

GAAP 유효세율의 유연화가 자본비용에 미치는 영향

박 중 일*

|| 목 차 ||

I. 서 론	261	IV. 실증분석결과	284
II. 선행연구의 검토와 가설의 제시	268	1. 기술통계	
III. 연구모형과 표본의 선정	273	2. 상관관계 분석	
1. 연구모형의 설계		3. 가설의 다변량 회귀분석 결과	
2. 표본의 선정		4. 본질적 vs. 재량적 GAAP 유효세율의 유연화에 대한 분석결과	
		5. 민감도 및 강건성 분석결과	
		6. 추가분석 결과	
		V. 결 론	305

* 충북대학교 경영대학 경영학부 교수

** 투고일 : 2020. 3. 24. 1차수정일 : 2020. 5. 6. 게재확정일 : 2020. 5. 12.

< 국문초록 >

본 연구는 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업의 자본비용이 낮은지를 실증적으로 알아보는 데 있다. 최근 연구인 Demere et al.(2019)은 GAAP 유효세율(effective tax rates ; ETR)의 분산과 Cash 유효세율의 분산의 차이로 측정되는 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 높은 기업일수록 재무제표의 재작성성이 적고, 세무관련 재무보고의 부정과 오류의 발생가능성이 낮음을 보고하였다. 이에 대해 이 연구는 GAAP 유효세율의 유연화가 높은 기업은 외부정보이용자에게 미래 Cash ETR을 예측하는 데 있어 지속가능성이 높은 정보를 제공하고, 또한 높은 재무보고의 질에 관한 경영자의 사적 정보를 시장에 전달한다고 주장한다. 따라서 본 연구는 앞서 Demere et al.(2019)의 연구를 토대로 이를 확장시켜 GAAP 유효세율의 유연화와 자본비용 간에 음(-)의 관계가 있는지를 알아보았다. 또한 유효세율의 유연화를 그 원천에 따라 본질적 또는 재량적 요소로 나누어서도 살펴본다. 분석을 위해 본 연구는 Demere et al.(2019)의 방법을 준용하여 과거 5년간($t - 4, t$) 자료로 GAAP 유효세율의 유연화를 측정하고, 유가증권과 코스닥기업 중 시차모형에 의한 분석기간 2003년부터 2017년까지(2004년부터 2018년까지) 금융업을 제외한 12월 결산을 중심으로 표본조건에 부합하는 최종 표본 9,508개 기업/연 자료를 분석하였다.

실증결과는 첫째, 일정 변수뿐만 아니라 세전이익의 유연화, 조세회피 그리고 재량적 발생액까지 통제한 후에도 GAAP 유효세율의 유연화는 차기의 자본비용과 유의하게 음(-)의 관계로 나타났다. 이 결과는 Demere et al.(2019)에서 유효세율의 유연화 정도가 높을 때 재무보고의 질이 높다는 주장과 일치한다. 둘째, 유효세율의 유연화를 그 원천(본질적 vs. 재량적)에 따라 나누어 분석하면 앞서의 결과의 경우 주로 본질적 유효세율의 유연화에 기인한 것으로 나타났다. 이는 경영자의 기회주의적 재량권이 포함된 유효세율의 유연화보다 기업의 본질적인 특성이 내포된 유효세율의 유연화가 자본비용 측면에서 투자자들에게 긍정적인 효과가 있음을 나타낸다. 셋째, 전체표본을 시장유형에 따라 다시 나누어 분석하면 앞서의 결과의 경우 주로 코스닥기업에 기인한 것으로 나타났다. 이 결과는 상대적으로 정보환경의 불확실성이 더 높은 기업에서 GAAP 유효세율의 유연화를 할수록 자본비용을 낮추는 데 더 효과적일 수 있음을 시사한다.

이상의 본 연구는 유효세율의 유연화를 하는 기업은 외부정보이용자에게 미래 Cash ETR을 예측하는 데 있어 지속가능한 정보와 높은 재무보고의 질에 관한 경영자의 사적정보를 제공함으로써 자본비용을 낮춘다는 것을 보여주었다는 데 의미

가 있다. 따라서 본 연구결과는 GAAP 유효세율의 유연화가 자본비용의 추가적인 결정요인임을 보여주고 있어 관련연구에 새로운 증거를 제공한다. 또한 본 논문은 GAAP 유효세율의 유연화와 자본비용과의 관계를 처음으로 살펴본 연구로서도 의의가 있다.

▶ **주제어 :** GAAP 유효세율의 유연화, 세전이익의 유연화, 조세회피, 재무보고의 질, 자본비용

I. 서 론

본 연구는 GAAP 유효세율의 유연화 정보가 자본비용을 낮추는지를 실증적으로 규명하는 데 있다. 또한 유효세율의 유연화에 대해 그 원천에 따라 본질적 또는 재량적 구성요소로 분해한 후 앞서의 관계에 대해서도 살펴본다. 아울러 앞서의 관계가 정보환경의 불확실성에 대한 수요에 따라 상대적으로 다른지를 알아보기 위하여 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ)별로도 나누어 살펴보았다.

기업의 경영자가 보고이익을 왜 유연화(smoothing)하는지에 관해서는 과거 문헌들에서도 중요한 논의거리 중 하나였다. 경영자가 보고이익을 유연화하는 이유로 Dye(1988)¹⁾는 두 가지 측면을 논한 바 있다. 하나는 변동성(volatility)의 증가는 위험을 나타낸다는 점에서 변동성을 줄이는 이익유연화는 주식시장의 투자자에게 긍정적인 영향을 줄 수 있다. 따라서 기업의 주가를 높이려는 경영자는 이익유연화를 하려는 유인이 있다. 다른 하나는 자신의 최적보상계약을 위해 경영자는 이익유연화를 할 유인이 있다. 앞서와 유사하게 후속연구들도 이익유연화를 하려는 경영자의 동기와 관련해서 크게 두 가지 관점을 논해 왔다(Li and Richie 2016 ; Tucker and Zarowin 2006 ;

1) Dye, R., Earnings management in an overlapping generations model, *Journal of Accounting Research* 26, Wiley, 1988, pp.195~235.

Dechow et al. 2010).²⁾ 첫 번째는 경영자에게 이익유연화는 사적정보를 시장에 전달하는 효과적인 수단이라는 관점이다. 두 번째는 경영자가 이익유연화를 하면 이익을 조정한다는 점에서 이익의 질을 왜곡할 수도 있다고 보는 관점이다. 이는 앞서 Dye(1988)³⁾에서 논의한 관점들과도 유사하다. 왜냐하면 첫 번째는 Dye(1988)⁴⁾에서 논한 전자와 관련이 있고, 두 번째는 Dye(1988)⁵⁾에서 언급된 후자인 경영자의 최적보상체계와 밀접한 관련이 있기 때문이다. 특히 두 번째의 경우는 이익유연화를 논한 초기의 연구들에서 주장되었던 것으로 경영자는 자신의 보상을 높이기 위한 수단으로 이익유연화를 수행할 수 있고, 이는 기회주의적 동기와 관련된다.

이익 대신 유효세율 측면에서 GAAP 유효세율의 유연화 개념을 학계에 처음으로 소개한 논문으로 Demere et al.(2019)⁶⁾이 있다. 이 연구는 GAAP 유효세율의 유연화(GAAP ETR smoothing)와 관련한 새로운 측정치를 제안하였다. 즉, 이 연구는 GAAP 유효세율의 유연화를 당기를 포함한 과거 3년간($t - 2, t$) GAAP ETR의 분산과 같은 기간의 Cash ETR의 분산의 차이에 (-1) 을 곱한 값으로 측정하였다. 이 연구는 이 값이 클수록 기업의 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 클 것으로 보았다. 그런데 GAAP 유효세율의 유연화 정도

-
- 2) Li, S. and N. Richie, Income smoothing and the cost of debt, *China Journal of Accounting Research* 9, Elsevier, 2016, pp.175~190. ; Tucker, J. and P. Zarowin, Does income smoothing improve earnings informativeness?, *The Accounting Review* 81(1), American Accounting Association, 2006, pp.251~270. ; Dechow, P., W. Ge and C. Schrand, Understanding earnings quality : A review of the proxies, their determinants and their consequences, *Journal of Accounting and Economics* 50(2), Elsevier, 2010, pp.344~401.
- 3) Dye, R., *op. cit.*, 1988, pp.195~235.
- 4) Dye, R., *Ibid.*, 1988, pp.195~235.
- 5) Dye, R., *Ibid.*, 1988, pp.195~235.
- 6) Demere, P., P. Lisowsky, L. Y. Li and R. W. Snyder, Do smoothing activities indicate higher or lower financial reporting quality? Evidence from effective tax rates, *Working paper*, University of Georgia, 2019, pp.1~54.

가 크다는 것은 한편으로 세무발생액(tax accruals)⁷⁾의 분산이 작다는 것을 의미한다.⁸⁾ 이는 경영자가 세무발생액을 이용한 시간간 차이(inter-temporal)의

- 7) 국내·외 연구들은 이연법인세와 이익조정 간에 관련성이 있다는 실증적 증거를 보고해 왔다(Phillips et al. 2003, 2004 ; 전규안·박종일 2002). 그런 측면에서 회계상 이익에서 이익조정을 위해 이용되는 총발생액(total accruals)의 경우와 마찬가지로 세무발생액(tax accruals)도 발생주의 회계에 기초하여 이연법인세자산과 이연법인세부채 그리고 법인세비용이 계산된다는 점에서 Demere et al.(2019)의 연구는 세무발생액이 이익조정과 관련이 있다고 보고 있다. 하지만 Demere et al.(2019)의 연구는 세무발생액을 이용하여 GAAP 유효세율의 유연화를 수행할 것으로 보고 있으나, 구체적으로 어떻게 관련이 있는지에 관한 예시적인 설명을 해당 논문에서 찾기는 어렵다. 다만, 이 연구에서는 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업은 세무발생액을 이용한 이익조정행위가 상대적으로 덜 수행되는 것으로 논하고 있다. 이러한 측면을 해당 논문에서는 세무발생액을 이용한 이익조정행위의 억제효과(restraining effect)로 표현하고 있다.
- 8) GAAP 유효세율의 유연화와 세무발생액의 분산 간에 역의 관계와 관련한 부연설명을 하면 다음과 같다. Demere et al.(2019)은 Jayaraman(2008) 논문의 이익유연화 논의 전개에 기초하고 있다. 즉, Jayaraman(2008)은 $E(\text{이익}) = \text{CFO}(\text{영업현금흐름}) + \text{Accruals}(\text{발생액})$ 로 구성되므로, 여기에 분산을 취하면 $\text{Var}(E) = \text{Var}(\text{CFO}) + \text{Var}(\text{Accruals}) + 2\text{Cov}(\text{CFO}, \text{Accruals}) \dots \textcircled{1}$ 이 된다. Jayaraman(2008)의 경우 정의상 ACEV(이익변동성의 발생액 구성) = $\text{Var}(\text{Accruals}) + 2\text{Cov}(\text{CFO}, \text{Accruals})$ 로 한 후, 이를 다시 $\textcircled{1}$ 에 대체하면 $\text{ACEV} = \text{Var}(E) - \text{Var}(\text{CFO})$ 이므로, ACEV는 결국 $2\text{Cov}(\text{CFO}, \text{Accruals})$ 의 공분산을 영(0)으로 가정할 때 $\text{Var}(\text{Accruals})$ 만 남게 된다. 따라서 $\text{ACEV} = \text{Var}(E) - \text{Var}(\text{CFO}) = \text{Var}(\text{Accruals})$ 의 등식이 성립하게 된다. 여기서 ‘ $\text{Var}(E) - \text{Var}(\text{CFO})$ ’이 이익유연화 정도를 의미하므로, 이는 결국 $\text{Var}(\text{Accruals})$ 를 나타낸다. Demere et al.(2019)은 앞서 Jayaraman(2008)의 논의를 이익 대신 비용, 특히 유효세율(ETR) 측면으로 전개한 것이다. 즉, $\text{Var}(E)$ 를 $\text{Var}(\text{GAAP ETR})$ 로, $\text{Var}(\text{CFO})$ 를 $\text{Var}(\text{Cash ETR})$ 로 매핑(mapping)하고 있다. 그러한 점에서 $\text{GAAP 유효세율의 유연화} = \text{Var}(\text{GAAP ETR}) - \text{Var}(\text{Cash ETR}) = \text{Var}(\text{Tax Accruals/세전이익})$ 의 등식으로 나타나며, Demere et al.(2019)의 연구에서 ‘GAAP 유효세율의 유연화’는 결국 ‘세무발생액의 분산’과 밀접한 관련을 가진다(보다 구체적인 사항은 “3.1 연구모형의 설계” 부분을 참조). 따라서 Demere et al.(2019)은 GAAP 유효세율의 분산과 Cash 유효세율의 분산 간의 차이에 (-1)을 곱한 후 이 값이 클수록 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 큰 것으로 보았다. 즉, Cash 유효세율의 분산과 비교할 때 GAAP 유효세율의 분산이 상대적으로 작을수록 세무발생액의 분

보고전략을 행할 때 변동성을 줄이는 것을 나타낸다. 이런 경우 경영자의 이익조정 유인이 낮을 수 있고, 또한 유효세율에 대해 시계열적으로 평탄화(smooth out)하는 조세전략이 반영된다. 따라서 GAAP 유효세율의 유연화는 자본시장의 투자자들에게 해당 기업에 대한 미래 Cash ETR(또는 GAAP ETR)의 예측을 보다 수월하게 하는 데 도움이 된다. 그러한 점에서 Demere et al.(2019)⁹⁾은 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업의 경영자는 이를 통해 장기 지속가능한 세율과 관련된 경영자의 사적정보를 시장에 전달하여 투자자와 의사소통을 한다고 주장한다. 특히 이 연구는 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업은 GAAP ETR에 영향을 주는 세무발생액을 통한 보고이익의 상향조정행위가 낮아 기업이 보고하는 재무보고의 질과 양(+)¹⁰⁾의 관계가 있다고 주장한다. 왜냐하면 보고이익이 목표이익보다 낮은 기업은 세무발생액을 이용하여, 즉 GAAP ETR을 의도적으로 낮추는 방법으로 보고이익을 상향조정할 수 있기 때문이다. 그러나 이러한 일시적 행위는 시계열적 측면에서 GAAP ETR의 변동성을 증가시킬 수 있다. 앞서와 달리, GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업은 GAAP ETR의 변동성을 줄이는 데 초점이 있으므로, 보고이익을 높이기 위한 세무발생액의 조정을 덜 행할 수 있다(Demere et al. 2019).¹⁰⁾ Demere et al.(2019)¹¹⁾은 앞서의 주장을 실증적으로 알아보기 위해 GAAP 유효세율의 유연화 측정치와 재무제표의 재작성과의 관계를 중심으로 분석하였다. 분석결과는 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 클수록 재무제표의 재작성의 가능성이 더 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과

산이 작고, GAAP 유효세율의 유연화 정도는 높게 된다. 그 역도 역시 성립한다. Demere et al.(2019)은 앞서의 측정치를 줄여서 ‘GAAP 유효세율의 유연화’로 지칭하였다. 본 연구도 기술의 편의상 앞서의 용어를 사용한다. 또한 Demere et al.(2019)에서 ‘분산’의 경우 변수의 측정상에 표준편차가 이용되고 이는 변동성을 나타내므로, 본 논문에서는 기술의 편의상 분산, 표준편차, 변동성을 서로 상호교체 가능한 용어로 사용한다.

9) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.6.

10) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, p.9.

11) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, pp.1~54.

는 GAAP 유효세율의 유연화와 재무보고의 질과 양(+)¹²⁾의 관련성이 있다는 Demere et al.(2019)¹²⁾의 주장과 일치한다. 하지만 앞서 Demere et al.(2019)¹³⁾의 연구는 GAAP 유효세율의 유연화에 대한 시장반응을 투자자 측면에서 살펴보지는 않았다.

따라서 본 연구는 앞서 Demere et al.(2019)¹⁴⁾의 연구를 토대로 이를 확장시켜 GAAP 유효세율의 유연화가 재무보고의 질에 관한 신호(signaling)를 제공하는지에 대해 투자자의 시장반응, 특히 기업이 부담하는 자본비용과의 관계를 통해 분석하고자 한다. 본 연구에서는 Demere et al.(2019)¹⁵⁾의 주장과 실증적 증거를 토대로 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 큰 기업일수록 재무보고의 질이 높을 것으로 기대되므로, 기업이 부담하는 자본비용은 낮아질 것으로 예상하였다. 이러한 의문사항(open question)을 실증적으로 알아보기 위해 본 연구는 상장기업을 대상으로 시차모형을 이용해서 관심변수(종속변수)를 기준으로 분석기간 2003년부터 2017년까지(2004년부터 2018년까지)를 분석하였다.

실증결과는 첫째, 일정 변수뿐만 아니라 세전이익의 유연화, 조세회피 그리고 이익의 질을 추가로 통제한 후에도 GAAP 유효세율의 유연화는 차기의 자본비용과 유의하게 음(-)의 관계로 나타났다. 이는 기업의 GAAP 유효세율의 유연화가 자본시장의 투자자들에게 긍정적으로 평가되어 자본비용을 낮춘다는 것을 나타낸다. 한편으로, 이러한 결과는 Demere et al.(2019)¹⁶⁾에서 유효세율의 유연화 정도가 높을 때 재무보고의 질이 높다는 주장과도 일치한다. 둘째, GAAP 유효세율의 유연화를 그 원천(본질적 vs. 재량적)에 따라 나누어 분석하면 앞서 GAAP 유효세율의 유연화와 자본비용 간에 음(-)의 관계는 주로 본질적 유효세율의 유연화에 기인한 것으로 나타났다. 이는 경

12) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.5.

13) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, pp.1~54.

14) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, p.5.

15) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, pp.1~54.

16) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, p.5.

영자의 기회주의적 재량권이 포함된 유효세율의 유연화보다 기업의 본질적인 특성이 내포된 유효세율의 유연화가 자본비용 측면에서 투자자들에게 긍정적인 효과가 있음을 시사한다. 셋째, 전체표본을 시장유형에 따라 다시 나누어 분석하면 앞서의 관계는 유가증권기업보다는 코스닥기업에 주로 기인한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 상대적으로 정보환경의 불확실성이 더 높은 코스닥기업들에서 유효세율의 유연화를 하는 것이 자본비용 측면에서 더 효과적이라는 것을 나타낸다. 이러한 증거는 Demere et al.(2019)¹⁷⁾에서의 주장과 일치한다.

이를 종합하면, 본 연구는 GAAP 유효세율의 유연화가 자본비용 측면에서 자본시장의 투자자들에게 긍정적인 효과가 있음을 보여주었다는 데 의미가 있다. 또한 본 연구는 GAAP 유효세율의 유연화와 자본비용 간의 관계를 분석한 처음의 논문이라는 점도 의의가 있다. 따라서 본 연구는 앞서의 관련연구(Demere et al. 2019)¹⁸⁾에 추가적인 증거를 제공한다. 특히 본 연구는 GAAP 유효세율의 유연화가 자본비용의 결정에 중요한 변수임을 실증적 증거로 보여주고 있어 자본비용을 다룬 관련연구에도 새로운(novel) 증거를 제공한다. 뿐만 아니라, 그동안 ETR의 변동성을 다룬 과거 연구들이 주로 과세당국의 실제 현금납부세액이 반영된 Cash ETR을 중심으로 논의하고 이를 강조한 경향이 있었다(Hutchens and Rego 2015 ; Neuman 2016 ; Drake et al. 2017 ; Guenther et al. 2017 ; 강정연 · 고종권 2014 ; 김진수 · 고종권 2016 ; 김진수 · 김임현 2017 ; 강승구 외 2인 2017).¹⁹⁾ 반면, 본 연구는 GAAP 유효세율의

17) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.5.

18) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, pp.1~54.

19) Hutchens, M. and S. O. Rego, Does greater tax risk lead to increased firm risk?, *Working paper*, University of Illinois, 2015, pp.1~50. ; Neuman, S. S., Tax strategies : It's not just about minimization, *Working paper*, University of Missouri at Columbia, 2016, pp.1~50. ; Drake, K., S. Lusch and J. Stekelberg, Does tax risk affect investor valuation of tax avoidance?, *Journal of Accounting, auditing and Fiance* 32(1), SAGE, 2017, pp.1~26. ; Guenther, D. A., S. R. Matsunaga and B. M. Williams, Is tax avoidance related to firm risk?, *The*

유연화에 초점을 두고 GAAP ETR의 유연화가 재무보고의 질과 어떤 관련성이 있는지를 자본시장의 투자자 측면에서 보여주고 있어 GAAP ETR의 기본적인 이해를 높이는 데 기여한다는 점은 후속연구들에게도 의미 있는 시사점을 제공한다. 특히 본 연구의 발견에 의하면 GAAP 유효세율의 유연화를 수행하는 기업의 자본비용이 더 낮다는 측면은 유효세율의 유연화 정보가 재무보고의 질에 관한 하나의 신뢰성 있는 잣대로 활용되고 있음을 보여준다. 그러한 점에서 학계뿐 아니라 재무보고의 질에 관심이 있는 실무계, 규제기관 및 과세당국에게도 본 연구에서의 발견은 유익한 시사점을 줄 수 있을 것으로 기대된다.

이후 구성은 다음과 같다. II 장은 GAAP 유효세율의 유연화를 분석한 선행연구를 소개하고, 이를 기초로 본 연구가설을 설정한다. III 장은 가설을 분석하기 위한 연구모형의 제시와 그와 관련된 변수의 측정과 정의 그리고 표본의 선정에 대해 설명한다. IV 장은 실증결과를 제시한 후 이에 대해 논의한다. 마지막으로, V 장은 본 실증결과를 정리하고 본 연구의 공헌과 분석상의 한계를 설명한다.

Accounting Review 92(1), American Accounting Association, 2017, pp.115~136. ; 강정연·고종권, “기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제39권 제1호, 한국회계학회, 2014, 147~183면. ; 김진수·고종권, “조세회피와 세무위험이 기업가치에 미치는 영향”, 『세무학연구』 제33권 제3호, 한국세무학회, 2016, 267~298면. ; 김진수·김임현, “조세회피가 정보비대칭에 미치는 영향 : 대형회계법인과 재무분석가의 외부감시효과를 중심으로”, 『세무학연구』 제33권 제3호, 한국세무학회, 2016, 111~141면 ; 강승구 외 2인, “조세회피와 세무위험이 내재자본비용에 미치는 영향”, 『회계저널』 제26권 제5호, 한국회계학회, 2017, 311~346면.

II. 선행연구의 검토와 가설의 제시

GAAP 유효세율의 유연화를 다룬 선행연구로 Demere et al.(2019)²⁰⁾과 박종일·신상이(2019)²¹⁾의 두 편을 제외하면 관련연구를 찾아보기는 어렵다. 따라서 GAAP 유효세율의 유연화를 다룬 논문은 최근 연구되었다는 점에서 이 분야의 실증적 연구는 아직까지 미미하다.

Demere et al.(2019)²²⁾은 GAAP 유효세율의 유연화 측정치를 처음으로 제안하였다. 이 연구는 GAAP 유효세율의 유연화 정도를 당기를 포함한 과거 3년간($t - 2, t$) GAAP ETR의 분산과 같은 기간의 Cash ETR의 분산의 차이에 (-1)을 곱한 값으로 측정하였다. 이 연구는 앞서의 값이 클수록, 즉 세무발생액의 분산이 작을수록, 유효세율의 유연화는 클 것으로 보았다. 이 연구에서는 앞서 제안된 측정치와 재무보고의 질과의 관계를 알아보기 위하여 재무제표의 재작성성을 통해 살펴보았다. 연구결과는 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 클수록 재무제표의 재작성의 가능성이 더 적게 나타났고, 또한 세무관련 부정과 오류의 발생가능성 역시 낮게 나타났다. 또한 앞서의 결과는 기업에서 세무보고의 재량적 수준이 높을 때 또는 투명한 재무보고에 대한 수요가 필요한 기업일 때 더 뚜렷한 관계로 나타났다. 따라서 이 연구는 이러한 실증적 증거들에 기초하여 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업은 GAAP ETR에 영향을 주는 세무발생액을 이용한 보고이익의 상향조정행위가 덜 수행된다는 점에서 재무보고의 질(financial reporting quality)과 양(+)의 관계가 있다고 주장한다. 또한 앞서의 주장에 기초하여 이 연구는

20) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, pp.1~54.

21) 박종일·신상이, “유효세율의 유연화가 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”, 2019년 한국회계학회 동계학술대회 발표논문, 한국회계학회, 2019, 1~38면.

22) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, p.14.

GAAP 유효세율의 유연화에 담긴 정보는 자본시장의 외부정보이용자 측면에서도 미래 Cash ETR(또는 GAAP ETR)의 예측을 하는 데 있어 보다 수월할 뿐만 아니라, 투명한 재무보고의 질에 대한 수요가 있는 경영자는 GAAP 유효세율의 유연화를 통해 장기 지속가능한 세율과 관련된 경영자의 사적정보를 시장에 전달하여 투자자와 의사소통을 한다고 주장하였다. 하지만 이 연구에서는 GAAP 유효세율의 유연화와 재무보고의 질 간에 양(+의) 관계가 있음을 보여주었으나, GAAP 유효세율의 유연화에 대한 자본시장의 반응을 직접적으로 살펴보고 있지는 않다.

후속연구인 박종일·신상이(2019)²³⁾는 Demere et al.(2019)²⁴⁾의 방법에 따른 GAAP 유효세율의 유연화를 측정한 후 이 측정치와 감사인의 감사위험과의 관계를 감사보수와 감사시간 측면에서 분석하였다. 즉, 이 연구는 앞서 Demere et al.(2019)²⁵⁾의 결과를 토대로 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업이 재무보고의 질이 높을 경우 이를 감사하는 감사인 관점에서는 감사위험 수준을 상대적으로 낮출 것으로 예상하였다. 분석결과는 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 높은 기업일수록 감사보수뿐만 아니라 감사시간과도 음(-)의 관계로 나타났다. 또한 이 연구는 본질적(innate) 유효세율의 유연화가 높을 때 주로 피감기업에 대한 감사인의 감사보수가 낮고, 재량적(discretionary) 유효세율의 유연화가 높을 때는 주로 피감기업에 대한 감사인의 감사시간의 투입이 적은 것으로 나타났다. 그리고 앞서의 관계는 Big 4 감사인이 감사하거나 외국인 지분율로 측정된 지배구조의 모니터링 효과가 클 때, 정보비대칭 정도가 낮을 때 그리고 재무보고의 질이 높을 때 더 뚜렷한 결과를 보였다. 따라서 이 연구는 Demere et al.(2019)²⁶⁾의 주장처럼 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 높은 기업은 높은 재무보고의 질과 양(+의) 관계가 있어 이를 감사하는 감사인의 감사위험 역시 상대적으로 낮음을

23) 박종일·신상이, 앞의 논문, 2019, 1~38면.

24) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.14.

25) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, pp.1~54.

26) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, pp.1~54.

보여주고 있다.

이상의 두 선행연구를 종합하면, GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업은 재무보고의 질과 양(+)²⁷⁾의 관계를(Demere et al. 2019),²⁷⁾ 감사인의 감사위험과 음(-)의 관계로 나타냈다(박종일·신상이 2019).²⁸⁾ 이러한 두 선행연구의 결과는 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업일수록 더 투명한 정보환경에 대한 수요가 있고,²⁹⁾ 그로 인해 재무보고의 질이 높다는 것을 시사해 준다.

따라서 본 연구는 앞서 두 선행연구의 연장선상에서 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업일수록 외부자금조달 시에 기업이 부담하는 자본비용 역시 낮은지에 대해 알아보려 한다. 전술한 바와 같이 Demere et al.(2019)³⁰⁾은 세무발생액을 통해 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업일수록 재무제표의 재작성으로 측정된 재무보고의 질과 양(+)³¹⁾의 관계, 또한 박종일·신상이(2019)³¹⁾는 GAAP 유효세율의 유연화에 담긴 정보는 감사인의 감사위험을 낮춘다는 결과를 보고한 바 있다. 여기서 GAAP 유효세율의 유연화는 세무발생액을 통한 시간간 차이의 특성과 세율의 보고상 유인 때문에 발생된다(Demere et al. 2019).³²⁾ 전자의 경우 세율의 변화가 없으면 대체로 법정세율은 변화하지 않기 때문에, 세무발생액을 조정하지 않을 경우 GAAP 유효세율은 이익에 비례하는 특성이 있다. 따라서 만일 목표이익보다 보고이익이 낮은 기업의 경영자가 보고이익을 높이려고 한다면,³³⁾ 의도적으로

27) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, pp.1~54.

28) 박종일·신상이, 앞의 논문, 2019.

29) Demere, et al.(2019)의 연구는 더 투명한 정보를 경영자의 이익조정행위가 낮고, 그로 인해 재무보고의 질이 높은 측면에서 논하고 있다.

30) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, pp.1~54.

31) 박종일·신상이, 위의 논문, 2019, 1~38면.

32) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, p.1

33) 기업은 재량적 발생액을 상향조정하여 보고이익을 증가시키는 방법도 가능하나, 이런 경우 법인세비용도 증가한다. 따라서 본 절에서의 논의는 법인세비용을 감소시키는 방법으로 보고이익을 증가시키는 방법으로 한정하여 설명한 것이다.

GAAP 유효세율을 감소시키면 가능한데 이를 위해서는 세무발생액의 조정이 필요하다. 하지만 이와 같은 일시적 세무발생액의 조정은 시계열적으로 GAAP 유효세율의 변동성을 높이게 된다.³⁴⁾ 그러한 이유에서 후자의 경우 만일 기업의 경영자가 GAAP 유효세율의 유연화에 초점을 둔 조세전략에 더 관심을 가지고 있다면 앞서의 상황에서 보고이익이 낮을 때 부족분을 세무발생액을 통해 증가시키려는 보고상의 유인은 억제될 수 있다. 이러한 억제효과는 GAAP 유효세율의 유연화 정도를 높일 수 있기에 더 투명한 재무보고로 나타난다(Demere et al. 2019).³⁵⁾ 뿐만 아니라, GAAP 유효세율의 유연화에 초점은 경영자가 유효세율의 변동성을 줄이는 데 있으므로, 이는 유효세율을 시계열적으로 평탄화(smooth out)하는 것으로 기업이 세무발생액을 많이 조정하지 않는다는 것을 의미한다. 이러한 맥락에서 Demere et al.(2019)³⁶⁾은 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업일수록 유효세율의 지속가능성을 통해 자본시장의 투자자들에게 해당 기업의 미래 세 부담과 관련한 예측을 더 수월하게 제공하고, 경영자는 GAAP 유효세율의 유연화에 담겨진 정보를 통해 높은 재무보고의 질에 관한 신호를 시장에 전달한다고 주장한다. 이와 같이 세무발생액의 변동성이 줄어들면 해당 기업의 미래 Cash ETR이나 GAAP ETR의 예상이 쉬운 예측력이 제공된다는 점에서 자본시장의 투자자들에게 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 세무발생액을 대상으로 한 연구는 아니지만, 예를 들어, Jayaraman(2008)³⁷⁾은 이익의 변동성과 영업현금흐름의 변동성 간의 차이인 발생액의 변동성이 클수록(작을수록) 매도-매수 스프레드가 커진다(줄어든다)는 결과를 보고하였다. 또한 국내의 연구로 조

34) Graham et al.(2014)은 상장기업의 경영자에게 보고상 이익에 직접적으로 영향을 미치는 유효세율이 Cash ETR이라기보다는 GAAP 유효세율이라는 설문조사의 결과를 보고한 바 있다.

35) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.12.

36) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, p.12.

37) Jayaraman, S., Earnings volatility, cash flow volatility, and informed trading, *Journal of Accounting Research* 46(4), Wiley, 2008, pp.809~851.

중석·조문희(2010)³⁸⁾의 경우도 이익의 질에 영향을 미치는 발생액의 변동성이 클수록(작을수록) 기업이 부담하는 자본비용이 증가(감소)한다는 결과를, 이와 유사하게 Dhaliwal et al.(2017)³⁹⁾은 과세소득의 변동성이 클수록 자본비용이 증가한다는 결과를 보고하였다. 이처럼 변동성의 증가(감소)는 정보의 불확실성을 나타내므로, 투자자 측면에서 위험의 증가(감소)로 인지되어 부정적인(긍정적인) 영향을 초래할 수 있다. 따라서 GAAP 유효세율의 유연화는 세무발생액의 변동성을 줄인다는 점에서 높은 재무보고의 질을 내포한 정보를 함축할 수 있고, 이러한 신호는 자본시장의 투자자들에게 긍정적인 영향을 제공할 것으로 예상된다. 이러한 앞서의 논의와 두 선행연구의 실증적 증거를 바탕으로, 본 연구는 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 클수록 투자자 측면에서 높은 재무보고의 질에 관한 신호로 평가한다면 기업이 자본조달 시에 자본비용은 낮아질 것으로 기대된다. 따라서 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정한 후 이러한 의문을 실증적 분석을 통해 알아보고자 한다.

[가 설] GAAP 유효세율의 유연화 정도가 클수록 기업의 자본비용은 낮다.

38) 조중석·조문희, “발생액 변동이 정보비대칭, 이익예측과 자본비용에 미치는 영향”, 『회계저널』 제19권 제3호, 한국회계학회, 2010, 175~199면.

39) Dhaliwal, D. S., H. S. Lee, M. Pincus and L. B. Sreele, Taxable income and firm risk, *The Journal of the American Taxation Association* 39(1), American Accounting Association, 2017, pp.1~24.

III. 연구모형과 표본의 선정

1. 연구모형의 설계

본 연구의 목적은 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 높을 때 기업의 자본 비용에 어떤 영향을 주는지를 알아보는 데 있다. 이를 위해서 본 연구는 다음의 식(1)의 모형을 이용하여 가설을 검증한다.

$$\begin{aligned}
 COC_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1GSMO_t + \beta_2BISMO_t + \beta_3TAVO_t + \beta_4SIZE_t + \beta_5MTB_t \\
 & + \beta_6LEV_t + \beta_7ROA_t + \beta_8DA_t + \beta_9FORG_t + \beta_{10}MKT_t + \sum IND \\
 & + \sum YD + \varepsilon \dots\dots\dots \text{식(1)}
 \end{aligned}$$

여기서, COC = t + 1년도 자본비용(KISVALUE에서 산출된 가중평균자본 비용)

관심변수

$GSMO$ = t년도 GAAP 유효세율의 유연화[= 과거 5년간(t - 4,t) GAAP ETR의 변동성 - 과거 5년간(t - 4,t)의 Cash ETR의 변동성]에 (-1)을 곱한 값

$IGSMO$ = t년도 Demere et al.(2019)⁴⁰의 방법에 따라 추정된 본질적 GAAP 유효세율의 유연화

$DGSMO$ = t년도 Demere et al.(2019)⁴¹의 방법에 따라 추정된 재무적 GAAP 유효세율의 유연화

통제변수

$BISMO$ = t년도 세전이익의 유연화[= 과거 5년간(t - 4,t) 세전이익(BI)의 변동성 - 과거 5년간(t - 4,t) 세전영업현금흐름(= CFO + 법인세부담액)에 (-1)을 곱한 값, BI와 세전CFO는 기초총자산으로 표준화

40) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.29.

41) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, p.29.

<i>TAVO</i>	= t년도 조세회피[과거 5년간($t - 4, t$) Cash ETR(= Σ 법인세부담액의 합계/ Σ 세전이익의 합계), (-1)을 곱하여 측정]
<i>SIZE</i>	= t년도 기업규모(총자산에 자연로그를 함)
<i>MTB</i>	= t년도 자기자본의 시장가치/장부가치
<i>LEV</i>	= t년도 부채비율(= 부채합계/자산합계)
<i>ROA</i>	= t년도 총자산이익률(= 당기순이익/기초총자산)
<i>DA</i>	= t년도 Kothari et al.(2005) ⁴²⁾ 에 따라 추정된 ROA 성과통제 재량적 발생액
<i>FORG</i>	= t년도 외국인 지분율
<i>MKT</i>	= t년도 코스닥시장에 속한 기업이면 1, 유가증권기업이면 0
ΣIND	= 산업더미
ΣYD	= 연도더미
ϵ	= 잔차
<i>i</i>	<i>i</i> 기업의 아래첨자 표기는 생략함

식(1)에서 종속변수는 COC(cost of capital ; 자본비용)로, 본 연구는 NICE평가정보(주)의 데이터베이스에서 제공되는 가중평균자본비용을 분석에 이용하였다(박종일·남혜정 2011 ; 박종일·신재용 2014).⁴³⁾ KISVALUE에서의 자본비용은 타인자본비용과 자기자본비용을 가중하여 산출된 사후적인(ex post) 측정치이다. 기술의 편의상 본 연구는 이를 자본비용으로 칭한다. 본 연구에서 종속변수를 차기($t + 1$ 년)의 시점으로 측정하는 이유는 종속변수와 관심변수간에 존재할 수 있는 내생성 문제를 최소화하기 위한 것이다(Ge and Kim 2014).⁴⁴⁾

42) Kothari, S. P., A. J. Leone and C. E. Wasley, Performance matched discretionary accrual measures, *Journal of Accounting and Economics* 39, Elsevier, 2005, pp.163~197.

43) 박종일·남혜정, “실제 이익조정 및 발생액에 기초한 이익조정과 사후적 자본비용 : 유가증권시장과 코스닥시장기업의 실증적 증거”, 『회계와 감사 연구』 제53권 제2호, 한국공인회계사회, 2011, 187~239면 ; 박종일·신재용, “기업소송, 자본비용 및 기업특성”, 『회계학연구』 제39권 제4호, 한국회계학회, 2014, 251~304면.

44) Ge, W. and J. B. Kim, Real earnings management and the cost of new corporate

식(1)의 관심변수는 GSMO(GAAP ETR smoothing ; GAAP 유효세율의 유연화)이다. 본 연구는 Demere et al.(2019)⁴⁵⁾의 방법을 준용하여 GSMO를 다음의 식(2)에 따라 계산하였다. 즉, GSMO는 당기를 포함한 과거 5년간($t - 4, t$)의 GAAP ETR의 분산(표준편차)에서 같은 기간의 Cash ETR의 분산을 차감한 후 (-1)을 곱한 값이다.⁴⁶⁾ 여기서 GAAP ETR(Cash ETR)은 법인세비용(법인

bonds, *Journal of Business Research* 67, Elsevier, 2014, p.644. 예를 들어, 12월 결산기업의 경우 2017년도의 재무자료는 2018년도 3월 말에 공시되므로, 이 시점에서 외부정보이용자들에게 이용 가능하다.

45) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.12.

46) Demere et al.(2019)의 연구는 다음과 같이 GAAP ETR을 분해하였다. 즉, GAAP ETR을 분해하면 결국 Cash ETR과 세무발생액 ETR(Tax accruals ETR)로 구성됨을 알 수 있다.

$$GAAP\ ETR = \frac{GAAP\ \text{법인세비용}}{\text{세전이익}} = \frac{Cash\ \text{납부세액}}{\text{세전이익}} + \frac{\text{세무발생액 (Tax accruals)}}{\text{세전이익}}$$

$$= Cash\ ETR + Tax\ accruals\ ETR$$

다음으로, GAAP ETR에 분산(Var)을 취하면 다음과 같이 된다.

$$Var(GAAP\ ETR) = Var(Cash\ ETR) + Var(Tax\ accruals\ ETR) + 2Cov(Cash\ ETR, Tax\ accruals\ ETR)$$

위의 경우와 같이 GAAP ETR의 분산은 세 가지 구성요소(Cash ETR의 분산, 세무발생액 ETR의 분산, 이들의 공분산)임을 볼 수 있다. 한편, Demere et al.(2019)의 연구는 GAAP 유효세율의 유연화 측정치(GSMO)에 대해 공분산은 영(0)으로 가정하여 제외한 후 과거 3년간($t - 2, t$)의 GAAP ETR의 분산과 같은 기간의 Cash ETR의 분산의 차이로 측정하였다. 즉, GAAP ETR의 분산에서 Cash ETR의 분산을 차감하면 결국 세무발생액의 분산[$Var(\text{tax accruals ETR})$]이 되므로, GAAP 유효세율의 유연화 정도는 결국 세무발생액의 분산 정도를 가리킨다. 이는 직관적으로, NI(당기순이익) = CFO(영업현금흐름) + Accruals(발생액)로 구성된 것과 같다. 다만, 앞서의 Demere et al.(2019)의 연구는 이를 세전 개념으로 측정하였다. 한편, 본 연구는 Demere et al.(2019)과 달리, 분산의 계산시에 3년간 대신 5년간 자료를 이용하였다. 이러한 데에는 통상 유효세율의 변동성으로 세무위험을 측정했던 과거 연구들의 경우 대부분이 5년간 자료를 이용하고 있기 때문이다(Hutchens and Rego 2015 ; Drake et al. 2017 ; Guenther et al. 2017 ; 강승구 외 2인 2017 ; 박종일 · 신상이 2019). 또한 본 연구는 앞서의 선행연구에서 모형에 통제변수로 고려한 이익유연화(BISMO)를 세전 개념으로 다음과 같이 [Var

세부담액⁴⁷⁾을 세전이익인 법인세비용차감전순이익으로 나눈 값이다. 이를 수식으로 나타내면 식(2)와 같다.

$$GSMO_t = [Var(GAAP ETR_t - 4,t) - Var(Cash ETR_t - 4,t)] \times (-1) \dots\dots\dots \text{식(2)}$$

여기서, $GSMO$ = t년도 유효세율의 유연화 측정치
 $Var(GAAP ETR_t - 4,t)$ = t년도 당기를 포함한 과거 5년간(t - 4,t) GAAP ETR의 분산
 $Var(Cash ETR_t - 4,t)$ = t년도 당기를 포함한 과거 5년간(t - 4,t) Cash ETR의 분산

식(2)에서 GAAP ETR의 분산에서 Cash ETR의 분산을 차감한 값에 (-1)을 취한 GSMO의 값이 클수록(작을수록) GAAP 유효세율의 유연화 정도는 높음(낮음)을 나타낸다. 또한 GSMO의 경우 그 원천(sources)에 따라 본질적(innate) 또는 재량적(discretionary) GSMO로 구분될 수 있다(Demere et al. 2019).⁴⁸⁾ 이는 Francis et al.(2005)⁴⁹⁾에서 발생액의 질(accrual quality ; AQ)을 본질적 AQ와 재량적 AQ로 나눈 경우와 유사하다. 전자는 기업의 영업환경, 사업모형, 재무안전성 등의 본질적 요인(innate factor)과 관련이 있는 반면에, 후자의 경우는 이를 제외한 나머지로 경영자의 기회주의적인 재량적 선택(managerial choices)과 관련이 있다. 기본적으로 Demere et al.(2019)⁵⁰⁾의 경우도 앞서의 Francis et al.(2005)⁵¹⁾의 가정에 기초한다. 따라서 본질적 GSMO(이하 'IGSMO')는 경제적인 기초 여건에 영향을 받는 요인인 반면에, 재량적

(세전이익_{t-4,t}) - Var(세전영업현금흐름(= CFO + 법인세부담액)_{t-4,t}) × (-1)로 측정하고, 역시 5년간 자료로 계산한다.

47) 본 연구는 법인세부담액을 다음과 같이, 법인세비용 + (기말이연법인세자산의 변동액 - 기말이연법인세부채의 변동액)으로 계산하였다(강정연 · 고종권 2014).
 48) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.12.
 49) Francis, J., R. LaFond, P. Olsson and K. Schipper, The market pricing of accruals quality, *Journal of Accounting and Economics* 39(2), Elsevier, 2005, pp.295 ~ 327.
 50) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, pp.12.
 51) Francis et al., *Ibid.*, 2005, pp.295 ~ 327.

GSMO(이하 ‘DGSMO’)는 경영자의 기회주의적인 재량적 선택에 의한 동인이다. 본 연구는 선행연구인 Demere et al.(2019)⁵²⁾의 방법에 따라 종속변수를 GSMO로 하고, 설명변수로 본질적 유효세율의 유연화 정도에 영향을 주는 7개의 변수를 통제 한 후 산업-연도별로 회귀분석을 통해 얻어진 개별기업의 잔차(ϵ) 값으로 DGSMO를 측정하였다.⁵³⁾ 또한 IGSMO는 GSMO에서 DGSMO를 차감하여 계산된다. IGSMO 또는 DGSMO의 값이 클수록 본질적 또는 재량적 유효세율의 유연화 정도가 높음을 나타낸다. 본 연구에서는

52) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.37.

53) Demere et al.(2019)은 GSMO를 본질적 또는 재량적 GSMO로 분해하기 위하여 아래 식(3)의 모형을 이용하였다. 구체적으로, 식(3)의 모형을 이용한 OLS 회귀 분석 후 얻어진 예측치 값이 본질적 GSMO에 해당되고, 개별기업에 대한 잔차(ϵ) 값이 재량적 GSMO에 해당된다. 한편, 본 연구는 앞서의 선행연구처럼 산업-연도별 횡단면 분석을 이용하여 추정하고, 산업은 최소 10개 이상을 대상으로 하였다.

$$GSMO_t = a_0 + a_1CAPINT_t + a_2INTAN_t + a_3DUM_INT_t + a_4NEGTI_t + a_5OCYCLE_t + a_6SIZE_t + a_7VOL_SALE_t + \epsilon_t \dots\dots\dots \text{식(3)}$$

- 여기서, $GSMO_t$ = t년도 GAAP 유효세율의 유연화 측정치
- $CAPINT_t$ = t년도 유형자산/총자산
- $INTAN_t$ = t년도 무형자산의 집중도 [= (연구개발비 + 광고선전비) /매출액]
- DUM_INT_t = t년도 연구개발비 또는 광고선전비가 0이면 1, 아니면 0
- $NEGTI_t$ = t년도 과거 5년간의 추정과세소득이 영(0)보다 낮은 횟수
- $OCYCLE_t$ = t년도 영업순환주기에 자연로그를 취한 값
- $SIZE_t$ = t년도 총자산에 자연로그를 취한 값
- VOL_SALE_t = t년도 과거 5년간(t - 4,t) (매출액/기초총자산)의 표준편차
- ϵ_t = 잔차

위의 식(3)에서 설명변수로 고려된 7개의 변수는 Mayberry et al.(2015)의 모형에서도 사용된 변수들이다. 이는 기본적으로 Francis et al.(2005)의 연구에서 발생액의 원천을 구분할 때 이용된 5개의 변수들을 준용하되, 일부 변수를 추가하거나 수정한 것이다. 한편, 모형식에 고려된 NEGTI의 측정상에 추정과세소득이 필요하고, 이를 위해 본 연구는 국내 선행연구의 방법에 따라 측정하였다 (전규안 · 김철환 2008 ; 기은선 2012 ; 박종일 · 신상이 2018).

GSMO와 그 구성요소인 IGSMO와 DGSMO에 대해 두 가지 측정방법을 분석에 이용하였다. 하나는 극단치를 조정한 연속변수이고, 다른 하나는 decile(10분위 순위등급)로 측정한 변수이다. 후자의 경우는 전자의 경우보다 극단치의 문제를 최소화하는 방법이다. 따라서 본 연구에서는 두 가지 방법을 병행하여 살펴봄으로써 검증결과의 일반화 가능성을 확인하고자 하였다.

본 연구는 앞서의 관심변수인 GSMO와 종속변수(COC) 간의 관계를 분석하는 데 있어 세전이익의 유연화(BISMO)를 모형에 추가로 통제하였다. 본 연구에서 BISMO 변수를 통제한 이유는 앞서의 관심변수와 종속변수 간에 유의적인 관계가 나타날 경우 이러한 관계가 이익유연화에 기인하여 나타난 것이 아님을 파악하는 데 있어 필요하다(Demere et al. 2019).⁵⁴⁾ 이익유연화가 재무보고의 질을 높이는지 아니면 낮추는지에 관한 논의는 그동안 상반된 주장이 있어 왔다.⁵⁵⁾ 또한 본 연구는 이익유연화를 종전과 달리 세전 개념으로 측정하고 있어 세전이익의 유연화가 자본비용에 미치는 효과는 일률적인 예상이 어려워, 결국 실증적 의문에 귀결될 것으로 보인다. 따라서 본 연구에서는 BISMO와 COC 간에 별도의 예상을 하지는 않았다. 또한 본 연구는 GSMO와 COC 간에 관계를 알아보는 데 있어 조세회피(TAVO)를 모형에 추가로 통제하였다. 본 연구에서 TAVO의 통제가 필요한 이유는 공격

54) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.17.

55) 예를 들어, 발생주의 회계의 특성인 발생액(accruals)은 극단적인 기업성과의 변동성을 제거하는 데 있어 도움이 된다. 이러한 관점에서 이익유연화는 높은 재무보고의 질과 양(+의) 관계가 있을 수 있다. 하지만 다른 관점에서는 이익조작을 하는 방법으로 수익성 있는 기간에 이익을 이연하거나 부정적인 충격에 대비하여 그동안의 유보액을 이용하여 과장된 이익을 보고한다면 이익유연화가 된 기업성과와 가치관련성 간의 관계는 모호성이 나타날 수도 있다(Dechow et al. 2010). 따라서 이런 경우라면 이익유연화가 재무보고의 질과 음(-)의 관계가 있을 수 있다. 한편, 선행연구들은 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 주식시장에서 긍정적인 영향을 준다는 연구(Hunt et al. 2000 ; Tucker and Zarowin 2006 ; Li and Richie 2016)와 부정적인 영향을 준다는 연구(Chen et al. 2016 ; Khurana et al. 2018)가 모두 있어 이 분야는 아직까지도 혼재된(mixed) 증거를 보이고 있다.

적인 조세회피행위를 하는 기업은 GSMO의 경우와 같이 세무발생액을 낮게 유지할 수 있기 때문이다(Demere et al. 2019). 따라서 TAVO를 통제한 후에도 관심변수 GSMO가 종속변수 COC에 유의한 영향을 가지고 있는지를 살펴보는 것이 필요하다. 본 연구에서는 TAVO를 과거 5년간($t - 4, t$)으로 측정된 Cash ETR로 측정하였다. 또한 결과해석의 편의를 위해서 Cash ETR 값에 (-1)을 곱해 분석하였다(강정연·고종권 2014 ; 박종일·신상이 2018).⁵⁶⁾ 선행연구는 TAVO와 자본비용 간에 양(+)의 관계를 기대한 바 있다(강승구 외 2인 2017).⁵⁷⁾ 또한 본 연구에서는 GSMO와 COC 간의 관계를 알아보는 데 있어 이익의 질을 결정하는 재량적 발생액(DA)⁵⁸⁾을 모형에 추가로 통제하였다. DA 수준이 높을수록 기업의 자본비용은 높을 것으로 기대된다.

앞서 세 가지 추가적인 통제변수인 BISMO, TAVO, DA는 본 연구에서 GSMO와 COC 간의 유의성 여부를 파악하는데 있어 이익유연화, 조세회피

56) 강정연·고종권, “기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제39권 제1호, 한국회계학회, 2014, 147~183면 ; 박종일·신상이, “세무위험이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”, 『경영학연구』 제47권 제4호, 한국경영학회, 2018, 919~961면.

57) 강승구 외 2인, 앞의 논문, 2017, 311~346면.

58) 본 연구는 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 DA를 ROA가 통제된 재량적 발생액으로 추정하였고, 산업-연도별 횡단면 분석을 통해 추정하였다. 추정할 때 산업은 최소 10개 이상을 대상으로 하였다. DA의 추정모형식은 다음의 식(4)와 같다.

$$\begin{aligned}
 TA_t/A_{t-1} = & \delta_0 + \delta_1(I/A_{t-1}) + \delta_2([\Delta REV_t - \Delta REC_t]/A_{t-1}) \\
 & + \delta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \delta_4ROA_t + \varepsilon_t \dots\dots\dots \text{식(4)}
 \end{aligned}$$

- 여기서, TA_t = t년도 당기순이익 - 영업현금흐름
- A_{t-1} = t - 1년도 총자산
- ΔREV_t = t년도 매출액의 변화분(= 매출액_t-매출액_{t-1})
- ΔREC_t = t년도 매출채권의 변화분(= 매출채권_t-매출채권_{t-1})
- PPE_t = t년도 토지 및 건설중인 자산이 제외된 유형자산
- ROA_t = t년도 총자산이익률(= 당기순이익/기초총자산)
- ε_t = 잔차항

그리고 재량적 발생액에 따른 효과를 통제하고, 또한 이들의 영향을 고립시킨다는 측면에서 필요하다. 만일 앞서의 세 가지 통제변수 또한 종속변수에 영향을 줄 수 있는 일정 변수가 통제된 후에도 가설의 기대와 일치된 증거가 나타난다면 식(1)의 관심변수 GSMO는 식(1)의 종속변수(COC)에 대하여 유의한 음(-)의 회귀계수 값을 가질 것으로 예상된다($\beta_1 < 0$). 이러한 예상과 일치하게 GSMO와 COC 간에 유의한 음(-)의 관계가 나타나면 BISMO, TAVO 및 DA가 자본비용에 미치는 효과 이외에도 GSMO는 별개의 추가적인(incremental) 정보력을 가지고 있음을 나타낸다. 한편, GSMO의 원천인 IGSMO 또는 DGSMO는 GSMO에 대한 구성요소라는 점에서 앞서와 유사한 기대가 가능할 것이다.

본 연구는 식(1)에서 관심변수와 종속변수 간의 관계를 분석하는 데 있어 그 외의 일반적인 통제변수의 경우는 선행연구인 강승구 외 2인(2017)⁵⁹⁾ 및 박종일(2019)⁶⁰⁾의 모형을 준용하여 설정하였다. 모형에 고려된 통제변수로는 BISMO, TAVO, DA 이외에도 SIZE(기업규모), MTB(자기자본의 장부가치 대비 시장가치), LEV(부채비율), ROA(총자산이익률), TURN(연간거래회전율), FORG(외국인 지분율), MKT(시장유형) 등이다. 또한 본 연구는 산업특성에 따른 차이와 연도별 경제적 영향의 차이를 추가로 통제하기 위하여 식(1)의 모형에 산업과 연도(ΣIND , ΣYD) 더미를 고려하였다. 통제변수의 측정과 정의는 식(1)의 하단에 제시된 바와 같다.

본 연구에서 SIZE, MTB, LEV는 기본적인 기업특성을 통제하기 위한 변수들이다. 기업규모가 클수록 자본시장에서 이해관계자들이 많고, 그로 인해 기업의 정보 공시량은 증가하여 상대적으로 정보비대칭 수준은 낮아질 수 있다. 따라서 기업규모는 규모의 경제가 작동할 경우 SIZE와 COC 간에 음(-)의 관계가 기대된다(강승구 외 2인 2017).⁶¹⁾ 하지만 앞서의 기대와 달리,

59) 강승구 외 2인, 앞의 논문, 2017, 323면.

60) 박종일, “지속적인 세무전략이 정보비대칭과 자본비용에 미치는 영향”, 『세무와 회계 연구』 제8권 제3호, 한국세무사회, 2019, 424면.

61) 강승구 외 2인, 위의 논문, 2017, 330면.

SIZE와 자본비용 간의 관계를 살펴본 선행연구들에서 두 변수 간에 양(+)
의 관련성을 보고한 경우도 많다(Dhaliwal et al. 2017 ; 박종일 외 2인 2012 ; 박
종일 2019).⁶²⁾ 따라서 SIZE와 COC 간의 관계는 결국 실증적 문제에 귀결될
것으로 보인다. 한편, SIZE는 모형에서 고려하지 못한 생략된 변수의 대응
변수로서의 역할을 한다는 점에서 통제가 필요하다(Ashbaugh et al. 2003).⁶³⁾
MTB는 투자기회 또는 기업의 성장성 정도를 나타낸다. 선행연구들은 기업
의 성장성이 높을수록 경영자의 기회주의적인 이익조정행위가 높다고 보고
있으므로(Balakrishnan et al. 2019 ; 박종일 · 신재용 2014 ; 박종일 2019),⁶⁴⁾ MTB
와 COC 간에는 양(+)⁶⁵⁾의 관계가 예상된다. LEV는 재무안전성을 나타낸다.
따라서 LEV는 COC 간에 양(+)⁶⁶⁾의 관계가 기대된다(강승구 외 2인 2017 ; 박종
일 2019). ROA는 기업의 이익성과를 나타낸다는 점에서 두 변수 간에 음
(-)의 관계가 기대된다(강승구 외 2인 2017).⁶⁶⁾ TURN은 연간 주식거래의 회
전율을 나타내며, 선행연구는 TURN과 COC 간에 양(+)⁶⁷⁾의 관계를 보고한
바 있다(Dhaliwal et al. 2017 ; 박종일 2019).

FORG는 소유구조를 통제하기 위한 변수이다. 선행연구들은 FORG이 높
을 때 외국인의 투자자들에 의한 효과적인 감시·감독의 모니터링 효과를

62) Dhaliwal et al., *op. cit.*, 2017, p.17. ; 박종일 외 2인, “이익유연화가 자본비용을
감소시키는가? : 유가증권상장기업과 코스닥상장기업을 중심으로”, 『세무와 회
계저널』 제13권 제1호, 한국세무학회, 2012, 52면 ; 박종일, 앞의 논문, 2019,
443면.

63) Ashbaugh, H., R. LaFond and B. Mayhew, Do non-audit services compromise
auditor independence? Further evidence, *The Accounting Review* 78(3), American
Accounting Association, 2003, p.617.

64) Balakrishnan, K., J. Blouin and W. Guay, Tax aggressiveness and corporate
transparency, *The Accounting Review* 94(1), American Accounting Association,
2019, p.50. ; 박종일 · 신재용 2014, 앞의 논문, 269면. ; 박종일, 위의 논문,
2019, 429면.

65) 강승구 외 2인, 앞의 논문, 2017, 324면. ; 박종일, 위의 논문, 2019, 429면.

66) 강승구 외 2인, 위의 논문, 2017, 324면.

67) Dhaliwal et al., *Ibid.*, 2017, p.17. ; 박종일, 위의 논문, 2019, 440면.

기대한다는 점에서 FORG와 COC 간에는 음(-)의 관계가 기대된다(강승구 외 2인 2017 ; 박종일 2019).⁶⁸⁾ MKT의 경우 유가증권기업과 비교할 때 상대적으로 코스닥기업의 이익조정행위가 더 높을 수 있으므로(윤순석 2001),⁶⁹⁾ MKT는 COC에 대해 양(+)의 관계가 기대된다(박종일 2019).⁷⁰⁾

2. 표본의 선정

본 연구에서는 한국거래소에 상장된 기업(유가증권기업과 코스닥기업) 중 다음의 조건을 만족시키는 표본을 선정하였다. 첫째, 금융업에 속하지 않으면서 12월이 결산인 기업, 둘째로 NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스에서 분석에 필요한 기본 재무자료, 가중평균자본비용, 외국인 지분율, 주가 및 거래량 등의 자료가 입수 가능한 기업, 셋째로 과거 5년간 연속되게 연도별로 세전이익 및 Cash(GAAP) ETR 값이 모두 양(+)인 기업(Dyrenge et al. 2008 ; Guenther et al. 2017 ; 박종일 · 신상이 2019),⁷¹⁾ 마지막으로, 자본잠식과 걱정이 아닌 감사의견을 받은 기업은 제외하였다. 특히 세 번째 조건의 경우 관심변수 GSMO를 측정하기 위해서는 GAAP ETR과 Cash ETR의 각 분모인 세전이익이 5년간 연속되게 양(+)인 기업의 조건이 필요하다. 본 연구에서 분석기간의 경우 식(1)의 모형상에 시차(lag)가 고려되었으므로, 관심변수(종속변수)를 기준으로 볼 때 2003년부터 2017년까지(2004년부터 2018년까지)이다.⁷²⁾ 그러나 관심변수(GSMO)의 측정상에 과거 5년간($t - 4, t$)의 자료

68) 강승구 외 2인, 앞의 논문, 2017, 324면 ; 박종일, 앞의 논문, 2019, 430면.

69) 윤순석, “상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구”, 『경영학연구』 제29권 제1호, 한국경영학회, 2001, 57~85면.

70) 박종일, 위의 논문, 2019, 440면.

71) Dyrenge, S., M. Hanlon and E. Maydew, Long-run corporate tax avoidance, *The Accounting Review* 83(1), American Accounting Association, 2008, p.67. ; Guenther et al., *op. cit.*, 2017, p.121. ; 박종일 · 신상이, 앞의 논문, 2019, 14면.

72) 예를 들어, 2003년도의 GSMO의 측정치는 1999년부터 2003년까지 5년간 자료가 계산상에 필요하다.

가 필요하다는 점에서 실제 자료는 1999년부터 이용되었다. 앞서의 표본의 선정조건을 모두 만족시키는 최종표본의 경우 분석기간 동안 9,508개 기업/연도 자료였다. 한편, 본 연구의 경우 변수에 대한 극단치 처리를 위해서 자연로그 값과 더미변수를 제외한 나머지는 상하 1%에서 조정(winsorization)하였다.

표본의 산업 분포는 <표 1>과 같다. 지면관계상 산업의 보고는 대분류 기준으로 제시하였다. 또한 <표 1>을 보고할 때 전체표본과 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ)별로 나누어 보고하였다.

<표 1> 표본의 산업 분포

Industry	전체표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도	%	빈도	%	빈도	%
제조업	6,268	65.9%	2,817	62.8%	3,451	68.8%
건설업	364	3.8%	196	4.4%	168	3.3%
도매 및 소매업	628	6.6%	338	7.5%	290	5.8%
서비스업	1,870	19.7%	863	19.2%	1,007	20.1%
기 타	378	4.0%	275	6.1%	103	2.1%
합 계	9,508	100.0%	4,489	100.0%	5,019	100.0%

주) 표본의 경우 관심변수(종속변수)를 기준으로 2003년부터 2017년까지(2004년부터 2018년까지) 자료임.

<표 1>을 보면, 전체표본에서 KOSDAQ 표본(52.8% = 5,019/9,508개)이 KOSPI 표본(47.2%)보다 좀 더 많다. 또한 제조업의 경우 빈도수가 60% 이상으로 가장 많고(전체표본 : 65.9%, KOSPI : 62.8%, KOSDAQ : 68.8%), 다음이 서비스업에서 19% 이상을(전체표본 : 19.7%, KOSPI : 19.2%, KOSDAQ : 20.1%), 나머지 도매 및 소매업, 건설업, 기타 모두 표본의 10% 이내이다.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계

식(1)의 모형에 이용된 변수의 기초통계는 <표 2>와 같다. 식(1)의 종속 변수인 COC(자본비용)의 평균과 중위수는 모두 0.056이다. 따라서 상장기업에서 부담하는 가중평균자본비용은 대략 5.6% 정도이다. 관심변수인 GSMO(GAAP 유효세율의 유연화)의 평균(중위수)은 0.136(0.032)이다. 지면상 보고하지는 않았으나, GSMO를 구성하는 5년간으로 측정된 GAAP ETR과 Cash ETR의 각 분산의 경우 평균(중위수)이 0.136(0.063)과 0.275(0.109)로서 Cash ETR의 변동성(volatility)보다 GAAP ETR의 변동성이 더 적게 나타났다. GSMO의 구성요소인 IGSMO(본질적 GSMO)와 DGSMO(재량적 GSMO)의 각 평균(중위수)은 0.134(0.081)와 $-0.002(-0.024)$ 이다.⁷³⁾

BISMO(세전이익의 유연화)의 평균(중위수)은 0.030(0.021)이다. 지면상 보고하지 않았으나, BISMO를 구성하는 5년간으로 측정된 세전이익의 분산과 세전영업현금흐름의 분산의 각 평균(중위수)은 0.060(0.038)과 0.090(0.065)으로 나타나 앞서 GSMO와 유사하게 세전영업현금흐름의 변동성보다 세전이익의 변동성이 더 적었다. 한편, 지면상 보고하지 않았으나, GSMO, IGSMO, DGSMO, BISMO를 decile로 측정된 변수의 경우 모두는 평균과 중위수가 각각 5.5와 5.0이고 최소와 최댓값은 1과 10이다. TAVO(조세회피)의 평균(중위수)은 0.197(0.203)로, 5년간으로 측정된 Cash ETR의 경우 세전이익 대비 현금세부담액의 평균이 대략 19.7%인 것으로 나타났다. 이후 분석에서는

73) 이론적으로 IGSMO과 DGSMO의 각 평균의 합은 GSMO의 평균과 일치해야 하나, 본 연구에서는 각 변수에 대하여 극단치를 1% 이내에서 조정하였기에 끝자리에서 사소한 차이가 있다.

TAVO에 (-1)을 곱한 값을 이용한다.

<표 2> 주요 변수의 기술통계

Variables	전체표본 (N = 9,508)				
	평균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
<i>COC</i>	0.056	0.056	0.016	0.024	0.097
<i>GSMO</i>	0.136	0.032	0.404	-0.638	2.453
<i>IGSMO</i>	0.134	0.081	0.227	-0.343	1.069
<i>DGSMO</i>	-0.002	-0.024	0.334	-0.884	1.700
<i>BISMO</i>	0.030	0.021	0.050	-0.100	0.232
<i>TAVO</i>	0.197	0.203	0.105	0	0.880
<i>SIZE</i>	25.985	25.712	1.439	21.118	32.921
<i>MTB</i>	1.359	0.995	1.167	0.224	7.058
<i>LEV</i>	0.339	0.326	0.172	0.036	0.741
<i>ROA</i>	0.075	0.059	0.062	0.001	0.344
<i>DA</i>	-0.002	-0.002	0.078	-0.626	0.656
<i>TURN</i>	0.140	0.068	0.221	0.004	1.537
<i>FORG</i>	0.092	0.032	0.131	0	0.577
<i>MKT</i>	0.528	1	0.499	0	1

주1) 변수의 정의 : $COC = t + 1$ 년도 자본비용(KISVALUE에서 산출된 가중평균자본비용) ; $GSMO = t$ 년도 GAAP 유효세율의 유연화(= 과거 5년간($t - 4, t$) GAAP ETR의 변동성 - 과거 5년간($t - 4, t$) Cash ETR의 변동성)에 (-1)을 곱한 값 ; $IGSMO = t$ 년도 Demere et al.(2019)의 방법에 따라 추정된 본질적 GAAP 유효세율의 유연화 ; $DGSMO = t$ 년도 Demere et al.(2019)의 방법에 따라 추정된 재량적 GAAP 유효세율의 유연화 ; $BISMO = t$ 년도 세전이익의 유연화(= 과거 5년간($t - 4, t$) 세전이익(BI)의 변동성 - 과거 5년간($t - 4, t$) 세전영업현금흐름(= CFO + 법인세부담액)에 (-1)을 곱한 값, BI와 세전CFO는 기초총자산으로 표준화 ; $TAVO = t$ 년도 조세회피(과거 5년간($t - 4, t$)의 Cash ETR(= Σ 법인세부담액의 합계/ Σ 세전이익의 합계) ; $SIZE = t$ 년도 기업규모(총자산에 자연로그를 함) ; $MTB = t$ 년도 자기자본의 시장가치/장부가치 ; $LEV = t$ 년도 부채비율(= 부채합계/자산합계) ; $ROA = t$ 년도

총자산이익률(= 당기순이익/기초총자산) ; $DA = t$ 년도 Kothari et al.(2005)에 따라 추정된 ROA 성과통제 재량적 발생액 ; $FORG = t$ 년도 외국인 지분율 ; $MKT = t$ 년도 코스닥시장에 속한 기업이면 1, 유가증권기업이면 0임.

주2) 분석기간은 관심변수(종속변수)를 기준으로 2003년부터 2017년까지(2004년부터 2018년까지)임.

기타 통제변수 중에서 SIZE(기업규모)의 평균과 중위수는 25.985와 25.712이고,⁷⁴⁾ MTB(자기자본의 장부가치 대비 시장가치)의 평균(중위수)은 1.359(0.995)이다. LEV(부채비율)의 경우 0.339(0.326)로 자기자본이 타인자본보다 높게 나타났다. ROA(총자산이익률)의 경우 0.075(0.059)로 양(+)의 수익성을, DA(재량적 발생액)의 평균과 중위수는 모두 -0.002 이다.⁷⁵⁾ TURN(1년간 주식거래 회전율)의 평균(중위수)은 0.140(0.068)로 발행주식수 중에서 평균 14%가 거래되었다. FORG(외국인 지분율)의 평균(중위수)은 0.092(0.032)로 평균과 중위수 간에 큰 차이를 보이는데, 이는 외국인 투자자들이 국내 관심종목에 집중투자를 수행하고 있기 때문으로 보인다. MKT(시장유형)의 평균은 0.528이다.

2. 상관관계 분석

식(1)의 모형에 이용된 변수 간에 대한 피어슨 상관관계는 <표 3>과 같다. 관심변수 GSMO는 종속변수(COC)에 대해 1%에서 유의한 음(-)의 상관성을 보이고 있다. 이는 기대와 일치하는 결과이다. 그러나 이 결과는 두 변수 간의 상관성을 중심으로 살펴본 것이므로, 식(1)의 종속변수에 유의한 영향을 미칠 수 있는 통제변수가 고려된 다변량(multivariate) 회귀분석을 통해 보다 정확한 검증결과를 확인해 볼 필요가 있다. 한편, 지면상 보고하지는 않았으나, GSMO의 원천인 IGSMO 및 DGSMO는 COC에 대해 각각 -0.073

74) SIZE에 자연로그를 취하기 전의 값의 경우 평균과 중위수는 각각 1,087백만원과 147백만원이었다.

75) DA의 평균은 이론적으로 영(0)이나, 본 연구는 분석에 이용 가능한 전체표본을 대상으로 DA를 추정하고, 표본의 조건에 부합하는 기업들만을 선정하고 있으므로, DA의 평균은 영(0)과 차이가 있을 수 있다.

과 -0.002 로 음(-)의 상관성이 나타났고, 특히 IGSMO만 1%에서 유의한 결과를, 그러나 DGSMO는 유의하지 않았다.⁷⁶⁾ 이와 달리, BISMO는 COC와 1%에서 유의한 양(+)의 상관성이 나타났다. 또한 TAVO의 경우도 COC에 대해 1%에서 유의한 양(+)의 상관성이다. 따라서 단순 상관성의 결과이기도 하나, GAAP 유효세율의 유연화는 자본비용과 음(-)의 관계를, 반면에 세전 이익의 유연화 또는 조세회피는 자본비용과 각각 양(+)의 상관관계로 나타났다.

<표 3> 변수의 상관관계

Variable	COC	GSMO	BISMO	TAVO	SIZE	MTB	LEV	ROA	DA	TURN	FORG	MKT
COC	1											
GSMO	-0.044 (0.000)	1										
BISMO	0.075 (0.000)	0.032 (0.002)	1									
TAVO	0.045 (0.000)	0.077 (0.000)	-0.012 (0.257)	1								
SIZE	-0.138 (0.000)	0.120 (0.000)	-0.085 (0.000)	-0.066 (0.000)	1							
MTB	0.169 (0.000)	-0.129 (0.000)	0.056 (0.000)	-0.025 (0.002)	0.059 (0.000)	1						
LEV	-0.006 (0.547)	0.053 (0.000)	0.191 (0.000)	-0.060 (0.000)	0.245 (0.000)	-0.012 (0.238)	1					
ROA	0.244 (0.000)	-0.173 (0.000)	0.001 (0.909)	0.030 (0.003)	-0.093 (0.000)	0.365 (0.000)	-0.255 (0.000)	1				
DA	0.003 (0.770)	0.032 (0.002)	0.034 (0.001)	0.027 (0.001)	0.003 (0.795)	-0.107 (0.000)	0.113 (0.000)	-0.119 (0.000)	1			
TURN	0.281 (0.000)	-0.026 (0.010)	0.062 (0.000)	0.060 (0.000)	-0.241 (0.000)	0.146 (0.000)	0.024 (0.021)	0.008 (0.424)	0.028 (0.007)	1		

76) Decile로 측정된 GSMO, IGSMO 및 DGSMO의 경우도 앞서와 질적으로 유사한 증거로 나타났다. 예를 들어, Decile로 측정된 GSMO, IGSMO 및 DGSMO는 COC에 대해 -0.084 , -0.084 , 0.013 의 상관성으로 나타났고, GSMO, IGSMO의 경우만 1% 수준에서 유의하였다.

Variable	COC	GSMO	BISMO	TAVO	SIZE	MTB	LEV	ROA	DA	TURN	FORG	MKT
FORG	0.020 (0.052)	-0.034 (0.001)	-0.057 (0.000)	-0.136 (0.000)	0.494 (0.000)	0.255 (0.000)	-0.034 (0.001)	0.183 (0.000)	-0.095 (0.000)	-0.157 (0.000)	1	
MKT	0.146 (0.000)	-0.124 (0.000)	0.100 (0.000)	0.114 (0.000)	-0.569 (0.000)	0.103 (0.000)	-0.143 (0.000)	0.157 (0.000)	-0.033 (0.001)	0.211 (0.000)	-0.276 (0.000)	1

- 주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 일치함. 표에 제시된 값은 피어슨 상관계수임.
- 주2) 분석기간은 관심변수(종속변수)를 기준으로 2003년부터 2017년까지(2004년부터 2018년까지)임.
- 주3) ()의 수치는 p 값임(양측검증).

기타 통제변수의 경우 종속변수(COC)에 대해 LEV와 DA를 제외하면 대체로 유의한 상관성을 보이고 있다. 구체적으로, SIZE는 COC에 대해 유의한 음(-)의 상관성이고, MTB, ROA, TURN, FORG, MKT는 유의한 양(+)의 상관성이다. 즉, 기업규모가 클수록 자본비용이 낮고, 자기자본의 장부가치 대비 시장가치가 크거나 총자산이익률이 높거나 연간 주식거래회전율이 높거나, 외국인 지분율이 높거나 코스닥기업에 속한 경우 자본비용이 높게 나타났다. 하지만 이들 통제변수의 결과 역시 앞서와 마찬가지로 단순 상관성에 따른 것이므로, 모형을 통해 일정 변수가 통제된 후의 결과로 확인할 필요가 있다. 한편, SIZE는 FORG(0.494)와 MKT(-0.569)에 대해 일반적인 기대와 같이 높은 상관성을 보이고 있다. 이는 외국인 투자자는 국내 기업 규모가 큰 기업에 주로 투자를 수행하고, 코스닥기업일수록 기업규모가 더 적다는 것을 나타낸다. 따라서 다변량 회귀분석 시에 변수 간의 다중공선성 문제가 있는지에 대해 살펴볼 필요가 있다.

3. 가설의 다변량 회귀분석 결과

가설을 분석하기 위해 식(1)의 모형을 이용한 다변량 회귀분석에 따른 결과는 <표 4>와 같다. 표의 경우 모형 1과 2는 Actual value로 측정된 GSMO의 결과이고, 모형 3과 4는 Decile rank로 측정된 GSMO의 결과이다. 또한 모형 1과 3은 BISMO가 제외된 경우이고, 모형 2와 4는 BISMO가 포함된 후의 결과이다. 그리고 본 연구는 다변량 회귀분석을 실시할 때 식(1)의 산업과 연도(ΣIND , ΣYD) 더미변수를 고려하였으나, 표의 간결화를 위하여 보고를 생략하였다. 따라서 제시된 회귀분석은 산업 및 연도에 대한 고정효과(fixed effect)는 통제된 후의 결과이다.

<표 4>의 결과로 볼 때 모형 1부터 4까지 F 값은 모두 1%에서 유의하게 나타나고 있어 본 연구에서 설정된 연구모형은 적합성이 있다.⁷⁷⁾ 또한 모형의 설명력을 나타내는 $Adj. R^2$ 는 모형 1부터 4까지 0.571~0.573 사이로 높았다.

<표 4> GAAP 유효세율의 유연화와 자본비용 간의 회귀분석 결과

$$COC_{i+1} = \beta_0 + \beta_1 GSMO_i + \beta_2 BISMO_i + \beta_3 TAVO_i + \beta_4 SIZE_i + \beta_5 MTB_i + \beta_6 LEV_i + \beta_7 ROA_i + \beta_8 DA_i + \beta_9 FORG_i + \beta_{10} MKT_i + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon \dots\dots\dots (1)$$

Variables	pred. sign	Actual value		Decile rank	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
Constant	?	0.028*** [12.583]	0.028*** [12.368]	0.029*** [12.726]	0.028*** [12.347]

77) 식(1)의 모형을 이용한 <표 4>의 결과에서 변수들 사이에 다중공선성 문제가 있는지를 VIF 값을 이용하여 알아보았다. 결과에 의하면 <표 4>에 보고된 모형 1부터 4까지에서 가장 높은 VIF 값을 가진 변수는 모두 SIZE였다. 예를 들어, SIZE의 VIF 값은 모형 1부터 4까지에서 각각 2.26, 2.27, 2.27, 2.28이었다. VIF 값이 10 이상이면 다중공선성에 문제가 높은 것으로 판단하고 있다는 점에서 앞서의 경우 모두 3 이하이므로, 본 분석결과에서 변수 간의 다중공선성 문제는 심각하지 않았다.

Variables	<i>pred. sign</i>	<i>Actual value</i>		<i>Decile rank</i>	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
GSMO	—	-0.001** [-2.126]	-0.001** [-2.254]	-0.000*** [-3.519]	-0.000*** [-3.543]
<i>BISMO</i>	-/+		0.006*** [2.721]		0.000** [2.101]
<i>TAVO</i>	+	0.006*** [5.067]	0.006*** [5.074]	0.005*** [4.698]	0.005*** [4.709]
<i>SIZE</i>	?	0.002*** [13.327]	0.002*** [13.505]	0.002*** [13.494]	0.002*** [13.625]
<i>MTB</i>	+	0.003*** [26.103]	0.003*** [25.928]	0.003*** [26.012]	0.003*** [25.940]
<i>LEV</i>	+	-0.009*** [-12.866]	-0.010*** [-13.154]	-0.009*** [-12.837]	-0.010*** [-12.984]
<i>ROA</i>	—	0.010*** [4.896]	0.010*** [4.838]	0.010*** [4.609]	0.010*** [4.583]
<i>DA</i>	+	0.003* [1.893]	0.003* [1.827]	0.003* [1.904]	0.003* [1.878]
<i>TURN</i>	+	0.015*** [29.539]	0.015*** [29.539]	0.015*** [29.506]	0.015*** [29.491]
<i>FORG</i>	—	-0.005*** [-4.791]	-0.005*** [-4.799]	-0.005*** [-4.848]	-0.005*** [-4.826]
<i>MKT</i>	+	0.005*** [16.872]	0.005*** [16.710]	0.005*** [16.713]	0.005*** [16.599]
ΣIND		Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD		Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>		0.571	0.573	0.571	0.572
<i>F Value</i>		452.92***	437.85***	453.57***	438.24***
<i>N</i>		9,508	9,508	9,508	9,508

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 일치함.

주2) []의 괄호에 제시된 수치는 변수에 대한 회귀계수의 t 값임.

주3) ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 각각 유의함(양측검증).

모형 1부터 4까지에서 관심변수 GSMO는 종속변수(COC)에 영향을 미치는 일정 통제변수뿐만 아니라 세전이익의 유연화, 조세회피 그리고 재량적 발생액까지 통제된 후에도 Actual value 또는 Decile rank의 측정방법에 상관없이 $t + 1$ 년도 종속변수 COC에 대해 5% 또는 1% 수준에서 유의적인 음(-)의 회귀계수 값이 나타났다. 따라서 시계열적으로 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업일수록 자본비용이 더 낮을 것으로 예상한 가설은 지지된 결과를 보였다. 이러한 결과는 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 클수록, 즉 세무발생액의 변동성이 작을수록 자본시장의 투자자들은 재무보고의 질이 높다고 인지하는 것으로 나타나 이들 기업의 자본비용이 상대적으로 낮아진다는 것을 의미한다. 반대로 해석하면, 투자자들은 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 낮을 때, 즉 Cash ETR의 변동성보다 GAAP ETR의 변동성이 클수록(즉, 세무발생액의 변동성이 클수록) 재무보고의 질이 낮다고 보아 이들 기업의 자본비용을 할증한다는 것을 의미한다. 그러한 점에서 이 결과는 자본시장의 투자자들 측면에서 GAAP ETR의 변동성과 Cash ETR의 변동성의 차이로 나타나는 세무발생액의 분산이 감소(증가)할수록 재무보고의 질 측면에서 정보위험의 감소(증가)로 평가한다는 것을 나타낸다. 선행연구인 Demere et al.(2019)⁷⁸⁾은 GAAP 유효세율의 유연화를 수행하는 기업의 경영자는 이를 통해 외부정보이용자들에게 미래 Cash ETR의 예측을 보다 수월하게 할뿐만 아니라 GAAP 유효세율의 유연화에 담긴 정보는 장기유효세율의 지속가능한 예측력을 기대할 수 있어 자본시장에 높은 품질의 재무보고의 질과 관련한 신호를 제공한다고 주장한다. 따라서 앞서의 본 연구결과는 Demere et al.(2019)⁷⁹⁾의 주장과도 일치하며, 또한 박종일·신상이(2019)⁸⁰⁾에서 GAAP 유효세율의 유연화는 감사인의 감사위험을 낮춘다는 증거와도 일맥상통한다.

이와 달리, BISMO는 모두 COC에 대해 유의한 양(+)의 값이다. GAAP 유효세율의 유연화의 경우와 달리 세전이익의 유연화 정보는 자본비용을

78) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.12.

79) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, pp.1~54.

80) 박종일·신상이, 앞의 논문, 2019, 1~38면.

증가시키는 것으로 나타나, 시장은 세전이이익의 유연화에 대해서는 부정적으로 반응한다는 것을 나타낸다.⁸¹⁾ 또한 TAVO의 경우도 COC에 대해 유의한 양(+)⁸²⁾의 값이 나타나 조세회피에 적극적인 기업일수록 투자자는 대리비용 관점에 따라 부정적인 반응을 보이는 것으로 나타났다. 이 결과는 선행연구인 박종일(2019)⁸²⁾과 일치한다.

기타 통제변수의 경우 SIZE, MTB, ROA, DA, TURN, MKT는 COC에 대해 유의적인 양(+)⁸³⁾의 관계를, LEV, FORG는 유의적인 음(-)의 관계로 나타났다. 따라서 이러한 결과로 볼 때 기업규모 또는 자기자본의 장부가치 대비 시장가치가 클수록, 총자산이익률이 높거나, 재량적 발생액 수준이 높을수록, 연간 주식거래회전율이 많을수록, 코스닥에 속한 기업이면 자본비용이 높고, 부채비율이 높거나 외국인 지분율이 높을수록 자본비용은 낮았다.⁸³⁾

이상의 결과를 종합해 보면, GSMO는 COC에 대해 유의한 음(-)의 값을 보이고 있어 세전이이익의 유연화, 조세회피 그리고 기업의 이익의 질을 나타내는 재량적 발생액과는 별개로 GAAP 유효세율의 유연화는 자본비용의 결정에 추가적인 정보력을 제공한다는 것을 알 수 있다. 따라서 GAAP 유효세율의 유연화가 클수록 자본비용이 낮을 것으로 예상했던 본 연구의 가설은 지지된 증거를 얻었다.

81) 자본비용 측면의 연구는 아니지만, 최근 연구로 이익유연화와 차기의 주가폭락 위험과의 관계를 분석한 Chen et al.(2016) 및 Khurana et al.(2018) 모두는 이익유연화와 차기 주가폭락의 위험 간에 양(+)⁸²⁾의 관계를 보고한 바 있다. 이는 이익유연화가 투자자 측면에서 부정적인 정보로 인지된다는 것을 보여준다.

82) 박종일·신상이, 앞의 논문, 2019, 24면.

83) 통제변수의 경우 중 SIZE, LEV, ROA의 경우는 기대와는 다른 결과로 나타났다. 하지만 이러한 결과의 경우 선행연구들에서도 일반적인 기대와 다른 증거를 보고한 연구들이 있다. 예를 들면, 연구주제는 다르지만, SIZE와 COC 간에 유의한 양(+)⁸³⁾의 관계를 보고한 선행연구들이 있다(Dhaliwal et al. 2017 ; 박종일 외 2인 2012 ; 박종일 2019). 또한 박종일·신재용(2014) 및 박종일(2019)은 LEV와 COC 간에 유의한 음(-)의 관계를, 박종일(2019)은 ROA와 COC 간에 유의한 양(+)⁸³⁾의 관계를 보고한 바 있었다.

4. 본질적 vs. 재량적 GAAP 유효세율의 유연화에 대한 분석결과

본 절에서는 앞서의 <표 4>의 분석결과에 대해 GSMO의 그 구성 원천인 본질적 GSMO(IGSMO)와 재량적 GSMO(DGSMO)로 나누어 살펴보고자 한다. 즉, 앞서 <표 4>의 결과인 GSMO와 COC 간에 음(-)의 관계가 본질적 GSMO에 주로 기인된 것인지, 아니면 재량적 GSMO에 의한 것인지, 또는 이들 모두에 의한 것인지를 알아보기 위함이다. 그 분석결과는 <표 5>에 보고하였다. 통제변수의 결과는 앞서 <표 4>의 경우와 질적으로 유사하여 지면관계상 관심변수인 IGSMO와 DGSMO를 중심으로 요약 표를 작성해 보고하였다. 또한 선행연구의 방법처럼 IGSMO와 DGSMO 모두는 GSMO의 구성요소라는 점에서 이들 두 변수를 같은 모형에 포함하여 분석하였다(Demere et al. 2019 ; 박종일 · 신상이 2019).⁸⁴⁾

<표 5> 본질적 또는 재량적 GAAP 유효세율의 유연화와 자본비용 간의 회귀분석 결과

$$COC_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 IGSMO_t + \beta_2 DGSMO_t + \beta_3 BISMO_t + \beta_4 TAVO_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 MTB_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 ROA_t + \beta_9 DA_t + \beta_{10} FORG_t + \beta_{11} MKT_t + \sum IND + \sum YD + \varepsilon \dots\dots\dots (1)$$

Variables	pred. sign	Actual value		Decile rank	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
<i>IGSMO</i>	-	-0.004*** [-6.821]	-0.004*** [-6.955]	-0.000*** [-4.790]	-0.000*** [-4.849]
<i>DGSMO</i>	-	0.001* [1.665]	0.001 [1.574]	0.000 [0.163]	0.000 [0.145]
<i>BISMO</i>	-/+		0.007*** [2.897]		0.000** [2.205]
<i>Control variable</i>	?	Yes	Yes	Yes	Yes

84) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.53. ; 박종일 · 신상이, 앞의 논문, 2019, 24면.

Variables	pred. sign	Actual value		Decile rank	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
Adj. R ²		0.573	0.573	0.572	0.572
F Value		440.96***	426.88***	439.26***	424.96***
N		9,508	9,508	9,508	9,508

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 일치함.

주2) []의 괄호에 제시된 수치는 변수에 대한 회귀계수의 t 값임.

주3) ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함(양측검증).

<표 5>의 결과를 보면, 관심변수 IGSMO는 Actual value 또는 Decile rank로 측정할 경우에 상관없이 모두 종속변수(COC)에 대해 1% 수준에서 유의적인 음(-)의 계수 값이 나타난 반면에, DGSMO는 모형 1에서 한계적(marginal)으로 유의한 경우를 제외하면 대체로 유의한 값이 나타나지는 않았다.⁸⁵⁾ 특히 모형 1의 경우 DGSMO는 기대와 달리 유의한 양(+)의 값이 나타났으나, 통제변수 중 BISMO가 포함된 후에는 더 이상 유의하지 않았다. 이 결과로 볼 때 앞서 GSMO와 COC 간의 관계에서 유의적인 음(-)을 보였던 사항은 IGSMO에 주로 기인한 것임을 알 수 있다. 이는 본질적 특성이 내포된 IGSMO의 경우만 자본비용을 낮춘다는 결과이다. 이러한 결과는 한편으로 DGSMO의 경우 경영자의 기회주의적인 재량적 의도가 반영되는 반면에, IGSMO는 앞서와 달리 기업의 전반적인 본질적 측면(예로, 기업이 처한 사업모형, 영업환경, 재무안전성 등)과 관련된 특성이 반영된다는 점에서 보면, 기업의 본질적인 특성이 반영된 GAAP 유효세율의 유연화(IGSMO) 정도가 클수록 투자자 관점에서 긍정적인 효과로 작용하여 기업의 자본비용을 낮춘다는 발견이다. 이와 달리, <표 5>의 결과는 경영자의 기회주의적인 재량적 선택이 포함된 DGSMO는 자본비용을 낮추지 못한다는 것을 보여준

85) <표 5>의 경우에서 변수 간의 다중공선성 문제가 있는지를 확인해 본 결과, 모형 1부터 4까지에서 VIF가 가장 높았던 변수는 모두 SIZE로 그 값이 각각 2.29, 2.31, 2.29, 2.30이었다. 따라서 VIF 값이 2를 조금 초과하는 수준이므로, <표 5>의 결과에서 변수 간의 다중공선성 문제는 심각하지 않았다.

다. 따라서 앞서 <표 4>는 주로 본질적 GSMO에 의한 결과이며, 그러한 점에서 가설의 경우 GSMO의 원천 중 DGSMO보다는 IGSMO에서 주로 지시된 결과를 보였다.

5. 민감도 및 강건성 분석결과

본 절에서는 민감도(sensitivity) 또는 앞서의 <표 4> 및 <표 5>의 분석 결과에 대한 강건성 분석의 일환으로 몇 가지 추가적인 분석을 수행해 보았다. 먼저 앞서의 <표 4> 및 <표 5>의 결과의 경우 분석상에 시차모형이 고려된 방법으로 분석되었다. 선행연구들은 시차모형을 통해 분석하면 종속 변수와 관심변수 간에 발생할 수 있는 내생성 문제를 최소화할 수 있다고 주장한다(Jiang 2008 ; Ge and Kim 2014).⁸⁶⁾ 하지만 연구주제는 다르나, 연구에 따라서는 관심변수와 종속변수 간의 관계를 동시적(모두 t시점으로 측정)으로 살펴본 연구들도 있다(양동훈·김새로나 2014 ; 고성효 외 2인 2015 ; 강승구 외 2인 2017).⁸⁷⁾ 그러한 점에서 본 절의 첫 번째 민감도 분석의 경우 종속변수를 관심변수와 같이 t년도로 분석한 경우에서 앞서의 <표 4> 및 <표 5>의 분석결과가 강건한지를 알아보고자 한다. 그 분석결과는 <표 6>에 나타내었다. 지면관계상 앞서처럼 관심변수를 중심으로 한 요약 표로 보고하였다. Panel A는 <표 4>의 경우에 해당되고, Panel B는 <표 5>에 해당한다.

86) Jiang, J., Beating earnings benchmarks and the cost of debt, *The Accounting Review* 83, American Accounting Association, 2008, p.383. ; Ge and Kim 2014, *op. cit.*, 2019, p.644.

87) 양동훈·김새로나, “이익투명성, 보수주의 및 자본비용”, 『회계·세무와 감사 연구』 제56권 제3호, 한국공인회계사회, 2014, 12면 ; 고성효 외 2인, “경영자능력이 내재자기자본비용에 미치는 영향”, 『회계정보연구』 제33권 제4호, 한국회계정보학회, 2015, 170면 ; 강승구 외 2인, 앞의 논문, 2017, 323면.

<표 6> 민감도 분석결과 1 : 종속변수를 t년도로 측정된 경우

Panel A : <표 4>의 경우

Variables	pred. sign	Actual value		Decile rank	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
GSMO	-	-0.001*** [-2.639]	-0.001*** [-2.804]	-0.000*** [-4.210]	-0.000*** [-4.238]
BISMO	-/+		0.008*** [3.489]		0.000** [2.432]
Control variable	?	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.531	0.532	0.532	0.532
F Value		385.49***	373.06***	386.31***	373.39***
N		9,508	9,508	9,508	9,508

Panel B : <표 5>의 경우

Variables	pred. sign	Actual value		Decile rank	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
IGSMO	-	-0.003*** [-5.007]	-0.003*** [-5.178]	-0.000*** [-4.117]	-0.000*** [-4.184]
DGSMO	-	-0.000 [-0.115]	-0.000 [-0.228]	-0.000 [-1.350]	-0.000 [-1.370]
BISMO	-/+		0.009*** [3.605]		0.000** [2.498]
Control variable	?	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.532	0.533	0.532	0.532
F Value		373.50***	361.94***	372.92***	360.89***
N		9,508	9,508	9,508	9,508

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 일치함.

주2) []의 괄호에 제시된 수치는 변수에 대한 회귀계수의 t 값임.

주3) ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함(양측검증).

<표 6>의 결과를 보면, Panel A에서 관심변수 GSMO는 모형 1부터 4까지 모두에서 종속변수(COC)에 대해 1% 수준에서 유의적인 음(-)의 값으로 나타났다. 또한 Panel B에서 IGSMO는 COC에 대해 모형 1부터 4까지 모두 1%에서 유의적인 음(-)의 관계를, 그러나 DGSMO는 COC에 대해 유의하지 않았다. 이러한 결과로 볼 때 종속변수를 당기로 측정된 경우에도 GSMO 및 IGSMO의 결과는 질적으로 유사하였다. 따라서 앞서 <표 4>와 <표 5>의 결과는 종속변수를 차기($t + 1$ 년도)와 당기(t 년도)로 분석한 경우에 따라 민감하지는 않았다.

다음으로, 앞서 <표 4> 및 <표 5>의 경우 GSMO를 측정할 때 5년간($t - 4, t$) 자료를 이용하여 분석된 결과였다. 앞서와 달리, Demere et al.(2019)⁸⁸⁾의 연구에서 제안된 GSMO의 측정치는 GAAP ETR 및 Cash ETR의 각 분산을 계산할 때 최소 기간인 3개 연도 자료를 이용하였다. 따라서 앞서의 선행연구에서 GSMO는 단기(short-term)의 유효세율의 유연화 측정치에 해당된다. 반면에 본 연구는 GSMO를 측정할 때 5년간의 자료를 이용했기 때문에 좀 더 장기(long-term)의 유효세율의 유연화 측정치로 분석된 결과였다. 따라서 본 절의 두 번째 민감도 분석에서는 Demere et al.(2019)⁸⁹⁾에서 제안된 3년간($t - 2, t$)으로 측정된 GSMO(그 원천인 IGSMO vs. DGSMO)의 경우에서도 앞서 보고된 <표 4> 및 <표 5>의 결과가 강건한지를 추가로 살펴보고자 한다. 분석결과는 <표 7>과 같다. 지면상 관심변수를 중심으로 한 요약 표로 제시하였다.

88) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.14.

89) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, p.37.

<표 7> 민감도 분석결과 2 : GAAP 유효세율의 유연화를 3년간으로 측정된 경우

Panel A : <표 4>의 경우

Variables	pred. sign	Actual value		Decile rank	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
GSMO	—	-0.000** [-2.114]	-0.001** [-2.277]	-0.000** [-2.469]	-0.000** [-2.498]
<i>BISMO</i>	-/+		0.007*** [3.004]		0.000 [1.625]
<i>Control variable</i>	?	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>		0.571	0.571	0.572	0.571
<i>F Value</i>		452.91***	437.97***	453.05***	437.59***
<i>N</i>		9,508	9,508	9,508	9,508

Panel B : <표 5>의 경우

Variables	pred. sign	Actual value		Decile rank	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
IGSMO	—	-0.004*** [-7.147]	-0.004*** [-7.298]	-0.000*** [-3.879]	-0.000*** [-3.921]
DGSMO	—	0.001** [2.314]	0.001** [2.204]	0.000 [0.877]	0.000 [0.842]
<i>BISMO</i>	-/+		0.007*** [3.162]		0.000* [1.654]
<i>Control variable</i>	?	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>		0.573	0.575	0.572	0.572
<i>F Value</i>		441.61***	427.63***	438.95***	424.48***
<i>N</i>		9,508	9,508	9,508	9,508

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 일치함.

주2) []의 괄호에 제시된 수치는 변수에 대한 회귀계수의 t 값임.

주3) ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함(양측검증).

<표 7>의 결과를 보면, Panel A에서 관심변수 GSMO는 모형 모두 종속 변수(COC)에 대해 5% 수준에서 유의적인 음(-)의 값을(모형 1~4), 또한 Panel B에서 IGSMO는 COC에 대해 모형 모두 1%에서 유의적인 음(-)의 값이다(모형 1~4). 반면, DGSMO는 COC에 대해 관심변수를 Actual value로 측정할 경우 유의한 양(+의 값을(모형 1과 2), 그러나 관심변수를 Decile rank로 측정할 경우 통계적으로 유의한 값이 나타나지 않았다(모형 3과 4). 따라서 DGSMO의 경우는 Actual value와 Decile rank의 측정방법에 따라 분석결과에 다소 차이를 보이고 있다. 반면에, IGSMO의 경우는 Actual value와 Decile rank의 측정방법에 관계없이 일관되게 종속변수에 대해 유의한 음(-)의 관계로 나타나고 있다. 그러한 점에서 3년간으로 측정된 GSMO 및 IGSMO의 결과 역시 앞서 <표 4>와 <표 5>와 일관된 증거로 나타났다.

세 번째의 민감도 분석에서는 식(1)의 모형식에 재무보고의 질을 나타내는 발생액의 질(accruals quality; AQ)을 추가로 통제한 후에도 앞서 <표 4>와 <표 5>의 결과에 강건성이 있는지를 알아보려고 한다. 이러한 분석이 필요한 이유는 Demere et al.(2019)⁹⁰⁾의 주장처럼 GAAP 유효세율의 유연화에 담긴 정보가 재무보고의 질이 높다는 신호를 제공한다면 이러한 사항이 기존 연구들에서 재무보고의 질을 대표하는 발생액의 질과는 별개의 추가적인 정보로서 투자자들이 반응하는지를 알아볼 필요가 있기 때문이다. 본 연구는 AQ를 Francis et al.(2005)⁹¹⁾의 방법에 따라 이 연구의 모형에 따라 추정된 잔차(ϵ)의 과거 5년간($t-4, t$)의 표준편차로 측정하였다.⁹²⁾ 이에 대한 분석결과는 <표 8>과 같다.

90) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.12.

91) Francis et al., *op. cit.*, 2005, p.303.

92) Francis et al.(2005)의 모형식은 지면관계상 보고를 생략한다. 본 연구는 국내 연구로 권수영·기은선(2001) 및 박종일·신상이(2018)의 연구를 참고하였으며, Francis et al.(2005)의 모형과 그 추정절차는 이들 연구를 참고하기 바란다.

〈표 8〉 민감도 분석결과 3 : AQ를 추가로 통제한 경우

Panel A : 〈표 4〉의 경우

Variables	<i>pred. sign</i>	<i>Actual value</i>		<i>Decile rank</i>	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
GSMO	-	-0.001** [-1.978]	-0.001** [-2.098]	-0.000*** [-2.887]	-0.000*** [-2.909]
<i>BISMO</i>	-/+		0.005** [2.222]		0.000* [1.771]
<i>AQ</i>	+	0.005*** [3.918]	0.005*** [3.632]	0.005*** [3.813]	0.005*** [3.658]
<i>Control variable</i>	?	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>		0.577	0.577	0.577	0.577
<i>F Value</i>		433.46***	419.35***	433.82***	419.56***
<i>N</i>		9,508	9,508	9,508	9,508

Panel B : 〈표 5〉의 경우

Variables	<i>pred. sign</i>	<i>Actual value</i>		<i>Decile rank</i>	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
IGSMO	-	-0.003*** [-6.292]	-0.004*** [-6.416]	-0.000*** [-4.366]	-0.000*** [-4.423]
DGSMO	-	0.001 [1.554]	0.001 [1.464]	0.000 [0.332]	0.000 [0.314]
<i>BISMO</i>	-/+		0.006** [2.399]		0.000* [1.888]
<i>AQ</i>	+	0.005*** [3.798]	0.005*** [3.490]	0.005*** [3.797]	0.005*** [3.630]
<i>Control variable</i>	?	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>		0.578	0.579	0.578	0.578
<i>F Value</i>		422.10***	408.88***	420.68***	407.33***
<i>N</i>		9,508	9,508	9,508	9,508

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 일치함. 단, $AQ = t$ 년도 Francis et al.(2005)의 방법에 따라 추정된 발생액의 질[추정된 잔차(ε)의 과거 5년간의 표준편차].

주2) []의 괄호에 제시된 수치는 변수에 대한 회귀계수의 t 값임.

주3) ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함(양측검증).

<표 8>의 결과에 의하면, Panel A에서 GSMO는 모형 1부터 4까지 유의한 음(-)의 값을, Panel B에서 IGSMO 역시 모형 1부터 4까지에서 유의한 음(-)의 값이다. 이러한 결과는 GSMO 및 IGSMO는 AQ와 별개로 COC에 추가적인 정보력을 가지고 있음을 나타낸다. 따라서 <표 8>에서 AQ를 추가로 통제한 후에도 GSMO 및 IGSMO의 결과는 앞서의 <표 4> 및 <표 5>와 질적으로 같았다. 한편, AQ는 COC에 대해 유의한 양(+의 값이 나타나 발생액의 질이 낮을수록 자본비용이 높게 나타났다.

6. 추가분석 결과

Demere et al.(2019)⁹³⁾은 정보환경상에 불확실성이 상대적으로 높아 이를 낮추려는 수요가 있는 기업의 경영자는 GAAP ETR의 변동성을 시계열적으로 평탄하게(smooth out) 하려는 GAAP 유효세율의 유연화를 통해 경영자의 사적정보는 외부정보이용자에게 기업의 미래 Cash ETR의 예측을 보다 쉽게 할 수 있다고 주장한다. 따라서 이 연구에서는 GAAP 유효세율의 유연화를 통해서 장기 GAAP 유효세율을 지속가능한 정보로 자본시장에 제공함으로써 경영자는 높은 품질의 재무보고의 질에 대한 의사소통을 한다고 주장한다. 그런데 Demere et al.(2019)⁹⁴⁾에서 주장되었던 GAAP 유효세율의 유연화를 통해 재무보고의 질을 자본시장에 신호하려는 경영자는 정보에 불확실성이 높은 기업의 수요(demand) 측면에서 주로 논의한 것이다. 즉, Demere et al.(2019)⁹⁵⁾의 연구에서의 논의된 논점은 정보에 불확실성이 있을

93) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.12.

94) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, p.12.

95) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, p.12.

때 경영자는 이를 해소하기 위한 방안 중 하나로 GAAP 유효세율의 유연화를 하려는 수요가 발생된다는 주장이다.

앞서의 분석적인 <표 4>와 <표 5>의 결과는 전체표본이 대상이었다. 따라서 본 절에서는 Demere et al.(2019)⁹⁶⁾의 연구에서 논의된 주장을 추가로 알아보기 위하여 전체표본을 시장유형별(KOSPI vs. KOSDAQ)로 다시 나누어 살펴보고자 한다. 일반적으로 재무보고의 질은 유가증권기업의 경우보다 코스닥기업이 더 낮고, 또한 재무안정성이나 정보의 불확실성 역시 설립연도가 상대적으로 짧은 코스닥에 속한 기업들에서 더 높을 수 있다.⁹⁷⁾ 이러한 맥락에서 생각해 본다면 앞서 <표 4> 및 <표 5>의 결과는 유가증권기업보다 코스닥기업일 때 더 뚜렷한 관계가 나타날 것으로 예상된다. 이를 알아본 결과는 <표 9>와 같다. <표 9>의 Panel A 및 B에서 모형 1부터 4까지의 경우 KOSPI 표본의 결과이고, Panel A 및 B에서 모형 5부터 8까지의 경우 KOSDAQ 표본의 결과이다. 표 보고방식은 앞서와 유사하다.

<표 9>의 결과를 보면, 먼저 Panel A에서 KOSPI 표본의 경우 관심변수 GSMO는 COC에 대해 통계적으로 유의하지 않았다(모형 1~4). 반면, KOSDAQ 표본의 경우 관심변수 GSMO는 COC에 대해 1% 수준에서 전반적으로 유의한 음(-)의 값이 나타났다(모형 5~8). 따라서 앞서 <표 4>의 주된 결과는 KOSPI 표본의 결과라기보다는 KOSDAQ 표본에 기인한 것임을 알 수 있다. 그러한 점에서 앞서의 예상과 일치하게 정보의 불확실성 정도가 더 높은 코스닥기업들에서 GAAP 유효세율의 유연화는 자본비용을 낮추는 것으로 나타났다. 한편으로, 이러한 결과는 Demere et al.(2019)⁹⁸⁾의 주장과 유사하게 코스닥기업의 경영자는 정보의 불확실성을 낮추려는 수요가

96) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.12.

97) 예를 들어, 윤순석(2001)은 유가증권기업보다 코스닥기업의 재량적 발생액을 이용한 보고이익의 상향조정이 더 높다는 증거를 보고하였다. 이런 측면에서 보면, 코스닥기업이 유가증권기업보다 보고이익의 상향조정행위가 더 높다는 점에서 자본시장에 공시된 정보의 불확실성 정도는 더 높을 수 있다.

98) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, p.12.

있는 기업에서 GAAP 유효세율의 유연화를 통해 높은 재무보고의 질에 대한 경영자의 사적정보를 자본시장에 전달함으로써 자본비용을 감소시키는데 더 효과성이 있음을 시사한다.

<표 9> 추가분석 결과 : KOSPI vs. KOSDAQ 표본

Panel A : <표 4>의 경우									
Variables	pred. sign	KOSPI 표본				KOSDAQ 표본			
		Actual value		Decile rank		Actual value		Decile rank	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
GSMO	-	0.000 [0.917]	0.000 [0.762]	-0.000 [-0.375]	-0.000 [-0.424]	-0.001*** [-2.844]	-0.001*** [-2.872]	-0.000*** [-3.438]	-0.000*** [-3.379]
BISMO	-/+		0.006 [1.624]		0.000 [0.934]		0.007** [2.508]		0.000** [2.506]
Control variable	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R²		0.576	0.577	0.576	0.576	0.588	0.589	0.588	0.589
F Value		227.09***	219.16***	227.03***	218.95***	266.37***	257.35***	266.71***	257.68***
N		4,489	4,489	4,489	4,489	5,019	5,019	5,019	5,019
Panel B : <표 5>의 경우									
Variables	pred. sign	KOSPI 표본				KOSDAQ 표본			
		Actual value		Decile rank		Actual value		Decile rank	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
IGSMO	-	-0.001* [-1.820]	-0.001** [-1.996]	0.000 [0.074]	0.000 [0.029]	-0.005*** [-5.846]	-0.005*** [-5.855]	-0.000*** [-4.944]	-0.000*** [-4.951]
DGSMO	-	0.001** [2.269]	0.001** [2.170]	0.000* [1.761]	0.000* [1.727]	0.000 [0.175]	0.000 [0.142]	-0.000 [-1.135]	-0.000 [-1.085]
BISMO	-/+		0.007* [1.786]		0.000 [0.877]		0.007** [2.491]		0.000*** [2.632]
Control variable	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R²		0.577	0.577	0.577	0.577	0.590	0.591	0.590	0.590
F Value		219.59***	212.23***	219.17***	211.63***	259.13***	250.67***	258.40***	250.03***
N		4,489	4,489	4,489	4,489	5,019	5,019	5,019	5,019

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 일치함.

주2) []의 괄호에 제시된 수치는 변수에 대한 회귀계수의 t 값임.

주3) ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함(양측검증).

다음으로, Panel B에서 KOSPI 표본의 경우 관심변수 IGSMO는 Actual value로 측정하면 유의한 음(-)의 값이나(모형 1과 2), Decile rank로 측정하면 유의하지 않았다(모형 3과 4). 즉, IGSMO의 결과는 측정방법에 따라 차이를 보이고 있다. 이와 달리, KOSDAQ 표본에서 IGSMO는 Actual value와 Decile rank의 측정방법에 관계없이 일관되게 유의한 음(-)의 값이 나타났다(모형 5~8). 이 결과로 볼 때 앞서 <표 5>의 결과는 KOSPI 표본의 결과라기보다 KOSDAQ 표본에 주로 기인한 것임을 알 수 있다.

한편, 전체표본을 나누어 분석한 결과에서는 DGSMO의 경우도 KOSPI 표본에서 통계적으로 유의한 결과가 나타났으나, DGSMO와 COC 간에 양(+)의 관계로 나타났다. 이는 유가증권기업에서 재량적 GAAP 유효세율의 유연화 정도가 클수록 자본비용이 증가한다는 것을 나타낸다. 이러한 결과는 앞서 KOSDAQ 표본의 결과와는 대비되는 증거이다. 즉, 코스닥기업에서 본질적 유효세율의 유연화는 자본비용을 낮추는 반면에, 유가증권기업에서 재량적 유효세율의 유연화는 자본비용을 높인다는 발견이다. 따라서 투자자들은 유가증권기업에서 재량적 유효세율의 유연화를 수행하는 경우 기회주의적인 경영자의 재량적 의도가 개입된 것으로 평가하여 자본비용 측면에서 부정적인 시장반응을 보이는 것으로 나타났다.

이상의 결과를 종합하면, <표 4>와 <표 5>에서의 주된 결과는 KOSPI 표본보다 KOSDAQ 표본에 주로 기인한 것으로 나타났다. 이는 GAAP 유효세율의 유연화가 시장유형에 따라 차별적인 반응이 있음을 시사한다. 특히 코스닥기업에서 GAAP 유효세율의 유연화를 할수록 자본비용이 낮게 나타난 것은 Demere et al.(2019)⁹⁹⁾의 주장처럼 이익의 질이 더 낮아 정보의 불확실성이 더 높은 코스닥기업의 경영자가 GAAP 유효세율의 유연화를 통해서

99) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, p.12.

높은 재무보고의 질에 관한 신호를 자본시장에 전달한 결과로 보인다. 따라서 본 연구가설의 경우 KOSPI 표본보다는 KOSDAQ 표본에서 주로 뒷받침되는 실증적 증거를 얻었다.

V. 결 론

본 연구는 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업이 자본비용에는 어떤 영향을 미치는지 실증적으로 규명하였다. Demere et al.(2019)¹⁰⁰에서 제안된 GAAP 유효세율의 유연화가 고품질의 재무보고의 질과 양(+)의 관계가 있다는 주장을 토대로 본 연구는 이를 보다 확장시켜 자본비용과 GAAP 유효세율의 유연화 간에 음(-)의 관계가 있는지를 투자자 측면의 시장반응을 중심으로 살펴보았다. 또한 앞서의 관계에 대하여 GAAP 유효세율의 유연화를 그 원천에 따라 본질적 vs. 재량적 유효세율의 유연화로 나누어도 살펴보았고, 시장유형별(KOSPI vs. KOSDAQ)로 나누어서도 알아보았다.

분석을 위해 본 연구는 GAAP 유효세율의 유연화 정도를 Demere et al.(2019)¹⁰¹의 방법을 준용하여 당기를 포함한 과거 5년간($t - 4, t$)으로 측정되는 GAAP ETR의 분산에서 같은 기간($t - 4, t$)의 Cash ETR의 분산을 차감한 후 (-1)을 곱한 측정치(GSMO)를 이용하고, 또한 Demere et al.(2019)¹⁰²의 방법에 따라 본질적 또는 재량적 유효세율의 유연화를 분해하여 측정하였다(IGSMO vs. DGSMO). 본 연구는 KISVALUE에서 제공되는 가중평균자본비용을 이용하였다. 본 연구는 유가증권과 코스닥기업을 대상으로, 분석기간의 경우 관심변수(종속변수)를 기준으로 2003년부터 2017년까지(2004년부터 2018년까지) 금융업을 제외한 12월이 결산인 기업 중에서 표본의 조건을 만

100) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, pp.1~54.

101) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, p.14.

102) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, p.37.

축하는 최종표본 9,508개 기업/연 자료가 분석에 이용되었다.

실증분석의 결과는 다음과 같다. 첫째, 일정 변수뿐 아니라 세전이익의 유연화, 조세회피 그리고 재량적 발생액까지 통제된 후에도 GAAP 유효세율의 유연화는 차기의 자본비용과 유의하게 음(-)의 관계로 나타났다. 이는 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업일수록 외부자본을 조달할 때 자본비용이 낮음을 나타낸다. 한편으로, 이러한 결과는 Demere et al.(2019)¹⁰³에서 유효세율의 유연화 정도가 높을 때 재무보고의 질이 높다는 주장과 일치한다. 둘째, GAAP 유효세율의 유연화를 그 원천(본질적 vs. 재량적)에 따라 나누어 분석하면 앞서 GAAP 유효세율의 유연화와 자본비용 간에 음(-)의 관계는 주로 본질적 유효세율의 유연화에 기인한 것으로 나타났다. 이는 경영자의 기회주의적 재량권이 포함된 유효세율의 유연화보다 기업의 본질적인 특성이 내포된 유효세율의 유연화가 자본비용 측면에서 투자자들에게 긍정적인 영향을 준다는 것을 시사한다. 셋째, 앞서의 결과들은 동시적 관계로 분석하거나, Demere et al.(2019)¹⁰⁴의 방법에 따라 GSMO를 과거 3년간($t - 2, t$) 자료로 분석하거나, 재무보고의 질(발생액의 질)을 추가로 통제하더라도 일관된 증거로 나타났다. 마지막으로, 전체표본을 시장유형에 따라 다시 나누어 분석하면 앞서의 관계는 유가증권기업보다는 코스닥기업에 주로 기인한 것으로 나타났다. 이는 상대적으로 정보의 불확실성이 더 높아 이를 낮추려는 수요가 있는 코스닥기업에서 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 경우 더 효과성이 있음을 나타낸다. 한편으로, 이 결과는 Demere et al.(2019)¹⁰⁵의 주장에 부합되는 증거이다.

본 연구는 관련연구에 다음의 세 가지 측면에서 추가적인 공헌을 제공한다. 첫째, Demere et al.(2019)¹⁰⁶은 GAAP 유효세율의 유연화가 재무보고의 재작성 측면에서 재무보고의 질이 높다는 주장을 하였다. 반면, 본 연구는

103) Demere, et al., *op. cit.*, 2019, pp.1~54.

104) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, p.14.

105) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, p.12.

106) Demere, et al., *Ibid.*, 2019, pp.1~54.

앞서의 선행연구를 확장시켜 GAAP 유효세율의 유연화가 자본비용 측면에서 투자자들에게 긍정적인 영향을 주는지를 처음으로 살펴보았다는 데 의의가 있다. 따라서 본 연구결과는 앞서의 관련연구에 추가적인 증거를 제공해 준다. 둘째, 본 연구는 GAAP 유효세율의 유연화가 자본비용의 결정에 중요한 결정요인임을 실증적 증거로 제시하고 있어 자본비용과 관련된 후속연구에도 새로운(novel) 증거를 제공한다. 특히 본 연구의 발견은 GAAP 유효세율의 유연화를 하는 기업은 외부정보이용자 측면에서 재무보고의 질에 관한 신호 정보를 제공한다는 것을 자본비용을 통해 보여주고 있다. 그러한 점에서 재무보고의 질에 관심이 있는 학계뿐 아니라 실무계, 규제기관 그리고 과세당국에게도 본 연구의 발견은 유용한 시사점을 더불어 제공해 줄 것으로 기대된다. 마지막으로, ETR의 변동성을 중심으로 세무위험을 분석한 그동안의 연구들은 주로 과세당국의 실제 현금납부세액이 반영된 Cash ETR을 중심으로 논의되어 왔다(Hutchens and Rego 2015 ; Neuman 2016 ; Drake et al. 2017 ; Guenther et al. 2017 ; 강정연 · 고종권 2014 ; 김진수 · 고종권 2016 ; 김진수 · 김임현 2016 강승구 외 2인 2017).¹⁰⁷⁾ 반면, 본 연구는 앞서의 선행연구들과 달리 GAAP ETR의 변동성과 Cash ETR의 변동성의 차이로 측정되는 GAAP 유효세율의 유연화의 경우 GAAP ETR에 초점을 두고 있어 GAAP ETR의 기본적인 효과와 이를 통한 이해를 높이는 데 기여한다. 따라서 ETR의 변동성을 연구하고자 하는 후속연구에게도 본 연구결과는 의미 있는 시사점을 제공해 줄 수 있다. 예를 들어, Cash ETR의 변동성을 분석했던 선행연구들은 대부분이 부정적인 효과를 중심으로 다룬 반면에, 본 연구는 GAAP ETR의 변동성과 Cash ETR의 변동성 간의 차이로 측정되는 GAAP 유효세율의 유연화에 대한 긍정적인 효과 측면을 다루고 있으므로,

107) Hutchens and Rego, *op. cit.*, 2015. ; Neuman, *op. cit.*, 2016. ; Drake et al., *op. cit.*, 2017, pp.1~26. ; Guenther et al., *op. cit.*, 2017, pp.115~136. ; 강정연 · 고종권, 앞의 논문, 2014, 147~183면. ; 김진수 · 고종권, 앞의 논문, 2016, 267~298면. ; 김진수 · 김임현, 앞의 논문, 2016, 111~141면. ; 강승구 외 2인, 앞의 논문, 2017, 311~346면.

이러한 관점은 후속연구의 새로운 주제 개발에도 시사점을 제공해 줄 것으로 기대된다.

이상의 유익한 공헌에도 본 연구는 다음의 분석상의 한계를 가지고 있다. 첫째, 분석에 이용된 식(1)의 모형의 경우 변수로 고려하지 못한 생략된 변수의 문제는 남아 있다. 둘째, 본 연구의 관심변수를 측정할 때 연도별로 세 전이익이 양(+)이고, 또한 유효세율의 값이 양(+)인 기업이 대상이라는 점에서 수익성이 상대적으로 높은 기업들이 분석되는 자기선택의 편의 문제가 있을 수 있다. 셋째, 본 연구는 유효세율의 유연화를 그 원천에 따라 본질적 또는 재량적 구성요소로 분해할 때 회귀분석을 이용한 추정이 수반되므로, 추정오차의 문제는 있다. 따라서 이러한 측면들은 결과해석상에 고려가 필요하다. 한편, 이와 같은 분석상의 한계는 실증적 분석을 수행하는 관련연구들에서도 공통되게 발견할 수 있는 문제일 수는 있다.

參 考 文 獻

1. 국내 문헌

- 강승구 · 김진수 · 고종권, “조세회피와 세무위험이 내재자본비용에 미치는 영향”, 『회계저널』 제26권 제5호, 한국회계학회, 2017.
- 강정연 · 고종권, “기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제39권 제1호, 한국회계학회, 2014.
- 고성효 · 고창열 · 고봉조, “경영자능력이 내재자기본비용에 미치는 영향”, 『회계정보연구』 제33권 제4호, 한국회계정보학회, 2015.
- 권수영 · 기은선, “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구”, 『회계학연구』 제36권 제4호, 한국회계학회, 2011.
- 기은선, “기업의 사회적 책임활동이 조세회피 및 조세회피에 대한 시장반응에 미치는 영향”, 『세무학연구』 제29권 제2호, 한국세무학회, 2012.
- 김진수 · 고종권, “조세회피와 세무위험이 기업가치에 미치는 영향”, 『세무학연구』 제33권 제3호, 한국세무학회, 2016.
- 김진수 · 김임현, “조세회피가 정보비대칭에 미치는 영향 : 대형회계법인과 재무분석가의 외부감시효과를 중심으로”, 『세무학연구』 제33권 제3호, 한국세무학회, 2016.
- 박종일, “지속적인 세무전략이 정보비대칭과 자본비용에 미치는 영향”, 『세무와 회계연구』 제8권 제3호, 한국세무사회, 2019.
- 박종일 · 남혜정, “실제 이익조정 및 발생액에 기초한 이익조정과 사후적 자본비용 : 유가증권상장과 코스닥상장기업의 실증적 증거”, 『회계와 감사 연구』 제53권 제2호, 한국공인회계사회, 2011.
- 박종일 · 박찬웅 · 최성호, “이익유연화가 자본비용을 감소시키는가? : 유가증권상장기업과 코스닥상장기업을 중심으로”, 『세무와 회계저널』 제13권 제1호, 한국세무학회, 2012.
- 박종일 · 신상이, “세무위험이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”, 『경영학연구』 제47권 제4호, 한국경영학회, 2018.
- 박종일 · 신상이, “유효세율의 유연화가 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”, 2019년 한국회계학회 동계학술대회 발표논문, 한국회계학회, 2019.

- 박종일 · 신재용, “기업소송, 자본비용 및 기업특성”, 『회계학연구』 제39권 제4호, 한국회계학회, 2014.
- 양동훈 · 김세로나, “이익투명성, 보수주의 및 자본비용”, 『회계 · 세무와 감사 연구』 제56권 제3호, 한국공인회계사회, 2014.
- 윤순석, “상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구”, 『경영학연구』 제29권 제1호, 한국경영학회, 2001.
- 전규안 · 김철환, “회계이익과 과세소득의 차이 계산시 과세소득의 측정방법에 관한 연구”, 『세무와 회계저널』 제9권 제3호, 한국세무학회, 2008.
- 전규안 · 박종일, “이연법인세와 이익조정에 관한 연구”, 『회계학연구』 제27권 제1호, 한국회계학회, 2002.
- 조중석 · 조문희, “발생액 변동이 정보비대칭, 이익예측과 자본비용에 미치는 영향”, 『회계저널』 제19권 제3호, 한국회계학회, 2010.

2. 국외 문헌

- Ashbaugh, H., R. LaFond and B. Mayhew, Do non-audit services compromise auditor independence? Further evidence, *The Accounting Review* 78(3), American Accounting Association, 2003.
- Balakrishnan, K., J. Blouin and W. Guay, Tax aggressiveness and corporate transparency, *The Accounting Review* 94(1), American Accounting Association, 2019.
- Chen, C., J-B., Ki and L. Yao, Earnings smoothing : Does It exacerbate or constrain stock price crash risk?, *Working paper*, University of Waterloo, 2016.
- Dechow, P., W. Ge and C. Schrand, Understanding earnings quality : A review of the proxies, their determinants and their consequences, *Journal of Accounting and Economics* 50(2), Elsevier, 2010.
- Demere, P., P. Lisowsky, L. Y. Li and R. W. Snyder, Do smoothing activities indicate higher or lower financial reporting quality? Evidence from effective tax rates, *Working paper*. University of Georgia, 2019.
- Dhaliwal, D. S., H. S. Lee, M. Pincus and L. B. Sreele, Taxable income and firm risk, *The Journal of the American Taxation Association* 39(1), American Accounting Association, 2017.
- Drake, K., S. Lusch and J. Stekelberg, Does tax risk affect investor valuation of tax avoidance?, *Journal of Accounting, auditing and Fiance* 32(1), SAGE, 2017.

- Dye, R., Earnings management in an overlapping generations model, *Journal of Accounting Research* 26, Wiley, 1988.
- Dyreg, S., M. Hanlon and E. Maydew, Long-run corporate tax avoidance, *The Accounting Review* 83(1), American Accounting Association, 2008.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson and K. Schipper, The market pricing of accruals quality, *Journal of Accounting and Economics* 39(2), Elsevier, 2005.
- Ge, W. and J. B. Kim, Real earnings management and the cost of new corporate bonds, *Journal of Business Research* 67, Elsevier, 2014.
- Graham, J., M. Hanlon, T. Shevlin and N. Shroff, Incentives for tax planning and avoidance : Evidence from the field, *The Accounting Review* 89(3), American Accounting Association, 2014.
- Guenther, D. A., S. R. Matsunaga and B. M. Williams, Is tax avoidance related to firm risk?, *The Accounting Review* 92(1), American Accounting Association, 2017.
- Hunt, A., S. Moyer and T. Shevlin, Earnings volatility, earnings management, and equity value, *Working paper*. University of Washington, 2000.
- Hutchens, M. and S. O. Rego, Does greater tax risk lead to increased firm risk?, *Working paper*, University of Illinois, 2015.
- Jayaraman, S., Earnings volatility, cash flow volatility, and informed trading, *Journal of Accounting Research* 46(4), Wiley, 2008.
- Jiang, J., Beating earnings benchmarks and the cost of debt, *The Accounting Review* 83, American Accounting Association, 2008.
- Khurana, I. K., R. Pereira and E. Zhang, Is real earnings smoothing harmful? Evidence from firm-specific stock price crash risk, *Contemporary Accounting Research* 35(1), Elsevier, 2018.
- Kothari, S. P., A. J. Leone and C. E. Wasley, Performance matched discretionary accrual measures, *Journal of Accounting and Economics* 39, Elsevier, 2005.
- Li, S. and N. Richie, Income smoothing and the cost of debt, *China Journal of Accounting Research* 9, Elsevier, 2016.
- Mayberry, M., S. Mcguire and T. Omer, Smoothness and the value relevance of taxable income, *Journal of the American Taxation Association* 37(2), American Accounting Association, 2015.

Neuman, S. S., Tax strategies : It's not just about minimization, *Working paper*, University of Missouri at Columbia, 2016.

Phillips, J., M. Pincus and S. Rego, Earnings management : New evidence based on deferred tax expense, *The Accounting Review* 78(2), American Accounting Association, 2003.

Phillips, J., M. Pincus, S. Rego and H. Wan, Decomposing changes in deferred tax assets and liabilities to isolate earnings management activities, *The Journal of American Taxation Association* 26, American Accounting Association, 2004.

Tucker, J. and P. Zarowin, Does income smoothing improve earnings informativeness?, *The Accounting Review* 81(1), American Accounting Association, 2006.

<Abstract>

**The Effect of Smoothing of GAAP Effective
Tax Rates on Cost of Capital**

Park, Jong Il*

The purpose of this paper is to investigate the empirical research on the relationship between GAAP ETR smoothing and the cost of capital. In particular, this study investigate whether firms with GAAP ETR smoothing is associated with a lower cost of capital. 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. Evidence in the prior research shows that managers using tax accruals to smooth out volatilities in GAAP ETRs seem to also be committed to not using tax accruals in earnings manipulation. Rather, GAAP ETR smoothing could be associated with higher financial reporting quality and the ability of GAAP ETR smoothing for predicting future cash (or GAAP) ETRs. This is, GAAP ETR smoothing improves the prediction of future cash (or GAAP) ETRs and also outside investors put a greater emphasis on the stability of ETR reporting than on other costs. Therefore, managers are likely to use tax accruals to smooth out volatilities in GAAP ETRs to communicate a long-term sustainable tax rate and GAAP ETR smoothing strategy is a credible indicator overall reporting quality (Demere et al. 2019).

An unexplored question is whether the information of GAAP ETR smoothing as an indicator of higher financial reporting quality is association with a lower cost of capital after controlling for pre-tax income smoothing, tax avoidance, and earning quality. For analysis, following Demere et al. (2019), I measure GAAP ETR smoothing (hereafter GSMO) as the variance of the GAAP ETR and the cash ETR over prior five years (i.e., $t - 4 \sim t$), then I subtract the variance of the cash ETR from the variance of the GAAP ETR, and multiply this measure by negative one so that higher levels represent smoother GAAP ETRs relative to cash ETRs. Following Demere et al. (2019), I also separate my measure of GAAP ETR smoothing into its two sources of innate and discretionary

* Professor, School of Business, Chungbuk National University

components. I employ WACC (i.e., WACC consists of both the cost of debt and the cost of equity capital) as a measure of the cost of capital (hereafter COC) comes from KISVALUE databases. This study sample covers KOSPI and KOSDAQ listed firms based on the test variable from 2003 to 2017 period.

Empirical findings reveal the following. First, after controlling for several variables as well as pre-tax income smoothing, tax avoidance, and earning quality that affect the dependent variable (COC), I find evidence of a negative and significant association between GSMO and COC, which suggests that firms with GAAP ETR smoothing tax strategies have a significantly lower cost of capital. This results suggest that smoothing of GAAP ETRs through tax accruals serves as a credible indicator of higher financial reporting quality. Second, I further document that the impact GAAP ETR smoothing on the cost of capital and hence should lead to a lower cost of capital effect is mostly driven by the innate components (i.e., innate GSMO). Lastly, when I divided the full sample into KOSPI and KOSDAQ listed firms, I find that the first and second results mostly is more pronounced for KOSDAQ listed firms, which relatively when the demand for transparent reporting is higher. Their evidence is consistent with Demere et al. (2019)'s argument.

Collectively, my results contribute to the financial reporting and tax literatures by providing evidence that GAAP ETR smoothing activities pertaining to tax accruals are consistent with higher financial reporting quality. This is the first paper to address the relation between GAAP ETR smoothing and the cost of capital. Therefore, my findings can provide additional and novel evidence to the related GAAP ETR smoothing tax strategies. Overall, these results suggest that the smoothing of GAAP ETRs as a proxy for the higher financial reporting quality as well as its does capture underlying indicator for predicting future cash ETRs and/or GAAP ETRs.

▶ **Key Words** : GAAP ETR smoothing, pre-tax income smoothing,
tax avoidance, financial reporting quality, cost of capital