한 후 (−1)를 곱한 값으로 측정하였다. 여기서 GAAP ETR은 법인세비용을 법인세비용차감전순이익(세전이익)으로 나눈 값이고, Cash ETR은 법인세부담액[12]을 법인세비용차감전순이익으로 나눈 값이다. 따라서 GAAP ETR의 변동성에서 Cash ETR의 변동성을 차감한 값에 (−1)를 취한 GSMO의 값이 클수록 GAAP 유효세율을 시계열적으로 평탄하게(smooth out) 조정하는 세율유연화 정도가 높은 것으로 해석한다.

만일 세율유연화를 하는 피감기업에 대해 감사인이 이를 재무보고의 질이 높다고 평가한다면 식(1) 및 식(2)의 관심변수 GSMO는 종속변수 LNAF 또는 LNAH에 대하여 유의한 음(−)의 회귀계수 값이 각각 나타날 것으로 기대된다($\beta_1<0$). 그렇지 않고 만일 세율유연화를 하는 피감기업에 대해 감사인이 재무보고의 질이 낮다고 평가한다면 식(1) 및 식(2)의 관심변수 GSMO는 종속변수 LNAF 또는 LNAH에 대해서 유의한 양(+)의 값이 각각 나타날 것이다($\beta_1>0$).

또한 본 연구에서는 GSMO의 분석 외에도 식(1) 및 식(2)의 모형에 대해 Demere et al.(2019)의 방법을 이용하여 GSMO의 원천(source)에 따라 본질적 또는 재량적 요인(innate vs. discretionary factors)으로 나누어서도 살펴본다(이혜미 2020 ; 박종일 2020 ; 신상이 · 박종일 2020). 즉 식(1) 및 식(2)의 분석결과에서 GSMO가 LNAF 및 LNAH에 대해 유의한 양(+) 또는 음(−)의 관련성이

12) Cash ETR을 측정할 때 분자인 법인세부담액은 선행연구의 방법처럼 다음과 같이 측정되었다(기은선 2012 ; 신상이 · 박종일 2020 등). 즉 법인세부담액은 법인세비용에 이연법인세자산의 변동은 가산하고 이연법인세부채의 변동은 차감하여 계산된다.

나타난다면 앞서의 결과가 본질적 또는 재량적 요인 중에서 어떤 요인에 주로 기인한 것인지를 추가로 알아보기 위한 것이다. 본 연구는 기술의 편의상 전자인 본질적 세율유연화를 InnateGSMO로 칭하고, 후자를 DiscGSMO로 지칭한다. 전자인 본질적 요인은 기업의 근원적 특성(예로, 영업환경, 기업의 사업모형 및 재무안전성 등)에 따라 발생하는 요인인 반면, 후자인 재량적 요인은 경영자의 기회주의적인 재량적 선택에 의해 발생하는 것과 관련이 있다(Demere et al. 2019 ; 박종일 2020 ; 신상이 · 박종일 2020).[13)]

한편, 본 연구는 앞서의 관심변수 GSMO(또는 InnateGSMO vs. DiscGSMO)와 종속변수(LNAF, LNAH) 간의 관계를 알아보는데 있어 Demere et al.(2019)의 방법과 유사하게 BISMO(세전이익의 유연화) 및 TAV(조세회피)를 모형에 통제한 후 살펴본다. 이들 변수는 앞서의 관심변수와 종속변수 간의 관계가 이익유연화와 조세회피에 기인한 것이 아님을 파악하는데 있어 필요하다(Demere et al. 2019). 이들 두 변수(BISMO, TAV)는 GSMO와 같이 과거 3년간(t−2,t) 자료가 이용되었고,[14)] 또한 결과해석의 편의를 위해 선행연구처럼 모두 (−1)를 곱하여 측정되었다(신상이 · 박종일 2020). 따라서 BISMO와 TAV의 각 값이 클수록 세전이익의 유연화 정도가 높고, 조세회피 수준이 높은 것으로 해석한다. 또한 본 연구의 관심변수인 GSMO의 경우 전술한 바와

---

13) 앞서 InnateGSMO와 DiscGSMO의 경우는 모형식을 이용한 추정과정이 필요하다. 본 연구는 선행연구에 따라 GSMO를 본질적 요인과 재량적 요인으로 분해하였다(Demere et al. 2019 ; 신상이 · 박종일 2020). GSMO를 다시 본질적 또는 재량적 요인으로 분해하기 위한 모형은 식(3)과 같다. 식(3)의 모형은 산업−연도별 횡단면 회귀분석을 통해 본질적 또는 재량적 요인이 추정되며, 회귀분석을 통해 추정된 개별기업의 잔차(ε) 값이 재량적 요인인 DiscGSMO이 되고, 다시 GSMO에서 추정된 잔차(ε)를 차감한 값이 나머지의 본질적 요인인 InnateGSMO가 된다(신상이 · 박종일 2020).

$$GSMO_t = \delta_0 + \delta_1 SIZE_t + \delta_2 SALES_VOL_t + \delta_3 PPE_t + \delta_4 INT_t + \delta_5 D_INT_t + \delta_6 CYCLE_t + \delta_7 NTI_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서, $GSMO_t$ =t년도 세율유연화
$SIZE_t$ =t년도 총자산에 자연로그
$SALES_VOL_t$ =t년도 과거 3년간 (매출액/기초총자산)의 표준편차
PPE_t =t년도 유형자산/총자산
INT_t =t년도 무형자산 집중도[=(연구개발비+광고선전비)/매출액]
D_INT_t =t년도 연구개발 또는 광고선전비가 영(0)이면 1, 아니면 0
$CYCLE_t$ =t년도 영업순환주기에 자연로그
NTI_t =t년도 과거 3년간 과세소득이 영(0)보다 적은 횟수
ε_t =잔차

Demere et al.(2019)에서 식(3)의 7개 설명변수에 대한 구성은 기본적으로 Mayberry et al.(2015) 및 Francis et al.(2005)의 모형에 기초한다. 다만, 식(3)에 고려된 NTI의 측정을 위해서는 추정과세소득이 필요하고, 본 연구는 선행연구에 따라 계산하였다(전규안 · 김철환 2008 ; 신상이 · 박종일 2020).

14) 본 연구는 TAV를 과거 3년간의 자료를 이용한 GAAP ETR로 계산된 값을 모형에 통제하였다. 만일 Cash ETR로 계산된 TAV를 통제한 경우에도 관심변수 GSMO와 종속변수(LNAF, LNAH) 간의 관계는 질적으로 같았다.

같이 재무보고의 질이 높은지 또는 낮은지를 감사인의 감사위험 측면에서 살펴보는 것이므로, 재무회계 측면의 재무보고의 질과는 구분되는 별개의 정보인지를 확인할 필요가 있으므로, 본 연구는 Hutton et al.(2009)에서 제안된 OPAQUE(재무보고의 불투명성) 변수를 모형에 추가로 고려하였다.[15] 이 측정치도 앞서와 같이 과거 3년간(t−2,t) 자료로 측정된다. 선행연구에서는 OPAQUE와 감사보수 또는 감사시간 간에 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다(전규안・박종일 2017). 이들 BISMO, TAV 및 OPAQUE의 측정방법은 식(2)의 하단에 보고한 사항과 같다. 따라서 식(1) 및 식(2)의 모형에 BISMO, TAV 그리고 OPAQUE의 추가적인 통제는 관심변수(GSMO)와 종속변수(LNAF, LNAH) 간의 관계를 살펴보는데 있어 이익유연화, 조세회피 및 재무보고의 불투명성에 따른 직접적인 영향을 통제한 후에도 GSMO가 감사인의 감사위험 판단에 추가적인(incremental) 정보력을 가지고 있는지를 살펴보는데 있어 필요하다.

그 외 식(1) 및 식(2)에 고려된 통제변수들은 종속변수로 감사보수 또는 감사시간을 분석한 선행연구들의 모형을 준용하여 선정하였다(Choi et al. 2010 ; Kim et al. 2012 ; Lawson and Wang 2016 ; 박종일・박찬웅 2007 ; 권수영・기은선 2011 ; 이창섭 외 2012 ; 전규안・박종일 2017 ; 박종일・신상이 2018 등).[16] 모형에 고려된 통제변수로는 SIZE(기업규모), LEV(부채비율), LIQ(유동비율), GRW(매출액 성장성), MTB(자본의 장부가치 대비 시장가치), ROA(총자산이익률), LOSSF(과거 5년간 손실발생의 빈도), EXPT(수출비중), INVREC(재고자산 및 매출채권의 비중), ISSUE(유상증자), BOND(회사채 발행), CONF(연결재무제표 작성여부), DIV(현금배당여부), FOR(외국인지분율), OWNER(대주주 지분율), BIG4(감사인 규모), FIRST(초도감사여부), MKT(시장유형)와, 산업간 또는 연도별 차이에 기인되는 고정효과를 통제하기 위하여 산업과 연도(ΣIND, ΣYD) 더미변수이다. 이들 통제변수에 대한 시점 표기와 변수의 측정 및 정의는 식(2)에서의 하단에 보고된 사항과 같다. 따라서 통제변수를 모형에 고려한 이유를 간략히 살펴보면 다음과 같다.

먼저 본 연구는 기업특성과 관련된 기본적인 변수로 SIZE, LEV, LIQ, GRW 및 MTB를 모형에 고려하였다. 선행연구들에서 SIZE는 감사보수와 감사시간에 가장 중요한 영향을 주는 변수로 나타났다(Simunic 1980 ; 권수영・기은선 2011). 또한 SIZE는 모형식에 고려하지 못한 생략변수에 대한 대용치의 역할을 한다(Ashbaugh et al. 2003). 선행연구들은 기업규모가 크면 감사보수(LNAF)와 감사시간(LNAH) 모두 증가한다는 결과를 보고하였다(박종일・박찬웅 2007 ; 권수영・기은선 2011). LEV와 LIQ는 장・단기 기업의 재무적인 안전성을 나타내므로 감사위험

15) Hutton et al.(2009)은 재량적 발생액(DA)을 계산할 때 Dechow et al.(1995)의 모형이 이용되었다, 지면상 Dechow et al.(1995)의 DA 추정모형식에 대한 보고는 생략하였다. 본 연구는 선행연구 중 전규안・박종일(2017)의 연구에 따라 OPAQUE를 측정하였다. 따라서 DA의 추정모형은 이 연구를 참고하기 바란다(p.1313).

16) 본 연구는 선행연구들처럼 식(1)과 식(2)의 감사보수와 감사시간의 결정모형에 대한 통제변수를 같은 변수로 고려하였다(박종일・박찬웅 2007 ; 권수영・기은선 2011 등).

과 관련이 있다. 즉 선행연구들에서 LEV는 종속변수(LNAF, LNAH)와 양(+)의 관계를, LIQ는 음(−)의 관계를 예상한 바 있다(Choi et al. 2010 ; Lawson and Wang 2016 ; 박종일 · 박찬웅 2007). GRW는 매출액의 성장성을, MTB는 자본의 장부가치 대비 시장가치가 클 때 기업의 투자기회가 더 많음을 나타낸다. 선행연구들은 기업의 성장성이 높거나 투자기회가 많을수록 경영자의 이익조정행위도 증가할 것으로 예상한 바 있어 GRW 및 MTB는 종속변수(LNAF, LNAH)에 대하여 양(+)의 관계가 기대된다(Choi et al. 2010 ; Kim et al. 2012 ; 이창섭 외 2012). 또한 ROA 및 LOSSF는 기업성과인 수익성을 나타내는 변수들이다. 기업의 수익성이 높을 때 감사인의 감사위험을 낮출 수 있으므로, ROA는 종속변수(LNAF, LNAH)에 대하여 음(−)의 관계를, LOSSF는 양(+)의 관계가 기대된다(Kim et al. 2012). 또한 EXPT, INVREC, ISSUE, BOND 및 CONF 모두는 기업의 영업활동의 복잡성을 높인다는 점에서 감사과정상에 감사인의 업무복잡성을 증가시킬 수 있다. 따라서 앞서의 변수들은 종속변수(LNAF, LNAH)에 대해 모두 양(+)의 관계가 기대된다(Hanlon et al. 2012 ; Kim et al. 2012 ; 권수영 · 김문철 2001 ; 박종일 · 박찬웅 2007 ; 박종일 · 신상이 2018 등).

DIV의 경우 선행연구들은 현금배당을 수행하는 기업이 그렇지 않은 경우보다 재무보고의 질이 높아 감사인은 현금배당을 지급한 기업의 감사위험을 낮춘다는 결과를 보고한 바 있다(Lawson and Wang 2016 ; 박종일 외 2018). FOR 및 OWNER는 기업의 소유구조의 효과를 통제하기 위한 변수들이다. 선행연구들은 외국인투자자의 지분율이 높은 경우 이들로부터의 모니터링 역할을 기대하므로, 감사보수와 감사시간이 증가할 것으로 기대한 반면, 대주주 지분율이 높을 때는 지배주주 자신의 사적편익의 추구행위에 따라 감사보수와 감사시간이 감소할 것으로 예상한 바 있다(박종일 · 박찬웅 2007 ; 권수영 · 기은선 2011). BIG4와 FIRST는 감사인 특성과 관련이 있다. 감사품질을 다룬 선행연구들은 Big 4 감사인이 감사하면 그렇지 않은 경우에 비해 고품질의 감사서비스를 제공한다는 주장을 해왔다(DeAngelo 1981 ; Becker et al. 1998 ; Behn et al. 2008). 따라서 선행연구들에서 BIG4는 종속변수(LNAF, LNAH)와 양(+)의 관계로 나타났다(박종일 · 박찬웅 2007 ; 권수영 · 기은선 2011). 반면, 초도감사는 국내 감사시장의 경쟁에 따라 가격할인이 존재할 수 있으므로, FIRST는 LNAF에 대해 음(−)의 관계를(신용인 외 2007 ; 권수영 · 기은선 2011), 그러나 초도감사는 계속감사의 경우보다 기업의 전반적인 이해가 낮아 감사인의 노력이 더 투입될 수 있으므로, 선행연구의 경우 FIRST는 LNAH와 양(+)의 관련성을 보고한 바 있다(박종일 · 박찬웅 2007). 또한 시장유형에 따른 차이를 통제하기 위하여 본 연구는 MKT를 모형에 고려하였다(권수영 · 기은선 2011 ; 박종일 · 신상이 2018).

한편, 식(1)과 식(2)의 관심변수에 대한 시점의 경우 국내 감사시장은 대체로 고정급계약의 형태로 감사보수계약이 체결되는 것이 일반적이다. 즉 감사인의 감사보수는 대부분이 회계연도 초에 결정되고, 감사인의 감사노력인 감사시간의 투입은 회계연도말과 다음연도 초에 집중되어 수행된다. 이러한 특성을 고려하기 위하여 본 연구는 국내 선행연구들처럼 식(1)의 관심변수는 t−

1시점을, 식(2)의 관심변수는 t시점으로 측정하였다(권수영 · 기은선 2011 ; 박종일 · 신상이 2018 등).[17]

2. 표본의 선정

본 연구는 2003년부터 2018년까지의 기간에 한국거래소에 상장되어 있는 유가증권과 코스닥 기업을 중심으로 다음의 조건을 만족하는 표본을 이용하였다.

(1) 금융업에 속하지 않는 12월이 결산인 기업
(2) (사)한국상장회사협의회의 TS2000 데이터베이스로부터 감사보수 및 감사시간, 대주주 지분율 자료가 수집 가능한 기업
(3) NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스로부터 분석상 필요한 기본 재무자료와 감사인 명단, 감사의견 및 외국인지분율 자료가 수집 가능한 기업
(4) 과거 3년간(또는 5년간) 세전이익이 양(+)이고 연속된 자료가 있는 기업
(5) 자본잠식의 상태가 아니고, 감사의견이 비적정이 아닌 기업

본 연구의 분석기간은 2003년부터 2018년까지이다.[18] 즉 종속변수 LNAF(LNAH)의 t시점을 기준으로 볼 때 관심변수는 t−1(t)시점이 이용된다. 따라서 분석 자료는 종속변수가 2004년부터 2018년까지이면, LNAF(LNAH)의 관심변수는 2003년부터 2017년까지(2004년부터 2018년까지)이다. 또한 관심변수 GSMO의 측정상에 과거 3년간(t−2,t) 또는 5년간(t−4,t)[19] 자료가 이용되므로, 실제 분석에 사용되었던 자료는 1999년부터이다.

앞서의 조건 (1)의 경우 금융업을 분석에 제외한 이유는 재무제표의 양식 및 계정과목의 성격

17) 다만, 국내 선행연구들과 같이 본 연구는 통제변수 중 식(1)의 CONF, FOR, OWNER, BIG4, FIRST 등은 재무자료가 아니므로 종속변수와 같은 t시점으로 측정하고, 식(2)의 경우는 앞서의 변수들에 대해 재무자료와 같은 t시점으로 측정하였다(권수영 · 기은선 2011 ; 박종일 · 신상이 2018 등).

18) 신외감법 규정에 따라 2019년 11월 1일 이후 사업연도부터는 금융위에 등록한 회계법인(등록감사인)만 주권상장법인 외부감사를 수행할 수 있는 상장법인 감사인등록제도가 처음 시행된다. 따라서 2019년부터 신외감법에 따라 종전과 다르게 회계감사제도의 변화가 크게 발생할 것으로 예상된다. 그러한 점에서 본 연구는 종속변수로 감사인의 감사보수 및 감사시간 자료를 이용하고 있으므로, 신외감법의 적용이 있기 바로 전인 2018년까지로 표본을 선정하였다. 이와 관련하여 국내 선행연구인 이혜미(2020), 박종일(2020) 및 신상이 · 박종일(2020)의 경우도 2019년 이전 자료를 분석에 이용하였다. 따라서 본 연구는 선행연구와의 비교목적상에 신외감법 규정이 적용되기 전까지의 자료로 분석을 수행하고자 한다.

19) 본 연구는 Demere et al.(2019)의 연구처럼 GSMO 측정치에 대해 3년간 자료로 분석된 경우를 주된 결과로 제시하였고, 검증결과에 대한 민감도 분석 차원에서 GSMO를 과거 5년간 자료로도 분석하였다(이혜미 2020 ; 신상이 · 박종일 2020).

이 제조업과 상이하므로 표본의 비교가능성을 제고시키기 위함이다. 또한 분석에 이용된 표본을 12월 결산법인만을 대상으로 한 경우는 표본의 동질성을 높이기 위함이다. 조건 (2) 및 (3)은 자료의 출처이다. 본 연구의 감사보수, 감사시간[20] 및 대주주 지분율은 TS2000 데이터베이스로부터 추출하였다. 그 외 GSMO의 측정, 기본 재무자료와 시장가치, 감사인의 명단, 감사의견, 그리고 외국인지분율 자료 등은 KISVALUE 데이터베이스를 이용하였다. 조건 (4)는 관심변수 GSMO의 측정을 위해서는 GAAP ETR과 Cash ETR에 대해 각 분모인 세전이익이 3년간(또는 5년간) 양(+)이고 연속된 자료가 있는 기업의 조건이 필요하다. ETR을 계산할 때 선행연구들은 분모인 세전이익이 영(0) 이하 값인 기업은 결과해석에 어려움이 있어 제외한다(Dyreng et al. 2008 ; Guenther et al. 2017). 그리고 조건 (5)에서 자본이 잠식되거나 비적정 감사의견을 받은 기업이면 그렇지 않은 일반기업과 비교할 때 재무정보의 신뢰성이 낮을 수 있어 표본에서 제외하였다. 위의 조건을 모두 충족하는 최종표본은 종속변수를 기준으로 한 분석기간(2004－2018)에 대해 LNAF(LNAH)는 11,961(11,574)개 기업/연 자료였다. 한편, 본 연구는 식(1) 및 식(2)에서 더미변수와 자연로그를 취한 변수를 제외한 나머지 변수들은 상하 1% 내로 조정(winsorize)하여 분석하였다.[21]

<표 1>은 표본의 산업별 분포이다. 각 종속기업(LNAF, LNAH)을 기준으로 나누어 보고하였다. 산업분류는 지면관계상 대분류 기준으로 제시하였다.

〈표 1〉 표본의 산업별 분포

Industry	LNAF 표본		LNAH 표본	
	빈도수	%	빈도수	%
제조업	7,920	66.2%	7,617	65.8%
건설업	424	3.5%	416	3.6%
도매 및 소매업	787	6.6%	777	6.7%
서비스업	2,379	19.9%	2,322	20.1%
기타	451	3.8%	442	3.8%
합계	11,961	100.0%	11,574	100.0%

주1) 종속변수를 기준으로 분석기간 2004년부터 2018년까지임.

20) 본 연구는 선행연구들의 방법과 같이 감사보수는 10,000천원 이상의 피감기업을 표본으로, 감사시간의 경우는 최소 100시간 이상인 피감기업을 표본으로 이용하였다(권수영 · 기은선 2011 ; 박종일 · 신상이 2018 등).

21) 한편, GAAP(또는 Cash) ETR의 경우 선행연구의 방법에 따라 ETR의 분모인 세전이익이 연도별로 영(0) 이하의 기업은 제외하고, 또한 각 ETR 값이 영(0) 이하 또는 1을 초과시에 각각 [0, 1]로 조정하였다(Dyreng et al. 2008). 그런 후 GSMO을 상하 1% 이내에서 조정하였다.

<표 1>에서 표본에 수록된 업종이 다양한 산업에 분포한 것을 볼 수 있다. LNAF와 LNAH 표본 모두 제조업이 대략 66%로 나타나 빈도수가 가장 많았다(LNAF 표본 : 66.2%, LNAH 표본 : 65.8%). 다음이 서비스업에서 대략 20%로 나타났고(LNAF 표본 : 19.9%, LNAH 표본 : 20.1%), 나머지 산업은 도매와 소매업(6.6%, 6.7%), 기타(모두 3.8%), 건설업(3.5%, 3.6%) 순으로 표본의 10% 이내이다.

Ⅳ. 실증분석결과

1. 기술통계

<표 2>는 모형에 이용된 주요 변수들의 기술통계이다. 표의 경우 지면관계상 표본수가 더 많았던 식(1)의 LNAF 표본을 중심으로 보고하고, 식(2)의 종속변수 LNAH의 기술통계는 같이 제시했다. <표 2>에 대해 평균(중위수)을 중심으로 살펴보면, LNAF(감사보수)의 평균(중위수)은 11.214 (11.082)이다. 감사보수에 자연로그를 취하기 전의 수치 값은 119,542(65,000)천원이었다. LNAH (감사시간)의 경우는 6.844(6.733)이며, 자연로그를 취하기 전의 수치는 1,444(840)시간이다.

먼저 GSMO(세율유연화)의 평균(중위수)은 0.118(0.021)이다. 지면상 보고하지 않았으나, GSMO를 구성하는 과거 3년간의 GAAP ETR의 표준편차와 Cash ETR의 표준편차의 경우 각 평균이 0.135와 0.252이고, 이들 두 변수의 t 검증결과에 의하면 1%에서 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 즉 Cash ETR의 변동성이 비해 GAAP ETR의 변동성이 대략 0.54(=0.135/0.252)로 더 낮게 나타나 표본으로 이용된 국내 상장기업들은 평균적으로 Cash ETR의 변동성보다 GAAP ETR의 변동성을 줄이는 세율유연화의 현상이 있음을 알 수 있다. GSMO의 구성요소인 InnateGSMO(본질적 세율유연화)와 DiscGSMO(재량적 세율유연화)의 각 평균(중위수)은 0.119 (0.066)와 −0.001 (−0.024)이다. 즉 평균으로 볼 때 InnateGSMO(0.119)와 DiscGSMO(−0.001)의 평균의 합은 GSMO(0.118)의 평균과 일치하였다.

BISMO(세전이익의 유연화)의 평균(중위수)은 0.030(0.021)이다. 지면상 표에 나타내지 않았으나, 이 변수의 구성인 3년간으로 계산된 세전이익의 표준편차와 세전영업현금흐름의 표준편차의 각 평균은 0.030과 0.046으로 나타나 세전영업현금흐름의 변동성보다 세전이익의 변동성이 0.65 (=0.030/0.046)로 더 적었다. 이는 앞서 세율유연화의 경우와 유사하다. TAV(조세회피)의 경우는 −0.200(−0.212)이다. 따라서 평균으로 볼 때 3년간으로 계산된 GAAP ETR은 세전이익 대비 법인세비용이 20% 정도였다. OPAQUE(재무보고의 불투명성)의 경우 0.189(0.149)이다.

〈표 2〉 주요 변수의 기술통계

Variable	N	평 균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
LNAF	11,961	11.214	11.082	0.733	9.210	15.297
LNAH	11,574	6.844	6.733	0.782	4.605	10.828
GSMO	11,961	0.118	0.021	0.495	−2.232	4.105
InnateGSMO	11,961	0.119	0.066	0.262	−2.048	3.058
DiscGSMO	11,961	−0.001	−0.024	0.417	−2.221	3.953
BISMO	11,961	0.030	0.021	0.058	−0.332	0.410
TAV	11,961	−0.200	−0.212	0.103	−1	0
OPAQUE	11,961	0.189	0.149	1.452	0.003	1.416
SIZE	11,961	25.778	25.536	1.485	20.011	32.795
LEV	11,961	0.354	0.346	0.176	0.036	0.747
LIQ	11,961	2.919	1.842	3.233	0.298	21.522
GRW	11,961	0.114	0.070	0.268	−0.507	1.403
MTB	11,961	1.380	1.058	1.145	0.224	6.987
ROA	11,961	0.080	0.060	0.072	0.001	0.413
LOSSF	11,961	0.201	0	0.499	0	5
EXPT	11,961	0.096	0	0.224	0	0.946
INVREC	11,961	0.311	0.289	0.195	0.000	0.924
ISSUE	11,961	0.192	0	0.394	0	1
BOND	11,961	0.120	0	0.470	0	1
CONF	11,961	0.672	1	0.470	0	1
DIV	11,961	0.813	1	0.390	0	1
FOR	11,961	0.085	0.029	01247	0	0.565
OWNER	11,961	0.434	0.429	0.154	0.111	0.780
BIG4	11,961	0.580	1	0.494	0	1
FIRST	11,961	0.164	0	0.370	0	1
MKT	11,961	0.547	1	0.498	0	1

주1) 변수의 정의 : *LNAF*=t년도 감사보수에 자연로그 값(단위 : 원) ; *LNAH*=t년도 감사시간에 자연로그 값(단위 : 시간) ; *GSMO*=t−1,t년도 Demere et al.(2019)의 방법에 따른 세율유연화, 과거 3년간(t−2,t) GAAP ETR의 변동성(표준편차)에서 앞서와 같은 기간의 Cash ETR의 변동성을 차감한 후 (−1)를 곱한 값 ; *InnateGSMO*=t−1,t년도 본질적 세율유연화 ; *DiscGSMO*=t−1,t년도 재량적 세율유연화 ; *BISMO*=t−1,t년도 세전이익의 유연화, 과거 3년간(t−2,t) 세전이익(BI)의 변동성(표준편차)에서 앞서와 같은 기간의 세전영업현금흐름(=CFO+법인세부담액)의 변동성을 차감한 후 (−1)를 곱한 값, 여기

서 세전이익과 세전영업현금흐름은 기초총자산으로 표준화 ; *TAV*=t−1,t년도 과거 3년간(t−2,t) 자료로 계산된 GAAP ETR(=법인세비용의 합계/세전이익의 합계) ; *OPAQUE*=t−1,t년도 Hutton et al. (2009)의 방법으로 과거 3년간(t−2,t) 재량적 발생액에 연도별로 각각 절대값을 취한 후 합산한 값 ; *SIZE*=t−1,t년도 총자산에 자연로그 값(단위 : 원) ; *LEV*=t−1,t년도 총자산 대비 총부채 ; *LIQ*=t−1,t년도 유동부채 대비 유동자산 ; *GRW*=t−1,t년도 매출액 성장성(=[매출액$_t$−매출액$_{t-1}$]/매출액$_{t-1}$) ; *MTB*=t−1,t년도 자기자본의 장부가치 대비 시장가치(보통주) ; *ROA*=t−1,t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산) ; *LOSSF*=t−1,t년도 과거 5년 동안의 손실발생의 빈도 ; *EXPT*=t−1,t년도 총매출액 대비 해외매출액의 비율 ; *INVREC*=t−1,t년도 총자산 대비 재고자산 및 매출채권의 비중 ; *ISSUE*=t−1,t년도 유상증자가 발행된 기업이면 1, 아니면 0 ; *BOND*=t−1,t년도 회사채가 발행된 기업이면 1, 아니면 0 ; *CONF*=t년도 연결재무제표를 작성하면 1, 아니면 0 ; *DIV*=t−1,t년도 현금배당을 지급하면 1, 아니면 0 ; *FOR*=t년도 외국인지분율 ; *OWNER*=t년도 대주주 지분율(특수관계자를 포함) ; *BIG4*=t년도 Big 4 감사인에 해당하면 1, 아니면 0 ; *FIRST*=t년도 초도감사이면 1, 아니면 0 ; *MKT*=t년도 코스닥에 속한 기업이면 1, 유가증권기업이면 0임.

주2) 종속변수를 기준으로 분석기간 2004년부터 2018년까지 자료임.

SIZE(기업규모)의 평균(중위수)은 25.778(25.536)이고, 자연로그를 취하기 전의 수치 값은 933,065(123,081)백만원이었다. LEV(부채비율)의 경우 0.354(0.346)로 나타나 자기자본이 타인자본의 비중보다 높다. LIQ(유동비율)의 경우 2.919(1.842)이고, GRW(매출액의 성장성)의 경우 0.114(0.070)이며, MTB(자본의 장부가치 대비 시장가치)의 경우 1.380(1.058)이다. 본 연구는 표본의 구성상 세전이익이 양(+)인 기업들을 대상으로 하고 있으므로, 상대적으로 재무안전성, 매출액 성장성 그리고 MTB로 측정된 투자기회가 높게 나타났다. 수익성인 ROA(총자산이익률)의 경우는 0.080(0.060)으로 양(+)이며, LOSSF(과거 5년간 손실발생의 빈도)의 평균은 0.201이다. EXPT(매출액 대비 해외수출의 비중)의 평균은 0.096이고, INVREC(총자산 대비 재고자산 및 매출채권)의 평균(중위수)은 0.311(0.289)이다. 또한 ISSUE(유상증자)와 BOND(회사채 발행)의 각 평균은 0.192와 0.120이다. 즉 표본의 19.2%와 12%에서 각각 유상증자와 회사채가 발행되었다. CONF(연결재무제표의 작성)의 평균은 0.672이고, DIV(현금배당여부)의 평균은 0.813으로 표본의 81%에서 현금배당을 하였다. 소유구조의 경우 FOR(외국인지분율)의 경우는 0.085(0.029)로 평균과 중위수 간에 차이가 있다. OWNER(대주주 지분율)의 경우는 0.434(0.429)로 평균과 중위수 모두 높게 나타나 국내 상장기업들은 대체로 지배주주가 존재하는 것을 알 수 있다. BIG4(감사인 규모)의 평균이 0.580으로 나타나 표본에서 Big 4 감사인에게 감사받은 피감기업이 좀 더 많았다. FIRST(초도감사)의 평균은 0.164로 나타나 표본의 16.4%에서 감사인 교체가 있었다. MKT(시장유형)의 평균이 0.547로 나타나 코스닥기업이 유가증권기업에 비해 표본이 좀 더 많았다. 지면상 보고하지 않은 LNAH 표본의 경우도 대체로 앞서와 유사한 특성을 가지고 있다.

2. 상관관계 분석

<표 3>에는 모형에 이용된 주요 변수들의 상관관계를 보고하였고, 피어슨 상관계수로 제시하였다. 대각선 상단은 LNAF 표본의 결과이고, 대각선 하단은 LNAH 표본의 결과이다. <표 3>에서 관심변수 GSMO뿐 아니라, 그 원천인 InnateGSMO, DiscGSMO 모두 종속변수 LNAF 및 LNAH에 대해 각각 유의하게 양(+), 양(+), 음(−)의 상관성이다. 하지만 이 관계는 두 변수의 단순 상관성을 사전적으로 살펴본 것이므로, 보다 정확한 결과는 식(1) 및 식(2)의 모형에서 감사보수 또는 감사시간에 영향을 미치는 일정 통제변수가 고려된 다변량 회귀분석을 통해서 살펴볼 필요가 있다. 한편, GSMO와 BISMO 간에 유의한 양(+)의 상관성을, 또는 TAV와 OPAQUE 간에도 양(+)의 상관성이다. 즉 세전이익의 유연화가 클수록 세율유연화 역시 크고, 조세회피 수준이 높은 기업은 재무보고의 불투명성이 높게 나타났다.

기타 통제변수의 결과는 LOSSF와 FIRST를 제외하면 종속변수(LNAF, LNAH)에 대해 대체로 유의한 상관성이 나타났다. 구체적으로, SIZE, LEV, MTB, EXPT, BOND, CONF, DIV, FOR, BIG4는 종속변수인 LNAF 또는 LNAH에 대해 양(+)의 상관성을, LIQ, GRW, ROA, INVREC, ISSUE, OWNER, MKT는 종속변수인 LNAF 또는 LNAH에 대해서 음(−)의 상관성이다. 따라서 기업규모가 클수록, 부채비율이 높거나 투자기회가 많을수록, 수출비중이 높을수록, 회사채를 발행하거나 연결재무제표를 작성한 기업, 현금배당을 실시하거나 외국인지분율이 높을수록, Big 4 감사인이 감사한 기업이면 감사인의 감사보수와 감사시간이 높거나 많은 반면에, 유동비율 또는 매출액 성장성이 높거나 총자산이익률이 높을수록, 총자산 대비 재고자산과 매출채권의 비중이 클수록, 유상증자를 하거나 대주주 지분율이 높을수록, 코스닥기업이면 감사보수와 감사시간이 낮거나 적게 나타났다. 기대와 다른 결과는 DIV, INVREC, ISSUE이었다.

한편, SIZE는 LNAF 및 LNAH에 대해 각각 0.843과 0.813으로 높은 상관성을 가지고 있어 기업규모는 다른 설명변수에 비해 감사인의 감사보수와 감사시간의 결정에 가장 중요한 변수임을 알 수 있다(권수영 · 기은선 2011). 또한 SIZE와 MKT는 종속변수 LNAF(LNAH)에 대해 −0.592(−0.565)로 높은 상관성을 가지고 있어 회귀분석 시에 설명변수 사이의 다중공선성에 문제가 있는지를 살펴볼 필요가 있다.

〈표 3〉 변수의 상관관계

Variable	*LNAH*	*GSMO*	*Innate GSMO*	*Disc GSMO*	*BISMO*	*TAV*	*OPAQUE*	*SIZE*	*LEV*	*LIQ*	*GRW*	*MTB*	*ROA*
LNAF		0.046***	0.124***	−0.023**	−0.085***	−0.146***	−0.148***	0.843***	0.231***	−0.219***	−0.042***	0.138***	−0.113***
GSMO	0.042***		0.538***	0.848***	0.026***	−0.105***	−0.050***	0.100***	0.043***	−0.040***	−0.025***	−0.104***	−0.135***
Innate GSMO	0.113**	0.550***		0.010	0.028***	−0.015*	−0.067***	0.188***	0.107***	−0.093***	0.020**	−0.096***	−0.159***
Disc GSMO	−0.023**	0.841***	0.011		0.013	−0.115***	−0.018*	0.000	−0.016*	0.010	−0.017*	−0.063***	−0.060***
BISMO	−0.090***	0.039***	0.049***	0.015		0.013	0.392***	−0.108***	0.171***	−0.073***	0.077***	0.049***	0.006
TAV	−0.142***	−0.105***	−0.020**	−0.113***	0.003		0.119***	−0.210***	−0.084***	0.130***	0.099***	0.075***	0.126***
OPAQUE	−0.167***	−0.040***	−0.045***	−0.018**	0.360***	0.100***		−0.236***	0.125***	−0.008	0.213***	0.139***	0.320***
SIZE	0.813***	0.093***	0.176***	−0.002	−0.085***	−0.192***	−0.172***		0.207***	−0.209***	−0.127***	0.002	−0.239***
LEV	0.174***	0.050***	0.108***	−0.010	0.176***	−0.098***	0.115***	0.238***		−0.622***	0.120***	−0.004	−0.217***
LIQ	−0.181***	−0.034***	−0.078***	0.010	−0.075***	0.135***	−0.009***	−0.206***	0.609***		−0.070***	0.052***	0.153***
GRW	−0.062***	−0.014	0.003	−0.018*	0.071***	0.087***	0.178***	−0.041***	0.112***	−0.072***		0.152***	0.379***
MTB	0.090***	−0.111***	−0.102***	−0.067***	0.044***	0.066***	0.136***	0.015	0.006	0.041***	0.161***		0.317***
ROA	−0.109***	−0.137***	−0.147***	−0.070***	−0.032***	0.114***	0.270***	−0.119***	−0.249***	0.151***	0.332***	0.342***	
LOSSF	0.003	0.029***	0.056***	−0.002	0.015	0.037***	0.096***	−0.050***	0.177***	−0.084***	0.052***	0.040***	−0.068***
EXPT	0.063***	−0.006	0.002	−0.009	0.017*	0.041***	0.018*	0.114***	0.033***	−0.008	0.020**	0.033***	0.043***
INVREC	−0.229***	−0.074***	−0.058***	−0.051***	0.170***	0.006	0.239***	−0.225***	0.272***	−0.159***	0.214***	−0.009	0.131***
ISSUE	−0.053***	−0.055***	−0.055***	−0.030***	0.070***	0.129***	0.199***	−0.113***	0.007	0.035***	0.118***	0.201***	0.184***
BOND	0.354***	0.054***	0.095***	0.004	−0.024**	−0.105***	−0.047***	0.425***	0.319***	−0.170***	−0.006	−0.023**	−0.127***
CONF	0.422***	0.056***	0.079***	0.016*	−0.061***	−0.049***	−0.145***	0.393***	0.081***	−0.086***	−0.056***	0.037***	−0.140***
DIV	0.111***	−0.018*	−0.018*	−0.010	−0.063***	−0.116***	−0.153***	0.194***	−0.048***	−0.008	−0.026***	−0.120***	0.052***
FOR	0.451***	−0.023**	−0.001	−0.027***	−0.075***	−0.125***	−0.078***	0.503***	−0.047***	−0.002	−0.003	0.205***	0.153***
OWNER	−0.084***	0.073***	0.052***	0.054***	−0.027***	−0.070***	−0.096***	−0.040***	−0.078***	0.030***	−0.051***	−0.167***	−0.060***
BIG4	0.430***	0.020**	0.064***	−0.017*	−0.052***	−0.066***	−0.060***	0.361***	0.049***	−0.065***	−0.004	0.056***	0.016*
FIRST	−0.006	0.008	0.017*	−0.001	0.014	−0.004	0.011	−0.009	0.007	−0.008	0.002	0.000	0.021**
MKT	−0.419***	−0.092***	−0.159***	−0.007	0.090***	0.203***	0.224***	−0.565***	−0.140***	0.135***	0.092***	0.121***	0.173***

〈표 3〉 변수의 상관관계 (계속)

Variable	*LOSSF*	*EXPT*	*INVREC*	*ISSUE*	*BOND*	*CONF*	*DIV*	*FOR*	*OWNER*	*BIG4*	*FIRST*	*MKT*
LNAF	−0.000	0.101***	−0.204***	−0.056***	0.392***	0.401***	0.138***	0.486***	−0.119***	0.392***	0.003	−0.456***
GSMO	0.029***	−0.001	−0.073***	−0.060***	0.054***	0.062***	−0.012	−0.020**	0.080***	0.019**	0.002	−0.095
Innate GSMO	0.052***	0.009	−0.065***	−0.069***	0.094***	0.091***	−0.007	0.000	0.066***	0.065***	−0.004	−0.170
Disc GSMO	0.001	−0.006	−0.046***	−0.028***	0.005	0.015*	−0.010	−0.024**	0.054***	−0.018**	0.004	−0.007
BISMO	0.023***	0.009	0.162***	0.072***	−0.032***	−0.058***	−0.084***	−0.072***	−0.027***	−0.046***	0.001	0.101***
TAV	0.078***	0.044***	0.010	0.139***	−0.114***	−0.035***	−0.150***	−0.131***	−0.092***	−0.060***	−0.010	0.223
OPAQUE	0.105***	0.007	0.273***	0.209***	−0.056***	−0.142***	−0.186***	−0.091***	−0.090***	−0.046***	0.026***	0.238
SIZE	−0.056***	0.116***	−0.292***	−0.165***	0.419***	0.404***	0.234***	0.487***	−0.017*	0.346***	−0.013	−0.592
LEV	0.164***	0.032***	−0.271***	0.000	0.313***	0.076***	−0.065***	−0.054***	−0.066***	0.060***	0.016*	−0.132
LIQ	−0.082***	−0.010	−0.152***	0.045***	−0.173***	−0.087***	0.002	−0.003	0.016*	−0.079***	−0.012	0.149
GRW	0.066***	0.010	0.243***	0.130***	−0.011	−0.076***	−0.068***	−0.004	−0.060***	0.012	0.013	0.117
MTB	0.043***	0.033***	−0.012	0.202***	−0.024***	0.067***	−0.116***	0.212***	−0.177***	0.070***	0.002	0.121
ROA	−0.027***	0.023**	0.180***	0.220***	−0.133***	−0.152***	−0.036***	0.129***	−0.054***	0.023**	0.035***	0.199
LOSSF		−0.004	0.018*	0.088***	0.038***	0.013	−0.244***	−0.103***	−0.090***	−0.032***	0.009	0.038
EXPT	0.001		0.034***	0.018**	0.006	0.075***	0.022**	0.089***	−0.091***	−0.010	0.003	−0.026
INVREC	0.017*	0.047***		0.112***	−0.081***	−0.212***	−0.058***	−0.144***	−0.060***	−0.112***	0.013	0.117
ISSUE	0.088***	0.027***	0.107***		−0.035***	−0.016*	−0.178***	−0.045***	−0.181***	−0.014	0.022**	0.200
BOND	0.034***	0.002	−0.070***	−0.033***		0.150***	0.062***	0.156***	−0.054***	0.170***	0.006	−0.267
CONF	0.009	0.056***	−0.199***	−0.036***	0.146***		0.032***	0.180***	−0.080***	0.112***	−0.023**	−0.198
DIV	−0.246***	0.013	−0.019**	−0.171***	0.055***	0.019**		0.151***	0.122***	0.087***	−0.010	−0.225
FOR	−0.112***	0.092***	−0.142***	−0.046***	0.157***	0.178***	0.141***		−0.168***	0.244***	−0.006	−0.275
OWNER	−0.081***	−0.095***	−0.062***	−0.187***	−0.056***	−0.082***	0.128***	−0.179***		0.041***	0.010	−0.081
BIG4	−0.039***	−0.010	−0.110***	0.013	0.172***	0.116***	0.098***	0.245***	0.044***		0.001	−0.261
FIRST	0.005	0.001	−0.003	0.021**	0.000	−0.024**	0.001	−0.008	0.016*	−0.008		−0.005
MKT	0.033***	−0.021***	0.088***	0.189***	−0.261***	−0.189***	−0.208***	−0.268***	−0.074***	−0.261***	−0.004	

주1) 변수의 정의는 <표 2> 하단과 같고, 표에서의 상관계수는 피어슨 상관계수이며, 표에서 대각선 상단은 종속변수가 LNAF 표본의 결과이고(N=11,961개), 대각선 하단은 종속변수가 LNAH 표본의 결과(N=11,574개)임.

주2) 종속변수를 기준으로 분석기간 2004년부터 2018년까지 자료임.

주3) ***, **, *의 경우 p<0.01, 0.05, 0.1 수준에서 통계적으로 유의함(양측검증).

3. 다변량 회귀분석 결과

가. 가설 1과 2의 주된 분석결과

가설 1과 2를 검증하기 위한 식(1) 및 식(2)의 모형식을 통해서 분석된 다변량 회귀분석 결과는 <표 4>와 같다. 즉 모형 1부터 3까지는 식(1)의 종속변수가 LNAF인 결과이고, 모형 4부터 6까지는 식(2)의 종속변수가 LNAH의 결과이다. 이들의 경우 관심변수 모두는 GSMO이다. 한편, 모형 1과 4는 BISMO와 TAV가 통제되지 않은 결과이고, 모형 2와 5는 BISMO가 통제된 결과이며, 모형 3과 6은 BISMO와 TAV 모두 통제된 결과이다. 식(1)과 식(2)의 모든 설명변수가 회귀분석 시에 고려되었으나, 지면상 산업과 연도(ΣIND, ΣYD) 더미변수는 보고를 생략한다. 따라서 표의 분석결과에서 산업 및 연도에 대한 고정효과(fixed effect)는 통제되었다.

<표 4>를 보면, F 값은 모형 1에서 6까지 모두에서 통계적으로 유의한 값이 나타나 연구모형의 설정은 적합성이 있다.[22] 모형설명력($Adj.\ R^2$)은 종속변수가 LNAF인 모형 1에서 3까지는 0.766～0.767 사이를, 종속변수가 LNAH인 모형 4에서 6까지는 0.734～0.735 사이로 나타났다.

가설 1(H1)의 관심변수 GSMO는 종속변수(LNAF)에 영향을 줄 수 있는 일정 변수가 통제된 후에는 1%에서 유의한 음(－)의 계수 값을 보이고 있다(모형 1～3). 이러한 결과는 BISMO와 TAV의 통제여부에 관계없이 나타났다. 또한 모형 3의 경우에서 BISMO, TAV 및 OPAQUE의 세 가지 통제변수가 모두 고려된 후에도 GSMO는 종속변수 LNAF에 대해 유의하게 음(－)의 값이 나타나 세율유연화 정보는 세전이익의 유연화, 조세회피 그리고 재무보고의 불투명성과는 별개로 감사보수의 결정에 추가적인 정보력을 가진 것으로 나타났다. 또한 가설 2(H2)에 해당하는 관심변수 GSMO의 경우도 종속변수(LNAH)에 영향을 미치는 일정 변수가 통제된 후에는 1%에서 유의하게 음(－)의 계수 값이다(모형 4～6). 앞서와 마찬가지로 이러한 결과는 BISMO와 TAV의 통제여부에 관계없이 나타났고, 또한 모형 6의 경우 BISMO, TAV 및 OPAQUE의 통제변수가 고려된 후에도 GSMO는 여전히 종속변수 LNAH에 대해 유의하게 음(－)의 값을 보이고 있다.

---

22) 회귀분석 시에 설명변수 간 다중공선성에 문제가 있는지 VIF(분산팽창요인) 값을 이용해 확인하였다. 모든 변수가 고려된 모형 3과 6을 중심으로 살펴보았을 때 VIF가 가장 높게 나타난 변수 모두는 SIZE였고, 그 값은 3.09(모형 3)와 2.86(모형 6)으로 나타났다. VIF 값이 10 이상의 변수가 분석결과에서 나타나면 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판단하므로, <표 4>의 경우 설명변수에 대한 다중공선성 문제는 심각하지 않았다.

〈표 4〉 세율유연화(GSMO)와 감사보수 또는 감사시간의 회귀분석 결과

Variable	pred. sign	H1			H2		
		종속변수=LNAF			종속변수=LNAH		
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
Intercept	?	1.092*** [10.533]	1.098*** [10.585]	1.098*** [10.593]	−2.856*** [−23.976]	−2.855*** [−23.965]	−2.854*** [−23.953]
GSMO	**−/+**	**−0.022*** [−3.204]**	**−0.021*** [−3.106]**	**−0.020*** [−2.931]**	**−0.023*** [−3.056]**	**−0.023*** [−3.015]**	**−0.023*** [−2.975]**
BISMO	−/+		−0.163*** [−2.643]	−0.161*** [−2.604]		−0.067 [−0.867]	−0.066 [−0.861]
TAV	+			0.060* [1.756]			0.011 [0.294]
OPAQUE	+	−0.053** [−2.070]	−0.027 [−1.001]	−0.030 [−1.100]	−0.091*** [−2.982]	−0.082** [−2.542]	−0.082** [−2.553]
SIZE	+	0.382*** [99.939]	0.382*** [99.804]	0.383*** [99.706]	0.371*** [83.864]	0.371*** [83.811]	0.371*** [83.695]
LEV	+	0.181*** [6.550]	0.187*** [6.745]	0.185*** [6.686]	−0.086*** [−2.671]	−0.083*** [−2.593]	−0.084*** [−2.599]
LIQ	−	−0.006*** [−4.418]	−0.006*** [−4.419]	−0.006*** [−4.543]	−0.011*** [−7.497]	−0.010*** [−7.492]	−0.011*** [−7.491]
GRW	+	0.023 [1.644]	0.023* [1.677]	0.021 [1.557]	−0.058*** [−3.490]	−0.058*** [−3.472]	−0.058*** [−3.484]
MTB	+	0.040*** [12.031]	0.040*** [12.130]	0.040*** [12.150]	0.020*** [5.211]	0.020*** [5.246]	0.020*** [5.249]
ROA	−	0.497*** [8.496]	0.479*** [8.136]	0.475*** [8.065]	−0.087 [−1.151]	−0.095 [−1.249]	−0.096 [−1.260]
LOSSF	+	0.034*** [4.992]	0.034*** [4.871]	0.033*** [4.819]	0.049*** [6.296]	0.049*** [6.241]	0.049*** [6.241]
EXPT	+	−0.017 [−1.161]	−0.017 [−1.120]	−0.018 [−1.206]	−0.069*** [−4.041]	−0.069*** [−4.022]	−0.069*** [−4.031]
INVREC	+	0.129*** [6.176]	0.131*** [6.254]	0.134*** [6.392]	0.014 [0.577]	0.016 [0.623]	0.016 [0.645]
ISSUE	+	0.047*** [5.315]	0.047*** [5.330]	0.047*** [5.249]	0.032*** [3.061]	0.032*** [3.071]	0.032*** [3.052]
BOND	+	0.079*** [6.755]	0.078*** [6.663]	0.078*** [6.671]	0.095*** [7.015]	0.095*** [6.981]	0.095*** [6.981]
CONF	+	0.094*** [11.635]	0.093*** [11.621]	0.094*** [11.640]	0.128*** [13.791]	0.128*** [13.781]	0.128*** [13.784]
DIV	−	−0.048*** [−5.220]	−0.048*** [−5.217]	−0.047*** [−5.103]	−0.041*** [−3.784]	−0.041*** [−3.773]	−0.041*** [−3.755]
FOR	+	0.335*** [9.984]	0.336*** [10.022]	0.339*** [10.105]	0.292*** [7.665]	0.292*** [7.668]	0.293*** [7.672]
OWNER	−	−0.277*** [−12.260]	−0.276*** [−12.222]	−0.273*** [−12.071]	−0.174*** [−6.658]	−0.174*** [−6.647]	−0.173*** [−6.622]
BIG4	+	0.153*** [21.152]	0.153*** [21.126]	0.153*** [21.067]	0.271*** [32.149]	0.271*** [32.137]	0.271*** [32.128]
FIRST	−/+	0.025*** [2.784]	0.025*** [2.762]	0.025*** [2.777]	0.034*** [3.280]	0.034*** [3.292]	0.034*** [3.293]
MKT	?	0.051*** [6.028]	0.051*** [6.028]	0.051*** [5.920]	0.049*** [5.060]	0.049*** [5.065]	0.049*** [5.041]
ΣIND	?	Y	Y	Y	Y	Y	Y
ΣYD	?	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Adj. R^2		0.766	0.767	0.767	0.735	0.734	0.734
F Value		1033.85***	1008.02***	983.07***	843.78***	821.18***	800.58***
# of obs.		11,961	11,961	11,961	11,574	11,574	11,574

주1) 변수의 정의는 <표 2> 하단과 같음.
주2) [ ]안의 수치는 각 변수별 회귀계수에 대한 t 값임. 표에서 'Y'는 포함을 의미함.
주3) ***, **, *의 경우 p<0.01, 0.05, 0.1 수준에서 통계적으로 유의함(양측검증).

이상의 결과로 볼 때 세율유연화 정도가 높은 피감기업일수록 감사인의 감사보수가 낮고, 또한 감사인의 감사투입시간이 적은 것으로 나타났다. 이는 피감기업에서 GAAP ETR 수준을 시계열적으로 평탄하게 하는 세율유연화 정도가 클 때 감사인의 감사위험이 상대적으로 낮아진다는 것을 나타낸다. 따라서 세율유연화가 큰 피감기업에 대해 감사인 입장에서 감사위험 수준을 낮춘다는 앞서의 결과는 세율유연화 정도가 클수록 높은(higher) 재무보고의 질로 평가하고 있음을 시사한다. 그러한 점에서 가설 1 및 2 모두 기각되고, 특히 세율유연화와 감사보수 또는 세율유연화와 감사시간 간에는 모두 음(−)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 한편으로, 가설 1과 2에 대한 앞서의 두 결과 모두는 Demere et al.(2019)의 연구에서의 주장과 일치한다. 즉 Demere et al.(2019)은 세율유연화가 클수록 재무제표의 재작성 가능성이 낮아 세율유연화는 높은 재무보고의 질과 양(+)의 관계가 있고, 또한 세율유연화를 수행하는 경영자는 GAAP ETR의 변동성을 시계열적으로 평탄하게 보고함으로써 미래 장기유효세율을 지속가능한 정보로 자본시장에 제공하여 외부정보이용자와 소통을 한다고 주장한 바 있다. 앞서의 맥락에서 <표 4>의 결과를 볼 때 피감기업에서 세율유연화 정도가 높을 때 재무보고의 질 수준이 높다는 경영자의 사적정보의 신호를 감사인 관점에서도 긍정적으로 평가하여 감사위험을 상대적으로 낮춘 결과로 보인다.

모형에 고려된 통제변수의 결과 중 BISMO는 감사보수(LNAF)와 유의한 음(−)의 관계로 나타나 감사인은 세율유연화와 마찬가지로 세전이익의 유연화에 대해서도 감사보수를 낮추는 것으로 나타났다(모형 2, 3). 그러나 BISMO는 GSMO와 비교할 때 감사시간(LNAH)에 대해서는 유의한 관계로 나타나지 않았다(모형 5, 6). 반면, TAV는 종속변수(LNAF, LNAH)에 대해 모두 양(+)의 값이나, 종속변수가 LNAF에서만 유의하다(모형 3). 즉 조세회피는 감사보수와 양(+)의 관계로 나타나 조세회피 성향이 높을 때 감사인의 감사위험은 증가하는 것으로 나타났다(박종일 · 지승민 2016). 한편, OPAQUE는 감사보수와 대체로 유의한 관계가 관찰되지 않은 반면(모형 3), 감사시간과는 기대와 달리 음(−)의 관계로 나타났다(모형 6).

기타 통제변수의 경우 종속변수가 LNAF일 때 GRW 및 EXPT를 제외하면 나머지 변수들은 종속변수와 유의한 관계로 나타났다. 구체적으로, SIZE, LEV, MTB, LOSSF, INVREC, ISSUE, BOND, CONF, FOR, BIG4, FIRST 및 MKT는 LNAF와 유의한 양(+)의 관계를, LIQ, DIV, OWNER는 LNAF와 유의한 음(−)의 관계이다. 또한 종속변수가 LNAH일 때는 ROA 및 INVREC를 제외하면 나머지 변수들은 종속변수와 유의한 관계이다. 구체적으로, SIZE, MTB, LOSSF, ISSUE, BOND, CONF, FOR, BIG4, FIRST 및 MKT는 LNAH와 양(+)의 관계를, LEV, LIQ, GRW, EXPT, DIV 및 OWNER는 LNAH와 음(−)의 관계로 나타났다. 예상과 다른 결과를

보이는 변수는 GRW, ROA, EXPT로 나타났다. 이들을 제외한 나머지 통제변수들은 대체로 기대와 일치하는 결과가 나타났다.

나. GSMO를 그 원천에 따라 본질적 vs. 재량적 요인으로 구분한 경우

본 절에서는 가설 1과 2에 대하여 식(1)과 식(2)의 모형을 이용하여 GSMO의 원천에 따라 Innate GSMO와 DiscGSMO로 구분해서 분석한 결과를 <표 5>에 제시하였다.[23] 표에 대한 보고 방식은 앞서 <표 4>와 유사하다. 다만, 통제변수의 결과는 <표 4>와 유사하게 나타나 표의 간결화를 위해 관심변수(Innate GSMO vs. DiscGSMO)와 주요 통제변수(BISMO, TAV, OPAQUE)를 중심으로 보고하였다.

〈표 5〉 세율유연화(본질적 vs. 재량적 요인)와 감사보수 또는 감사시간의 회귀분석 결과

Variable	*pred. sign*	H1			H2		
		종속변수=LNAF			*종속변수=LNAH*		
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
Intercept	?	1.079*** [10.387]	1.085*** [10.442]	1.084*** [10.441]	−2.856*** [−23.923]	−2.855*** [−23.908]	−2.854*** [−23.901]
InnateGSMO	−/+	**−0.046*** [−3.447]**	**−0.045*** [−3.345]**	**−0.045*** [−3.389]**	**−0.023 [−1.583]**	**−0.023 [−1.536]**	**−0.023 [−1.541]**
DiscGSMO	−/+	**−0.013* [−1.715]**	**−0.013* [−1.664]**	**−0.011 [−1.420]**	**−0.023*** [−2.625]**	**−0.023*** [−2.606]**	**−0.023** [−2.554]**
BISMO	−/+		−0.160*** [−2.594]	−0.157** [−2.547]		−0.067 [−0.868]	−0.066 [−0.861]
TAV	+			0.066* [1.930]			0.011 [0.293]
OPAQUE	+	−0.054** [−2.113]	−0.029 [−1.057]	−0.032 [−1.170]	−0.091*** [−2.982]	−0.082** [−2.541]	−0.082** [−2.552]
Control variables	?	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Adj. R^2		0.767	0.767	0.767	0.734	0.734	0.734
F Value		1007.75***	983.19***	959.52***	821.10***	800.58***	780.99***
# of obs.		11,961	11,961	11,961	11,574	11,574	11,574

주1) 변수의 정의는 <표 2> 하단과 같음.
주2) [ ]안의 수치는 각 변수별 회귀계수에 대한 t 값임. 표에서 'Y'는 포함을 의미함.
주3) ***, **, *의 경우 p＜0.01, 0.05, 0.1 수준에서 통계적으로 유의함(양측검증).

23) 모든 변수가 고려된 모형 3과 6의 경우 모두 VIF 값이 가장 높았던 변수는 SIZE였고, 그 값이 3.11(모형 3)과 2.88(모형 6)로 나타났다. 따라서 <표 5>의 분석결과에서 다중공선성은 문제되지 않았다.

<표 5>의 결과를 살펴보면, 종속변수가 LNAF일 때 GSMO의 두 원천 중에 주로 InnateGSMO에서 유의한 음(−)의 값을 보이고(모형 3), 종속변수가 LNAH일 때는 주로 DiscGSMO에서 유의한 음(−)의 값을 보이고 있다(모형 6). 구체적으로, InnateGSMO는 종속변수 LNAF에 대해 1%에서 유의하게 음(−)의 값인 반면, DiscGSMO는 모형 1과 2에서 한계적인(10%) 수준에서 종속변수에 대해 유의한 음(−) 값이나, 모형 3에서 TAV가 통제되면 더 이상 유의하지 않았다(모형 1~3).

이와 달리, InnateGSMO는 종속변수가 LNAH일 때 음(−)의 값이지만 통계적으로는 유의하지 않게 나타난 반면, DiscGSMO는 모형에 상관없이 유의한 음(−)의 값을 보이고 있다(모형 4~6). 따라서 <표 4>의 결과에서 가설 1인 GSMO와 감사보수(LNAF) 간에 음(−)의 관계는 주로 InnateGSMO에 기인된 결과인 반면에, 가설 2인 GSMO와 감사시간(LNAH) 간에 음(−)의 관계는 주로 DiscGSMO에 기인된 것임일 알 수 있다. 이러한 결과로 볼 때 GSMO를 그 원천에 따라 구분하여 분석하면 감사보수와 감사시간 간에 차별적인 반응이 있음을 볼 수 있다. 특히 감사인의 경우 감사보수 책정 시에는 본질적 특성이 내포된 InnateGSMO 정보를 주로 감사위험에 반영하는 반면, 실제 감사노력이 투입되는 감사시간에서는 경영자의 재량적 선택이 내포된 DiscGSMO를 주로 고려하는 것으로 나타났다. 한편으로, 국내 감사환경 하에서는 감사인의 감사보수는 회계연도 초에 결정되는 반면에 감사인의 감사시간의 실제 투입은 회계연도 말에 주로 집중되는 구조이다. 이러한 측면을 감안하여 앞서의 결과를 해석해 본다면, 감사인은 감사보수의 책정 시에는 재량적 측면보다는 기업의 전반적인 본질적 특성(예로, 영업환경, 기업이 직면한 사업모형, 재무안전성 등)과 관련된 본질적 세율유연화를 감사보수에 주로 반영시키지만, 실제 감사노력이 투입될 때에는 본질적 특성보다 경영자의 재량적 선택이 반영된 재량적 세율유연화를 감사시간에 주로 반영한다는 것을 <표 5>의 결과는 보여준다.[24)]

---

24) 본 연구결과에서 본질적 세율유연화와 재량적 세율유연화에 대하여 감사인의 감사보수와 감사시간 측면에서 차별적 반응을 보이는 현상은 투자자 측면에서 살펴본 박종일(2020)과 이혜미(2020)의 경우에서도 다른 반응이 나타남을 확인할 수 있다. 예를 들어, 박종일(2020)은 세율유연화와 차기의 자본비용 간의 관계를 살펴본 결과에서 세율유연화와 자본비용 간에 음(−)의 관계로 나타났고, 앞서의 결과가 주로 본질적 요인에 기인한다는 증거를 보고하였다. 이와 달리, 이혜미(2020)는 세율유연화와 미래이익반응계수로 측정된 주가정보성 간에 양(+)의 관계로 나타났으나, 앞서의 관계가 주로 재량적 요인에서 나타났다. 또한 Demere et al.(2019)의 연구는 세율유연화와 재무제표의 재작성의 가능성 간에 음(−)의 관계를 보고한 후 본질적 요인과 재량적 요인으로 나누어 살펴본 결과에서 앞서의 관계가 주로 재량적 유효세율에 견인(driven)된 결과임을 보고하고 있다. 따라서 이러한 선행연구의 결과로 판단해 보면, 낮은 재무보고의 질의 측정치인 재량적 발생액이 경영자의 기회주의적 측면을 주로 반영할 것으로 해석되는 것과 달리, 높은 재무보고의 질의 측정치와 관련된 재량적 세율유연화의 경우는 Demere et al.(2020)과 이혜미(2020)의 결과로 볼 때 경영자의 재량적 보고 선택(manager's discretionary reporting choices)이 포함된 재량적 세율유연화 행위가 반드시 재무보고의 질을 낮춘다고 이분화하여 해석하기는 어려운 측면이 있어 보인다. 왜냐하면 이익을 유연화하여 보고하는 이익유연화 행위와 마찬가지로 세율유연화 역시 경영자의 재량적 선택이 필연적으로 포함된 행위와 관련이

이상의 가설 1과 2의 결과를 종합해 보면, 피감기업의 세율유연화는 감사보수와 감사시간 모두와 음(−)의 관계로 나타나 세율유연화를 하는 기업은 감사인 관점에서 높은 재무보고의 질로 평가하여 상대적으로 감사위험 수준이 낮아지는 효과가 있는 것으로 나타났다.[25] 이러한 결과는 세율유연화가 감사인 관점에서 높은 재무보고의 질과 관련된 신뢰할만한 지표를 제공한다는 것을 나타낸다. 따라서 Demere et al.(2019)의 논문에서 세율유연화 정보가 외부정보이용자 측면에서 높은 재무보고의 질과 더불어 경영자의 사적신호 정보를 제공한다는 주장과 일치하게 감사인 관점에서 이를 실증적으로 알아본 본 결과는 세율유연화 정보는 감사위험과 음(−)의 관련성이 나타났다. 그러한 점에서 본 연구의 발견은 세율유연화 정보가 감사보수와 감사시간의 모형에서 감사위험의 지표로서 중요한 결정변수(determinant)임을 시사해 주고 있다. 특히 본 연구 결과의 경우 감사인의 감사위험 측면에서 세율유연화를 하는 기업에 대해 부정적인 반응보다는 긍정적인 반응을 보인다는 점에서 볼 때, 세율유연화는 재무보고의 질과 양(+)의 관련이 있음을 시사한다. 또한 세율유연화를 그 원천(본질적 또는 재량적 요인)에 따라 구분하여 살펴본 결과에서는 세율유연화와 감사보수 간에 음(−)의 관계는 본질적 세율유연화에 주로 기인된 것으로 나타났고, 세율유연화와 감사시간 간에 음(−)의 관계는 재량적 세율유연화에 주로 기인한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 감사인이 감사보수를 책정 시에는 기업의 전반적인 사업이해와 관련된 본질적 유효세율의 유연화 정보를 주로 감사보수에 반영하는 반면, 감사인의 실제 감사노력인 감사시간이 투입될 때에는 본질적 요인보다는 경영자의 재량적 선택이 고려된 재량적 유효세율의 유연화 정보를 주로 감사시간에 반영한다는 것을 시사한다.

4. 추가분석 결과

가. 재무보고의 질, 감사품질 및 주가변동성을 이용한 추가분석 결과

본 절에서는 추가분석의 일환으로 앞서 가설 1과 2와 관련된 <표 4>의 결과에 대해 ① 발생액의 질(accruals quality ; AQ)로 측정되는 재무보고의 질, ② 감사인 규모(Big 4 vs. non−Big 4)로 측정되는 감사품질, 그리고 ③ 주가변동성으로 측정된 정보비대칭 수준에 따라 차별적 반응이 있는지에 대해 추가로 살펴보고자 한다.[26] 이러한 세 가지의 추가분석은 본 연구에서 세율

있기 때문이다.

25) 한편, 본 연구는 민감도 분석의 일환으로 선행연구인 이혜미(2020), 박종일(2020) 및 신상이 · 박종일(2020)의 경우처럼 GSMO에 대해 과거 5년간(t−4,t) 자료로 식(1) 및 식(2)의 모형을 재분석해 보았다. 분석에 이용된 감사보수(감사시간) 표본은 앞서보다 축소된(reduced) 9,908(9,619)개 기업/연 자료이다. 그 결과에 의하면, 앞서 <표 4>의 분석결과와 질적으로 같은 것으로 나타났다. 따라서 가설 1과 2 모두 GSMO을 3년간의 단기(short−term) 대신 5년간의 장기(long−term)로 분석해도 분석결과는 민감하지 않았다.

26) ②의 추가분석과 달리, 본 연구는 ①과 ③의 추가분석의 경우는 각각 분석기간 동안 AQ의 추정이 가능

유연화를 하는 기업의 경영자가 덜 투명한(less transparent) 정보환경에 의한 수요에 따라 세율유연화를 선호하는 것인지, 아니면 더 투명한(more transparent) 정보환경에 있는 기업에서 재무보고의 질이 높기 때문에 수행되는 것인지를 추가로 알아보기 위해서이다.

본 절의 첫 번째의 추가분석에서는 발생액의 질(AQ)[27]로 측정되는 재무보고의 질에 따라 앞서 <표 4>의 결과에 차별적 반응이 있는지를 살펴본다. 이를 위해서 본 연구는 AQ의 추정모형을 Francis et al.(2005)의 방법을 이용하였다.[28] 즉 Francis et al.(2005)의 방법에서 AQ는 개별기업에 대한 잔차(ε)를 이용하여 과거 5년간(t−4,t) 잔차(ε)의 표준편차로 측정된다. 이렇게 추정된 AQ 값이 클수록 낮은 발생액의 질을 나타내어 재무보고의 질은 낮다고 해석한다. 분석을 위하여 본 연구는 AQ에 대한 중위수를 기준으로 전체표본을 다시 나누어 분석하였다. 그 분석결과는 <표 6>에 보고하였다. 표의 왼쪽 란에 보고된 AQ가 중위수보다 낮은 집단은 재무보고의 질이 높은 집단에 해당하고, 오른쪽 란에 보고된 AQ가 중위수보다 높은 집단은 재무보고의 질이 낮은 집단에 해당한다. 지면관계상 표의 보고는 앞서와 같이 관심변수(GSMO)와 주요 통제변수(BISMO, TAV, OPAQUE)를 중심으로 보고하였고, 또한 본 절에서 추정모형의 경우 종속변수가 LNAF(LNAH)일 때 종전 모형 1과 3(또는 4와 6)에 해당하는 모형을 중심으로 제시하였다.

<표 6>의 결과를 보면, AQ가 중위수보다 낮은 집단(높은 발생액의 질)일 때 관심변수 GSMO는 종속변수(LNAF, LNAH)에 대해 모두 1%에서 음(−)의 값이 나타난(모형 1~4) 반면에, AQ가 중위수보다 높은 집단(낮은 발생액의 질)일 때 GSMO는 종속변수에 대해 유의한 값이 나타나지 않았다(모형 5~8). 따라서 앞서 <표 4>의 경우 발생액의 질로 측정된 재무보고의 질에 따라 차별적 반응이 있었다. 특히 <표 6>의 결과에서는 기업의 재무보고의 질이 높을 때 더 뚜렷한 결과로 나타나 앞서 <표 4>의 경우 재무보고의 질이 높은 집단에 주로 기인한 것임을 알 수 있다. 따라서 세율유연화 정보가 감사인의 감사보수와 감사시간을 낮추는 효과는 주로 재무보고의 질이 높은 기업에서 세율유연화를 할 때 감사위험에 반영된다는 것을 <표 6>의 결과는 보여준다.

한 표본과, 또한 주가변동성(VOL) 자료로 이용가능 한 표본을 대상으로 분석하였다.

27) 발생액의 질은 발생액이 전기, 당기 및 차기 영업현금흐름으로 전환되는 정도로 측정된다(Dechow and Dichev 2002). 따라서 발생액이 영업현금흐름으로 전환될 가능성이 높으면 기업의 미래 현금흐름을 보다 쉽게 예측할 수 있으므로, 정보의 불확실성은 낮아진다(Francis et al. 2005 ; 이세용 2009, 2014).

28) 지면관계상 Francis et al.(2005)에서 제안된 AQ의 추정모형식은 별도로 보고하지는 않았으나, 본 연구는 국내 연구 중 박종일 · 정상민(2018)의 방법을 참조하여 추정하였다. 따라서 Francis et al.(2005)의 AQ 추정모형식은 앞서의 연구를 참고하기 바란다(p.23).

〈표 6〉 추가분석 결과 1 : AQ가 낮은 집단 vs. 높은 집단

Variable	pred. sign	AQ가 중위수보다 낮은 집단				AQ가 중위수보다 높은 집단			
		H1		H2		H1		H2	
		종속변수=LNAF		종속변수=LNAH		종속변수=LNAF		종속변수=LNAH	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
GSMO	−/+	**−0.033*** [−3.452]**	**−0.030*** [−3.134]**	**−0.040*** [−3.615]**	**−0.038*** [−3.366]**	**−0.004 [−0.362]**	**−0.001 [−0.119]**	**−0.006 [−0.484]**	**−0.004 [−0.325]**
BISMO	−/+		−0.183 [−1.603]		−0.105 [−0.728]		−0.133* [−1.837]		−0.030 [−0.312]
TAV	+		0.093* [1.887]		0.101* [1.689]		0.082* [1.685]		0.064 [1.104]
OPAQUE	+	−0.038 [−0.780]	−0.008 [−0.154]	−0.150** [−2.470]	−0.137** [−2.120]	−0.046 [−1.543]	−0.029 [−0.897]	−0.082** [−2.159]	−0.080** [−1.979]
Control variables	?	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Adj. R^2		0.810	0.810	0.775	0.775	0.693	0.694	0.640	0.640
F Value		652.48***	620.47***	486.31***	461.59***	345.96***	329.06***	251.13***	238.26***
# of obs.		5,798	5,798	5,206	5,206	5,799	5,799	5,206	5,206

주1) 변수 정의는 <표 2> 하단과 같음.
주2) [ ]안의 수치는 각 변수별 회귀계수에 대한 t 값임. 표에서 'Y'는 포함을 의미함.
주3) ***, **, *의 경우 p＜0.01, 0.05, 0.1 수준에서 통계적으로 유의함(양측검증).

선행연구들은 Big 4 감사인이 감사하면 non−Big 4 감사인보다 감사품질이 높음을 보고해 왔다(DeAngelo 1981 ; Becker et al. 1998 ; Behn et al. 2008 등). 따라서 본 절의 두 번째 추가분석의 경우 전체표본을 다시 Big 4 감사인 여부로 나누어, 즉 감사품질에 따라 앞서 <표 4>의 결과에 차별적 반응이 있는지를 살펴본다. 이와 관련된 분석결과는 <표 7>에 보고하였다. 모형의 왼쪽은 Big 4 감사인 표본의 결과이고, 오른쪽은 non−Big 4 감사인의 결과이다. 표에 대한 보고방식은 앞서와 유사하다.

<표 7>를 보면, Big 4 감사인 표본에서 관심변수 GSMO는 종속변수(LNAF, LNAH)에 대해 모두 1%에서 유의한 음(−)의 값이 나타난(모형 1～4) 반면에, non−Big 4 감사인 표본에서 GSMO는 종속변수에 대해 유의한 값이 나타나지 않았다(모형 5～8). <표 7>의 결과로 볼 때 <표 4>의 경우 Big 4 감사인 표본에 주로 기인한 것임을 알 수 있다. 따라서 <표 4>의 결과는 감사품질에 따라 차별적 반응이 있는 것으로 나타났다. 특히 세율유연화와 감사보수 또는 세율유연화와 감사시간 간에 음(−)의 관계는 감사인이 Big 4 감사인일 때 더 뚜렷한 결과를 보였다. 따라서 세율유연화 정보가 감사인의 감사보수와 감사시간을 낮추는 효과는 감사품질이 높은 Big 4 감사인일 때 주로 세율유연화 정보를 감사위험에 더 적극적으로 활용하고 있음을 <표 7>의 결과는 보여준다.

〈표 7〉 추가분석 결과 2 : Big 4 vs. non-Big 4 감사인 표본

Variable	pred. sign	Big 4 감사인				non-Big 4 감사인			
		H1		H2		H1		H2	
		종속변수=LNAF		종속변수=LNAH		종속변수=LNAF		종속변수=LNAH	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
GSMO	−/+	**−0.033*** [−3.640]**	**−0.030*** [−3.305]**	**−0.036*** [−3.581]**	**−0.035*** [−3.438]**	**0.000 [0.036]**	**−0.002 [−0.180]**	**0.009 [0.768]**	**0.004 [0.365]**
BISMO	−/+		−0.204** [−2.444]		−0.102 [−0.984]		−0.100 [−1.134]		−0.100 [−0.917]
TAV	+		0.134*** [2.985]		0.073 [1.493]		−0.114** [−2.261]		−0.186*** [−3.258]
OPAQUE	+	−0.059* [−1.721]	−0.036 [−0.989]	−0.166*** [−4.030]	−0.157*** [−3.644]	−0.063* [−1.731]	−0.042 [−1.059]	−0.013 [−0.303]	0.009 [0.190]
Control variables	?	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Adj. R^2		0.798	0.798	0.759	0.759	0.474	0.475	0.432	0.433
F Value		740.29***	704.06***	576.08***	546.72***	123.49***	117.42***	100.02***	95.37***
# of obs.		6,934	6,934	6,761	6,761	5,027	5,027	4,813	4,813

주1) 변수의 정의는 <표 2> 하단과 같음.
주2) [ ]안의 수치는 각 변수별 회귀계수에 대한 t 값임. 표에서 'Y'는 포함을 의미함.
주3) ***, **, *의 경우 p＜0.01, 0.05, 0.1 수준에서 통계적으로 유의함(양측검증).

본 절의 세 번째에 해당하는 추가분석에서는 주가변동성으로 측정되는 정보비대칭 수준에 따라 <표 4>의 결과에 차별적 반응이 있는지를 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구는 선행연구들에서 정보비대칭의 대용치로 사용된 바 있는 1년간의 주식수익율의 표준편차(즉 주가변동성, 이하 VOL)를 분석에 이용하였다(김진수・김임현 2016 ; 박지혜・조중석 2016 등). 분석을 위해 본 연구는 VOL의 중위수를 기준으로 표본을 다시 나누어 살펴보았다. 이와 관련된 분석결과는 <표 8>과 같다. 표의 왼쪽 란에 보고된 VOL이 중위수보다 낮은 집단은 정보비대칭 수준이 낮은 집단에 해당되고, 오른쪽에 보고된 VOL이 중위수보다 높은 집단은 정보비대칭 수준이 높은 집단에 해당한다. 표에 대한 보고방식은 앞서와 동일하다.

<표 8>을 보면, VOL이 중위수보다 낮은 집단(정보비대칭 수준이 낮은 집단)에서 관심변수 GSMO는 종속변수(LNAF, LNAH)에 대해 모두 1%에서 음(−)의 계수 값을(모형 1~4), 그러나 VOL이 중위수보다 높은 집단(정보비대칭 수준이 높은 집단)에서 GSMO는 종속변수 LNAF에 대해 유의한 음(−)의 값이나 한계적인(10%) 수준이고, 또한 종속변수가 LNAH일 때는 유의하지 않았다(모형 5~8). 이와 같은 결과로 볼 때 <표 4>의 경우 정보비대칭 수준에 따라 차별적 반응이 있음을 나타낸다. 특히 <표 8>의 결과로 볼 때 정보비대칭 수준이 낮은 경우에서 더 뚜렷한 결과로 나타나 앞서 <표 4>의 경우 정보비대칭 수준이 낮은 집단에 주로 기인한 것으로

보인다. 따라서 세율유연화 정보가 감사인의 감사보수와 감사시간을 낮추는 효과는 정보비대칭 수준이 낮은 기업일 때 주로 감사인은 세율유연화 정보를 감사위험에 반영한다는 것을 <표 8>의 결과는 보여준다.

〈표 8〉 추가분석 결과 3 : 주가변동성이 낮은 집단 vs. 높은 집단

Variable	pred. sign	VOL이 중위수보다 낮은 집단				VOL이 중위수보다 높은 집단			
		H1		H2		H1		H2	
		종속변수=LNAF		*종속변수=LNAH*		*종속변수=LNAF*		*종속변수=LNAH*	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
GSMO	−/+	**−0.029*** [−2.739]**	**−0.028*** [−2.622]**	**−0.041*** [−3.531]**	**−0.041*** [−3.549]**	**−0.016* [−1.817]**	**−0.015* [−1.704]**	**−0.003 [−0.347]**	**−0.004 [−0.371]**
BISMO	−/+		−0.146 [−1.301]		−0.199 [−1.541]		−0.187*** [−2.627]		−0.012 [−0.122]
TAV	+		0.079 [1.511]		−0.033 [−0.579]		−0.025 [−0.588]		−0.016 [−0.316]
OPAQUE	+	−0.078* [−1.753]	−0.062 [−1.300]	−0.168*** [−3.280]	−0.142*** [−2.634]	−0.043 [−1.445]	−0.011 [−0.342]	−0.057 [−1.523]	−0.055 [−1.380]
Control variables	?	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Adj. R^2		0.794	0.794	0.773	0.773	0.691	0.691	0.639	0.639
F Value		607.75***	577.67***	519.27***	493.44***	353.05***	335.87***	270.74***	257.12***
# of obs.		5,980	5,980	5,787	5,787	5,981	5,981	5,787	5,787

주1) 변수 정의는 <표 2> 하단과 같음.
주2) [ ]안의 수치는 각 변수별 회귀계수에 대한 t 값임. 표에서 'Y'는 포함을 의미함.
주3) ***, **, *의 경우 p＜0.01, 0.05, 0.1 수준에서 통계적으로 유의함(양측검증).

이상의 추가분석들에 대한 결과를 종합해 보면, 앞서 <표 4>의 경우 재무보고의 질, 감사품질, 정보비대칭 수준에 따라 차별적 반응을 보이는 것으로 나타났다. 특히 세율유연화와 감사보수 또는 감사시간 간에 음(−)의 관계는 주로 재무보고의 질(예로, 높은 발생액의 질)이 높을 때, 감사품질이 높은 Big 4 감사인이 감사한 경우일 때, 그리고 정보비대칭 수준이 상대적으로 낮은 기업일 때 더 뚜렷한 결과로 나타났다.

앞서의 <표 6>에서 <표 8>까지의 분석결과로 판단해 본다면, 감사인이 세율유연화 정보를 낮은 감사위험으로 평가하는 데에는 덜 투명한 정보환경에 의한 수요에 기인된 결과라기보다는 더 투명한 정보환경에 있는 기업들에서 세율유연화를 수행할 때 감사인은 높은(higher) 재무보고의 질과 연계시켜 평가하고 있는 것으로 보인다. 따라서 이상의 추가분석의 결과들은 세율유연화 정보가 감사인의 감사위험을 낮추는 효과는 기업에서 고품질의 정보환경이 뒷받침될 때 중요한 동인으로 작용한다는 것을 보여준다.

나. 시간당 감사보수 또는 IFRS 전후기간에 따른 추가분석 결과

그 외에도 본 연구는 추가분석의 일환으로 가설 1과 2에 대한 <표 4>의 결과에 대해 ① 시간당 감사보수를 이용한 추가분석, ② IFRS 전후기간에 따라 가설 1과 2에 대한 <표 4>의 결과가 다른지에 대해서도 추가로 알아보았다.[29] 먼저 식(1)의 종속변수인 감사보수(LNAF) 대신 시간당 감사보수로 대체한 후 별도의 분석을 추가로 수행해 보았다. 본 연구에서 시간당 감사보수(이하 AFPH)는 감사보수를 감사시간으로 나눈 값에 다시 자연로그를 취해 분석에 이용하였다. 지면관계상 별도의 표로 보고하지 않았으나, 그 결과에 의하면 BISMO, TAV 및 OPAQUE의 통제변수가 모두 고려된 모형 3의 경우 관심변수 GSMO는 종속변수 AFPH(시간당 감사보수)에 대해 음(−)의 값이나 통계적으로 유의하지는 않았다(예로, 회계계수 −0.012, t 값이 −1.323). 다만, <표 5>와 같이 GSMO의 원천에 따라 본질적 또는 재량적 요인으로 나누어 분석하면 주로 InnateGSMO는 종속변수 AFPH에 대해 1%에서 유의한 음(−)의 값(회귀계수 −0.058, t 값이 −3.116)을, 그러나 DiscGSMO는 유의한 값이 나타나지 않았다. 따라서 전반적으로 GSMO를 나누어 살펴본 <표 5>의 경우만 시간당 감사보수의 결과는 유사한 증거로 나타났다(<표 5>의 모형 3). 하지만 이러한 결과는 연구주제는 다르지만, 재무보고의 질을 발생액의 질로 측정한 후 감사인의 감사위험을 감사보수와 감사시간 측면에서 살펴본 권수영・기은선(2011)의 연구에서 재무보고의 질이 시간당 감사보수에는 영향을 미치지 않는다는 결과와 매우 유사한 증거였다.[30]

다음으로, 국내의 경우 2011년도 IFRS(한국채택국제회계기준)의 의무도입은 감사인의 감사보수와 감사시간을 보다 증가시킬 수 있다. 예를 들어, 이명곤 외(2012)는 원칙중심의 회계기준인 IFRS 도입이 과거 규범중심의 회계기준과 비교하여 감사인 입장에서 피감기업의 회계처리에 대한 선택범위가 넓어지고, 이로 인해 감사인의 전문가적 판단의 수요가 증가하여 감사시간의 추가투입과 이에 대한 감사보수 역시 증가할 것으로 보았다. 분석결과는 IFRS 도입 전과 비교하여 도입 이후에 감사인의 감사시간과 감사보수 모두 증가하는 것으로 나타났다. 다만, 감사보수의 경우는 물가상승률을 고려하면 IFRS 전후로 증가하지는 않았다. 따라서 본 절에서는 앞서 가설 1과 2에 대한 <표 4>의 결과에 대해 IFRS 전후기간으로 표본을 나누어 살펴보았다. 앞서와 같이 지면상 그 결과를 중심으로 간략히 설명하면 다음과 같다. 종속변수를 LNAF로 할 경우 관심변수 GSMO는 IFRS 전후기간에 상관없이 모두 유의하게 음(−)의 값이 나타났다. 즉 IFRS 이전기간의 경우 GSMO의 회귀계수(t 값)는 LNAF에 대해 −0.025(−2.435)이고, IFRS 이후기간의

29) 이러한 추가분석을 제안해 주신 두 분의 심사자께 본 저자들은 감사한 말씀을 전한다.

30) 예를 들어, 권수영・기은선(2011)의 경우 발생액의 질과 감사보수와 감사시간 간에 모두 유의한 양(+)의 관계를 보고하였으나, 추가분석에서 시간당 감사보수를 이용한 결과는 발생액의 질과 통계적으로 유의한 관계가 나타나지 않았다. 또한 발생액의 질을 그 원천에 따라 나누어 분석한 결과에서 앞서의 연구는 본질적 발생액의 질의 경우만 시간당 감사보수와 양(+)의 결과를, 그러나 재량적 발생액의 질은 시간당 감사보수와 통계적으로 유의한 결과가 관찰되지는 않았다.

경우 GSMO의 회귀계수(t 값)는 −0.029(−3.327)로 나타났다. 이는 앞서 <표 4>의 모형 3에 대한 결과는 IFRS 전후기간 모두에 기인된 것임을 나타낸다. 이와 달리, 종속변수를 LNAH로 할 경우 관심변수 GSMO는 IFRS 이전기간에는 통계적으로 유의하지 않게 나타난 반면에 IFRS 이후기간에서 GSMO는 유의하게 음(−)의 값이 나타났다(예로, 회귀계수 −0.043, t 값이 −4.450). 이는 앞서 <표 4>의 모형 6에 대한 결과는 주로 IFRS 도입 이후에 기인한 것임을 나타낸다. 즉 주된 결과였던 <표 4>에서 GSMO와 감사보수 간에 음(−)의 관계는 IFRS 도입 전후에 차이를 보이지 않았으나, GSMO와 감사시간 간에 음(−)의 관계는 IFRS 전후기간에 따라 차별적인 것으로 나타났다. 특히, 앞서의 실증적 증거로 볼 때 GSMO 정보를 감사인은 IFRS 도입 이전에는 주로 감사보수만 고려하였으나, IFRS의 도입 이후 들어서는 감사업무의 복잡성에 대한 수요 증가로 GSMO 정보를 감사인의 감사보수뿐만 아니라 감사노력에도 반영시키고 있음을 보여주는 결과이다.

Ⅴ. 결 론

본 연구는 세율유연화가 감사인의 감사위험에 반영되는지를 감사보수와 감사시간의 측면에서 실증적으로 알아보았다. 세율유연화 측정치를 처음 개발한 Demere et al.(2019)은 해당 측정치가 기업의 재무제표의 재작성과 음(−)의 관계가 있고, 또한 세율유연화를 하는 기업일수록 미래 Cash ETR에 대한 당기 GAAP ETR의 예측력이 증가한다는 결과를 보고하였다. 따라서 앞서의 선행연구는 세율유연화가 높은 재무보고의 질과 양(+)의 관계가 있다는 주장과 더불어 경영자는 세율유연화를 통해 외부정보이용자에게 미래 Cash ETR의 예측에 관한 사적정보를 전달한다고 주장하였다. 하지만 앞서의 연구는 세율유연화에 대한 정보이용자 측면에서의 시장반응을 살펴보지는 않았다. 따라서 본 연구는 Demere et al.(2019)의 주장에 대해 알아보기 위하여 선행연구의 연장선상에서 연구범위를 확장시켜 기업이 보고하는 재무정보에 가장 전문성이 있는 외부전문가 중 하나인 감사인 관점에서 세율유연화가 감사인의 감사위험을 낮추는지 아니면 높이는지를 감사보수와 감사시간과의 관계를 통해 분석하였다. 분석을 위해 본 연구는 세율유연화 측정치를 Demere et al.(2019)의 방법으로 측정하였고, 또한 세율유연화의 원천에 따라 본질적 또는 재량적 요인으로 구분하여 측정하였다(신상이 · 박종일 2020). 분석기간은 종속변수를 기준으로 할 때 2004년부터 2018년까지 유가증권과 코스닥기업 중 금융업을 제외한 12월이 결산인 기업을 대상으로 한 후, 분석에 이용가능 했던 감사보수(감사시간)의 최종표본 11,961개(11,574개) 기업/연 자료가 이용되었다.

본 연구의 실증결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 종속변수인 감사보수 및 감사시간에 영향을 미치는 일정 변수 외에 세전이익의 유연화, 조세회피, 재무보고의 불투명성 변수를 추가로 통

제한 후에도 세율유연화와 감사보수 또는 세율유연화와 감사시간은 각각 유의하게 음(−)의 관계로 나타났다. 즉 세율유연화를 하는 기업일수록 감사인의 감사보수가 낮고, 감사투입시간이 적은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Demere et al.(2019)에서 세율유연화가 높은 재무보고의 질에 관한 신뢰할만한 지표를 제공한다는 주장과 일치하게 세율유연화를 하는 피감기업에 대해 감사인은 감사위험을 낮추는 것으로 나타나 세율유연화는 높은(higher) 재무보고의 질로 평가하고 있음을 나타낸다. 둘째, 세율유연화를 그 원천에 따라 구분하여 분석하면 앞서의 세율유연화와 감사보수 간에 음(−)의 관계는 본질적 세율유연화에 주로 기인된 것으로 나타났고, 또한 세율유연화와 감사시간 간에 음(−)의 관계는 재량적 세율유연화에 주로 기인한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 감사인이 감사보수를 책정 시에는 기업의 전반적인 사업이해와 관련된 본질적 세율유연화 정보를 주로 감사보수에 반영하는 반면에, 감사인의 감사노력인 감사시간이 실제 투입될 때에는 본질적 요인보다는 경영자의 재량적 선택이 고려된 재량적 세율유연화 정보를 주로 감사시간에 반영한다는 것을 시사한다. 셋째, 앞서의 세율유연화와 감사보수 또는 세율유연화와 감사시간 간에 각 음(−)의 관계들은 재무보고의 질(예로 발생액의 질)이 높은 기업일 때, 또는 Big 4 감사인이 감사한 기업일 때, 그리고 정보비대칭 수준(예, 주가변동성으로 측정)이 낮은 기업일 때 더 뚜렷한 결과로 나타났다. 따라서 이러한 앞서의 결과들은 보다 투명한 정보환경에 있는 기업에서 세율유연화를 수행할 때 감사인의 감사위험을 낮추는 효과가 있음을 시사해 준다. 마지막으로, 세율유연화는 시간당 감사보수에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 그러나 본질적 또는 재량적 세율유연화로 나누어 분석하면 본질적 세율유연화만 시간당 감사보수에 대해 유의한 음(−)의 관계로 나타났다. 이러한 결과는 재무보고의 질로 발생액의 질을 살펴본 권수영・기은선(2012)의 결과와 유사한 패턴의 결과이다. 또한 IFRS 전후기간으로 표본을 나누어 분석하면 세율유연화는 IFRS 전후기간에 상관없이 모두 감사보수에 유의한 음(−)의 관계로 나타난 반면, 감사시간에 대해 세율유연화는 IFRS 도입 이후에서만 유의한 음(−)의 관계로 나타났다. 즉 감사인은 세율유연화 정보를 IFRS 도입 이전에는 감사보수에만 고려하였으나, IFRS 도입 이후에는 피감기업에 대한 감사업무의 복잡성의 증가로 감사보수뿐 아니라 감사노력에도 고려하는 것으로 나타났다.

이상을 종합해 보면, 본 연구는 세율유연화가 감사인의 감사위험을 낮춘다는 실증적 증거를 국내 상장기업의 감사보수 및 감사시간 측면에서 보여주었다는 데 의의가 있다. 또한 본 연구결과는 세율유연화 정보가 감사인 관점에서 높은 재무보고의 질과 관련된 신뢰할만한 지표로 활용된다는 것을 보여주고 있어 감사보수와 감사시간의 모형에 중요한 결정변수임을 시사한다. 아울러 본 연구는 세율유연화와 감사인의 감사위험을 처음 살펴본 연구라는 점도 의미가 있다. 특히 외부정보이용자 중 하나로 기업이 산출하는 재무정보에 가장 전문성이 있는 집단인 외부감사인이 세율유연화를 하는 기업에 대해 높은 재무보고의 질과 연계시켜 감사위험을 평가하고 있다는 본 연구의 발견은 자본시장에서 세율유연화 정보가 재무보고의 질을 가늠할 때 신뢰할

만한 잣대로 활용될 수 있다는 것을 투자자, 실무계 및 규제기관 및 정책입안자에게도 더불어 유익한 시사점을 제공해 줄 것으로 기대된다. 또한 본 연구의 결과는 관련연구에도 새로운 추가적인 증거를 제공한다.

앞서와 같은 발견과 시사점 및 추가적인 공헌에도 불구하고, 한편으로 본 연구는 다음의 분석상의 한계는 있다. 첫째, 본 연구에서 이용된 모형식에서 추가로 고려하지 못한 생략 변수는 존재한다. 둘째, 본 연구는 세율유연화를 측정할 때 연도별로 3년간 세전이익이 양(+)이고 연속된 자료가 있는 기업을 표본으로 선정하고 있다. 따라서 표본의 선정상에 GAAP ETR과 Cash ETR 측정치가 음(−)인 기업은 표본에서 제외되었다는 점에서 상대적으로 건전한 기업이 분석되는 자기선택 편의가 있을 수 있다. 셋째, 가설을 검증하는데 있어 본 연구는 GSMO 측정치와 달리, 세율유연화를 그 원천인 본질적 또는 재량적 요소로 구분할 때 Demere et al.(2019)에서 이용된 방법에 따라 회귀분석을 수행하였으나, 추정과정상에 추정오차의 문제가 있을 수 있다. 이와 같은 측면들은 결과해석에 고려될 필요가 있다. 하지만 이러한 분석상 한계는 유효세율을 분석한 연구들의 경우에서도 쉽게 관찰되는 공통된 문제일 수는 있다.

참고문헌

권수영 · 기은선. 2011. “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계학연구 제36권 제4호 : 95－137.

_____ · 김문철. 2001. “감사보수의 결정요인과 감사보수체계 변화로 인한 효과분석”. 회계학연구 제26권 제2호 : 115－143.

기은선. 2012. “기업의 사회적 책임활동이 조세회피 및 조세회피에 대한 시장반응에 미치는 영향”. 세무학연구 제29권 제2호 : 107－136.

김진수 · 김임현. 2016. “조세회피가 정보비대칭에 미치는 영향 : 대형회계법인과 재무분석가의 외부감시효과를 중심으로”. 세무학연구 제33권 제3호 : 111－141.

박종일. 2020. GAAP “유효세율의 유연화가 자본비용에 미치는 영향”. 세무와 회계 연구 제9권 제2호 : 259－314.

_____ · 남혜정 · 최성호. 2011. “이익유연화, 보수적 회계처리 및 재량적 발생액이 신용등급에 미치는 영향”. 경영학연구 제40권 제4호 : 1015－1053.

_____ · 박찬웅. 2007. “비정상 감사보수와 감사품질이 비정상 감사시간에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제45권 : 119－159.

_____ · _____ · 최성호. 2012. “이익유연화가 자본비용을 감소시키는가? 유가증권상장기업과 코스닥상장기업을 중심으로”. 세무와회계저널 제13권 제1호 : 33－63.

_____ · 신상이. 2018. “세무위험이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”. 경영학연구 제47권 제4호 : 919－961.

_____ · _____. 2020. “지속적인 세무전략과 미래의 기업성과 및 기업가치”. 회계학연구 제45권 제4호 : 209－252.

_____ · 정상민. 2018. “발생액의 질이 기업신용등급 및 타인자본비용에 미치는 영향 : 본질적 및 재량적 발생액의 질을 중심으로”. 세무와회계저널 제19권 제4호 : 9－48.

_____ · 정설희 · 김수인. 2018. “비정상 투자, 현금배당 및 초과현금보유 수준이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”. 회계 · 세무와 감사 연구 제60권 제4호 : 1－50.

_____ · 지승민. 2016. “세무보고 공격성이 감사인이 인지한 기대감사시간, 실제 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”. 회계저널 제25권 제2호 : 389－434.

박지혜 · 조중석. 2016. “기업집단 지배구조의 특성이 계열회사의 정보비대칭과 주가동조화에 미치는 영향”. 회계학연구 제40권 제4호 : 285－326.

신상이 · 박종일. 2020. “GAAP ETR의 유연화가 기업신용등급 및 타인자본비용에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제21권 제5호 : 9－57.

신영직 · 강나라. 2020. “이익유연화가 주가붕괴위험에 미치는 영향 : 대리인 문제를 중심으로”. 회계 · 세무와 감사 연구 제62권 제1호 : 173－206.

신용인 · 최 관 · 조현우. 2007. “초도감사 보수할인이 감사품질에 미치는 영향”. 회계학연구 제

32권 제1호 : 173－207.

이명곤 · 장석진 · 조상민. 2012. “국제회계기준(IFRS)의 도입과 감사시간 및 감사보수”. 회계와 감사 연구 제54권 제2호 : 473－504.

이세용. 2009. “발생액의 질과 회계이익의 정보효과”. 세무와회계저널 제10권 제4호 : 9－41.

_____. 2014. “발생액의 질이 회계이익과 순자산의 가치관련성에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제10권 제4호 : 251－277.

이창섭 · 최우석 · 배성호. 2012. “실제이익조정활동과 감사시간 및 감사보수”. 경영학연구 제41권 제4호 : 757－787.

이혜미. 2020. “유효법인세율의 유연화와 주가정보성”. 세무학연구 제37권 제2호 : 9－43.

장석진 · 이명곤 · 조한석. 2012. “이익조정 변동성과 이익유연화 수준이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향”. 회계와 감사 연구 제53권 제2호 : 241－271.

전규안 · 김철환. 2008. “회계이익과 과세소득의 차이 계산시 과세소득의 측정방법에 관한 연구”. 세무회계저널 제9권 제3호 : 167－190.

_____ · 박종일. 2017. “회계이익의 불투명성이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”. 경영학연구 제46권 제5호 : 1303－1041.

Amiram, D. and E. Owens. 2011. Earnings smoothness and cost of debt. *Working paper*. University of North Carolina.

Armstrong, C., J. Blouin, and D. Larcker. 2012. The incentives for tax planning. *Journal of Accounting and Economics* 53 (1－2) : 391－411.

Ashbaugh, H., R. LaFond, and B. Mayhew. 2003. Do non－audit services compromise auditor independence? Further evidence. *The Accounting Review* 78 (3) : 611－539.

Becker C. L. M. L. DeFond J. Jiambalvo and K. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15 (1) : 1－24.

Behn B. J. －H. Choi and T. Kang. 2008. Audit quality and properties of analyst earnings forecasts. *The Accounting Review* 83 (2) : 327－359.

Bozanic, Z., J. Hoopes, J. Thornock, and B. Williams. 2017. IRS attention. *Journal of Accounting Research* 55 (1) : 79－114.

Cazier, R., S. Rego, X. Tian, and R. Wilson. 2015. The impact of increased disclosure requirements and the standardization of accounting practices on earnings management through the reserve for income taxes. *Review of Accounting Studies* 20 : 436－469.

Chen, C., J－B. Kim, and L. Yao. 2017. Earnings smoothing : Does it exacerbate or constrain stock price crash risk? *Journal of Corporate Finance* 42 : 36－54.

Choi, J. H., J. B. Kim, and Y. Zang. 2010. Do abnormally high audit fees impair audit quality. *Auditing : A Journal of Practice and Theory* 29 (2) : 115－140.

Choudhary, P., A. Koester, and T. Shevlin. 2016. Measuring income tax accrual quality. *Review of Accounting Studies* 21 : 89－139.

DeAngelo L. E. 1981. Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 3 (3) : 183－199.

Dechow, P. M., Dichev, Ilia D. 2002. The quality of accruals and earnings : The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review* 77 (4) : 35－60.

_____, R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 (2) : 193－225.

_____, W. Ge, and C. Schrand. 2010. Understanding earnings quality : A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of Accounting and Economics* 50 (2) : 344－401.

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., C. Gleason, and L. Mills. 2004. Last chance earnings management : Using the tax expense to meet analysts' forecasts. *Contemporary Accounting Research* 21 (2) : 431－459.

Dye, R. 1988. Earnings management in an overlapping generations model. *Journal of Accounting Research* 26 (2) : 195－235.

Dyreng, S., M. Hanlon, and E. Maydew. 2008. Long－run corporate tax avoidance. *The accounting Review* 83 (1) : 61－82.

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.

Frank, M. and S. Rego. 2006. Do managers use the valuation allowance account to manage earnings around certain earnings targets? *Journal of the American Taxation Association* 28 (1) : 43－65.

Graham, J., J. Raedy, and D. Shackelford. 2012. Research in accounting for income taxes. *Journal of Accounting and Economics* 53 (1－2) : 412－434.

_____, 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.

Gu, Z. and J. Y. Zhao. 2006. Accruals, income smoothing and bond rating. *Working paper*. Carnegie Mellon University.

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. G. Krishnan, and L. Mills. 2012. Audit fees and book-tax differences. *Journal of the American Taxation Association* 34 (1) : 55-86.

Hunt, A., S. Moyer, and T. Shevlin. 2000. Earnings volatility, earnings management, and equity value. *Working paper*. University of Washington.

Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian. 2009. Opaque financial reports, R^2, and crash risk. *Journal of Financial Economics* 94 (1) : 67-86.

Jayaraman, S. 2008. Earnings volatility, cash flow volatility, and informed trading. *Journal of Accounting Research* 46 (4) : 809-851.

Khurana, I. K., R. Pereira, and E. X. Zhang. 2018. Is real earnings smoothing harmful? Evidence from firm-specific stock price crash risk. *Contemporary Accounting Research* 35 (1) : 558-587.

Kim, J-B., X. Liu, and L. Zheng. 2012. The impact of mandatory IFRS adoption on audit fees : Theory and evidence. *The Accounting Review* 87 (6) : 2061-2094.

Krull, L. 2004. Permanently reinvested foreign earnings, taxes, and earnings management. *The Accounting Review* 79 (3) : 745-767.

Lawson, B. and D. Wang. 2016. The earnings quality information content of dividend policies and audit pricing. *Contemporary Accounting Research* 33 (4) : 1685-1719.

Leuz, C., D. Nanda, and P. Wysocki. 2003. Earnings management and investor protection : An international comparison. *Journal of Financial and Economics* 69 (3) : 505-527.

Li, S. and N. Richie. 2016. Income smoothing and the cost of debt. *China Journal of Accounting Research* 9 (3) : 175-190.

Mayberry, M., S. Mcguire, and T. Omer. 2015. Smoothness and the value relevance of taxable income. *Journal of the American Taxation Association* 37 (2) : 141-167.

Phillips, J. 2003. Corporate tax-planning effectiveness : The role of compensation-based incentives. *The Accounting Review* 78 (3) : 847-874.

Schrand, C. and M. Wong. 2003. Earnings management using the valuation allowance for deferred tax assets under SFAS No. 109. *Contemporary Accounting Research* 20 (3) : 579-611.

Simunic, D. A. 1980. The pricing of audit service : Theory and evidence. *Journal of Accounting Research* 18 (1) : 161-190.

Tucker, J. and P. Zarowin. 2006. Does income smoothing improve earnings informativeness? *The Accounting Review* 81 (1) : 251-270.

The Effect of Smoothing of GAAP ETRs on Audit Fees and Audit Hours

Jong-Il Park* · Sang-yi Shin**

<Abstract>

In this paper, we investigate whether auditors take into account smoothing of GAAP ETRs, a proxy for the audit risk associated with financial reporting quality. Recent study indicates smoothing of GAAP ETRs is associated with higher financial reporting quality (Demere et al. 2019). For example, Demere et al. (2019) document that GAAP ETR smoothing through tax accruals is strongly associated with a lower likelihood of financial restatement and tax-related financial reporting fraud. Therefore, managers are likely to use tax accruals to smooth out volatilities in GAAP ETRs to communicate a long-term sustainable tax rate (Demere et al. 2019). So from that point, we extends the prior literature by examining whether smoothing of GAAP ETRs' information is associated with auditors' assessment of their clients' quality of financial information.

An unexplored question, however, is whether GAAP ETR smoothing are association with higher or lower financial reporting quality influences auditors' risk assessment of their clients. For analysis, following Demere et al. (2019), we measure GAAP ETR smoothing (hereafter GSMO), we also separate GAAP ETR smoothing measure into innate and discretionary factors. We use both audit fees and hours as a proxy for audit risk by auditor. Our sample covers KOSPI and KOSDAQ listed firms in non-financial industries with fiscal year-end in December from 2004 to 2018 period. Our main sample consists of 11,961 (11,574) firm year observations in audit fees (audit hours) data.

We document several findings. First, after controlling for several factors as well as pre-tax earnings smoothing, tax avoidance, and opaque financial reports that affect audit fees and hours, we find evidence consistent with Demere et al. (2019)'s argument that there is a negative and significant association between GSMO and audit fees or audit hours. This suggests auditors assess their clients' higher GAAP ETR smoothing as having lower audit risk. Therefore, our results suggest that GAAP ETR smoothing through tax accruals indicates higher financial reporting quality. Second, we also distinguish between GSMO driven by innate GSMO (i.e., economic

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

** Lecturer, Department of Accounting, Jeonbuk National University, ssyend@naver.com, Corresponding Author

fundamentals) and discretionary GSMO (i.e., management choices), we find that firms with a higher degree of innate GSMO affect auditors' pricing decisions and decreasing their audit fees, whereas we also find that firms with a higher degree of discretionary GSMO affect auditors' efforts and decreasing their audit hours. These results imply that auditors' professional response varies with the source of GAAP ETR smoothing. Finally, we find that, within firm, a higher degree of GAAP ETR smoothing is associated with lower audit risk and such negative associations are more pronounced for firms is audited by a Big 4 auditor, lower information asymmetry (proxied by lower volatility of daily stock returns), and higher financial reporting quality (proxied by accruals quality, following Francis et al. (2005)).

In sum, these results suggest that firms with higher GAAP ETR smoothing represent lower audit risk, which results in lower levels of audit fees and hours (i.e., effort) for the audit engagement. Thus, our results imply GAAP ETR smoothing reduces audit risk by enhancing clients' quality of financial information. We contribute to the tax－related literature by showing that auditors reflect GAAP ETR smoothing strategy is related to higher financial reporting quality in their pricing decisions and auditing effort.

In addition, our study contributes to the auditing and tax literatures by being the first to show that auditors' pricing decisions and their auditing efforts are shaped by the information content of firms' GAAP ETR smoothing policies and the information conveyance is attributable to reduced earnings manipulation risk surrounding the quality of the firm's reported earnings. Therefore, we suggest that firms with higher smoothing of GAAP ETRs are likely the ones who commit to a more transparent earnings reporting strategy overall. Such a GAAP ETR smoothing strategy is a credible indicator for overall financial reporting quality. Furthermore, our results suggest that firms' GAAP ETR smoothing status provides a relatively simple and observable cue to auditors as well as external information users (i.e., investors, creditors, regulators, tax authorities and policymakers etc.) when assessing a firm's financial reporting quality.

<Key words> Smoothing of GAAP ETRs, Innate versus discretionary factors, Financial reporting quality, Audit fees, Audit hours