

GAAP ETR의 유연화가 기업신용등급 및 타인자본비용에 미치는 영향*

신상이** · 박종일***

〈요 약〉

본 연구는 기업이 GAAP ETR의 유연화(이하 유효세율의 유연화)를 하면 신용평가기관과 채권투자자 측면에서 어떻게 평가하는지를 알아보았다. Demere et al.(2019)은 과거 3년간으로 측정되는 유효세율의 유연화 측정치를 처음 제안한 후 이 측정치가 높은 재무보고의 질과 관련이 있다는 주장과 실증적 증거를 보고하였다. 그러나 앞서의 연구는 유효세율의 유연화에 대한 시장반응을 살펴보지는 않았다. 따라서 본 연구는 유효세율의 유연화 정보에 대해 기업신용등급 및 타인자본비용과의 관계를 살펴보았다. 이를 위해 본 연구는 시차모형을 이용하여 관심변수를 기준으로 2003년부터 2018년까지의 유가증권과 코스닥기업을 대상으로 분석하였다.

분석결과는 첫째, 일정 변수뿐 아니라 세전이익의 유연화, 그리고 조세회피까지 통제한 후에도 유효세율의 유연화는 기업신용등급과 음(-)의 관계로 나타났다. 또한 이러한 결과는 본질적 또는 재량적 유효세율의 유연화로 분해하여 살펴본 경우에도 일관된 증거를 보였다. 둘째, 유효세율의 유연화와 타인자본비용 간에는 일관된 유의한 관계를 관찰하기는 어려웠다. 다만, 스프레드로 측정된 타인자본비용과 본질적 유효세율의 유연화 간에는 기대와 달리 양(+)의 관계로 나타났다. 셋째, 시장유형별로 나누어 분석하면 앞서의 결과들은 신용평가기관의 경우 별다른 차별적 반응이 나타나지 않은 반면에, 채권투자자의 경우 KOSPI와 KOSDAQ에 따라 서로 다른 반응을 보이는 것으로 나타났다. 이를 요약하면, 본 연구는 유효세율의 유연화 정보에 대해 신용평가기관과 채권투자자 측면에서 처음 시장반응을 살펴본 연구라는 점에서 의의가 있고, 또한 본 연구는 Demere et al.(2019)의 주장과 다른 실증적 결과 역시 관찰될 수 있음을 보여주었다는 점에서 관련연구에 추가적인 공헌을 제공한다.

〈주제어〉 GAAP 유효세율의 유연화, 세전이익의 유연화, 조세회피, 기업신용등급, 타인자본비용

* 이 연구는 한국세무학회 2020년 춘계 신진연구자 연구지원사업 공모 논문임.

** 전북대학교 회계학과 강사, ssyend@naver.com, 주저자

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

I. 서 론

본 논문의 목적은 Demere et al.(2019)에서 제안된 GAAP 유효세율의 유연화 측정치의 정보가 높은 또는 낮은 재무보고의 질(higher or lower financial reporting quality) 중에서 어떻게 평가되는지를 신용평가기관의 기업신용등급과 채권투자자의 대출이자율(기업 측면에서는 타인자본비용) 측면의 시장반응을 통해 이를 실증적으로 알아보는데 있다. 또한 본 연구는 이를 알아보는 데 있어 GAAP 유효세율의 유연화뿐 아니라 그 원천인 본질적 또는 재량적 구성요소로 나누어 앞서의 관계에 대해 살펴본다.

유연화의 논의와 분석은 그동안 주로 이익 측면에서 다루어졌다. 이익유연화는 회계실무에서 재무보고상에 널리 퍼진 관행 중 하나이다. Graham et al.(2005)의 설문조사에 의하면, 대략 400명의 경영자를 대상으로 한 조사에서 97%의 경영자들이 보고이익에 대해 유연화하기를 선호하는 것으로 나타났다. 그러나 이익유연화가 기업과 외부주주에게 유익한지 또는 유해한지는 회계학에서 아직까지도 해결되지 않은 문제 중 하나이다(Dechow et al. 2010). 한편으로, 경영자가 이익유연화를 하는 이유로는 기업의 미래 기업성과에 관한 사적 정보를 외부주주와 소통하기 위한 수단으로 이용할 수 있다(Sankar and Subramanyam 2001). 이런 경우에 이익유연화 정보는 투자자들에게 더욱 유용한 정보일 수 있어 기업가치를 창출하는데 기여한다(Tucker and Zarowin 2006 ; Amiram and Owens 2011 ; Li and Richie 2016 등). 다른 한편으로, 경영자는 자신의 사적이익을 위한 수단으로, 예를 들어 기업과의 보상기준을 충족하기 위하여, 또는 자신의 고용보장을 유지하기 위하여 이익유연화를 수행할 수도 있다(DeFond and Park 1997). 이러한 시나리오에서 이익유연화는 기업의 실제 기본적인 성과를 애매하게 만드는 수단으로 사용될 수 있어 기업가치를 훼손시킬 수 있다(Leuz et al. 2003). 이처럼 이익유연화와 관련된 오랫동안 지속된 두 가지 관점의 논쟁을 최근 세무회계 연구 중 ‘세율’ 측면으로 그 논의를 확장시킨 연구가 있다(Demere et al. 2019). 예를 들어, Demere et al.(2019)은 이익 대신 유효세율(effective tax rates ; ETR) 측면에서 GAAP 유효세율의 유연화(smoothing GAAP ETRs)¹⁾의 측정치를 제안한 후 이 측정치가 재무보고의 질과 어떤 관련성이 있는지(예로, 높은 재무보고의 질 vs. 낮은 재무보고의 질)에 초점을 두었다. Demere et al.(2019)에서의 GAAP 유효세율의 유연화 측정치는 기본적으로 Jayaraman (2008)의 방법에서 착안한 것이다. 즉 Jayaraman(2008)의 연구는 이익(earnings)에서 영업현금흐름(cash flows)을 차감하면 발생액(accruals)이므로, 이 등식에 대해서 각각 변동성(volatility) 개념을 적용하여 측정하면 이익의 변동성에서 영업현금흐름의 변동성의 차이는 이익유연화의 정도를

1) Demere et al.(2019)은 앞서의 측정치를 ‘GAAP 유효세율의 유연화’로 칭하였다. 본 연구도 기술의 편의상 해당 용어 또는 이를 줄여 ‘유효세율의 유연화’로 기술하였다. 또한 Demere et al.(2019)에서 ‘분산’은 변수의 측정상에 표준편차가 이용되며, 이는 변동성을 의미한다. 따라서 본 연구에서는 분산, 변동성, 표준편차를 서로 상호교체 가능한 용어로 사용한다.

나타내는 측정치가 되고, 이는 결국 발생액의 변동성과 관련이 있게 된다. 왜냐하면 이익유연화는 발생액을 통해서 조정될 수 있기 때문이다.

이러한 앞서의 개념적 방법을 Demere et al.(2019)의 연구는 유효세율 측정에 대입하여 측정 한 것이다. 즉 Demere et al.(2019)은 Jayaraman(2008)의 이익, 영업현금흐름, 발생액을 각각 GAAP ETR, Cash ETR(현금유효세율), tax accruals(이하 세무발생액)로 매핑(mapping)시키고 있다. 구체적으로, Demere et al.(2019)의 GAAP 유효세율의 유연화는 전술한 바와 같이 GAAP ETR의 분산과 Cash ETR의 분산의 차이로 측정되므로,²⁾ 결국 GAAP 유효세율의 유연화 정도는 경영자가 세무발생액의 변동성을 이용하여 조정하게 된다. 특히 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 클수록 세무발생액의 변동성은 감소되는 역의 관계에 있다. 이는 경영자가 세무발생액을 이용한 기간간 차이(inter-temporal)의 보고전략을 수행하면 GAAP 유효세율의 변동성을 줄일 수 있다. 즉 Cash ETR의 변동성보다 GAAP의 변동성이 줄면 GAAP 유효세율의 유연화 정도는 높아진다(Demere et al. 2019). 이와 같이 GAAP 유효세율의 유연화에는 시계열적으로 유효세율을 평탄화(smooth out) 하는 기업의 세무전략이 반영되어 있다.³⁾

한편, Demere et al.(2019)의 연구는 앞서 전술한 바와 같이 세무발생액을 이용하여 GAAP 유효세율을 유연화 하는 기업에 대해 재무회계 측면에서 오랫동안 지속된 논쟁거리 중 하나였던 이익유연화의 두 가지 다른 견해와 관련시켜 높은 또는 낮은 재무보고의 질 중에서 GAAP 유효세율의 유연화 정보는 어떤 관련성이 있는지를 재무회계 측면으로 확장시키고 있다. 특히 이 연구는 GAAP 유효세율의 유연화와 재무보고의 질 간의 관계를 재무제표의 재작성 또는 미래 Cash 또는 GAAP ETR과의 관계를 통해서 살펴보았고, 그 결과에서 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 클수록 재무제표의 재작성의 가능성이 낮고, 또한 현재 GAAP ETR과 미래 Cash 또는 GAAP ETR 간의 양(+)의 관계가 더 강화되는 것으로 나타났다. 이를 통해 앞서의 선행연구는 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 클수록 높은 재무보고의 질과 양(+)의 관계가 있고, 또한 GAAP 유효세율의 유연화 정보는 외부정보이용자들에게 해당 기업의 미래 Cash ETR을 예측하는데 있어 경영자의 사적 정보를 전달하는 수단으로 이용될 수 있다고 주장한다. 그런데 앞서의 선행연구의 경우 GAAP 유효세율의 유연화가 높은 재무보고의 질과 관련이 있어 외부정보이용자들에게 경영자의 사적 정보의 신호를 제공한다는 주장을 하고 있으나, 시장에서 GAAP 유효

2) Demere et al.(2019)은 GAAP 유효세율의 유연화를 과거 3년간($t-2, t$) 자료를 이용하여 측정하고 있다. 즉 이 연구는 3년간 자료를 이용하여 GAAP ETR의 분산과 Cash ETR의 분산의 차이에 (-1)를 곱한 값으로 측정한 후, 이 값이 클수록 기업의 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 클 것으로 보았다.

3) Graham et al.(2014)은 이연법인세 제도의 도입 이후 Cash ETR보다는 GAAP ETR이 상장기업의 경영자에게는 재무보고상에 더 중요한 관심사항이라는 설문조사 결과를 보고한 바 있다. 예를 들어, 현행 이연법인세의 제도 하에서는 투자자들이 해당 기업의 미래 Cash ETR을 예상할 때에는 재무제표에 보고되는 법인세비용과 세전이익을 이용하여 계산되는 GAAP ETR을 활용할 수밖에 없다. 따라서 경영자는 재무보고상 GAAP ETR에 더 관심을 가질 수 있다.

세율의 유연화가 어떻게 평가되고 있는지와 관련된 시장반응에 대해서는 분석된 증거를 제공하고 있지는 못하다. 앞서의 관련연구로 박종일·신상이(2019)는 GAAP 유효세율의 유연화는 감사인의 감사보수와 감사시간 측면에서 감사위험을 낮춘다는 결과를 제시하였다. 하지만 아직까지 Demere et al.(2019)에서의 주장이 기업평가에 전문성이 있는 것으로 알려진 신용평가기관 및 채권투자자 측면에서도 GAAP 유효세율의 유연화 정보가 높은 재무보고의 질과 관련된 경영자의 사적 정보의 역할을 하는지에 대해서는 앞서 두 편의 증거만으로는 알 수 없어 실증적 의문이다. 따라서 본 연구는 이러한 의문을 알아보기 위하여 앞서의 선행연구의 범위를 좀 더 확장시켜 GAAP 유효세율의 유연화와 신용평가기관 또는 채권투자자의 각 인지된(perceived) 시장반응을 이용하여 살펴보고자 한다. 이와 같은 본 연구의 분석은 세무 측면의 GAAP 유효세율의 정보가 신용평가기관과 채권투자자 관점에서 각각 어떻게 평가되고 있는지를 통해 실무계(예로, 투자자, 규제기관 및 정책입안자)에서 재무보고의 질의 지표로 활용될 수 있는지를 가늠해 보는데 있어 유용한 정보를 제공한다.

이를 위하여 본 연구는 Demere et al.(2019)의 방법에 따라 GAAP 유효세율의 유연화(이하 GSMO)와 그 구성요소인 본질적(innate) 또는 재량적(discretionary) 유효세율의 유연화(각각 IGSMO, DGSMO)를 각각 측정하고, 기업신용등급(RATING)과 타인자본비용(COD)은 선행연구의 방법에 따라 KISVALUE의 자료를 이용하여 측정하였다. 분석기간의 경우 관심변수(종속변수)로 볼 때 2003년부터 2018년까지(2004년부터 2019년까지)이고, 유가증권과 코스닥기업을 대상으로 금융업을 제외한 12월 결산법인 중 분석에 이용가능 했던 최종표본 10,415개 기업/연 자료가 분석되었다. 실증결과에 따르면, 첫째로 GAAP 유효세율의 유연화(GSMO)는 기업신용등급을 낮추는 것으로 나타났고, 또한 본질적 또는 재량적 유효세율의 유연화(IGSMO와 DGSMO) 모두 앞서와 일관된 증거를 보였다. 둘째로 GSMO와 타인자본비용 간에는 대체로 유의한 관계를 관찰하기 어려웠다. 다만, 스프레드로 측정된 COD와 본질적 유효세율의 유연화(IGSMO) 간에 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 셋째로 시장유형별로 나누어 분석하면 신용평가기관의 경우 앞서의 결과에 별다른 차별적인 반응이 관찰되지 않은 반면에, 채권투자자의 경우 KOSPI와 KOSDAQ에 따라 서로 다른 차별적 반응을 보이는 것으로 나타났다.

이상의 결과를 종합하면, 본 연구는 GAAP 유효세율의 유연화가 높은 재무보고의 질과 양(+)의 관계가 있다는 Demere et al.(2019)의 주장과 달리, 기업평가에 전문성이 있는 신용평가기관과 채권투자자의 인지된 시장반응에서는 오히려 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업에 대해 낮은 재무보고의 질로 평가한다는 실증적 증거를 보여주고 있다. 한편, 이러한 본 연구의 발견은 GAAP 유효세율의 유연화가 감사인 측면에서 감사위험을 낮춘다는 박종일·신상이(2019)의 결과와는 다른 증거를 제공한다. 특히 본 연구결과는 GAAP 유효세율의 유연화 정보에 내포된 재무보고의 질과 관련하여 선행연구의 주장과 달리(Demere et al. 2019 ; 박종일·신상이 2019), 외부정보이용자들(예로, 신용평가기관, 채권투자자)에 따라 다른 관점을 가질 수 있음을 보여주었

다는데 의미가 있다. 따라서 이러한 본 연구에서의 발견은 관련연구에 새로운(novel) 증거를 제공해 줄 것으로 기대된다.

본 연구는 다음의 세 가지 측면에서 관련연구에 공헌한다는 점에서 기존 연구와 차별성을 가지고 있다. 첫째, 유연화를 다룬 연구들은 그동안 재무회계 측면의 이익유연화를 중심으로 살펴본 연구들이 많았다(Tucker and Zarowin 2006 ; Gu and Zhao 2006 ; Hunt et al. 2000 ; Amiram and Owens 2011 ; Li and Richie 2016 ; Chen et al. 2017 ; Khurana et al. 2018 등). 이와 달리, 본 연구는 세율 측면의 GAAP 유효세율의 유연화를 다룬다는 점에서 앞서의 주제와는 차별성을 가지고 있다. 둘째, 재무회계 측면에서 유연화를 다룬 선행연구들은 법인세 또는 세무이익에 대한 금액을 중심으로 한 연구들이 상대적으로 많았다(Moses 1987 ; Graham and Smith 1999 ; Lev and Nissim 2004 ; Mayberry et al. 2015 ; 이용호 1995 ; 전춘옥 외 1996 ; 정규언 1997 ; 박성원 외 2016 ; 이현주 · 정규언 2018). 이와 달리, 본 연구는 Demere et al.(2019) 및 박종일 · 신상이(2019)와 같이 금액 대신 세율 측면에서 GAAP 유효세율의 유연화를 다루었다.⁴⁾ 또한 Demere et al.(2019)은 GAAP 유효세율의 유연화와 재무제표의 재작성 및 미래 Cash 또는 GAAP ETR과의 관계를 중심으로, 후속연구인 박종일 · 신상이(2019)는 감사인의 감사위험(예로, 감사보수, 감사시간)과의 관계를 살펴본 반면에, 본 연구는 GAAP 유효세율의 유연화와 신용평가기관 및 채권투자자의 각 기업신용등급과 대출이자율 측면에서 분석했다는 점에서 차별성 있는 정보를 제공한다. 셋째, 본 연구는 GAAP 유효세율의 유연화에 대한 자본시장의 반응을 신용평가기관 또는 채권투자자 측면에서 분석한 처음의 연구로서 의의가 있다. 특히 Demere et al.(2019)과 박종일 · 신상이(2019)는 GAAP 유효세율의 유연화가 높은 재무보고의 질과 양(+)의 관계가 있다는 증거를 제시한 반면에, 본 연구는 신용평가기관 측면에서 GAAP 유효세율의 유연화와 그 구성요소는 부정적인 반응을, 또한 채권투자자 측면에서는 영향이 없거나 또는 구성요소와 대출이자율의 측정치에 따라 부정적인 반응이 나타남을 보여주고 있다. 이러한 본 연구의 발견은 GAAP 유효세율의 유연화에 대해 외부정보이용자 모두에게 높은 재무보고의 질과 관련되어 평가되지는 않음을 시사한다. 따라서 본 연구결과는 학계 측면에서 관련연구에 대해 추가적인 증거를 제공한다. 이와 더불어 자본시장의 참여자들을 위한 기업의 신용평가를 수행하는 신용평가기관이 GAAP 유효세율의 유연화에 대해 부정적인 평가를 한다는 본 연구결과는 재무보고의 질에 관심이 있는 투자자, 규제기관 및 정책입안자에게도 유용한 정보를 줄 것으로 기대된다.

이후에 대한 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 이익유연화, 세무이익의 유연화 그리고 본 연구와 관련된 GAAP 유효세율의 유연화를 분석한 선행연구를 검토하고 이를 기초로 가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 가설의 검증을 위한 연구모형의 설정과 분석을 위한 표본의 선

4) 그 외에도 기업신용등급과 채권투자자 측면에서 이익의 질(예로, 재량적 발생액, 이익조정의 구간 및 보수주의 등)을 다룬 선행연구가 있으나(박종일 · 윤소라 2013, 2014 ; 정상민 · 박종일 2017 등), 관심사항이 주로 재무회계 측면의 연구들이다. 이와 달리, 본 연구는 세무 측면의 GAAP 유효세율의 유연화를 살펴보고 있다는 점에서 앞서의 주제와는 차별성이 있다.

정에 대하여 설명한다. 제Ⅳ장에서는 가설의 분석결과를 제시하고, 또한 추가분석의 결과에 대해서도 논한다. 제Ⅴ장에서는 본 연구의 실증결과를 요약하고 또한 관련연구에 대한 본 연구의 공헌과 시사점, 그리고 분석상의 한계를 설명한다.

Ⅱ. 선행연구의 검토와 연구가설의 설정

1. 선행연구의 검토

본 절에서는 재무회계 측면에서 다룬 이익유연화를 먼저 살펴본 후, 다음으로 세무 측면에서의 유연화 그리고 본 연구와 밀접한 관계가 있는 GAAP 유효세율의 유연화를 다룬 연구를 살펴본다.

재무회계에서 유연화(smoothing)에 대한 주제는 이익유연화 또는 이익평준화(income smoothing)로 보고이익의 변동성을 줄이는 것을 의미한다. 선행연구에서는 이익유연화의 주요 경제적 동기로 경영자 자신의 위상을 위해 불확실한 미래 실적에 대비하기 위한 동기, 이익변동성이 시장에 위험(risk)으로 인식될 수 있어 이러한 사업위험을 낮추려는 동기 및 법인세유연화의 관점에서 이익의 급증으로 인한 차기 이후의 세금부담의 증가나 과세당국의 적발 가능성을 줄이기 위한 동기 등을 언급하고 있다(DeFond and Park 1997 ; 유재권 · 백원선 2011). 예를 들어, 이익유연화의 긍정적인 결과를 보고한 연구들은 이익유연화 정도가 높은 기업은 주식시장에서 양(+)의 초과수익률을 보이고(Hunt et al. 2000), 미래이익반응계수가 높고(Tucker and Zarowin 2006), 회사채 신용등급이 높고(Gu and Zhao 2006), 기업신용등급이 높으며(박종일 외 2011), 채권투자자의 대출이자율이 낮고(Amiram and Owens 2011 ; Li and Richie 2016), 가중평균자본비용이 낮음(박종일 외 2012)을 보고하였다. 이들 선행연구들은 이익유연화가 미래성과의 예측가능성을 높여 시장에서 기업의 위험을 낮게 인식하는 결과를 초래한다는 해석을 하였다.

이와 달리, 이익유연화에 대한 부정적인 결과를 보고한 연구들은 이익유연화는 경영자의 기회주의적인 의도가 반영된 인위적인 이익조정행위로서 자본시장에 부정적인 영향을 초래할 수 있다고 주장한다(Jayaraman 2008 ; McInnis 2010 ; Chen et al. 2017 ; Khurana et al. 2018 ; 신영직 · 강나라 2020). 예를 들어, Chen et al.(2017)은 이익유연화 정도가 높은 기업은 차기의 주가 폭락위험(stock price crash risk)이 높고, 이러한 관계는 재무분석가 또는 기관투자자가 적거나 재량적 발생액이 높은 기업일 때 더 강화되는 결과를 보고하였다. 또한 Khurana et al.(2018)의 연구도 이익유연화와 주가폭락위험 사이에 양(+)의 관계가 있음을 보고한 후 이익유연화는 경영자가 나쁜 소식(bad news)을 적시에 보고하기보다는 이를 보류하고 비효율적인 위험관리에 참여함으로써 미래에 주가폭락위험을 높일 수 있다고 주장한다. 국내 연구로 신영직과 강나라

(2020)는 대리인 문제가 높을 때 이익유연화는 차기의 주가폭락위험이 높고, 또한 이익유연화와 주가폭락위험 간에 양(+)의 관계는 효율적인 지배구조를 가진 기업일 때 감소한다는 결과를 보고하였다. 따라서 이 연구는 기업의 대리인 문제가 클수록 이익유연화를 수행할 가능성이 높고 기업의 효율적인 지배구조는 경영자의 기회주의적 행위를 견제하는 역할을 한다는 것을 시사하고 있다. 그 외 Jayaraman(2008)은 이익유연화가 높은 매수-매도 스프레드(bid-ask spread)와 양(+)의 관계가 있음을 보고한 후, 이익유연화가 오히려 정보비대칭을 높인다고 주장하였다. 반면, McNnis(2010)는 이익유연화와 자본비용 간의 유의미한 관계를 발견하지 못하였다. 이와 같이 그동안의 이익유연화에 대한 연구는 활발히 진행되어 왔지만 그 결과 측면에서 혼재된(mixed) 증거를 보여 왔다.

앞서의 유연화의 논의를 세무회계 측면으로 가져와서 살펴본 선행연구들은 먼저 법인세 또는 세무이익 측면에서 법인세유연화 또는 세무이익의 유연화를 다루었다. 특히 법인세유연화의 측정치로 세무이익(예로, 추정과세소득)의 변동성(volatility)을 이용한 연구들이 있다(Graham and Smith 1999 ; Lev and Nissim 2004 ; Mayberry et al. 2015 ; 박성원 외 2016 ; 이현주·정규언 2018). 이들 선행연구들은 경영자가 채무이익뿐만 아니라 세무이익에 대해서도 변동성을 줄이려는 유인이 존재할 것으로 보고, 기업이 세무이익의 변동성을 낮게 유지하는 경우를 세무이익의 유연화로 정의하였다. Graham and Smith(1999) 및 Lev and Nissim(2004)의 연구는 누진세의 구조 하에서 세무이익을 유연화 하는 경우 장기적으로 세부담이 감소되는 효과가 있음을 보고하였다. Mayberry et al.(2015)의 연구는 세무이익을 유연화 할수록 세무이익의 정보효과는 감소된다는 결과를 보고하였다. 또한 이 연구는 세무이익의 유연화를 본질적 요인과 재량적 요인으로 구분하여 살펴본 결과에서 재량적 요인이 주로 세무이익의 가치관련성을 감소시키며, 미래 조세회피와도 양(+)의 관계가 있음을 제시하였다. 국내 연구로 박성원 외(2016)는 세무이익의 유연화는 미래 조세회피와 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났으나, 앞서 Mayberry et al. (2015)과 달리 세무이익을 유연화 하는 기업은 세무이익의 증가에 대한 정보효과가 높게 나타났다. 이현주·정규언(2018)의 연구는 세무이익의 유연화를 본질적 요인과 재량적 요인으로 구분하여 분석한 결과에서 재량적 요인이 증가할수록 조세회피가 증가하는 반면에, 본질적 요인은 조세회피와 유의한 관계가 관찰되지 않았다. 이상의 결과에서 볼 수 있듯이 세무이익의 유연화의 경우도 이익유연화를 분석한 선행연구들처럼 세무이익의 유연화가 시장에서 긍정적인 결과(박성원 외 2016)와 부정적인 결과(Mayberry et al. 2015) 모두 제시되고 있어 혼재된 증거를 보이고 있다.

한편, 전술된 앞서의 연구들은 주로 채무이익 또는 세무이익이라는 ‘금액’ 측면에서 이익유연화 또는 세무이익의 유연화를 살펴보았다면 최근 연구인 Demere et al.(2019)은 금액 대신 ‘세율’ 측면에서 GAAP 유효세율의 유연화를 다루었다. Demere et al.(2019)의 연구는 GAAP 유효세율의 유연화를 GAAP ETR의 변동성과 Cash ETR의 변동성의 차이로 정의하고, 이 차이는 결

국 세무발생액(tax accruals)의 변동성으로 나타난다. 이 연구는 유효세율의 유연화와 재무보고의 질 사이에 어떤 관련성이 있는지를 재무보고의 재작성과 미래 Cash ETR의 예측력 측면에서 살펴보았다. 연구결과는 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업일수록 재무제표 재작성의 가능성이 낮고, 특히 세무관련 부정과 오류의 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 또한 앞서의 관계는 투명한 재무보고에 대한 수요가 높은 기업에서 더 뚜렷한 결과로 나타났다. 다음으로, 이 연구는 현재의 GAAP ETR이 미래의 Cash ETR 또는 GAAP ETR을 설명하는 데 있어 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업일수록 더 예측력이 높게 나타났다. 앞서의 결과에 기초하여 이 연구는 GAAP 유효세율의 유연화는 고품질의 재무보고의 질과 관련한 신뢰할만한 예측정보를 제공하며, 또한 자본시장에서 투자자들이 미래 Cash ETR을 예측할 때 경영자는 GAAP 유효세율의 유연화를 통해 자본시장에 사적 신호를 제공하여 의사소통을 수행한다고 주장한다. 하지만 앞서의 연구에서는 이를 알아보기 위한 GAAP 유효세율의 유연화에 대한 자본시장의 반응을 직접적으로 살펴보지는 않았다. 한편, 국내 연구로 박종일·신상이(2019)는 Demere et al.(2019)에서 제안된 방법을 이용하여 감사인의 반응을 감사보수와 감사시간 측면에서 분석하였다. 분석결과는 GAAP 유효세율의 유연화는 감사보수 및 감사시간과 음(-)의 관계로 나타났다. 따라서 이 연구는 GAAP 유효세율의 유연화는 높은 재무보고의 질과 양(+)의 관계가 있어 GAAP 유효세율의 유연화는 감사인의 감사위험을 낮추는 것으로 해석하였다.

2. 연구가설의 설정

전술한 선행연구의 검토에서 살펴본 바와 같이 GAAP 유효세율의 유연화를 분석한 Demere et al.(2019) 및 박종일·신상이(2019)의 두 편의 연구를 제외하면 아직까지 해당 주제와 관련된 실증적 증거는 미미하다. 그러한 점에서 선행연구의 범위를 확장시켜 본 연구는 Demere et al.(2019)에서 제안된 GAAP 유효세율의 유연화 정보에 대해 기업평가에 전문성이 높은 집단으로 알려진 신용평가기관 및 채권투자자 측면에서는 어떻게 평가(예로, 높은 또는 낮은 재무보고의 질)되고 있는지를 기업신용등급과 타인자본비용과의 관계를 통해서 살펴보는데 있다. 이를 위해서는 GAAP 유효세율의 유연화의 정보속성을 높은 재무보고의 질 측면과 낮은 재무보고의 질 측면에서 살펴볼 필요가 있다.⁵⁾

먼저 GAAP 유효세율의 유연화가 높은 재무보고의 질과 관련이 있는 속성을 살펴보면 다음과 같다. Demere et al.(2019)의 연구에서 제안된 GAAP 유효세율의 유연화는 GAAP ETR의 변동성과 Cash ETR의 변동성의 차이에 (-1)를 곱하여 측정된다는 점에서 이들 각 변동성의 차이는 세무발생액(tax accruals)의 변동성의 차이로 나타남을 앞서 설명한 바 있다. 여기서 GAAP

5) 이와 관련된 두 가지 관점은 Demere et al.(2019)에서 논의되었던 사항을 저자들이 이를 재정리하여 가설의 전개상에 다룬 것이다.

ETR을 구성하는 분자인 법인세비용(tax expense)은 기업의 기본적인 이익(예로, core earnings ; 이하 핵심이익)에 대한 재무보고상에 일시적 차이인 기간간 차이와 관련을 가진다. 또한 세율은 과세소득의 금액과 달리, 기본적인 이익에 따라 결정되는 특성이 있다. 즉 다른 조정이 없다면 기업의 유효세율(ETR)은 이익에 비례하여 정의된다. 따라서 만일 핵심이익이 목표이익에 미달될 때 경영자는 핵심이익의 부족분을 보충하기 위하여 인위적으로 재무보고상에 GAAP ETR을 낮추어 보고하려는 유인을 가질 수 있다.⁶⁾ 하지만 이러한 경영자의 기회주의적인 행위가 수행되면 장기적으로는 GAAP ETR의 변동성을 증가시키는 결과를 초래하게 된다. 앞서와 대비되는 상황으로 만일 GAAP ETR의 유연화 전략에 몰두하는 경영자는 핵심이익이 목표이익에 미달되더라도 보고이익을 높이기 위해 세무발생액을 이용한 기회주의적인 조정을 하지 않을 수도 있다. 이를 Demere et al.(2019)은 억제효과(restraining effect)라고 부른다.⁷⁾ 이러한 억제효과가 재무보고상에 가져다주는 긍정적인 결과는 세무발생액을 이용한 경영자의 기회주의적 행위가 낮다는 점에서 GAAP 유효세율의 유연화가 높은 기업은 전반적으로 더 투명한 재무보고, 즉 높은 재무보고의 질과 관련이 있을 수 있다. 또한 GAAP 유효세율의 유연화는 시계열적으로 GAAP ETR의 변동성을 평탄하게(smooth out) 해준다는 점에서 기업에서 보고하는 유효세율의 지속가능성을 높일 수 있어 외부정보이용자에게 보다 수월하게 미래 Cash ETR의 예측을 하는데도 도움이 된다.⁸⁾ 이와 관련한 실증적 증거로 앞서 선행연구의 검토에서 살펴본 Demere et al.(2019)은 GAAP 유효세율의 유연화를 수행하는 기업일수록 재무제표의 재작성의 가능성이 낮고, 또한 현재 GAAP ETR과 미래 Cash ETR 또는 GAAP ETR 간에 양(+)의 관계가 더 강화됨을 보고하였다. 또한 박종일·신상이(2019)는 GAAP 유효세율을 유연화 하는 기업일수록 감사인의 감사위험이 낮음을 보고하였다.

다음으로, GAAP 유효세율의 유연화가 낮은 재무보고의 질과 관련이 있는 속성을 살펴보면 다음과 같다. 즉 재무보고의 질 측면에서 앞서와는 다른 경쟁적(competing) 이론도 존재한다. GAAP 유효세율의 유연화는 한편으로, 시계열적으로 안정된 GAAP ETR의 보고를 추적하려는 경향이 있기에 기업의 과거 역사적 유효세율(historical ETR) 수준을 공격적으로 유지하기 위한

6) 예를 들어, 경영자가 목표이익을 충족시켜 보고하기 위해서 세전이익을 높이는 방법 중 하나는 세무 측면에서 법인세비용을 상대적으로 낮추는 조정을 하면 되고, 그럴 경우 GAAP ETR이 감소되는 결과로 나타난다. 즉 경영자는 조세회피를 선호한다. 이와 반대로 합리적인 경영자라면 법인세비용을 상대적으로 높여 GAAP ETR를 증가시킬 유인은 앞서만큼 높지 않다. 왜냐하면 세전이익 대비 법인세비용을 높이면 기업의 세부담이 증가되기 때문이다. 물론 앞서의 상황에서 세전이익을 높이는 또 다른 방법은 이익조정(예로, 재량적 발생액)을 통해서 가능하다. 하지만 본 연구의 관심은 GAAP 유효세율의 유연화에 있으므로, 이에 대한 논의는 생략한다.

7) Gleason and Mills(2008)는 법인세비용이 기업의 이익목표치에 이용되지 않을 때 투자자는 기업이 보고하는 이익뉴스에 대해 더 강하게 반응한다는 결과를 보고하였다.

8) 예를 들어, Neuman et al.(2013)은 지속적인(sustainable) 세무관리는 재무분석가들이 기업의 세율과 이익을 예측하는데 있어 도움이 된다고 주장한다.

방법으로 세무발생액이 이용될 수 있다(Demere et al. 2019). 이는 과거 ETR 수준에 현재의 ETR 수준을 맞추려는 성향 때문에 오히려 미래 잠재적인 Cash ETR의 실질적인 변화가 제대로 반영되지 못하는 결과를 초래한다. 이러한 맥락에서 보면, 세무발생액을 통한 공격적인 GAAP 유효세율의 유연화가 수행될 경우에는 오히려 재무보고의 질을 낮출 수 있고, 미래 Cash ETR에 대한 GAAP ETR의 현재 예측력이 경감될 수 있다. 또한 경영자는 경제적인 보상 유인 때문에 GAAP 유효세율의 유연화를 선택할 수도 있다. 예를 들어, 이전 연구들은 GAAP ETR은 경영자의 보상과 경력성가에 중요한 영향을 준다는 결과를 보고한 바 있다(Phillips 2003 ; Armstrong et al. 2012). 따라서 경영자는 자신의 보상을 유연화하기 위한 수단으로 GAAP 유효세율의 유연화에 몰두할 수도 있다. 이런 측면에서 본다면, GAAP 유효세율의 유연화는 낮은 재무보고의 질과 밀접한 관련을 가질 수 있다. 이와 더불어, 과세당국이 세무감사기업을 선정할 때 과거 GAAP ETR의 변동이 큰 기업을 우선적으로 선정할 수 있으므로(Graham et al. 2012 ; Bozanic et al. 2017), 경영자는 이에 대한 잠재적인 위험회피의 반응에 따라 세무발생액을 이용하여 공격적으로 GAAP 유효세율의 유연화를 시도할 수 있다. 따라서 앞서와 같은 세 가지 측면들은 잠재적으로 GAAP ETR의 정보력을 감소시킬 수 있고, 또한 낮은 재무보고의 질과 관련을 갖게 할 수 있다.

이러한 앞서의 두 가지 관점의 논의에 기초해 볼 때, 기업이 재무보고상에 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 경우 재무보고의 질이 높은지 또는 낮은지에 대한 사항은 상반된 논의(opposing arguments)가 모두 가능하다. 기업평가에 전문성이 있는 신용평가기관이 기업신용등급을 부여할 때, 또는 채권투자자 측면에서 기업의 대출이자율을 결정할 때 GAAP 유효세율을 유연화 하는 기업에 대해 높은 재무보고의 질 또는 낮은 재무보고의 질 중 어떤 관점에서 평가하는지와 관련해서는 실증적 의문에 귀결된다. 그러한 점에서 본 연구는 다음의 두 가지 귀무가설을 설정한 후, 경험적 분석을 통해 이를 알아보고자 한다.

가설 1 : 유효세율의 유연화와 기업신용등급 간에는 관계가 없다.

가설 2 : 유효세율의 유연화와 타인자본비용 간에는 관계가 없다.

한편, 신용평가기관과 채권투자자 모두는 기업관련 정보를 이용한다는 점에서는 차이가 없으나, 신용평가기관은 기업과의 자금대차의 문제가 없어 경제적 이해관계가 없는 반면, 채권투자자는 기업과 채권·채무에 따른 경제적 이해관계가 존재한다는 점에서 두 집단 간에는 차이가 있다(박종일·김수인 2019). 앞서의 맥락에서 보면, GAAP 유효세율의 유연화에 대해 신용평가기관은 기업의 신용평가 측면에서 접근하는 반면에, 채권투자자는 이자와 원금상환 측면에서 접근한다는 점에서 차이가 있을 수 있다. 따라서 GAAP 유효세율의 유연화에 대한 시장반응이 같은 반응을 보일지, 아니면 다른 반응이 나타날지는 사전적으로 예상하기 어렵다.

III. 연구모형 및 표본의 선정

1. 연구모형

본 연구는 GAAP 유효세율의 유연화 측정치가 기업신용등급 및 타인자본비용에 어떤 영향을 주는지를 알아보기 위하여 다음에 나타낸 식(1) 및 식(2)의 모형식을 통해 검증한다.

$$\begin{aligned} RATING_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 GSMO_t + \beta_2 BISMO_t + \beta_3 TAXAV_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LIQ_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 GRW_t \\ & + \beta_8 BIG4_t + \beta_9 ROA_t + \beta_{10} ISSUE_t + \beta_{11} BOND_t + \beta_{12} BETA_t + \beta_{13} VOL_t \\ & + \beta_{14} OWNER_t + \beta_{15} FOR_t + \beta_{16} MKT_t + \sum IND + \sum YD + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} COD1(2)_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 GSMO_t + \beta_2 BISMO_t + \beta_3 TAXAV_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LIQ_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 GRW_t \\ & + \beta_8 BIG4_t + \beta_9 ROA_t + \beta_{10} ISSUE_t + \beta_{11} BOND_t + \beta_{12} BETA_t + \beta_{13} VOL_t \\ & + \beta_{14} OWNER_t + \beta_{15} FOR_t + \beta_{16} MKT_t + \sum IND + \sum YD + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

여기서, *RATING* = t+1년도 기업신용등급

COD1 = t+1년도 타인자본비용(부채차입이자율로 측정)

COD2 = t+1년도 타인자본비용(차입이자율 스프레드로 측정)

관심변수

GSMO = t년도 GAAP 유효세율의 유연화[=과거 3년간(t-2,t) GAAP ETR의 표준편차 - 과거 3년간(t-2,t)의 Cash ETR의 표준편차]에 (-1)를 곱한 값

IGSMO = t년도 본질적 GAAP ETR의 유연화

DGSMO = t년도 채량적 GAAP ETR의 유연화

통제변수

BISMO = t년도 세전이익의 유연화[=과거 3년간(t-2,t) 세전이익(BI)의 표준편차 - 과거 3년간(t-2,t)의 세전영업현금흐름(=CFO+법인세부담액)의 표준편차]에 (-1)를 곱한 값, BI와 세전CFO는 기초총자산으로 표준화함

TAXAV = t년도 조세회피[=과거 3년간(t-2,t)으로 측정된 GAAP ETR에 (-1)를 곱한 값]

SIZE = t년도 총자산에 자연로그를 취함

LIQ = t년도 유동비율(=유동자산/유동부채)

LEV = t년도 부채비율(=총부채/총자산)

GRW = t년도 성장성[(=당기매출액-전기매출액)/전기매출액]

BIG4 = t년도 Big 4 감사인이면 1, 아니면 0

ROA = t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)

ISSUE = t년도 유상증자를 행한 기업이면 1, 아니면 0

BOND = t년도 사채를 발행한 기업이면 1, 아니면 0

BETA = t년도 체계적 위험(시장모형으로 측정)

VOL = t년도 1년간의 일별주식수익률의 변동성

OWNER = t년도 대주주 지분율(특수관계자 포함)

FOR = t년도 외국인 지분율

MKT = t년도 코스닥시장에 속한 기업이면 1, 유가증권기업이면 0

ΣIND = t년도 산업 더미변수

ΣYD = t년도 연도 더미변수

ε = 잔차항

가설 1을 검증하기 위한 식(1)의 종속변수인 기업신용등급은 신용평가기관이 발행한 신용등급(credit rating ; 이하 RATING)이고, 가설 2를 검증하기 위한 식(2)의 종속변수인 타인자본비용은 채권시장에서 자금을 조달할 때 기업이 부담하는 타인자본비용(cost of debt ; COD)이며, 채권투자자 입장에서는 대출이자율을 나타낸다. 먼저 식(1)의 종속변수(RATING)는 선행연구처럼 NICE평가정보(주)에서 산출된 기업신용등급 자료가 이용되었다(박종일 외 2012 ; 박종일 · 윤소라 2013 ; 조은혜 2016 ; 박종일 · 김수인 2019). NICE평가정보(주)에서 제공하는 RATING은 회사채 신용등급과 다르게 1에서 10 사이의 값이며, 가장 높은 등급이 1이고 가장 낮은 등급이 10이다. 본 연구는 결과해석의 편의를 위하여, 즉 RATING 값이 클수록 신용등급이 높은 것으로 해석하기 위하여, 기업신용등급이 가장 높으면 10, 가장 낮으면 1로 다시 전환하여 분석에 이용하였다(박종일 · 윤소라 2014 ; 박광현 · 이주성 2015 ; 정상민 · 박종일 2017 ; 박종일 · 김수인 2019 등). 다음으로, 식(2)의 종속변수(COD)의 경우 선행연구의 방법과 같이 본 연구는 두 가지 방법인 부채차입이자율(이하 COD1)⁹⁾과 차입이자율에서 기준이자율(예로, 국고채 3년 만기 이자율)을 차감하여 측정되는 차입이자율 스프레드(이하 COD2)를 분석에 이용하였다(Pittman and Fortin 2004 ; Jiang 2008 ; 박종일 · 윤소라 2014 ; 정상민 · 박종일 2017 ; 박종일 · 김수인 2019 등). 또한 본 연구는 선행연구에서 이용된 방법처럼 극단치 문제를 최소화하기 위하여 COD1(2)에 대해 소수의 순위등급변수(fractional ranks)로 측정한 후 분석에 이용하였다(박종일 · 윤소라 2013, 2014 ; 조은혜 2016 ; 박종일 · 김수인 2019 등).¹⁰⁾ 이후 설명에서는 이를 기술의 편의상 R_COD1(부채차입이자율)과 R_COD2(차입이자율 스프레드)로 지칭하였다. 그리고 본 연구는 선행연구들의 방법처럼 식(1)과 식(2)에서의 관심변수와 종속변수 간에 존재할 수 있는 내생성 문제를 회피하기 위하여 시차(lag)가 고려된 모형으로 분석하였다(Ge and Kim 2014 ; 양동훈 외 2007 ; 박종일 · 윤소라 2014 ; 박종일 · 김수인 2019 등).¹¹⁾

식(1) 및 식(2)의 관심변수는 모두 Demere et al.(2019)에서 제안된 측정치인 GSMO(GAAP ETR smoothing ; GAAP 유효세율의 유연화)이다. Demere et al.(2019)은 GSMO를 계산하기 위하여 다음의 방법을 따르고 있다. 즉 이 연구에서는 Jayaraman(2008)의 방법¹²⁾에 기초하여

-
- 9) 본 연구에서 COD1은 선행연구에서 이용되었던 방법으로 NICE평가정보(주)에서 추출한 총금융비용을 평균이자발생부채로 나눈 값이다(박종일 · 윤소라 2014 ; 박종일 · 김수인 2019).
- 10) 소수의 순위등급변수는 전체표본의 수를 이용하여 COD1과 COD2를 기준으로 [0, 1] 사이의 서열순위 값을 부여하여 측정된다. 즉 전체표본수가 10,415개이면 COD1 또는 COD2를 기준으로 가장 낮은 값에 1, 순차적으로 1을 더하여 값을 부여해 나간 후 가장 높은 값은 10,415가 부여되며, 다시 이들의 순위 값에 대하여 전체표본수인 10,415로 나누어 측정된다.
- 11) 식(1)의 RATING는 서열변수라는 점에서 본 연구는 선행연구들과 같이 Ordered Logit 회귀분석을 이용하고, 식(2)의 COD는 연속변수라는 점에서 선행연구들과 같이 OLS 회귀분석을 이용하였다(조은혜 2016 ; 박종일 · 윤소라 2013 ; 정상민 · 박종일 2017 ; 박종일 · 김수인 2019).
- 12) 앞서 전술한 바와 같이 Demere et al.(2019)은 Jayaraman(2008)에서 이익(E)=현금흐름(CFO)+발생액(Accruals)의 등식에 분산을 취한 경우에 착안하여 이를 식(3)과 같은 세율 측면으로 매핑시켜 등식을

GAAP ETR에 대해 Cash ETR과 세무발생액의 ETR로 분해하였다.¹³⁾

$$\begin{aligned} GAAP\ ETR &= \frac{GAAP\ 법인세비용}{세전이익} = \frac{Cash\ 납부세액}{세전이익} + \frac{세무발생액\ (Tax\ accruals)}{세전이익} \\ &= Cash\ ETR + Tax\ accruals\ ETR \end{aligned} \quad (3)$$

그런 후, 위의 식(3)의 등식에 대해 각 분산을 취하면 다음의 식(4)와 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} Var(GAAP\ ETR) &= Var(Cash\ ETR) + Var(Tax\ accruals\ ETR) \\ &\quad + 2Cov(Cash\ ETR, Tax\ accruals\ ETR) \end{aligned} \quad (4)$$

분산을 취한 위의 식(4)을 보면, GAAP ETR의 분산(Var(GAAP ETR))은 세 가지인 Cash ETR의 분산, 세무발생액 ETR의 분산 그리고 이들의 공분산으로 구성되어 있음을 알 수 있다. 그런데 왼쪽의 세 번째 구성인 이들의 공분산의 경우는 실무상으로 그 측정이 어렵다는 점에서 Demere et al.(2019)에서는 이를 제외시켰다. 따라서 Demere et al.(2019)에서 제안된 GSMO (GAAP 유효세율의 유연화)의 측정치는 다음의 식(5)과 같이 측정된다.

$$GSMO_t = -1 \times [Var(GAAP\ ETR_{t-2,t}) - Var(Cash\ ETR_{t-2,t})] \quad (5)$$

여기서, $GSMO_t$ = t년도 유효세율의 유연화 측정치
 $Var(GAAP\ ETR_{t-2,t})$ = t년도 당기가 포함된 과거 3년간의 GAAP ETR의 분산
 $Var(Cash\ ETR_{t-2,t})$ = t년도 당기가 포함된 과거 3년간의 Cash ETR의 분산

위의 식(5)의 경우 GSMO는 당기가 포함된 과거 3년간(t-2,t)의 GAAP ETR의 분산(표준편

도출한 것이다. 또한 Jayaraman(2008)에서 이익은 세후 개념인 반면에, Demere et al.(2019)의 식(4)은 유효세율의 측정상에 세전 개념이다. 따라서 Demere et al.(2019)은 통제변수로 고려된 이익유연화를 세전 개념인 $-1 \times [Var(세전이익_{t-2,t}) - Var(세전영업현금흐름(=CFO+법인세부담액)_{t-2,t})]$ 으로 계산하였다. 본 연구에서도 앞서의 선행연구의 방법에 따라 세전이익의 변동성(이하 BISMO)을 계산하였다.

- 13) 여기서 GAAP ETR은 재무보고상에 법인세비용을 세전이익(법인세비용차감전순이익)으로 나눈 값이고, Cash ETR은 법인세부담액을 세전이익으로 나눈 값이다. 법인세부담액은 선행연구(강정연·고종권 2014; 박종일·김수인 2019, 2020)의 방법에 따라서 법인세부담액=법인세비용+(기말이연법인세자산의 변동-기말이연법인세부채의 변동)으로 계산된다. 한편, 세전이익과 과세소득 간의 차이(book-tax difference)는 영구적 차이와 일시적 차이로 구성된다. 반면, 본 연구의 관심변수인 GAAP 유효세율의 유연화는 GAAP ETR과 Cash ETR의 각 변동성의 차이로 계산되므로, 앞서 Cash ETR을 계산할 때 분자인 법인세부담액은 이연법인세자산의 변동과 이연법인세부채의 변동을 이용해서 측정된다는 점에서 보면, 결국 GAAP 유효세율의 유연화 측정치는 영구적 차이보다 일시적 차이와 밀접한 관련이 있다. 따라서 GAAP 유효세율의 유연화 정도는 기간간 차이인 일시적 차이에 의해 결정된다.

차)¹⁴⁾에서 동기간($t-2, t$)의 Cash ETR의 분산(표준편차)을 차감하여 측정되고, 결과에 대한 해석의 편의를 위해 (-1) 를 곱하여 분석된다. 따라서 식(5)의 값이 클수록, 즉 GSMO의 값이 클수록 Cash ETR의 변동성보다 GAAP ETR의 변동성이 줄어든다는 것을 나타내므로, Demere et al. (2019)은 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 높아지는 것으로 보았다. 그런데 Demere et al. (2019)의 GAAP 유효세율의 유연화인 GSMO의 측정치는 식(5)에서 볼 수 있듯이 과거 3년간($t-2, t$) GAAP ETR의 분산과 동기간의 Cash ETR의 분산의 차이로 측정되므로, 식(4)에서 Cash ETR의 분산($\text{Var}(\text{Cash ETR})$)을 왼쪽 항으로 넘기는 것과 같고, 그러면 GSMO는 결국 식(4)의 세무발생액의 분산($\text{Var}(\text{Tax accruals ETR})$)과 같게 된다. 즉 Demere et al. (2019)에서는 ‘이들의 공분산’의 경우를 측정상 어려움으로 판단하여 제거했기 때문에 영(0)으로 가정한 것과 같으므로, $\text{GSMO} = \text{세무발생액의 분산}$ 과 같게 되는 것이다. 앞서 설명한 바와 같이 GSMO와 세무발생액의 분산 간에는 역의 관계가 존재하므로, 즉 GAAP 유효세율을 유연화 한다는 것은 세무발생액의 변동성이 감소된다는 것을 나타낸다. 이연법인세 제도의 도입 이후 세무발생액은 시계열적으로 기간간 차이를 발생시키는 특성(*inter-temporal features*)을 가지고 있으므로, Demere et al. (2019)은 경영자가 GAAP 유효세율의 유연화 하는 경우 세무발생액이 이용된다고 본 것이다.

한편, GSMO는 그 원천(*source*)에 따라 본질적(*innate*) GSMO와 재량적(*discretionary*) GSMO로 구분된다. Demere et al. (2019)은 Mayberry et al. (2015)의 방법을 준용하여 앞서의 본질적 또는 재량적 GSMO를 분해하였다. Mayberry et al. (2015)의 방법은 기본적으로 Francis et al. (2005)의 가정에 기초한다.¹⁵⁾ 즉 본질적 GSMO는 기업의 본질적인 특성(예로, 기업의 사업모형, 영업환경 및 재무안전성 등과 관련된 부분)과 관련 있는 반면에, 재량적 GSMO는 경영자의 기회주의적인 재량적 선택과 관련이 있다. 본 연구는 Demere et al. (2019)의 방법에 따라 (6)의 모형을 이용하여 본질적 또는 재량적 GSMO를 구분한다. Demere et al. (2019) 및 Mayberry et al. (2015)의 모형에서는 식(6)의 설명변수로 고려된 7개의 변수가 기업의 본질적 요인(*innate factor*)과 관련된 사항이고, 나머지 잔차(ϵ)가 경영자의 재량적 요인(*discretionary factor*)과 관련이 있다. 따라서 식(6)의 모형을 산업-연도별로 회귀분석하여 추정된 예측치 값이 본질적 GSMO(이하 IGSMO)이고, 회귀분석을 통해 얻어진 개별기업에 대한 잔차(ϵ) 값이 재량적 GSMO(이하 DGSMO)이다. 앞서의 선행연구의 방법처럼 본 연구에서는 식(6)을 추정할 때 산업에 속한 기업이 최소 10개 이상을 대상으로 하였다. 이렇게 추정된 IGSMO와 DGSMO의 각 값이 클수록 본질적 혹은 재량적 유효세율의 유연화 정도는 높아진다고 해석한다.

14) 본 연구는 Demere et al. (2019)과 같이 모형의 설명에서는 ‘분산’으로 표기했으나, GSMO의 실제 측정은 표준편차로 계산된다.

15) 선행연구로 Francis et al. (2005)은 발생액의 질(*accrual quality*; AQ)에 대해 본질적 AQ와 재량적 AQ로 구분한 바 있다. Francis et al. (2005)의 연구에서 본질적 AQ는 기업의 사업모형, 영업환경, 재무안전성 등이 기업의 본질적 요인과 관련되고, 재량적 AQ는 AQ에서 본질적 AQ를 제외한 나머지를 경영자의 재량적 선택(*managerial choices*)과 관련이 있다고 보고 있다.

$$GSMO_t = \delta_0 + \delta_1 CAPINT_t + \delta_2 INTAN_INT_t + \delta_3 DUM_INT_t + \delta_4 NEGTI_t + \delta_5 OPCYCLE_t + \delta_6 SIZE_t + \delta_7 SALE_VOL_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

여기서, $GSMO$ = t년도 GAAP 유효세율의 유연화 측정치(앞서 식(5))
 $CAPINT$ = t년도 유형자산/총자산
 $INTAN_INT$ = t년도 무형자산의 집중도[=(광고선전비+연구개발비)/매출액]
 DUM_INT = t년도 광고선전비 또는 연구개발비가 0이면 1, 아니면 0
 $NEGTI$ = t년도 과거 5년간 추정과세소득이 영(0)보다 낮은 횟수
 $OPCYCLE$ = t년도 영업순환주기로 자연로그를 취함
 $SIZE$ = t년도 총자산에 자연로그를 취함
 $SALE_VOL$ = t년도 과거 5년간의 (매출액/기초총자산)의 표준편차
 ε = 잔차항

본 연구는 관심변수 $GSMO$ ($IGSMO$ 또는 $DGSMO$)와 종속변수 $RATING$ 및 $COD1(2)$ 간의 관계가 세전이익의 유연화에 기인된 결과가 아닌지를 알아보기 위해서는 Demere et al.(2019)과 유사하게 세전이익의 유연화($BISMO$) 변수를 모형에 통제할 필요가 있다.¹⁶⁾ 또한 Demere et al.(2019)은 공격적 조세회피 성향을 수행하는 기업의 경우도 GAAP 유효세율의 유연화를 할 수 있다고 보고 있다. 따라서 앞서의 관심변수($GSMO$, $IGSMO$ 또는 $DGSMO$)의 결과가 조세회피에 기인한 것이 아닌지를 알아보기 위해서는 조세회피($TAXAV$) 변수의 통제가 필요하다.¹⁷⁾ 이를 위해 본 연구는 $TAXAV$ 를 측정할 때 관심변수인 GAAP ETR의 측정기간과 동일하게 과거 3년간을($t-2, t$) 누적하여 계산한 GAAP ETR을 이용하였다.¹⁸⁾ 앞서의 $BISMO$ 와 $TAXAV$ 통제 변수 외에도 기업신용등급 및 타인자본비용에 영향을 미치는 효과를 통제한 후에도 만일 식(1)의 모형에서 관심변수 $GSMO$ ($IGSMO$, $DGSMO$)가 종속변수 $RATING$ 에 대해 유의한 양(+)의 회귀계수 값을 보인다면, 또는 식(2)에서 관심변수가 종속변수 $R_COD1(2)$ 에 대해 유의한 음(-)의 회귀계수 값을 보인다면 신용평가기관 및 채권투자자들은 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업에 대해 높은 재무보고의 질로 인지한다는 것을 나타낸다(식(1)의 경우 $\beta_1 > 0$ 또는 식(2)의 경우 $\beta_1 < 0$). 반면에 만일 식(1)의 모형에서 관심변수가 종속변수 $RATING$ 에 대해 유의한

16) 세전이익의 유연화를 분석한 선행연구는 찾아보기 어렵다. 따라서 $BISMO$ 가 $RATING$ 와 $R_COD1(2)$ 에 미치는 영향은 사전적으로 예상이 어렵다는 점에서 실증 문제에 귀결될 사항으로 보인다.

17) 최근 연구에서는 $TAXAV$ 는 $RATING$ 에 대해 음(-)의 관계를, 또한 $R_COD1(2)$ 에 대해서도 음(-)의 관계가 있음이 보고되었다(박종일·김수인 2019).

18) 구체적으로, GAAP ETR은 과거 3년간($t-2, t$)의 법인세비용 합계(Σ)를 과거 3년간($t-2, t$)의 법인세비용 차감전순이익 합계(Σ)로 나누어 측정된 값이다. 선행연구들처럼 해석의 편의를 위하여 본 연구는 ETR 값에 (-1)를 곱한 후 분석한다(Hutchens and Rego 2015 ; Drake et al. 2017 ; 강정연·고종권 2014 ; 박종일·김수인 2019 등). 따라서 $TAXAV$ 값이 클수록 조세회피 성향이 높은 것으로 해석한다. 한편, $TAXAV$ 의 측정치에 대해 Cash ETR(=과거 3년간 법인세부담액의 합계/과거 3년간 세전이익의 합계)를 이용하여 식(1) 및 식(2)의 모형에 통제한 경우에도 주된 관심변수의 결과는 질적으로 유사하였다.

음(-)의 회귀계수 값을 보이거나, 또는 식(2)에서 관심변수가 종속변수 $R_COD1(2)$ 에 대해 유의한 양(+)의 회귀계수 값을 보인다면 신용평가기관 및 채권투자자들은 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업에 대해 낮은 재무보고의 질로 인지한다는 것을 나타낸다(식(1)의 경우 $\beta_1 < 0$ 또는 식(2)의 경우 $\beta_1 > 0$).

한편, 식(1)과 식(2) 모형에 포함된 통제변수는 종속변수로 기업신용등급 및 타인자본비용을 분석한 선행연구들에서 이용된 변수로 선정하였다(Ashbaugh et al. 2003 ; Jiang 2008 ; Hope et al. 2009 ; Cohen and Zarowin 2010 ; Li and Richie 2016 ; 최 관·백원선 1999 ; 윤순석 2001 ; 양동훈 외 2007 ; 이상철 외 2011 ; 박종일 외 2012 ; 박종일·박경호 2012 ; 박종일·윤소라 2013, 2014 ; 조은혜 2016 ; 박종일·김수인 2019 등). 모형에 고려된 통제변수는 기업규모(SIZE), 유동비율(LIQ), 부채비율(LEV), 성장성(GRW), 감사인 규모(BIG4), 총자산이익률(ROA), 유상증자(ISSUE), 사채발행(BOND), 체계적 위험(BETA), 주가변동성(VOL), 대주주 지분율(OWNER), 외국인 지분율(FOR), 시장유형(MKT) 등이다. 또한 본 연구는 산업과 연도별 차이에 기인할 수 있는 고정효과를 통제하기 위하여 산업별(ΣIND) 및 연도별(ΣYD) 더미변수를 식(1)과 식(2) 모형에 고려하였다. 통제변수의 측정은 식(2) 하단에 제시한 것과 같다.

먼저 기본적인 기업특성과 관련된 변수는 SIZE, LIQ, LEV, GRW이다. 선행연구들은 SIZE가 생략된 변수의 대용 역할을 하며, 기업의 규모가 클수록 안정성이 높을 수 있기에 RATING과 양(+)의 관계를, $R_COD1(2)$ 과 음(-)의 관계로 기대한다(Ashbaugh et al. 2003 ; 이상철 외 2011). LIQ와 LEV는 장단기 기업의 채무지불능력을 나타내므로, 선행연구들은 LIQ가 클수록 RATING은 양(+)을, $R_COD1(2)$ 은 음(-)의 관계를, 또한 LEV가 클수록 RATING은 음(-)을, $R_COD1(2)$ 은 양(+)의 관계가 있을 것으로 기대한다(Ashbaugh et al. 2003 ; 박종일·박경호 2012 ; 박종일·윤소라 2013, 2014). GRW는 기업의 성장성이 높으면 긍정적인 효과로 작용할 수 있어 RATING에 양(+)의 관계를, $R_COD1(2)$ 에 음(-)의 관계를 가질 수 있다. 한편으로, 성장성이 높은 기업들은 이익조정 유인도 높다는 점에서 선행연구들은 RATING과 음(-)의 관계를, $R_COD1(2)$ 과는 양(+)의 관계로 예상한 바도 있다(박종일·윤소라 2013 ; 박종일·김수인 2019). 따라서 GRW의 결과는 실증적 결과를 통해서 살펴볼 필요가 있다. BIG4는 감사인의 감사품질의 특성을 통제하기 위한 변수로 고려되었다. non-Big 4 회계법인보다 Big 4 회계법인이 감사하면 해당 기업의 감사품질이 더 높을 것으로 기대되므로, 선행연구들은 BIG4는 RATING에 대해서 양(+)의 관계(Mansi et al. 2004 ; 박종일·박경호 2012)를, $R_COD1(2)$ 에 대해 음(-)의 관계가 있을 것으로 기대한다(박종일·남혜정 2014). ROA는 기업의 수익성을 나타내므로, 기업성고가 높을수록 RATING에 대해서는 양(+)의 관계를, $R_COD1(2)$ 에 대해서는 음(-)의 관계가 있을 것으로 기대된다(Li and Richie 2016 ; 박종일·윤소라 2013). 또한 본 연구는 기업의 자본조달과 관련된 특성을 통제하기 위해 모형에 ISSUE 및 BOND를 고려하였다. 선행연구들은 자본조달을 위하여 경영자는 이익조정 유인이 증가한다는 결과를 보고하고 있으며

로(Cohen and Zarowin 2010 ; 최 관 · 백원선 1999), 이들 두 변수는 RATING에 대해 음(-)의 관계를, R_COD1(2)에 대해 양(+)의 관계가 기대된다(박종일 · 윤소라 2013 ; 박종일 · 김수인 2019). BETA와 VOL은 기업의 전반적인 위험을 나타내는 변수로 선행연구들은 BETA 및 VOL은 RATING에 대해 음(-)의 관계(양동훈 외 2007 ; 박종일 · 윤소라 2014)를, R_COD1(2)에 대해 양(+)의 관계로 기대한 바 있다(Hope et al. 2009 ; 박종일 외 2011). 소유구조의 영향을 통제하기 위해 OWNER와 FOR를 모형에 고려하였다. 선행연구는 OWNER와 FOR 모두 RATING과는 양(+)의 관계, R_COD1(2)에 대해 음(-)의 관계가 있음을 보고한 바 있다(박종일 · 김수인 2019). MKT의 경우 코스닥에 속한 기업은 유가증권에 속한 기업보다 이익조정 동기가 더 높을 수 있다(윤순석 2001). 따라서 MKT는 RATING과 음(-)의 관계를, R_COD1(2)과 양(+)의 관계가 예상된다(박종일 · 김수인 2019).

2. 표본의 선정

본 연구는 2003년부터 2019년까지 한국거래소에 상장된 기업을 대상으로 다음과 같은 조건을 모두 만족시키는 표본을 선정하였다.

- (1) 금융업이 아닌 산업
- (2) 12월 결산법인
- (3) (사)한국상장회사협의회 TS2000 데이터베이스에서 대주주 지분율 자료가 입수 가능한 기업
- (4) NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스로부터 분석에 필요한 기업신용등급, 타인자본비용, 기본 재무자료, 주가 및 외국인 지분율 등의 자료가 입수 가능한 기업
- (5) 세전이익이 과거 3년간(또는 5년간) 양(+)이면서 연속된 자료가 있는 기업
- (6) 자본잠식기업 및 적정 이외의 감사의견을 받은 기업은 제외

본 연구는 2003년부터 2019년까지의 자료를 이용하여 유가증권과 코스닥에 상장된 기업을 대상으로 분석하였다. 본 연구는 시차모형을 이용하고 있으므로, 식(1)과 식(2)의 각 종속변수 RATING 및 R_COD1(2)은 $t+1$ 의 시점을, 관심변수 GSMO는 t 시점으로 분석된다. 따라서 분석 기간은 관심변수(종속변수)를 기준으로 할 때 2003년부터 2018년까지(2004년부터 2019년까지)이다. 또한 관심변수 GSMO(또는 IGSMO, DGSMO)의 측정상에 과거 3년간($t-2, t$) 또는 5년간($t-4, t$) 연속된 자료가 이용되었으므로, 실제 분석에 사용된 자료는 1999년부터이다.

조건 (1)에서 금융업이 제외된 이유는 계정과목의 성격, 재무제표의 양식 등이 제조업과 차이가 있으므로 표본으로 이용된 기업 간에 비교가능성을 높이기 위함이다. 또한 표본의 동질성을 위해 12월 결산법인만을 대상으로 분석하였다. 조건 (3) 및 (4)은 분석에 이용된 자료의 출처와

관련한 사항이다. 조건 (5)은 관심변수(GSMO)의 측정을 위해서는 GAAP ETR 및 Cash ETR의 분모인 세전이익이 3년간(또는 5년간) 연도별로 연속해서 양(+)인 조건이 필요하다. 선행연구들은 ETR의 계산에서 세전이익이 영(0)보다 작은 값을 가질 경우 그 결과해석에 어려움이 있어 연도별로 세전이익이 영(0) 이하인 기업은 분석에서 제외하였다(Dyrenge et al. 2008 ; Guechter et al. 2017 ; 박종일 · 김수인 2019). 그리고 조건 (6)에서 자본잠식 또는 비적정 감사의견을 받은 기업이면 다른 기업에 비해 재무제표의 신뢰성이 낮다는 점에서 비교가능성을 제고하기 위해 제외한다. 그리고 본 연구의 식(1)과 식(2)의 변수들 중에서 자연로그 값을 취한 변수, TAXAV 및 더미변수를 제외한 나머지 변수들에 대해서는 각 변수의 상하 1% 내로 조정(winsorization) 후 분석하였다.¹⁹⁾

표본의 산업 분포는 <표 1>과 같다. 전체표본 외에도 시장유형인 KOSPI와 KOSDAQ 표본으로 나누어 제시하였다.

<표 1> 표본의 산업별 분포

Industry	전체표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
제조업	7,127	68.4%	3,274	64.8%	3,853	71.9%
건설업	388	3.7%	227	4.5%	161	3.0%
도매 및 소매업	736	7.1%	383	7.6%	353	6.6%
서비스업	1,718	16.5%	830	16.4%	888	16.5%
기타	446	4.3%	340	6.7%	106	2.0%
합계	10,415	100.0%	5,054	100.0%	5,361	100.0%

주1) 산업의 분류는 NICE평가정보(주)의 KISVALUE에 대분류로 보고함.

주2) 분석기간의 경우 관심변수(종속변수)를 기준으로 2003년부터 2018년까지(2004년부터 2019년까지) 자료를 통합하여 나타냄.

<표 1>을 보면, 전체표본 중 KOSDAQ 표본(50.5%=5,361/10,415개)이 KOSPI 표본(49.5%)보다 조금 더 많다. 표본의 업종 중 제조업의 빈도수가 가장 많다(전체표본 : 68.4%, KOSPI : 64.8%, KOSDAQ : 71.9%).²⁰⁾ 그 다음이 서비스업이며 표본의 16% 정도(전체표본 : 16.5%,

19) GAAP ETR과 Cash ETR에 대해서는 Dyrenge et al.(2008)의 방법처럼 각 ETR의 계산에서 분모(예로, 세전이익)가 연도별로 영(0) 이하 기업은 제외하고, 또한 계산된 ETR 값이 영(0) 이하이거나 1을 초과하면 [0, 1]로 조정(reset)하여 분석에 이용하였다(Dyrenge et al. 2008). 그런 후 GSMO에 대해 상하 1% 내에서 조정하였다.

20) 지면관계상 중분류 대신 대분류로 산업분포를 보고하였으나, 제조업에 속한 업종의 중분류 기준을 살펴본 결과에 의하면, 전 업종에 걸쳐 표본이 분포한 것을 확인할 수 있었다.

KOSPI : 16.4%, KOSDAQ : 16.5%)이고, 건설업, 도매 및 소매업, 기타는 표본의 10% 이내였다. 이러한 표본의 구성은 전체표본뿐 아니라 시장유형별로 차이를 보이지 않았다.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계

식(1) 및 식(2)의 모형에 고려된 변수의 기초통계는 <표 2>에 제시하였다. <표 2>를 보면, 식(1)의 종속변수 RATING(기업신용등급)의 평균(중위수)은 6.591(7)로 나타나 기업신용등급의 평균 평점인 5.5(=55/10)보다는 높았다. 식(2)의 종속변수 COD1(부채차입이자율)의 평균(중위수)은 0.051(0.041)이고, 국고채 3년 만기 이자율을 차감한 후 COD2(차입이자율 스프레드)의 경우는 0.020(0.011)이다. 이는 표본으로 이용된 상장기업들이 외부조달을 부채차입으로 조달하면 평균 5.1%의 부채차입이자율을 부담하며, 이는 기준이자율보다 2.0% 정도 더 높음을 나타낸다. 또한 실제 회귀분석에 이용된 R_COD1(2)은 COD1(2)에 대하여 소수의 순위등급변수로 측정되었기에 평균과 중위수는 모두 0.5로 나타났고 최솟값과 최댓값은 0과 1의 값이다(박종일·김수인 2019).

관심변수 GSMO(GAAP 유효세율의 유연화)의 평균(중위수)은 0.147(0.028)이다. 지면상 보고하지는 않았으나, GSMO의 구성인 과거 3년간($t-2, t$)으로 측정된 GAAP ETR의 표준편차와 Cash ETR의 표준편차의 각 평균은 0.145와 0.271로 나타나 Cash ETR의 변동성보다 GAAP ETR의 변동성이 더 적었다. GSMO의 구성요소인 IGSMO(본질적 유효세율의 유연화)와 DGSMO(재량적 유효세율의 유연화)의 각 평균(중위수)은 0.127(0.072)과 $-0.009(-0.027)$ 이다. IGSMO와 DGSMO는 GSMO의 구성요소이다. 따라서 평균으로 볼 때 IGSMO(0.127)과 DGSMO(-0.009)의 합은 GSMO(0.147)의 평균과 일치해야 하지만, 본 연구는 이들 변수의 극단치를 1% 이내에서 조정했기에 다소 차이를 보인다.

〈표 2〉 주요 변수의 기술통계

Variables	전체표본 (N=10,415)				
	평 균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
<i>RATING</i>	6.591	7	1.604	1.000	10.000
<i>COD1</i>	0.051	0.041	0.055	0.000	0.464
<i>COD2</i>	0.020	0.011	0.053	-0.036	0.423
<i>R_COD1(2)</i>	0.500	0.500	0.289	0.000	1.000
<i>GSMO</i>	0.147	0.028	0.513	-0.979	3.242
<i>IGSMO</i>	0.127	0.072	0.241	-0.359	1.235
<i>DGSMO</i>	-0.009	-0.027	0.358	-1.029	1.838
<i>BISMO</i>	0.029	0.020	0.053	-0.113	0.242
<i>TAXAV</i>	-0.203	-0.213	0.109	-1.000	0.000
<i>SIZE</i>	26.062	25.788	1.472	20.011	33.020
<i>LIQ</i>	2.348	1.648	2.174	0.248	13.570
<i>LEV</i>	0.378	0.378	0.168	0.056	0.748
<i>GRW</i>	0.103	0.065	0.248	-0.487	1.261
<i>BIG4</i>	0.572	1	0.495	0.000	1.000
<i>ROA</i>	0.068	0.053	0.059	-0.003	0.318
<i>ISSUE</i>	0.181	0	0.385	0.000	1.000
<i>BOND</i>	0.143	0	0.350	0.000	1.000
<i>BETA</i>	0.813	0.807	0.430	-0.011	1.893
<i>VOL</i>	0.493	0.455	0.208	0.176	1.439
<i>OWNER</i>	0.433	0.431	0.153	0.109	0.772
<i>FOR</i>	0.082	0.027	0.120	0.000	0.542
<i>MKT</i>	0.515	1	0.500	0.000	1.000

주1) 변수의 정의 : *RATING*=t+1년도 기업신용등급(KISVALUE 자료) ; *COD1*=t+1년도 타인자본비용(부채차입이자율로 측정) ; *COD2*=t+1년도 타인자본비용(차입이자율 스프레드로 측정) ; *R_COD1(2)*=t+1년도 타인자본비용(소수의 순위등급변수로 측정) ; *GSMO*=t년도 GAAP 유효세율의 유연화[=과거 3년간(t-2,t) GAAP ETR의 표준편차-과거 3년간(t-2,t)의 Cash ETR의 표준편차]에 (-1)를 곱한 값 ; *IGSMO*=t년도 본질적 GAAP ETR의 유연화 ; *DGSMO*=t년도 재량적 GAAP ETR의 유연화 ; *BISMO*=t년도 세전이익의 유연화[=과거 3년간(t-2,t) 세전이익(BI)의 표준편차-과거 3년간(t-2,t)의 세전영업현금흐름(=CFO+법인세부담액)의 표준편차]에 (-1)를 곱한 값, BI와 세전CFO는 기초총자산으로 표준화함 ; *TAXAV*=t년도 조세회피[=과거 3년간(t-2,t)으로 측정된 GAAP ETR(=법인세비용의 합계/법인세비용차감전순이익의 합계)에 (-1)를 곱한 값] ; *SIZE*=t년도 기업규모(총자산에 자연로그를 취함) ; *LIQ*=t년도 유동비율(=유동자산/유동부채) ; *LEV*=t년도 부채비율(총부채를 총자산

으로 나눔); $GRW = t\text{년도 성장성} = (\text{당기매출액} - \text{전기매출액}) / \text{전기매출액}$; $BIG4 = t\text{년도 Big 4 감사인이면 } 1, \text{ 아니면 } 0$; $ROA = t\text{년도 총자산이익률} = (\text{당기순이익} / \text{기초총자산})$; $ISSUE = t\text{년도 유상증자를 행한 기업이면 } 1, \text{ 아니면 } 0$; $BOND = t\text{년도 사채가 발행된 기업이면 } 1, \text{ 아니면 } 0$; $BETA = t\text{년도 체계적 위험(시장모형으로 측정)}$; $VOL = t\text{년도 1년간의 일별주식수익률의 변동성}$; $OWNER = t\text{년도 대주주 지분율(특수관계자 포함)}$; $FOR = t\text{년도 외국인 지분율}$; $MKT = t\text{년도 코스닥시장에 속한 기업이면 } 1, \text{ 유가증권기업이면 } 0$ 임.

주2) 분석기간의 경우 관심변수(종속변수)를 기준으로 2003년부터 2018년까지(2004년부터 2019년까지) 자료를 통합하여 나타냄.

BISMO(세전이익의 유연화) 평균(중위수)은 0.029(0.020)이다. 지면상 보고하지 않았으나, 이 변수의 구성요소인 과거 3년간으로 측정된 세전이익의 표준편차와 세전영업현금흐름의 표준편차의 각 평균은 0.042와 0.070으로, 세전영업현금흐름의 변동성과 비교할 때 세전이익의 변동성이 더 낮았다. 이는 앞서의 GAAP ETR과 Cash ETR의 각 변동성과 유사하다. TAXAV(조세회피)의 분석상에 (-1)를 곱하였다. (-1)를 곱하기 전의 값으로 볼 때 TAXAV의 평균(중위수)은 0.203(0.213)이다. 즉 과거 3년간으로 측정된 GAAP ETR은 세전이익 대비 법인세비용의 평균이 20.3%이다.²¹⁾

기타 통제변수들에 대해서는 평균을 기준으로 살펴보면, SIZE(기업규모)의 평균은 26.062이다. 이 변수의 경우 자연로그를 취하기 전의 값은 1,227,679백만원이었다. LIQ(유동비율)의 평균은 2.348로 나타나 표본으로 이용된 상장기업들은 유동자산이 유동부채보다 대략 2.4배 정도 높고, LEV(부채비율)의 평균은 0.378로 자기자본이 타인자본에 비해 높았다. GRW(매출액 성장률)의 평균은 0.103이다. BIG4(감사인 규모)의 평균은 0.572로 표본의 경우 상장기업의 절반 이상이 대형 회계법인으로부터 감사를 받았다. ROA(총자산이익률)의 평균은 0.068로 양(+)의 수치이다. ISSUE(유상증자) 및 BOND(사채발행)의 평균은 각각 0.181과 0.143으로 나타나 표본 중 18.1%에서 유상증자를 실시하거나 14.3%에서 회사채를 발행하였다. BETA(체계적 위험)의 평균은 0.813이고, VOL(1년간의 주가변동성)의 평균은 0.493로 1년간 주식수익률의 평균 변동성이 대략 50% 정도로 나타났다. OWNER(대주주 지분율)의 평균은 0.433으로 높게 나타나고 있어 국내 상장기업들은 실질적인 지배주주가 존재함을 알 수 있고, FOR(외국인의 투자지분율)의 평균은 0.082이다. MKT(시장유형)의 평균은 0.515이다.

2. 상관관계 결과

변수에 대한 피어슨 상관관계는 <표 3>에 보고하였다. <표 3>에서 관심변수 GSMO, IGSMO, DGSMO는 종속변수 RATING에 대해 모두 1% 수준에서 음(-)의 상관성을, 또한 관심변수 모

21) 표로 보고하지는 않았으나, TAXAV를 과거 3년간의 Cash ETR로 측정한 경우 평균(중위수)은 0.200(0.198)으로 나타나 세전이익 대비 현금세부담액은 평균 20% 정도였다.

두는 종속변수 R_COD1 및 R_COD2에 대해 대체로 유의한 양(+)의 상관성을 보이고 있다. 즉 GAAP ETR의 유연화 또는 그 원천인 본질적 또는 재량적 유효세율의 유연화 정도가 높을수록 신용평가기관은 기업신용등급을 낮추는 반면에, 채권투자자들은 대출이자율을 높이는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 GAAP ETR의 유연화 정도가 높은 기업에 대해 신용평가기관과 채권 투자자 모두 채무보고의 질이 낮다고 평가하는 것을 의미한다. 이와 유사하게 BISMO는 RATING과 유의한 음(-)의 상관성을, R_COD1 및 R_COD2와는 유의한 양(+)의 상관성이 나타나 세전 이익의 유연화 정도가 높을수록 기업신용등급이 낮고 타인자본비용은 높게 나타났다.

하지만, 이들의 관계는 두 변수간의 단순 상관성에 따른 결과여서 식(1) 및 식(2)의 모형에 통제변수가 포함된 다변량(multivariate) 회귀분석의 결과를 통해 보다 정확한 사항을 확인해 볼 필요가 있다. 한편, RATING과 R_COD1 또는 R_COD2 간에는 1% 수준에서 유의적인 음(-)의 상관성을 가지고 있어 신용등급이 높은 기업일수록 타인자본비용은 낮게 나타났다.

기타 통제변수의 결과를 보면, 종속변수가 RATING일 때 TAXAV를 제외하면 대체로 통제변수들은 유의한 상관성을 가지고 있다. 구체적으로, SIZE, ROA, LIQ, BIG4, OWNER, FOR은 RATING과 유의한 양(+)의 상관성을, LEV, GRW, ISSUE, BOND, BETA, VOL, MKT는 RATING과 유의한 음(-)의 상관성이다. 즉 기업규모가 크거나 총자산이익률이 높거나 유동비율이 높을수록, Big 4 감사인에게 감사받은 경우, 대주주 지분을 또는 외국인 지분율이 높을수록 기업신용등급이 높은 반면에, 부채비율이 높거나, 성장성이 높을수록, 유상증자를 한 기업 또는 사채를 발행한 기업, 체계적 위험 또는 주가변동성이 클 때, 그리고 코스닥시장에 속한 기업이면 기업신용등급이 낮게 나타났다.

다음으로, 종속변수 R_COD1과 R_COD2일 때는 ISSUE를 제외하면 대체로 통제변수들과 유의한 상관성을 가지고 있다. 즉 TAXAV, ROA, LIQ, BIG4, OWNER, FOR, MKT는 종속변수에 대해 대체로 유의한 음(-)의 상관성을, LEV, GRW, BOND, BETA, VOL은 종속변수에 대해 대체로 유의한 양(+)의 상관성이다. 즉 조세회피의 성향이 높을수록, 총자산이익률 또는 유동비율이 높을수록, Big 4 감사인에게 감사받은 경우, 대주주 지분을 또는 외국인 지분율이 높을 때 타인자본비용이 낮은 반면에, 부채비율 또는 성장성이 높을수록, 사채를 발행한 기업이면, 체계적 위험 또는 주가변동성이 클 때 타인자본비용은 높았다. 다만, SIZE는 R_COD1과 R_COD2의 측정방법에 따라 다른 결과를 보인다.

한편, 종속변수들(RATING, R_COD1과 R_COD2) 모두 LEV와의 상관성이 가장 높게 나타나고 있어 부채비율이 신용등급뿐만 아니라 타인자본비용의 결정에 매우 중요한 요소임을 알 수 있다. 그리고 LEV와 LIQ 간 또는 SIZE와 FOR 또는 MKT 간에는 상관성이 높게 나타났다. 이는 일반적인 기대처럼 유동비율이 높으면 부채비율이 낮고, 외국인 투자자는 규모가 큰 기업에 주로 투자하며, 코스닥기업의 규모가 유가증권기업보다 더 작다는 것을 나타낸다. 따라서 회귀 분석 시에 변수 간에 다중공선성 문제가 있는지를 살펴볼 필요가 있다.

〈표 3〉 주요변수의 상관관계

Variable	RATING	R_COD1	R_COD2	GSMO	IGSMO	DGSMO	BISMO	TAX4V	SIZE	LIQ	LEV	GRW	BIG4	ROA	ISSUE	BOND	BETA	VOL	OWNER	FOR	MKT
RATING	1																				
R_COD1	-0.232 (0.000)	1																			
R_COD2	-0.188 (0.000)	0.757 (0.000)	1																		
GSMO	-0.138 (0.000)	0.049 (0.000)		1																	
IGSMO	-0.129 (0.000)	0.052 (0.000)	0.067 (0.000)	0.389 (0.000)	1																
DGSMO	-0.056 (0.000)	0.020 (0.043)	0.017 (0.082)	0.528 (0.000)	-0.042 (0.000)	1															
BISMO	-0.174 (0.000)	0.065 (0.000)	0.041 (0.000)	0.027 (0.007)	0.044 (0.000)	0.016 (0.105)	1														
TAX4V	-0.004 (0.723)	-0.060 (0.000)	-0.038 (0.000)	-0.096 (0.000)	-0.009 (0.353)	-0.138 (0.000)	0.005 (0.632)	1													
SIZE	-0.029 (0.003)	-0.061 (0.000)	0.038 (0.000)	0.088 (0.000)	0.189 (0.000)	-0.010 (0.329)	-0.096 (0.000)	-0.187 (0.000)	1												
LIQ	0.364 (0.000)	-0.131 (0.000)	-0.113 (0.000)	-0.079 (0.000)	-0.120 (0.000)	-0.021 (0.030)	-0.067 (0.000)	0.101 (0.000)	-0.260 (0.000)	1											
LEV	-0.632 (0.000)	0.262 (0.000)	0.224 (0.000)	0.054 (0.000)	0.096 (0.000)	-0.002 (0.812)	0.183 (0.000)	-0.086 (0.000)	0.217 (0.000)	-0.633 (0.000)	1										
GRW	-0.033 (0.001)	0.091 (0.000)	0.019 (0.049)	-0.015 (0.133)	0.000 (0.999)	-0.019 (0.048)	0.079 (0.000)	0.100 (0.000)	-0.040 (0.000)	0.109 (0.000)	1										
BIG4	0.011 (0.258)	-0.023 (0.022)	-0.038 (0.000)	0.024 (0.014)	0.080 (0.000)	-0.024 (0.015)	-0.059 (0.000)	-0.057 (0.000)	0.379 (0.000)	-0.107 (0.000)	0.055 (0.000)	-0.005 (0.618)	1								
ROA	0.317 (0.000)	-0.043 (0.000)	-0.139 (0.000)	-0.165 (0.000)	-0.154 (0.000)	-0.092 (0.000)	-0.019 (0.057)	0.135 (0.000)	-0.098 (0.000)	0.204 (0.000)	-0.251 (0.000)	0.340 (0.000)	0.011 (0.250)	1							
ISSUE	-0.084 (0.000)	0.013 (0.189)	-0.004 (0.650)	-0.058 (0.000)	-0.065 (0.000)	-0.027 (0.006)	0.071 (0.000)	0.135 (0.000)	-0.114 (0.000)	0.071 (0.000)	-0.002 (0.804)	0.110 (0.000)	0.009 (0.359)	0.189 (0.000)	1						
BOND	-0.181 (0.000)	0.137 (0.000)	0.079 (0.000)	0.065 (0.000)	0.092 (0.000)	0.011 (0.265)	-0.029 (0.004)	-0.117 (0.000)	0.434 (0.000)	-0.184 (0.000)	0.301 (0.000)	-0.007 (0.448)	0.187 (0.000)	-0.118 (0.000)	-0.039 (0.000)	1					
BETA	-0.094 (0.000)	0.008 (0.410)	0.040 (0.000)	-0.017 (0.088)	-0.006 (0.569)	-0.001 (0.959)	0.009 (0.353)	0.106 (0.000)	0.092 (0.000)	0.011 (0.264)	0.043 (0.000)	0.058 (0.000)	0.035 (0.000)	0.086 (0.000)	0.178 (0.000)	0.038 (0.000)	1				
VOL	-0.180 (0.000)	0.168 (0.000)	0.047 (0.000)	-0.001 (0.942)	-0.030 (0.002)	0.004 (0.673)	0.101 (0.000)	0.128 (0.000)	-0.330 (0.000)	0.044 (0.000)	0.072 (0.000)	0.134 (0.000)	-0.088 (0.000)	0.145 (0.000)	0.290 (0.000)	-0.084 (0.000)	0.368 (0.000)	1			
OWNER	0.066 (0.000)	-0.074 (0.000)	-0.065 (0.000)	0.046 (0.000)	0.053 (0.000)	0.040 (0.000)	-0.014 (0.164)	-0.065 (0.000)	-0.043 (0.113)	-0.016 (0.000)	-0.058 (0.000)	-0.041 (0.000)	0.037 (0.000)	-0.057 (0.000)	-0.183 (0.000)	-0.053 (0.000)	-0.243 (0.000)	-0.073 (0.000)	1		
FOR	0.179 (0.000)	-0.043 (0.000)	-0.051 (0.000)	-0.024 (0.013)	0.008 (0.403)	-0.035 (0.000)	-0.080 (0.000)	-0.111 (0.000)	0.546 (0.000)	-0.027 (0.006)	-0.035 (0.000)	-0.003 (0.791)	0.252 (0.000)	0.150 (0.000)	-0.037 (0.000)	0.200 (0.000)	0.019 (0.059)	-0.201 (0.000)	-0.186 (0.000)	1	
MKT	0.001 (0.891)	-0.035 (0.000)	-0.010 (0.325)	-0.090 (0.000)	-0.164 (0.000)	-0.003 (0.797)	0.098 (0.000)	0.218 (0.000)	-0.563 (0.000)	0.201 (0.000)	-0.129 (0.000)	0.090 (0.000)	-0.279 (0.000)	0.158 (0.000)	0.195 (0.000)	-0.274 (0.000)	0.110 (0.000)	0.265 (0.000)	-0.078 (0.000)	-0.284 (0.000)	1

주1) 변수 정의는 <표 2>에 제시한 내용과 같음. 보고된 사항은 피어슨 상관계수임.

주2) 분석기간의 경우 관심변수를 기준으로 2003년부터 2018년까지 자료를 통합한 결과임.

주3) 괄호 수치는 p 값임(양측검증).

3. 가설 1의 회귀분석 결과

가설 1에 대한 분석을 위해 식(1)의 연구모형을 이용한 다변량 회귀분석의 결과는 <표 4>에 보고하였다. 즉 식(1)의 종속변수는 RATING이고, 관심변수는 GSMO 또는 그 구성의 원천인 IGSMO와 DGSMO이다. 모형 1은 GSMO의 결과를, 모형 2는 GSMO의 구성요소인 IGSMO와 DGSMO의 결과를 보고하였다. IGSMO와 DGSMO의 경우 GSMO의 구성요소라는 점에서 선행 연구처럼 두 변수를 한 모형에 같이 고려하여 분석하였다(Demere et al. 2019 ; 박종일 · 신상이 2019). <표 4>의 경우 식(1)의 종속변수 RATING의 특성상 Ordered Probit 회귀분석을 수행한 결과이다.²²⁾ 회귀분석 시에 식(1)의 모형에 고려된 모든 설명변수가 포함되었으나, 지면관계상 산업과 연도(ΣIND , ΣYD) 더미변수는 보고를 생략하였다. 따라서 표에 제시한 회귀분석은 산업과 연도에 따른 고정효과(fixed effect)가 통제된 후의 결과이다.

<표 4>의 결과를 보면, LR chi2 값이 모형 1과 2 모두에서 유의한 값을 보이고 있어 연구모형의 설정은 적합성을 가지고 있다. 모형의 설명력을 의미하는 Pseudo R²는 모두 0.182로 나타났다.

<표 4> GAAP 유효세율의 유연화와 기업신용등급 간의 회귀분석 결과

$RATING_{i+1} = \beta_0 + \beta_1 GSMO_i + \beta_2 BISMO_i + \beta_3 TAXAV_i + \beta_4 SIZE_i + \beta_5 LIQ_i + \beta_6 LEV_i + \beta_7 GRW_i$ $+ \beta_8 BIG4_i + \beta_9 ROA_i + \beta_{10} ISSUE_i + \beta_{11} BOND_i + \beta_{12} BETA_i + \beta_{13} VOL_i$ $+ \beta_{14} OWNER_i + \beta_{15} FOR_i + \beta_{16} MKT_i + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_i$			
(1)			
Variables	pred. sign	Ordered Probit regression (종속변수=RATING)	
		GSMO	IGSMO vs. DGSMO
		모형 1	모형 2
GSMO	+/-	-0.216*** [-10.500]	
IGSMO	+/-		-0.372*** [-7.988]
DGSMO	+/-		-0.186*** [-6.451]
BISMO	+/-	-0.934*** [-4.658]	-0.897*** [-4.467]

22) Ordered Probit 회귀분석의 경우 설명변수 간의 다중공선성과 관련된 VIF(분산팽창요인) 값이 별도로 제공되지 않으므로, <표 4>에 대해 OLS 회귀분석을 통해서 확인하였다. 그 결과에 의하면, <표 4>의 모형 1과 2에서 VIF의 값이 가장 높았던 변수는 모두 SIZE였고, 다중공선성에 문제가 되는 10보다는 낮은 2.97(모형 1)과 3.00(모형 2)으로 나타났다. 따라서 <표 4>의 경우 변수간의 다중공선성 문제는 심각하지 않았다. 이후 식(2)의 모형을 이용한 <표 5>의 경우도 <표 4>에 사용된 변수들이 동일하므로, 앞서와 질적으로 같았다.

〈표 4〉 GAAP 유효세율의 유연화와 기업신용등급 간의 회귀분석 결과 (계속)

Variables	pred. sign	Ordered Probit regression (종속변수=RATING)	
		GSMO	IGSMO vs. DGSMO
		모형 1	모형 2
TAXAV	—	−0.631*** [−6.356]	−0.620*** [−6.200]
SIZE	+	0.003 [0.278]	0.007 [0.552]
LIQ	+	−0.015** [−2.325]	−0.015** [−2.409]
LEV	—	−4.945*** [−51.657]	−4.942*** [−51.612]
GRW	+ / −	0.008 [0.167]	0.012 [0.258]
BIG4	+	−0.003 [−0.137]	−0.004 [−0.168]
ROA	+	4.942*** [23.530]	4.936*** [23.471]
ISSUE	—	−0.266*** [−9.152]	−0.265*** [−9.129]
BOND	—	−0.083** [−2.443]	−0.085** [−2.500]
BETA	—	−0.078** [−2.602]	−0.076** [−2.548]
VOL	—	−0.007*** [−10.087]	−0.007*** [−10.191]
OWNER	+	0.278*** [3.841]	0.293*** [4.044]
FOR	+	1.335*** [11.930]	1.327*** [11.849]
MKT	—	−0.071*** [−2.699]	−0.076*** [−2.895]
ΣIND		Included	Included
ΣYD		Included	Included
Pseudo R ²		0.182	0.182
LR chi2		7032.16***	7021.55***
N		10,415	10,415

주1) 변수 정의는 <표 2>에 제시한 내용과 같음.

주2) 괄호 수치는 변수의 회귀계수에 대한 z 값임.

주3) ***, **, *는 1%, 5% 및 10% 이내에서 유의적임(양측검증).

관심변수 GSMO는 종속변수 RATING에 대해 일정 변수뿐만 아니라 세전이익의 유연화(BISMO)와 조세회피(TAXAV)가 모형에 통제된 후에도 1% 수준에서 유의적인 음(-)의 계수 값이다(모형 1). 또한 GSMO의 원천인 IGSMO와 DGSMO 모두 RATING에 대해 1%에서 음(-)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업에 대해 신용평가기관은 신용등급을 낮추는 것으로 의미하며, 또한 이러한 측면은 GSMO와 RATING 간에 음(-)의 관계가 본질적 특성(예로, 기업이 처한 사업모형, 영업환경, 재무안전성 등)에 기초한 본질적 유효세율의 유연화뿐 아니라 경영자의 기회주의적인 재량적 선택이 반영된 재량적 유효세율의 유연화 모두에 기인한 것으로 나타났다. 따라서 이 결과는 기업의 GAAP 유효세율의 유연화 정보가 신용평가기관 관점에서 낮은 재무보고의 질로 인지되어 부정적인 반응으로 나타난 것으로 보인다. 그러한 점에서 앞서의 결과는 Demere et al.(2019)에서 GAAP ETR의 유연화가 높은 재무보고의 질(higher financial reporting quality)과 관련이 있다는 주장과 달리, 국내 상장기업들의 신용등급을 평가하는 신용평가기관의 경우 오히려 GAAP 유효세율의 유연화 세무전략에 대해 경영자의 기회주의적인 세무발생액의 조정으로 간주하여 부정적인 시장반응을 보이고 있음을 <표 4>의 실증적 증거는 보여준다. 그러한 점에서 앞서의 <표 4>의 결과는 경영자가 GAAP 유효세율의 유연화를 하여, 즉 세무발생액을 이용하여 Cash ETR의 변동성보다 GAAP ETR의 변동성을 줄이는 세무전략을 하는 기업에 대하여 신용평가기관 측면에서는 재무보고의 질이 상대적으로 낮다고 평가하고 있음을 시사한다. 또한 <표 4>의 결과는 관련 선행연구인 박종일·신상이(2019)의 경우에서 GAAP 유효세율의 유연화 정보가 감사인의 감사위험을 낮춘다는 결과와는 다른 실증적 증거이다.²³⁾ 따라서 가설 1에서의 귀무가설의 경우 GAAP 유효세율의 유연화와 기업신용등급 간에 음(-)의 관계를 가지는 것으로 기각되었다. 특히 앞서의 <표 4>의 주된 결과는 세전이익의 유연화와 조세회피가 통제된 후에도 GSMO뿐 아니라 그 원천인 IGSMO와 DGSMO 모두에서 RATING과 유의한 음(-)의 관계로 나타나 GAAP 유효세율의 유연화는 세전이익유연화 또는 조세회피 정보와는 별개의 추가적인(incremental) 정보력을 가지고 있음을 나타낸다.

또한 BISMO는 GSMO에 대한 신용평가기관의 부정적인 반응과 유사하게 종속변수 RATING에 대해 1%에서 유의한 음(-)의 값이다. 이러한 결과는 세전이익의 유연화 역시 신용평가기관은 경영자의 기회주의적인 이익조정행위로 간주하여 신용등급을 상대적으로 낮추는 것을 의미한다. 또한 TAXAV 역시 종속변수 RATING에 대해 1%에서 유의한 음(-)의 값이다.²⁴⁾ 이는 조세회피 수준이 높은 기업일수록 신용평가기관은 이를 대리인 비용 측면에서 접근하여 기업의

23) 앞서 전술한 바와 같이 박종일·신상이(2019)는 GSMO 및 그 구성요소(IGSMO, DGSMO)는 감사보수 또는 감사시간에 대해 유의한 음(-)의 관계가 있음을 보고한 바 있다.

24) 한편, TAXAV를 과거 3년간의 Cash ETR을 이용한 경우에도 <표 4>는 질적으로 유사한 것으로 나타났다. 즉 Cash ETR로 측정된 TAXAV는 종속변수 RATING에 대해 모형 1과 2의 경우 회귀계수(z 값)가 각각 -0.350(-4.563)과 -0.299(-3.830)로 1%에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다.

조세회피행위를 경영자의 사적편익의 추구행위와 관련시켜 부정적인 효과로 인지하고 있음을 나타낸다.

기타 통제변수의 경우 SIZE, GRW 및 BIG4를 제외하면 나머지 변수들은 종속변수(RATING)에 대해서 유의한 관계로 나타났다. 구체적으로, LIQ, LEV, ISSUE, BOND, BETA, VOL, MKT는 RATING에 대해 음(-)의 관계를, ROA, OWNER, FOR은 RATING에 대해 양(+)의 관계로 나타났다.

4. 가설 2의 회귀분석 결과

가설 2의 분석을 위해 식(2)의 모형을 이용한 다변량 회귀분석의 결과는 <표 5>와 같다. 즉 식(2)의 종속변수는 R_COD1 또는 R_COD2이고, 관심변수는 앞서와 같이 GSMO 또는 그 원천인 IGSMO와 DGSMO이다. 모형 1과 2는 종속변수가 R_COD1의 결과이고, 모형 3과 4는 종속변수가 R_COD2의 결과이다. 또한 모형 1과 3은 GSMO의 결과를, 모형 2와 4는 GSMO의 구성요소인 IGSMO와 DGSMO의 결과를 각각 보고하였다. <표 5>의 경우 식(2)의 종속변수 R_COD1 또는 R_COD2는 연속변수의 형태인 소수의 순위등급변수이므로, OLS 회귀분석을 수행한 결과이다. 표 보고의 방식은 앞서 <표 4>의 경우와 유사하다.

<표 5>의 회귀분석 결과를 보면, F 값은 모형 1부터 4까지 통계적으로 유의하게 나타나 연구모형의 설정은 적합성이 있으며, 모형의 설명력인 $Adj. R^2$ 는 모형 1과 2는 0.326과 0.325를, 모형 3과 4는 모두 0.117로 나타나 스프레드로 측정된 R_COD2보다는 R_COD1의 설명력이 더 높았다.

<표 5> GAAP 유효세율의 유연화와 타인자본비용 간의 회귀분석 결과

$COD1(2)_{i+1} = \beta_0 + \beta_1 GSMO_i + \beta_2 BISMO_i + \beta_3 TAXAV_i + \beta_4 SIZE_i + \beta_5 LIQ_i + \beta_6 LEV_i + \beta_7 GRW_i + \beta_8 BIG4_i + \beta_9 ROA_i + \beta_{10} ISSUE_i + \beta_{11} BOND_i + \beta_{12} BETA_i + \beta_{13} VOL_i + \beta_{14} OWNER_i + \beta_{15} FOR_i + \beta_{16} MKT_i + \sum IND + \sum YD + \varepsilon_i \quad (2)$					
Variables	pred. sign	OLS regression			
		종속변수=R_COD1		종속변수=R_COD2	
		GSMO	IGSMO vs. DGSMO	GSMO	IGSMO vs. DGSMO
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
Intercept	?	0.626*** [8.551]	0.640*** [8.716]	0.509*** [6.072]	0.528*** [6.286]
GSMO	+/-	-0.004 [-0.782]		0.000 [0.044]	
IGSMO	+/-		0.016 [1.521]		0.029** [2.361]
DGSMO	+/-		0.004 [0.586]		0.009 [1.135]

〈표 5〉 GAAP 유효세율의 유연화와 타인자본비용 간의 회귀분석 결과 (계속)

Variables	pred. sign	OLS regression			
		종속변수=R_COD1		종속변수=R_COD2	
		GSMO	IGSMO vs. DGSMO	GSMO	IGSMO vs. DGSMO
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
BISMO	+/-	-0.041 [-0.885]	-0.045 [-0.973]	-0.057 [-1.080]	-0.063 [-1.191]
TAXAV	+/-	-0.060** [-2.632]	-0.058** [-2.537]	-0.065** [-2.503]	-0.063** [-2.420]
SIZE	-	-0.004 [-1.394]	-0.004 [-1.616]	-0.006* [-1.934]	-0.007** [-2.200]
LIQ	-	0.005*** [3.325]	0.005*** [3.403]	0.005*** [2.941]	0.005*** [3.033]
LEV	+	0.333*** [16.555]	0.335*** [16.646]	0.414*** [17.978]	0.416*** [18.078]
GRW	-/+	0.036*** [3.427]	0.035*** [3.329]	0.034*** [2.875]	0.033*** [2.760]
BIG4	-	-0.022*** [-4.147]	-0.021*** [-4.108]	-0.023*** [-3.902]	-0.023*** [-3.858]
ROA	-	-0.370*** [-7.872]	-0.353*** [-7.504]	-0.407*** [-7.560]	-0.386*** [-7.162]
ISSUE	+	-0.003 [-0.453]	-0.003 [-0.411]	-0.003 [-0.388]	-0.003 [-0.344]
BOND	+	0.026*** [3.358]	0.026*** [3.341]	0.027*** [3.042]	0.027*** [3.030]
BETA	+	0.004 [0.615]	0.005 [0.675]	0.008 [1.019]	0.008 [1.082]
VOL	+	0.000** [2.314]	0.000** [2.254]	0.000** [2.338]	0.000** [2.283]
OWNER	-	-0.106*** [-6.418]	-0.107*** [-6.503]	-0.102*** [-5.411]	-0.104*** [-5.523]
FOR	-	-0.068*** [-2.716]	-0.066*** [-2.602]	-0.069** [-2.388]	-0.065** [-2.259]
MKT	+	-0.006 [-1.002]	-0.006 [-0.927]	-0.008 [-1.171]	-0.007 [-1.070]
ΣIND		Included	Included	Included	Included
ΣYD		Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.326	0.325	0.117	0.117
F Value		144.4***	140.46***	40.23***	39.32***
N		10,415	10,415	10,415	10,415

주1) 변수 정의는 <표 2>에 제시한 내용과 같음.

주2) 괄호 수치는 변수의 회귀계수에 대한 t 값임.

주3) ***, **, *는 1%, 5% 및 10% 이내에서 유의적임(양측검증).

관심변수 GSMO는 종속변수 R_COD1 또는 R_COD2에 대해 일정 통제변수와 BISMO 및 TAXAV가 고려된 후에는 통계적으로 유의적인 값이 관찰되지는 않았다(모형 1, 3). 또한 GSMO의 구성요소인 IGSMO와 DGSMO는 종속변수 R_COD1에 대해 통계적으로 유의적인 값이 나타나지 않았고(모형 2), 종속변수가 스프레드로 측정된 R_COD2일 때 IGSMO만 5%에서 유의한 양(+)의 값을, 그러나 DGSMO는 통계적으로 유의한 값이 나타나지는 않았다(모형 4). 따라서 채권투자자의 측면에서는 스프레드로 측정된 R_COD2일 때 IGSMO에서 유의한 양(+)의 관계로 나타난 사항을 제외하면 대체로 GAAP 유효세율의 유연화 정보는 채권투자자들의 대출이자율 결정에 반영한다는 명확한 증거는 쉽게 관찰되지는 않았다. 다만, GSMO의 원천에 따라 분해하여 분석하면 기업의 본질적 특성에 기인한 본질적 유효세율의 유연화 정도가 높을 때 채권투자자는 앞서 신용평가기관처럼 본질적 유효세율의 유연화를 부정적인 영향으로 평가하는 것으로 나타났으나, 이 결과는 종속변수의 측정방법에 따라 차이를 보여 제한된(limited) 증거였다.²⁵⁾ 따라서 가설 1과 달리, 가설 2는 대체로 GAAP 유효세율의 유연화 정보가 채권투자자의 관점에서 재무보고의 질과 관련된 신호를 제공한다는 실증적 증거는 쉽게 관찰되지는 않아 가설 2가 기각된다고 판단하기는 어렵다.

한편으로, 앞서 <표 5>의 결과 역시 Demere et al.(2019)의 주장과 달리, 국내 채권시장의 투자자 측면에서 GAAP 유효세율의 유연화가 높은 재무보고의 질과 관련된 경영자의 사적 정보를 제공한다는 증거는 관찰되지 않았다. 또한 제한된 증거이기는 하나, IGSMO와 R_COD2 간에 유의한 양(+)의 관계는 Demere et al.(2019)의 연구에서 주장된 내용과는 상반된 증거이다. 오히려 IGSMO와 R_COD2 간에 유의한 양(+)의 관계 또는 모형 1부터 3까지에서 두 변수 간에 통계적으로 유의한 값이 관찰되지 않은 결과로 볼 때 채권투자자 역시 GAAP 유효세율의 유연화에 대하여 높은 재무보고의 질과 관련된 경영자의 사적 정보를 제공하는 신호로서는 평가하지 않을 수 있다.

한편, BISMO는 종속변수(R_COD1, R_COD2)에 대해 통계적으로 유의한 값이 관찰되지 않았다(모형 1~4). 또한 TAXAV는 종속변수(R_COD1, R_COD2)에 대해 5% 수준에서 음(-)의 값이 나타나 채권투자자들은 조세회피 수준이 높은 기업에 대해 신용평가기관과 달리 오히려 긍정적인 반응을 보였다.²⁶⁾

25) <표 5>의 결과에 대해 OLS 회귀분석 대신 고정효과모형(Fixed effects model ; FEM)을 이용하여 분석해 보았다. FEM을 수행할 때 firm과 year를 함께 고려하였다. 분석결과에 의하면, <표 5>의 모형 4에서 IGSMO의 경우만 종속변수 R_COD2에 대해 10%에서 유의한 양(+)의 값이 나타났고, 나머지 모형들에서는 유의한 값이 관찰되지 않았다. 이러한 결과로 볼 때 고정효과모형을 이용해도 <표 5>의 결과가 질적으로 같았다.

26) 한편, TAXAV와 R_COD 간에 음(-)의 관계는 선행연구인 박종일·김수인(2019)에서 보고된 사항과 일치한다. 즉 박종일·김수인(2019)은 TAXAV와 RATING 간에 유의적인 음(-)의 관계를, TAXAV와 R_COD 간에 유의적인 음(-)의 관계로 나타나 신용평가기관과 달리 채권투자자는 기업과의 경제적 이해관계로 인해 대리인 관점보다는 조세회피로 인한 기업의 현금확보에 더 긍정적인 반응을 보임을

기타 통제변수의 경우 SIZE, ISSUE, BETA 및 MKT를 제외하면 나머지 변수들은 종속변수 (R_COD1, R_COD2)에 대해 대체로 유의한 관계로 나타났다. 구체적으로, LIQ, LEV, BOND, VOL는 종속변수에 대해 양(+)의 관계를, BIG4, ROA, OWNER, FOR은 종속변수에 대해 음(-)의 관계로 나타났다.

앞서 <표 4> 및 <표 5>에 대한 결과를 종합하여 보면, 가설 1의 경우 GAAP 유효세율의 유연화에 대해 신용평가기관의 경우 기업신용등급을 낮추는 것으로 나타났고, 또한 GSMO의 원천(IGSMO, DGSMO)에 따라 분해하여 분석한 결과 역시 앞서와 일관된 증거로 나타났다. 따라서 GAAP 유효세율의 유연화 정보에 대해 신용평가기관은 높은 재무보고의 질로 평가하기보다는 오히려 세무발생액을 이용한 경영자의 기회주의적인 행위로 간주하여 이들 기업의 재무보고의 질이 상대적으로 낮다는 관점으로 평가하는 것으로 나타났다. 반면에, 가설 2의 경우 GAAP 유효세율의 유연화에 대해 채권투자자 측면에서는 대체로 대출이자율 결정에 반영하지는 않는 것으로 나타났다. 다만, 스프레드로 측정된 R_COD2일 때 IGSMO만 유의한 양(+)의 관계였다. 하지만 이들의 두 결과 모두 Demere et al.(2019)의 주장처럼 GAAP 유효세율을 유연화 하는 기업에 대해 신용평가기관이나 채권투자자 모두 높은 재무보고의 질과 관련시켜 긍정적인 반응을 보인다는 결과는 발견되지는 않았다. 오히려 신용평가기관은 GAAP 유효세율의 유연화에 대해서 강하게 부정적인 반응을, 채권투자자는 별다른 반응을 보이지 않거나, 제한된 증거(예로, IGSMO와 R_COD2)로서 부정적인 반응이 나타나 GAAP 유효세율의 유연화는 신용평가기관 측면에서 오히려 낮은 재무보고의 질로 인지되거나, 또한 채권투자자 측면에서도 별다른 긍정적인 반응을 발견할 수는 없었다. 한편, 이상의 <표 4> 및 <표 5>의 본 연구결과는 국내 감사시장의 감사인 측면에서 분석된 박종일·신상이(2019)와도 상반된 증거이다. 이러한 측면에서 보면, GAAP 유효세율의 유연화 정보에 내포된 재무보고의 질과 관련된 신호에 대하여 국내 외부정보 이용자들(예로, 신용평가기관, 채권투자자, 감사인)에 따라 해석에 대한 관점이 동질적이라기보다는 서로 다른 이질적인 믿음(heterogeneous belief)을 가지고 있어 다른 견해를 취하고 있음을 앞서의 분석결과는 시사해 주고 있다. 이는 GAAP 유효세율의 유연화 측정치를 처음 제안했던 Demere et al.(2019)에서 GAAP 유효세율의 유연화 정보가 높은 재무보고의 질과 관련이 있고, 또한 장기의 미래 Cash ETR의 예측력에 관한 신뢰할만한 신호정보를 제공한다는 주장이 국내 자본시장의 외부정보이용자들(예로, 신용평가기관, 채권투자자)에게 여과 없이 수용되기는 어렵다는 것을 시사한다.

5. 민감도 분석결과

앞서 <표 4> 및 <표 5>의 결과는 관심변수를 측정할 때 Demere et al.(2019)의 방법에 따라

보고하였다.

GSMO와 그 구성요소(IGSMO vs. DGSMO)에 대해 3년간의 자료를 이용한 경우이다. 본 절에서는 민감도 분석의 일환으로 앞서 관심변수 GSMO, IGSMO, DGSMO에 대해 과거 5년간의 자료를 이용한 경우에도 <표 4> 및 <표 5>의 결과에 강건성이 있는지를 추가로 알아본다. GSMO의 계산에 이용되는 GAAP 또는 Cash ETR의 표준편차는 한편으로, 세무위험(tax risk)의 대용치로도 최근 세무연구들에서 이용되고 있다. 그런데 선행연구들은 세무위험을 ETR의 변동성으로 측정할 때 과거 3년간의 자료보다는 보다 장기인 과거 5년간($t-4, t$)의 자료를 이용하는 경우가 더 보편적으로 이용되고 있다(Drake et al. 2015 ; Hutchens and Rego 2015 ; Guenther et al. 2017 ; Amberger 2017 ; 강승구 외 2017 ; 김임현 · 이윤경 2017 ; 박종일 · 신상이 2018 등). 따라서 Demere et al.(2019)에서 제안된 GAAP 유효세율의 유연화 정도를 측정할 때 단기(short-term)에 해당되는 과거 3년간의 자료 대신 보다 장기(long-term)에 해당되는 과거 5년간의 자료를 이용해서 GSMO를 계산한 경우에도 앞서의 <표 4> 및 <표 5>의 분석결과에 강건성이 있는지를 본 절에서는 추가로 살펴보고자 한다. 과거 5년간의 자료를 이용하여 GSMO를 다시 계산하고, 또한 종전 통제변수로 고려된 BISMO와 TAXAV에 대해서도 과거 5년간($t-4, t$)의 자료로 재측정한 후 식(1)과 식(2)의 모형에 대해 재분석을 수행한 결과는 <표 6>에 보고하였다.²⁷⁾ 지면관계상 관심변수(GSMO, IGSMO, DGSMO)와 통제변수 중에서 BISMO와 TAXAV의 사항을 중심으로 요약된 표를 작성해 보고하였다. 또한 <표 6>에서 Panel A는 가설 1인 <표 4>에 해당되고, Panel B는 가설 2인 <표 5>에 해당한다.

<표 6>의 결과를 보면, 먼저 Panel A에서 5년간으로 측정된 관심변수 GSMO는 종속변수 RATING에 대해 유의한 음(-)의 관계를, 또는 그 원천인 IGSMO와 DGSMO 역시 RATING에 대해 유의한 음(-)의 관계이다. 따라서 가설 1의 결과는 관심변수인 GAAP 유효세율의 유연화 측정치에 대하여 과거 5년간 자료로 분석한 경우에도 <표 4>와 질적으로 유사하였다.

한편, Panel B에서 5년간으로 측정된 관심변수 GSMO는 종속변수 R_COD1 또는 R_COD2에 대해 전반적으로 통계적으로 유의적인 값이 관찰되지 않았다. 또한 앞서 <표 5>에서 IGSMO와 R_COD2 간에 양(+)의 관계를 보였던 결과도 더 이상 유의성을 관찰하지 못하였다. 따라서 가설 2의 결과는 관심변수인 GAAP 유효세율의 유연화 측정치에 대해 과거 5년간 자료로 분석하면 <표 5>의 결과와 대체로 일치하는 것으로 나타났으며, 특히 가설 2는 기각되지 않음을 볼 수 있다.

27) <표 4> 및 <표 5>와 달리 과거 5년간의 자료를 이용한 GSMO, IGSMO, DGSMO의 표본은 앞서보다 축소된(reduced) 표본인 9,436개 기업/연 자료가 분석에 이용가능 하였다.

〈표 6〉 민감도 분석결과 1 : GAAP 유효세율의 유연화를 5년간으로 측정한 경우

Panel A : H1

Variables	pred. sign	Ordered Probit regression (종속변수=RATING)	
		GSMO	IGSMO vs. DGSMO
		모형 1	모형 2
GSMO	+/-	-0.130^{***} [-5.885]	
IGSMO	+/-		-0.235^{***} [-5.332]
DGSMO	+/-		-0.101^{***} [-3.585]
<i>BISMO</i>	+/-	-0.389 [*] [-1.908]	-0.371 [*] [-1.820]
<i>TAXAV</i>	-	-0.894 ^{***} [-6.647]	-0.863 ^{***} [-6.387]
<i>Control variable</i>	?	Included	Included
<i>Pseudo R²</i>		0.175	0.175
<i>LR chi2</i>		6,036.02 ^{***}	6,042.79 ^{***}
<i>N</i>		9,436	9,436

Panel B : H2

Variables	pred. sign	OLS regression (종속변수=R_COD1(2))			
		종속변수=R_COD1		종속변수=R_COD2	
		GSMO	IGSMO vs. DGSMO	GSMO	IGSMO vs. DGSMO
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
GSMO	+/-	0.000 [0.007]		0.005 [0.839]	
IGSMO	+/-		0.005 [0.549]		0.017 [1.450]
DGSMO	+/-		-0.004 [-0.567]		-0.001 [-0.105]
<i>BISMO</i>	+/-	-0.049 [-1.064]	-0.050 [-1.085]	-0.065 [-1.230]	-0.068 [-1.272]
<i>TAXAV</i>	+/-	-0.088 ^{***} [-2.890]	-0.091 ^{***} [-2.968]	-0.108 ^{***} [-3.078]	-0.113 ^{***} [-3.197]
<i>Control variable</i>	?	Included	Included	Included	Included
<i>Adj. R²</i>		0.334	0.334	0.120	0.120
<i>F Value</i>		136.43 ^{***}	132.65 ^{***}	37.74 ^{***}	36.73 ^{***}
<i>N</i>		9,436	9,436	9,436	9,436

주1) 변수 정의는 <표 2>에 제시한 내용과 같음.

주2) 괄호 수치는 변수의 회귀계수에 대한 z 또는 t 값임.

주3) ***, **, *는 1%, 5% 및 10% 이내에서 유의적임(양측검증).

다음의 두 번째 민감도 분석으로, 본 절에서는 박종일·신상이(2019)의 경우처럼 모형식의 통제한변수로 BISMO와 TAXAV 외에도 추가로 Hutton et al.(2009)에서 제안된 재무보고의 불투명성(이하 OPAQUE)을 연구모형에 추가로 통제한 후에도 앞서 <표 4> 및 <표 5>의 분석결과에 강건성이 있는지를 살펴보고자 한다. Hutton et al.(2009)의 OPAQUE 측정치는 앞서 관심변수인 GSMO와 같이 과거 3년간의 자료가 이용되며, 과거 3년간($t-2, t$)으로 측정되는 연도별 DA(재량적 발생액)에 절대값을 취한 후 이를 합산한 값이다($OPAQUE_t = |DA_{t-2}| + |DA_{t-1}| + |DA_t|$).²⁸⁾ OPAQUE의 값이 클수록 재무보고의 불투명성은 낮아진다(전규안·박종일 2017). 식(1)과 식(2)의 모형에 OPAQUE 변수를 추가로 통제한 후 관심변수의 결과를 살펴본 분석결과는 <표 7>과 같다.

<표 7>을 보면, Panel A에서 OPAQUE는 종속변수가 RATING일 때 유의한 음(-)의 값을, Panel B에서 OPAQUE는 종속변수가 R_COD1 또는 R_COD2일 때 유의한 양(+)의 값을 보여 재무보고의 불투명성이 높은 기업일수록 기업신용등급이 낮고, 타인자본비용이 높게 나타났다. 식(1) 및 식(2)의 모형에 추가로 재무보고의 불투명성인 OPAQUE를 통제한 후에도 GSMO와 그 구성요소(IGSMO, DGSMO)는 RATING에 대해 여전히 유의적인 음(-)의 값을, 또한 종속변수 R_COD1 또는 R_COD2에 대해서는 대체로 유의한 값이 나타나지 않았다. 다만, <표 5>의 결과처럼 IGSMO와 R_COD2 간에 유의한 양(+)의 관계를 보였다. 이상의 결과로 볼 때 세전이익의 유연화와 조세회피 수준뿐 아니라 재무보고의 불투명성을 추가로 통제한 후에도 <표 4> 및 <표 5>에서 나타난 주된 분석결과는 민감하지 않음을 볼 수 있다.

28) 선행연구인 Hutton et al.(2009)은 Dechow et al.(1995)의 모형을 이용하여 DA를 추정한 후 OPAQUE를 계산하였다. Dechow et al.(1995)에서 이용된 DA 추정모형은 아래의 식(7)과 같다. DA 추정은 산업과 연도별로 횡단면 분석을 통해 추정되고, 본 연구는 추정시 산업에 속한 기업이 최소 10개 이상을 대상으로 하였다. DA는 식(7)의 모형을 회귀분석을 수행한 후 얻어진 개별기업에 대한 잔차(ε) 값이다.

$$TA_t/A_{t-1} = \delta_1(1/A_{t-1}) + \delta_2([\Delta REV_t - \Delta REC_t]/A_{t-1}) + \delta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (7)$$

여기서, TA = t년도 당기순이익(NI)-영업활동현금흐름(CFO)
 A = t년도 총자산
 ΔREV = t년도 매출액의 변화(=당기매출액-전기매출액)
 ΔREC = t년도 매출채권의 변화(=당기매출채권-전기매출채권)
 PPE = t년도 토지와 건설중인 자산을 제외한 유형자산
 ε = 잔차항
 편의상 I기업의 표시를 생략함.

〈표 7〉 민감도 분석결과 2 : Hutton et al.(2009)의 OPAQUE 측정치를 추가로 통제한 경우

Panel A : H1			
Variables	pred. sign	Ordered Probit regression (종속변수=RATING)	
		GSMO	IGSMO vs. DGSMO
		모형 1	모형 2
GSMO	+/-	-0.224*** [-10.825]	
IGSMO	+/-		-0.401*** [-8.548]
DGSMO	+/-		-0.198*** [-6.821]
BISMO	+/-	0.665*** [3.050]	0.727*** [3.328]
TAXAV	-	-0.566*** [-5.672]	-0.555*** [-5.514]
OPAQUE	-	-1.706*** [-19.119]	-1.726*** [-19.331]
Control variable	?	Included	Included
Pseudo R ²		0.193	0.193
LR chi2		7,399.55***	7,395.30***
N		10,329	10,329

Panel B : H2					
Variables	pred. sign	OLS regression (종속변수=R_COD1(2))			
		종속변수=R_COD1		종속변수=R_COD2	
		GSMO	IGSMO vs. DGSMO	GSMO	IGSMO vs. DGSMO
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
GSMO	+/-	-0.005 [-0.983]		-0.001 [-0.217]	
IGSMO	+/-		0.015 [1.405]		0.027** [2.193]
DGSMO	+/-		0.003 [0.502]		0.008 [1.015]
BISMO	+/-	-0.088* [-1.766]	-0.093* [-1.861]	-0.108* [-1.902]	-0.116** [-2.026]
TAXAV	+/-	-0.063*** [-2.758]	-0.061*** [-2.659]	-0.069*** [-2.626]	-0.067** [-2.540]
OPAQUE	-	0.044** [2.169]	0.045** [2.212]	0.051** [2.227]	0.053** [2.292]
Control variable	?	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.326	0.326	0.118	0.118
F Value		139.81***	136.06***	39.23***	38.34***
N		10,329	10,329	10,329	10,329

주1) 변수 정의는 <표 2>에 제시한 내용과 같음. 다만, OPAQUE=t년도 Hutton et al.(2009)의 방법에 따라 과거 3년간(t-2,t)으로 측정된 각 연도별 재량적 발생액에 절대값을 취한 후 합산한 값임.

주2) 괄호 수치는 변수의 회귀계수에 대한 z 또는 t 값임.

주3) ***, **, *는 1%, 5% 및 10% 이내에서 유의적임(양측검증).

6. 추가분석 결과

본 절의 첫 번째 추가분석에서는 소유구조, 특히 대주주 지분율과 외국인투자자 지분율에 따라 앞서의 관계들이 더 강화 또는 약화되는지에 관해서 추가로 알아보고자 한다. 기업에서 대주주 지분율이 높으면 지배주주와 소액주주 간에 대리인 문제가 발생한다는 주장이 있어 왔다(박종일 2003 ; 안홍복 2004). 예를 들어, 선행연구인 박종일(2003)은 대주주 지분율이 높을수록 재량적 발생액을 이용한 보고이익의 상향조정행위가 증가한다는 결과를 보고하였다. 따라서 본 절에서는 앞서 <표 4> 및 <표 5>의 주된 결과들이 대리인 비용(예로, 대주주 지분율)이 높을 때 더 강화(strengthen)되는지를 상호작용변수(GSMO*OWNER, 또는 IGSMO*OWNER, DGSMO*OWNER)를 이용하여 분석한다. 또한 국내의 선행연구들은 외국인투자자의 지분율이 높을 때 외부지배구조의 역할로서 모니터링 효과가 있다는 주장을 해 왔다(전영순 2003 ; 박헌준 외 2004 ; 박경서 · 이은정 2006 ; 김성혜 외 2012). 따라서 본 절에서는 외부지배구조의 모니터링 효과(예로, 외국인 지분율)에 따라 <표 4> 및 <표 5>에서 나타난 결과들이 더 약화(weaken)되는지를 상호작용변수(GSMO*FOR 또는 IGSMO*FOR, DGSMO*FOR)를 이용해서 알아본다. 식(1) 및 식(2)의 모형에서 관심변수(GSMO, IGSMO, DGSMO)와 OWNER 또는 FOR 간의 각 상호작용변수(interactive terms)를 추가로 고려한 후 분석된 결과는 <표 8>에 나타내었다. 지면상 관심변수를 중심으로 제시하였고, 분석 시에 OWNER와 FOR의 상호작용변수를 같이 고려한 결과를 보고하였다.

<표 8>의 Panel A에서 관심변수인 OWNER와 관련된 상호작용변수 중 GSMO*OWNER는 종속변수 RATING에 대해 1%에서 유의한 음(-)의 값이다. 그 원천으로 구분한 경우 DGSMO*OWNER는 1%에서 유의한 음(-)의 값이나, IGSMO*OWNER는 통계적으로 유의하지는 않았다. 또한 FOR와 관련된 상호작용변수인 GSMO*FOR 그리고 그 원천인 IGSMO*FOR, DGSMO*FOR 모두는 1%에서 RATING에 대하여 유의한 음(-)의 값이다. 이상의 결과로 볼 때 대주주 지분율로 측정된 대리인 비용이 높은 기업은 <표 4>의 결과가 더 강화되는 것으로 나타났다. 또한 모니터링 역할을 기대했던 외국인 지분율이 높은 경우에도 오히려 <표 4>의 결과는 더 강화된 결과를 보였다. 이는 신용평가기관의 경우 대리인 비용(대주주 지분율)이 높은 기업에서 GAAP 유효세율의 유연화가 높을 때 기업신용등급을 더 낮추는 것을 나타내므로, 대리인 비용이 GSMO와 RATING 간에 음(-)의 관계를 더 강화시킨다는 것을 보여준다. 아울러 외국인 지분율이 높은 경우에도 GSMO와 RATING 간에 음(-)의 관계는 더 강화된 결과로 나타나 신용평가기관은 외국인 지분율이 높은 기업에서 GAAP 유효세율의 유연화가 높을 때도 긍정적으로 반응하기보다는 부정적인 반응을 보이는 것으로 나타났다. 외국인 투자자들이 기업의 외부지배구조로서 모니터링 역할을 수행한다는 주장도 있으나, 선행연구에 따라서는 외국인 투자자의 존재가 장기적 투자가 아닌 단기투자에 집중하면서 오히려 기업의 투명성이나 장기적 성장을 저해시킬 수 있다는 주장도 있다(박종일 외 2009).²⁹⁾ 따라서 앞서의 GSMO*FOR와 RATING 간에 음(-)

29) 예를 들어, 박종일 외(2009)는 대주주 지분율뿐 아니라 외국인 지분율이 높은 경우도 재량적 발생액과

의 관계가 나타난 것은 전자보다는 후자의 관점에서 신용평가기관이 반응한 것으로 판단된다.

〈표 8〉 추가분석 결과 1 : GSMO와 OWNER 또는 GSMO와 FOR의 상호작용변수를 고려한 경우

Panel A : H1			
Variables	pred. sign	Ordered Probit regression (종속변수=RATING)	
		GSMO	IGSMO vs. DGSMO
		모형 1	모형 2
GSMO	+/-	0.049 [0.769]	
IGSMO	+/-		-0.217 [-1.520]
DGSMO	+/-		0.144 [1.615]
OWNER	+/-	0.346*** [4.635]	0.312*** [3.852]
FOR	+/-	1.425*** [12.466]	1.442*** [11.861]
GSMO*OWNER	+/-	-0.482*** [-3.805]	
IGSMO*OWNER	+/-		-0.190 [-0.672]
DGSMO*OWNER	+/-		-0.589*** [-3.332]
GSMO*FOR	+/-	-0.811*** [-3.853]	
IGSMO*FOR	+/-		-1.215*** [-2.933]
DGSMO*FOR	+/-		-1.088*** [-3.700]
Control variable	?	Included	Included
Pseudo R ²		0.183	0.183
LR chi2		7057.01***	7057.12***
N		10,415	10,415

양(+)의 관계가 있음을 보고한 바 있다. 따라서 이러한 맥락에서 보면, GSMO*FOR과 RATING 간에 유의한 음(-)의 결과의 경우 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 높은 기업에서 외국인 지분율이 높더라도 오히려 신용평가기관은 부정적인 반응을 보일 수 있음을 시사해 준다.

〈표 8〉 추가분석 결과 1 : GSMO와 OWNER 또는 GSMO와 FOR의 상호작용변수를 고려한 경우(계속)

Panel B : H2					
Variables	pred. sign	OLS regression (종속변수=R_COD1(2))			
		종속변수=R_COD1		종속변수=R_COD2	
		GSMO	IGSMO vs. DGSMO	GSMO	IGSMO vs. DGSMO
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
GSMO	+/-	-0.035** [-2.390]		-0.028* [-1.686]	
IGSMO	+/-		-0.036 [-1.096]		-0.014 [-0.376]
DGSMO	+/-		-0.016 [-0.772]		-0.018 [-0.786]
OWNER	+/-	-0.120*** [-7.064]	-0.125*** [-6.796]	-0.116*** [-5.977]	-0.120*** [-5.711]
FOR	+/-	-0.051** [-1.969]	-0.049* [-1.776]	-0.047 [-1.608]	-0.044 [-1.411]
GSMO*OWNER	+/-	0.093*** [3.196]		0.091*** [2.746]	
IGSMO*OWNER	+/-		0.140** [2.163]		0.126* [1.702]
DGSMO*OWNER	+/-		0.060 [1.468]		0.083* [1.787]
GSMO*FOR	+/-	-0.172*** [-3.566]		-0.207*** [-3.759]	
IGSMO*FOR	+/-		-0.183* [-1.947]		-0.234** [-2.169]
DGSMO*FOR	+/-		-0.130* [-1.930]		-0.186** [-2.422]
Control variable	?	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.324	0.326	0.119	0.118
F Value		137.7***	124.0***	38.85***	35.07***
N		10,415	10,415	10,415	10,415

주1) 변수 정의는 <표 2>에 제시한 내용과 같음.

주2) 괄호 수치는 변수의 회귀계수에 대한 z 또는 t 값임.

주3) ***, **, *는 1%, 5% 및 10% 이내에서 유의적임(양측검증).

한편, Panel B에서 OWNER와 관련된 상호작용변수 중 GSMO*OWNER은 종속변수(R_COD1, R_COD2)에 대해 1%에서 유의한 양(+)의 값을, 또한 IGSMO*OWNER은 종속변수에 대해 유의한 양(+)의 값을, 그러나 DGSMO*OWNER은 종속변수가 R_COD2일 때만 양(+)의 값이 나타났다. 반면, FOR와 관련된 상호작용변수인 GSMO*FOR 그리고 IGSMO*FOR와 DGSMO*FOR 모두는 종속변수(R_COD1, R_COD2)에 대해 모두 유의적인 음(-)의 값이다. 따라서 대리인 비용(대주주 지분율)이 높은 기업에서 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 높을 때 채권투자자 역시 신용평가기관과 마찬가지로 부정적인 효과가 높은 것으로 나타났다. 이와 달리, 외국인 투자자의 지분율이 높은 기업에서 GAAP 유효세율의 유연화와 타인자본비용 간에 양(+)의 관계는 더 약화되는 것으로 나타나 신용평가기관과 달리 채권투자자는 외국인 지분율이 높을 때 이들의 모니터링 효과에 대해 긍정적으로 평가하는 것으로 나타났다. 그러한 점에서 신용평가기관과 채권투자자 모두는 대주주 지분율에 기인된 대리인 비용이 높을 때는 GAAP 유효세율의 유연화 정보에 대하여 부정적인 효과가 더 강화되거나 추가로 부정적인 효과가 나타난 반면에, 외국인 지분율이 높은 기업에서 GAAP 유효세율의 유연화 정보는 두 집단 간에 서로 상반된 관점이 있음을 알 수 있다. 즉 신용평가기관은 외국인 지분율이 높더라도 GAAP 유효세율의 유연화를 수행하는 기업에 대해 부정적인 반응을 보이는 반면, 채권투자자는 오히려 GAAP 유효세율의 유연화가 외국인 지분율과 연계될 때만 추가로 긍정적으로 평가하는 것으로 나타나 신용평가기관과 채권투자자는 외국인 지분율이 높은 기업에서 GAAP 유효세율의 유연화에 대해 서로 다른 이질적 관점을 가지고 있는 것으로 보여진다.

본 절의 두 번째 추가분석에서는 앞서 <표 4> 및 <표 5>의 결과가 시장유형별로, 즉 KOSPI에 속한 표본과 KOSDAQ에 속한 표본에 따라 차별적인 반응이 있는지를 추가로 알아보고자 한다. 예를 들어, 선행연구인 윤순석(2001)은 KOSPI에 속한 기업들보다 KOSDAQ에 속한 기업들에서 채량적 발생액을 이용한 보고이익의 상향조정행위가 더 높음을 보고하였다. 이러한 연장선상에서 생각해 보면, 앞서 <표 4> 및 <표 5>의 결과가 KOSPI에 속한 표본보다 KOSDAQ에 속한 표본에서 더 뚜렷한(more pronounced) 반응이 있는지를 살펴볼 필요가 있다. 이를 위해 본 절에서는 전체표본을 KOSPI와 KOSDAQ 표본으로 다시 나누어 회귀분석을 수행하였다. 그 결과는 <표 9>와 같다.

<표 9>를 보면, Panel A에서 관심변수 GSMO뿐만 아니라 그 원천인 IGSMO와 DGSMO은 KOSPI 표본과 KOSDAQ 표본에 관계없이 모두 RATING에 대해 1%에서 음(-)의 값이다. 따라서 앞서 <표 4>에서 전체표본에 대한 결과는 KOSPI와 KOSDAQ 표본 모두에서 기인된 것임을 알 수 있다.

〈표 9〉 추가분석 결과 2 : KOSPI vs. KOSDAQ 표본

Panel A : H1									
Variables	pred. sign	Ordered Probit regression (종속변수=RATING)							
		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본					
		GSMO	IGSMO vs. DGSMO	GSMO	IGSMO vs. DGSMO				
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4				
GSMO	+/-	-0.210*** [-7.715]		-0.209*** [-6.494]					
IGSMO	+/-		-0.358*** [-5.723]		-0.345*** [-4.733]				
DGSMO	+/-		-0.133*** [-3.405]		-0.226*** [-5.219]				
BISMO	+/-	-1.151*** [-3.277]	-1.058*** [-3.001]	-0.787*** [-3.207]	-0.790*** [-3.216]				
TAXAV	-	-0.391*** [-2.767]	-0.353** [-2.481]	-0.806*** [-5.574]	-0.828*** [-5.685]				
Control variable	?	Included	Included	Included	Included				
Pseudo R ²		0.197	0.196	0.175	0.175				
LR chi2		3670.91***	3655.2***	3500.28***	3502.12***				
N		5,054	5,054	5,361	5,361				
Panel B : H2									
Variables	pred. sign	OLS regression (종속변수=R_COD1(2))							
		KOSPI 표본				KOSDAQ 표본			
		종속변수=R_COD1		종속변수=R_COD2		종속변수=R_COD1		종속변수=R_COD2	
		GSMO	IGSMO vs. DGSMO	GSMO	IGSMO vs. DGSMO	GSMO	IGSMO vs. DGSMO	GSMO	IGSMO vs. DGSMO
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
GSMO	+/-	-0.014** [-2.475]		-0.013* [-1.912]		0.014* [1.775]		0.020** [2.297]	
IGSMO	+/-		0.007 [0.550]		0.007 [0.423]		0.044** [2.536]		0.070*** [3.609]
DGSMO	+/-		-0.010 [-1.183]		-0.008 [-0.854]		0.022** [2.109]		0.031*** [2.696]
BISMO	+/-	-0.060 [-0.800]	-0.069 [-0.912]	-0.048 [-0.540]	-0.056 [-0.629]	-0.029 [-0.494]	-0.029 [-0.495]	-0.057 [-0.860]	-0.057 [-0.862]
TAXAV	+/-	-0.012 [-0.399]	-0.015 [-0.496]	-0.006 [-0.172]	-0.009 [-0.242]	-0.105*** [-3.050]	-0.100*** [-2.886]	-0.118*** [-3.041]	-0.111*** [-2.844]
Control variable	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.369	0.368	0.124	0.124	0.305	0.305	0.128	0.130
F Value		87.74***	85.02***	22.13***	21.40***	70.09***	68.34***	24.23***	23.95***
N		5,054	5,054	5,054	5,054	5,361	5,361	5,361	5,361

주1) 변수 정의는 <표 2>에 제시한 내용과 같음.

주2) 괄호 수치는 변수의 회귀계수에 대한 z 또는 t 값임.

주3) ***, **, *는 1%, 5% 및 10% 이내에서 유의적임(양측검증).

한편, Panel B에서 KOSPI 표본일 때 관심변수 GSMO는 종속변수 R_COD1 및 R_COD2 모두에 대해 유의한 음(-)의 관계로 나타난 반면, 그 구성요소(IGSMO, DGSMO)는 통계적으로 유의하지는 않았다. 또한 KOSDAQ 표본일 때 관심변수 GSMO뿐 아니라 IGSMO와 DGSMO 모두는 종속변수(R_COD1, R_COD2)에 대하여 유의적인 양(+)의 관계로 나타나 앞서 <표 5>에서 제한된 증거였던 분석결과(IGSMO와 R_COD2)의 경우 전체표본을 다시 나누어 분석하면 KOSDAQ 표본일 때에는 가설 2는 기각되었다. 특히 채권투자자들은 KOSDAQ 표본에 속한 기업에서 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 클 때 대출이자율 결정에 부정적인 영향으로 반영시키는 것으로 나타나 앞서 신용평가기관의 경우와 대동소이한 증거를 보이고 있다. 앞서와 대조적으로, 채권투자자들은 KOSPI 표본에 속한 기업에서 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 클 때 오히려 대출이자율 결정에 긍정적인 영향으로 반영시키는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 신용평가기관과 달리, 채권투자자들은 GAAP 유효세율의 유연화를 수행하는 기업에 대하여 KOSPI에 속한 기업이나, 아니면 KOSDAQ에 속한 기업이나에 따라, 즉 시장유형에 따라 긍정적 또는 부정적인 반응이 다르다는 것을 의미한다. 또한 앞서 <표 5>의 주된 결과에서 제한된 증거를 보이거나 통계적으로 유의한 결과를 보이지 않았던 사항들이 시장유형별로 나누어 분석할 경우 특히 KOSDAQ에 속한 기업들에서 GAAP 유효세율의 유연화는 채권투자자들에게 부정적인 효과가 더 뚜렷하게 나타났다. 아울러 시장유형을 구분하여 분석한 경우 채권투자자들은 KOSPI에 속한 기업들에서 GAAP 유효세율의 유연화를 하면 오히려 긍정적으로 평가하는 것으로 나타나 이 결과만 Demere et al.(2019)의 주장과 일맥상통하는 증거였다. 이러한 발견은 채권투자자들의 경우 신용평가기관과 달리, 어떤 시장유형에 따라 GAAP 유효세율의 유연화의 정보를 높은 재무보고의 질 또는 낮은 재무보고의 질과 연계할 때 달리 평가하고 있음을 시사한다.

V. 결 론

본 연구는 기업이 GAAP 유효세율의 유연화를 할 때 신용평가기관과 채권투자자 측면에서 이를 기업신용등급과 대출이자율에 어떻게 반영하는지를 실증적으로 알아보는데 있었다. Demere et al.(2019)은 과거 3년간 GAAP 유효세율의 변동성과 Cash 유효세율의 변동성 간에 차이가 작을수록 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 높다는 측정치를 처음 제안한 후 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 클 때 재무제표의 재작성의 빈도가 낮고, 세무관련 재무보고의 부정과 오류의 가능성이 낮다는 실증적 증거를 제시하였다. 앞서의 연구는 이 결과에 기초해서 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 높으면 미래 Cash ETR을 예측하는데 지속성이 높아 경영자는 이를 통해 고품질의 재무보고의 질과 관련된 사적 정보를 자본시장의 외부이해관계자들에게 제공한다고 주장하였다. 하지만 앞서의 연구에서는 GAAP 유효세율의 유연화가 외부정보이용자들에게 고품질

의 재무보고의 질을 신호할 수 있는지에 관한 시장반응 측면에서는 분석하지 않았다. 따라서 본 연구는 선행연구의 연장선상에서 GAAP 유효세율의 유연화 정보에 대해 기업정보에 전문성을 가지고 있는 신용평가기관 및 채권투자자 측면에서 이를 어떻게 반영하는지 기업신용등급과 타인자본비용을 이용하여 알아보았다. 또한 본 연구는 유효세율의 유연화를 그 원천(본질적 또는 재량적 구성요인)별로도 나누어 살펴보았다. 분석을 위해 본 연구는 Demere et al.(2019)의 방법에 따라 GAAP 유효세율의 유연화(GSMO)를 측정하고, 신용등급은 선행연구의 방법에 따라 KISVALUE에서 제공하는 기업신용등급(RATING)을, 타인자본비용은 부채차입이자율(R_COD1)과 국고채 3년만기 이자율을 차감한 스프레드(R_COD2)로 측정하였다. 분석기간의 경우 관심변수를 기준으로 할 때 2003년부터 2018년까지이고, 금융업이 아닌 12월 결산의 상장기업 중에서 표본의 선정조건에 부합되는 최종표본 10,415개 기업/연 자료가 분석되었다.

실증결과를 요약해 보면 다음과 같다. 첫째, 기업신용등급에 영향을 미치는 일정 통제변수 외에도 세전이익의 유연화, 조세회피 및 재무보고의 불투명성까지 추가로 통제한 후에도 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 높은 기업일수록 기업신용등급이 유의하게 낮게 나타났다. 또한 이러한 결과는 GAAP 유효세율의 유연화를 그 원천에 따라 본질적 또는 재량적 유효세율의 유연화로 분해한 경우에도 모두 일관되게 나타나 앞서의 결과는 본질적 또는 재량적 구성요소 모두에 기인한 것임을 시사한다. 이는 GAAP 유효세율의 유연화를 하면 신용평가기관은 재무보고의 질이 낮다고 인지하여 부정적인 반응을 보인다는 것을 나타낸다. 둘째, 타인자본비용에 영향을 주는 일정 통제변수를 통제한 후에도 GAAP 유효세율의 유연화와 타인자본비용 간에 유의한 관계를 관찰하기는 어려웠다. 다만, 스프레드로 측정된 타인자본비용과 본질적 유효세율의 유연화 간에는 유의한 양(+)의 관계였다. 따라서 앞서의 제한된 증거를 제외하면 신용평가기관과 달리, 채권투자자는 GAAP 유효세율의 유연화에 대해 대체로 대출이자율에 반영한다는 결과는 관찰하기 어려웠다. 이상의 두 결과는 GSMO에 대해 과거 3년간의 자료를 이용하거나 5년간의 자료를 이용한 경우에도 일관된 증거로 나타났다. 그러한 점에서 앞서의 두 결과는 Demere et al.(2019)의 주장과는 다른 실증적 증거이다. 셋째, 상호작용변수를 이용한 분석에서 대리인 비용(대주주 지분율)이 높을 때뿐만 아니라 외국인 지분율이 높을 때도 GSMO와 기업신용등급 간의 음(-)의 관계는 더 강화된 결과로 나타났다. 반면, 상호작용변수의 결과에서 대주주 지분율이 높은 기업에서 GAAP 유효세율의 유연화는 타인자본비용을 높이는 데 반해, 외국인 지분율이 높은 기업에서 GAAP 유효세율의 유연화는 타인자본비용을 낮추는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 대주주 지분율로 측정된 대리인 비용이 높은 경우 GAAP 유효세율의 유연화는 신용평가기관과 채권투자자 모두 동일하게 부정적인 반응을 보이는 반면에, 외국인 지분율이 높은 경우 GAAP 유효세율의 유연화는 신용평가기관은 부정적인 반응을, 채권투자자는 긍정적인 반응을 보여 다른 이질적인 관점을 가지고 있음을 시사한다.

마지막으로, 전체표본을 시장유형별로 다시 나누어 분석하면 KOSPI와 KOSDAQ 표본 모두

GSMO와 기업신용등급 간에 음(-)의 관계는 일관된 결과를 보이는 반면에, KOSPI 표본은 GSMO와 타인자본비용 간에 음(-)의 관계를, KOSDAQ 표본은 양(+)의 관계로 나타나 신용평가기관과 달리, 채권투자자는 GAAP 유효세율의 유연화를 KOSPI에 속한 기업이나, KOSDAQ에 속한 기업이나에 따라, 즉 시장유형별로 서로 다른 차별적인 반응을 보였다. 특히 채권투자자는 KOSDAQ에 속한 기업에서 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 경우 부정적인 시장반응을 보이는 것으로 나타났다. 따라서 앞서의 결과들이 시장유형에 따라 신용평가기관 측면에서는 별다른 차별적인 반응을 보이지 않는 반면에, 채권투자자 측면에서는 KOSDAQ 표본일 때 GAAP 유효세율의 유연화에 대해 부정적인 반응이 더 뚜렷하게 나타났다.

이상의 결과를 총괄하여 종합하면, GAAP 유효세율의 유연화가 높은 재무보고의 질과 양(+)의 관계가 있다는 Demere et al.(2019)의 주장과 달리, 본 연구는 기업의 외부정보이용자 중 기업평가에 전문성이 있는 신용평가기관과 채권투자자의 인지된 시장반응 측면에서는 오히려 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업에 대해 재무보고의 불확실성이 높고, 낮은 재무보고의 질로 평가한다는 실증적 증거를 제시해 주고 있다. 또한 본 연구의 발견은 GAAP 유효세율의 유연화가 감사인 측면에서 감사위험을 낮춘다는 박종일·신상이(2019)의 결과와는 다른 새로운 증거를 제시해 주고 있다. 특히 본 연구결과는 기업에서의 GAAP 유효세율의 유연화 전략 정보가 제공해 주는 재무보고의 질과 관련하여 선행연구의 주장과 달리(Demere et al. 2019 ; 박종일·신상이 2019), 외부정보이용자들에 따라 다른 관점을 가질 수도 있다는 실증적 증거를 보여 주고 있다. 따라서 본 연구의 발견은 기존 관련연구에 추가적이고 새로운 실증적 증거를 제공한다. 아울러, 본 연구는 GAAP 유효세율의 유연화 전략이 높은 재무보고의 질 또는 낮은 재무보고의 질과 관련이 있는지를 신용평가기관 및 채권투자자의 시장반응을 통해서 알아본 처음의 연구로서 의미가 있다.

이상의 유용한 발견에도 불구하고 다음과 같은 분석상의 한계는 있다. 첫째, 본 연구에서 이용된 식(1)과 식(2)의 모형의 경우 포함되지 않은 생략된 변수의 문제가 있을 수 있다. 둘째, 본 연구는 관심변수인 GAAP 유효세율의 유연화의 측정상에 세전이익이 양(+)이고, 연도별로 3년간 연속된 자료가 존재하는 기업만을 대상으로 분석이 수행된다는 점에서 표본의 구성상에 상대적으로 건전성이 높은 기업이 주로 분석되어지는 자기선택의 편의가 있을 수 있다. 셋째, 유효세율의 유연화를 그 원천별로 구분할 때 회귀분석을 통한 추정과정이 수반된다는 점에서 추정오차의 문제가 있을 수 있다. 이상과 같은 측면들은 결과해석상에 고려될 필요가 있다. 한편으로, 이와 같은 분석상 한계는 유효세율을 분석한 선행연구들에서도 쉽게 관찰되는 문제일 수는 있다.

참고문헌

- 강승구 · 김진수 · 고종권. 2017. “조세회피와 세무위험이 내재자본비용에 미치는 영향”. 회계저널 제26권 제5호 : 311-346.
- 강정연 · 고종권. 2014. “기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향”. 회계학연구 제39권 제1호 : 147-183.
- 김성혜 · 이아영 · 최완수. 2012. “외국인투자자의 특성과 실제이익조정 : 외국인대주주의 역할을 중심으로”. 회계학연구 제37권 제2호 : 129-165.
- 김임현 · 이윤경. 2017. “현금유효세율의 변동성과 세무조사 적발위험”. 세무학연구 제34권 제4호 : 9-34.
- 박경서 · 이은정. 2006. “외국인투자자가 한국기업의 경영 및 지배구조에 미치는 영향”. 금융연구 제20권 제2호 : 73-113.
- 박광현 · 이주성. 2015. “발생액의 질이 기업의 신용등급에 미치는 영향”. 회계연구 제20권 제6호 : 193-217.
- 박성원 · 고종권 · 이윤경. 2016. “세무이익유연화가 조세회피와 세무이익의 정보효과에 미치는 영향”. 세무학연구 제33권 제1호 : 101-128.
- 박종일. 2003. “기업지배구조와 이익조정 : 최대주주 지분율을 중심으로”. 회계학연구 제28권 제2호 : 135-172.
- _____. 김수인. 2019. “세무위험 및 조세회피가 기업신용등급과 타인자본비용에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제20권 제2호 : 163-204.
- _____. _____. 2020. “세무위험이 투자에 미치는 실제 효과”. 경영학연구 제49권 제3호 : 559-598.
- _____. 남혜정. 2014. “비상장기업에서 인지된 감사품질이 부채조달비용에 미치는 영향 : Big 4 감사인 선임의 정보효과와 보증효과를 중심으로”. 회계학연구 제39권 제6호 : 139-187.
- _____. _____. 최성호. 2011. “이익유연화, 보수적 회계처리 및 채량적 발생액이 신용등급에 미치는 영향”. 경영학연구 제40권 제4호 : 1015-1053.
- _____. 박경호. 2012. “초과감사보수가 신용등급에 미치는 영향. 상장기업과 비상장기업의 비교분석”. 회계와 감사연구 제54권 : 393-432.
- _____. 박찬웅 · 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.
- _____. _____. 2019. “GAAP ETR의 유연화가 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”. 2019년도 한국회계학회 하계국제학술대회발표논문.

- _____. 윤소라. 2013. “이익조정 구간과 수단이 기업신용등급 및 부채조달비용에 미치는 효과에 대한 비교분석”. 회계학연구 제38권 제4호 : 209-260.
- _____. _____. 2014. “재량적 발생액과 부채조달비용 간의 관계에 대한 실증적 증거”. 회계학연구 제39권 제3호 : 359-410.
- _____. 전규안 · 최종학 · 박찬웅. 2009. “대주주 및 외국인 주주의 이익조정과 대형 감사인의 역할”. 회계정보연구 제27권 제1호 : 201-229.
- 박헌준 · 신현한 · 최완수. 2004. “한국기업의 대리인비용과 기업가치 : 외국인 지분의 역할”. 경영학연구 제33권 제2호 : 655-682.
- 신영직 · 강나라. 2020. “주가붕괴위험에 미치는 영향 : 대리인 문제를 중심으로”. 회계 · 세무와 감사연구 제60권 제1호 : 173-206.
- 안홍복. 2004. “지배주주의 지배-소유권 차이와 이익조정의 관련성 분석”. 회계학연구 제29권 제4호 : 117-154.
- 양동훈 · 박연희 · 최신재 · 권수천. 2007. “이익유연화가 기업의 부채조달비용에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계저널 제16권 제4호 : 55-77.
- 유재권 · 백원선. 2011. “이익유연화와 법인세유연화에 따른 이익조정과 세무조정간의 관계”. 기업경영연구 제18권 제1호 : 241-263.
- 윤순석. 2001. “상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구”. 증권학회지 제29권 제1호 : 57-85.
- 이상철 · 박재완 · 윤종철. 2011. “계속감사기간과 부채조달비용과의 관련성”. 회계와 감사연구 제53권 제1호 : 37-72.
- 이용호. 1995. “법인세유연화 연구”. 회계학연구 제20권 제2호 : 25-57.
- 이현주 · 정규언. 2018. “법인세 유연화는 세금감소를 가져오는가?”. 세무학연구 제35권 제3호 : 9-34.
- 전규안 · 박종일. 2017. “회계이익의 불투명성이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”. 경영학연구 제46권 제5호 : 1303-1041.
- 전영순. 2003. “외국인투자자 및 국내 기관투자자의 투자의사결정과 회계이익의 질”. 경영학연구 제 32권 제4호 : 1001-1032.
- 전춘옥 · 조현연 · 백승산. 1996. “법인세유연화 연구”. 세무학연구 제7권 : 63-95.
- 정규언. 1997. “법인세법의 구조적인 영향을 고려한 법인세평준화 연구”. 세무학연구 제9권 : 251-281.
- 정상민 · 박종일. 2017. “회계 보수주의가 기업신용등급 및 타인자본비용에 미치는 영향 : 상장기업과 비상장기업에 대한 실증적 증거”. 세무와회계저널 제18권 제6호 : 9-51.
- 조은혜. 2016. “내부자거래가 기업신용등급 및 부채조달비용에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제17권 제5호 : 35-65.

- 최 관 · 백원선. 1999. “유상증자기업의 이익조정에 관한 실증적 연구”. 회계학연구 제24권 제4호 : 1-27.
- Amberger, H. 2017. Tax uncertainty and dividend payouts. *Working paper*. Vienna of University.
- 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 : 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.
- Bozanic, Z., J. Hoopes, J. Thornock, and B. Williams. 2017. IRS attention. *Journal of Accounting Research* 55 (1) : 79-114.
- Chen, C., J. Kim, and Y. Li. 2017. Earnings smoothing : Does it exacerbate or constrain stock price crash risk? *Journal of Corporate Finance* 42 : 36-54.
- Cohen, D. and P. Zarowin. 2010. Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting and Economics* 50 (1) : 2-19.
- Dechow, P. M., 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.
- DeFond, M. and C. Park. 1997. Smoothing income in anticipation of future earnings. *Journal of Accounting and Economics* 23 (2) : 115-139.
- 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.
- Drake, K., S. Lusch, and J. Stekelberg. 2017. Does tax risk affect investor valuation of tax avoidance? *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 32 (1) : 1-26.
- Dyreg, 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.
- Ge, W. and J. B. Kim. 2014. Real earnings management and the cost of new corporate bonds. *Journal of Business Research* 67 (4) : 641-647.

- Gleason, C. and L. Mills. 2008. Evidence of differing market responses to beating analyst's targets through tax expense decreases. *Review of Accounting Studies* 13 : 295–318.
- Graham, J. R. and C. W. Smith. 1999. Tax incentives to hedge. *The Journal of Finance* 54 (6) : 2241–2262.
- _____, C. R. Harvey, and S. Rajgopal. 2005. The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics* 40 : 3–73.
- _____, J. Raedy, and D. Shackelford. 2012. Research in accounting for income taxes. *Journal of Accounting and Economics* 53 : 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.
- Hope, O. K., Kang, T., Thomas, W. B., & Yoo, Y. K. 2009. Impact of excess auditor remuneration on the cost of equity capital around the world. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 24 (2) : 177–210.
- Hunt, A., S. Moyer, and T. Shevlin. 2000. Earnings volatility, earnings management, and equity value. *Working paper*. University of Washington.
- Hutchens, M. and S. O. Rego. 2015. Does greater tax risk lead to increased firm risk? *Working paper*. University of Illinois.
- 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.
- Jiang, J. 2008. Beating earning benchmarks and the cost of debt. *The Accounting Review* 83 (2) : 377–416.
- Khurana, I., R. Pereira, and E. Zhang. 2018. Is real earnings smoothing harmful? : Evidence from firm-specific stock price crash risk. *Contemporary Accounting Research* 35 (1) : 558–587.
- 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.
- Lev, B. and D. Nissim. 2004. Taxable income, future earnings, and equity values. *The Accounting Review* 79 (4) : 1039–1074.

- Li, S. and N. Richie. 2016. Income smoothing and the cost of debt. *China Journal of Accounting Research* 9 (3) : 175–190.
- Mansi, S. A., W. F. Maxwell, and D. P. Miller. 2004. Does auditor quality and tenure matter to investors? Evidence from the bond market. *Journal of Accounting Research* 42 (4) : 755–793.
- 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.
- McInnis, J. 2010. Earnings smoothness, average returns, and implied cost of equity capital. *The Accounting Review* 85 (1) : 315–341.
- Moses, O. D. 1987. Income smoothing and incentives : Empirical tests using accounting changes. *The Accounting Review* 62 (2) : 358–377.
- Neuman, S., T. Omer. and M. Shelley. 2013. Corporate transparency, sustainable tax strategies, and uncertain tax activities. *Working paper*. Texas A&M University and University of Nebraska–Lincoln.
- Phillips, J. 2003. Corporate tax–planning effectiveness : The role of compensation–based incentives. *The Accounting Review* 78 (3) : 847–874.
- Pittman, J. A. and S. Fortin. 2004. Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms. *Journal of Accounting and Economics* 37 (1) : 113–136.
- Sankar, M. and K. R. Subramanyam. 2001. Reporting discretion and private information communication through earnings. *Journal of Accounting Research* 39 (2) : 365–386.
- 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 Effective Tax Rates on Credit Ratings and the Cost of Debt

Sang-Yi Shin* · Jong-Il Park**

〈Abstract〉

In this study, we investigate whether credit rating agencies and debtholders take into account smoothing of GAAP effective tax rates (ETRs) (hereafter, GSMO), indicates higher or lower financial reporting quality. Demere et al. (2019) develop a new measure of GSMO as the inverse difference in volatilities of GAAP ETRs and cash ETRs over prior three years (i.e., $t-2,t$), suggest that smoothing of GAAP ETRs through tax accruals is associated with higher overall financial reporting quality. Thus, they insist that managers are likely to use tax accruals to smooth out volatilities in GAAP ETRs to communicate a long-term sustainable tax rate, and also they are restrained from using accruals for earnings manipulation. Therefore, Demere et al. (2019) assure that such a GAAP ETR smoothing serves as a credible indicator for overall reporting quality. But prior research do not investigate on the market response.

An open question in the market participants is whether GAAP ETR smoothing activities are associated with higher or lower financial reporting quality. To fill this void, our study investigates whether credit rating agencies and debtholders perceive GSMO to be a financial reporting risk increasing or decreasing factor. We also distinguish between GSMO driven by economic fundamentals (innate GSMO) versus management choices (discretionary GSMO). For this purpose, our sample covers KOSPI and KOSDAQ listed firms based on the test variable from 2003 to 2018 (the dependent variable from 2004 to 2019), then final sample includes 10,415 firm-year observations.

The empirical results are as follows. First, after controlling for several variables as well as pre-tax earnings smoothing, tax avoidance, and opaque financial reports that affect credit ratings, we find that a significantly negative association between credit rating and GSMO, as well as we find that both innate and discretionary factor has the potential to influence credit rating. These results indicate that credit rating agencies perceive GSMO to be associated with managerial opportunism,

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

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

which leads them to downgrade credit ratings accordingly. Second, we also find no relation between the cost of debt and GSMO, only find that a significantly positive association between the cost of debt and innate GSMO. Third, we include interactive terms between GSMO and agency cost (e.g., the largest shareholder's holdings), between GSMO and monitoring effects (e.g., foreign shareholder's ownership) in the model, we find that the interactive terms are significant positive associated with credit ratings, respectively. Contrastively, we find that the interactive terms on the agency cost are significantly positive associated with the cost of debt, while we find that the interactive terms on the monitoring effect are significantly negative associated with the cost of debt. Thus, we observe a systematic differences between credit rating agencies and debtholders perceive GSMO to be associated with the financial reporting quality. Lastly, when we divided the full sample into KOSPI and KOSDAQ listed firms, we find that the first results obtain similar between the two subsamples. Whereas the second results vary in different market type. For example, GSMO is negatively (positively) associated with the cost of debt in the KOSPI (KOSDAQ) sample.

In sum, our study contributes to the financial reporting and tax literatures by being the first to examine the economic consequence of GAAP ETR smoothing in the context of credit ratings and the cost of debt. Collectively, our results show that GAAP ETR smoothing perceive higher or lower financial reporting quality, which is different from the market participants. In that respect, our findings is inconsistent with Demere et al. (2019)'s argument and evidence. Therefore, our results contribute to related literature by providing additional and new evidence.

<Key words> GAAP ETR smoothing, Pre-tax earnings smoothing, Tax avoidance, Credit ratings, Cost of debt