세무와회계저널
제20권 제6호 2019년 12월 pp.191～218
한국세무학회

https://doi.org/10.35850/KJTA.20.6.08
ISSN 1738－3323

증분조세회피와 세무위험

박시훈* · 김갑순**

〈요 약〉

본 연구는 증분조세회피와 세무위험과의 관련성을 분석한 연구이다. 조세회피에 관한 선행연구에서는 조세회피와 세무위험의 관련성에 대하여, 높은 조세회피수준이 세무위험을 증가시킬 것으로 보았다. 그러나 최근 조세회피와 세무위험의 관계를 실증분석한 선행연구들은 조세회피와 세무위험의 측정방법에 따라 다른 결과를 보고하였다. 본 연구에서는 기존연구의 문제점을 개선하기 위해 조세회피를 새롭게 정의하고 측정하였다. 기존연구와 같이 조세회피의 측정치로 유효세율(ETR)을 사용할 경우 기업 및 산업별로 나타나는 지속적인 세금감면혜택으로 낮은 수준을 유지하는 경우와 조세회피로 낮은 수준을 유지하는 경우를 구분하지 못할 수 있다. 또한 장기ETR은 변수에 지속성이 반영되어 있으므로 ETR의 지속성 또는 변동성과의 관계를 연구 시 해석상의 오류가 발생할 수 있다.

본 연구에서는 증분조세회피 즉 ETR의 수준이 아닌 일정 기간 ETR의 감소분을 조세회피의 측정치로 사용하여 측정한 증분조세회피가 세무위험에 미치는 영향을 분석하였다. 조세회피는 ETR의 감소에 영향을 미치는 행위이므로 과거 기간보다 낮아진 ETR은 조세회피와 관련성을 갖는다. 증분조세회피는 그 값의 크기가 조세회피의 크기를 반영할 수 있도록 과거 t－n기의 유효세율에서 t기의 유효세율을 뺀 값을 사용하였고, 음수 값은 표본에서 제외하였다. 세무위험은 t＋1기～t＋5기의 총 5년간의 Cash ETR 또는 GAAP ETR의 표준편차로 측정하였다. 표본은 2003년부터 2013년까지의 유가증권과 코스닥시장 상장기업 중 비금융업을 대상으로 하였다.

실증결과 증분조세회피와 세무위험과의 관련성은 Cash ETR과 GAAP ETR 모두 통계적으로 유의한 양(＋)의 값으로 나타났다. 이러한 결과는 증분조세회피가 커질수록 조세회피의 변동성도 증가하는 것을 의미하는 것으로, 과거의 조세회피 증가와 미래의 세무위험 증가가 관련성을 갖는다는 연구가설을 기존연구와 달리 증분조세회피의 개념을 이용하여 실증하였다는데 연구의 의의가 있다.

〈주제어〉 증분조세회피, 유효세율, 세무위험

* 동국대학교 회계학과 박사과정, psh82@dongguk.edu, 주저자
** 동국대학교 경영대학 교수, kks@dongguk.edu, 교신저자

논문접수일 2019년 11월 19일　　게재확정일 2019년 12월 12일

Ⅰ. 서 론

최근 세무위험 또는 세무불확실성에 대한 연구가 활발하게 진행되고 있다. 아직까지 세무위험에 대한 일관된 정의가 명확하게 확립되지는 않았지만, 그동안 세무위험에 대한 다양한 해석과 접근이 이루어져 왔다. 최근의 연구에 따르면 조세회피가 회사 전체의 높은 위험과 관련이 있다는 실증 결과가 보고되었다. 그 예로 Rego and Wilson(2012)은 유효세율(effective tax rate 이하, ETR)이 낮은 회사의 CEO가 위험 감수 인센티브를 더 많이 받는다는 사실을 발견하였으며, 지분 리스크 인센티브(equity risk incentives)가 CEO에게 위험한 조세회피전략을 수행하도록 장려한다고 주장하였다. Hasan, Hoi, Wu and Zhang(2014)은 ETR이 낮은 회사가 은행 대출을 받을 때 더 높은 이자율을 적용받는 것을 발견하였다.

조세회피는 여러 가지 이유로 회사의 위험을 증가시킬 수 있다. 먼저 조세회피는 과세 당국으로부터 세금 절감액을 부인당하거나 세무조사를 받을 수 있는 위험이 있으며, 조세회피 활동으로 인하여 회사의 재무제표 및 공시에 복잡성을 늘려 회계투명성을 줄이거나 회사의 미래 현금흐름에 대한 불확실성을 증가시킬 수 있다. 또한 세금납부가 회사의 현금 흐름에서 충분히 큰 구성 요소인 경우, 회사의 세금 납부액에 관한 불확실성은 회사의 전체 현금 흐름에 대한 불확실성을 초래할 수 있다. 조세회피와 세무위험에 대한 연구는 대부분 높은 조세회피수준은 미래의 세무위험을 높일 것이라는 가정을 하였다.[1] 그러나 최근 선행연구에 따르면 조세회피와 세무위험의 관련성은 그 측정 방법에 따라 서로 다른 실증 결과를 보여준다.

Dyreng et al.(2019)는 조세회피와 세무불확실성[2]사이의 관련성을 조사하였다. 그들은 특히 Cash ETR(현금유효세율 cash effective tax rate 이하, Cash ETR) 수준으로 측정한 기업의 조세회피 증가가 기업의 UTB 준비금[3] 증가에 반영된 불확실한 세금 회피와 관련이 있는지 여부를 분석하였다. 연구결과 조세회피와 세무위험이 관련이 있다는 결과를 보고하였다. 그들은 Cash ETR이 낮은 회사는 UTB가 크게 증가했으며, 이러한 유의한 관련성은 세금 피난처 자회사와 빈번한 특허 출원을 하는 회사에 대해 더 강력하다는 것을 발견 하였다. Guenther et al.(2017)은 조세회피전략이 기업위험과 관련이 있는지 여부를 분석한 결과에서, 이전 조세회피 연구에서의 ETR이 낮은 기업은

---

1) 선행연구 Hasan et al.(2014), Hutchens and Rego(2015), Neuman et al.(2015),Ciconte et al.(2016), Guenther et al.(2017), Dyreng et al.(2019) 등의 경우 조세회피수준이 높을수록 미래의 세무위험이 높을 것이라는 가정을 하고 있다.

2) 선행연구에서는 세무위험과 세무불확실성이 유사한 의미로 서로 상호교체 사용가능한 용어로 사용된다 (Dyreng et al. 2019 ; Hutchens and Rego 2015 ; Guenther et al. 2017 ; Hanlon et al. 2017 ; 김진수・고종권 2016 ; 박종일・전규안 2019 등).

3) 미인식법인세수익(Unrecognized Tax Benefit, UTB)은 재무회계기준위원회(FASB)에 의해서 제정된 Financial Interpretation No. 48(FIN 48)에 따라 기업이 세무관련 의사결정 이후 과세당국의 세무조사에서 부인당할 위험이 높은 세액을 재무제표에 부채로 인식한 금액이다.

이후에 높은 ETR이 뒤따르게 되어 지속성(persistence)이 낮을 것이라는 기대와 달리 ETR이 낮은 기업들의 미래ETR이 상대적으로 높은 ETR의 기업들과 비교하여 오히려 지속성이 더 높다고 보고하였다. 또한 이 연구는 조세회피와 미래 Cash ETR의 표준편차로 측정한 세무위험 간에 유의적인 관련성이 거의 없음을 보고하였다. 즉 Guenther et al.(2017)의 연구에서는 조세회피가 미래 세무위험을 높이거나 기업위험을 높인다는 증거를 발견하지 못하였다.

국내 연구를 살펴보면 박종일・전규안(2019)은 기업의 조세회피가 미래 세무불확실성을 증가시키는지 여부를 실증 분석하였다. 그들은 조세회피를 Dyreng, Hanlon and Maydew(2008)의 방법에 따라 과거 5년간의 Cash ETR과 GAAP ETR(유효법인세율 이하, GAAP ETR) 로 측정하였으며, 미래 세무위험은 Cash ETR과 GAAP ETR의 미래 5년간의 변동성으로 측정하였다. 실증분석 결과 높은 GAAP ETR로 측정한 조세회피 성향은 미래 Cash ETR의 변동성으로 측정한 세무불확실성과 음(−)의 관계가 있는 것으로 나타나, 조세회피가 미래 세무위험을 증가시킨다는 증거를 관찰하지 못하였다. 이 결과는 Guenther et al.(2017)의 연구결과와 유사하다. 그러나 GAAP ETR로 측정한 조세회피 성향과 미래 GAAP ETR의 변동성과는 Guenther et al.(2017)의 연구결과와 달리 양(+)의 관계가 나타났다. 또한 추가분석에서 조세회피의 성향이 높은 기업은 미래에도 지속성이 높은 것으로 나타났다. 강정연(2018)은 조세회피와 세무위험의 관련성을 분석 하였다. 조세회피의 측정치로는 CASH(GAAP) ETR과 산업・규모 조정 CASH(GAAP) ETR을 사용하였으며 세무위험의 측정치는 (t−4)기부터 t기까지 5년간의 CASH(GAAP) ETR의 변동성과 산업・규모 조정 CASH(GAAP) ETR 변동성으로 측정하였다. 이 연구에서는 조세회피와 세무위험이 양(+)의 관계가 있을 것으로 기대하였다. 분석결과 예상과는 달리 세무위험과 조세회피는 음(−)의 관련성이 있는 것으로 나타났다.

선행연구의 결과를 살펴보았을 때 조세회피와 세무위험과의 관련성은 조세회피와 세무위험의 측정방법에 따라서 다른 결과를 보고하였다. 먼저 조세회피와 세무위험의 관련성을 직접적으로 살펴본 국내・외 선행연구 중 일부를 <표 1>에 정리하였다.

〈표 1〉 선행연구의 비교

	조세회피측정치	세무위험 측정치	분석결과
Dyreng et al. (2019)	5−Year Cash ETR	기업의 UTB 준비금	양(+)
Guenther et al. (2017)	5−Year Cash ETR 3−Year Adjusted ETR	미래 Cash ETR의 표준편차	음(−)
박종일・전규안 (2019)	5−Year GAAP ETR	미래 Cash ETR의 표준편차 미래 GAAP ETR의 표준편차	음(−) 양(+)
강정연 (2018)	CASH(GAAP) ETR Adjusted ETR	CASH(GAAP) ETR의 표준편차 Adjusted ETR 표준편차	음(−)

선행연구에서는 낮은 ETR의 기업을 공격적인 조세회피를 한 기업으로 보았다. Dyreng et al.(2008)은 낮은 Cash ETR을 장기간 유지하는 기업을 공격적 조세회피기업으로 분류하였으며, 조세회피와 세무위험의 관련성을 살펴본 위의 선행연구 역시 장기간 낮은 ETR을 유지한 기업을 조세회피기업으로 보거나 현재 ETR이 낮은 기업을 조세회피 기업으로 분류하였다. 또한 이들은 ETR이 낮은 기업은 과세당국에 의해 세무조사를 받을 가능성이 높을 수 있고, 세무조사 결과 조세회피행위가 합법적이지 않다고 판단되면 추후 추징세액과 가산금 또는 소송비용 등으로 인해 오히려 더 높은 세부담을 질 수 있다고 보았다. 따라서 선행연구들은 조세회피가 ETR의 감소에 영향을 미치는 행위로써, 낮은 ETR이 조세회피와 관련성을 갖는 것으로 보았다.

그러나 ETR 자체를 조세회피의 측정치로 사용하는 것은 다음과 같은 문제점이 있을 수 있다. 첫째, 기업 및 산업별로 나타나는 지속적인 세금감면혜택으로 낮은 수준을 유지하는 경우와 조세회피로 낮은 수준을 유지하는 경우를 구분하지 못할 수 있다. ETR을 조세회피 측정치로 사용하는 경우, 세제상 구조적인 특성에 의해 ETR이 낮은 기업을 공격적인 조세회피 기업으로 분류하는 문제가 있다. 둘째, 장기ETR을 조세회피수준의 측정치로 사용하여 지속성 또는 ETR의 변동성과의 관련성을 분석하는 경우이다. 일정한 기간 동안의 ETR인 장기ETR은 ETR보다 지속성이 높고 극단치가 줄어들어 측정치로서 보다 안정적이다(Dyreng, Hanlon and Maydew 2008). 그러나 장기ETR의 측정 방법상 변수에 ETR의 지속성이 반영되어 있다. 예를 들어, 장기ETR이 낮은 기업은 일정한 기간 동안 ETR이 낮은 기업일 가능성이 크며, 그 기업의 미래의 ETR도 안정적으로 낮게 유지될 가능성이 클 것이다. 그러므로 장기ETR을 조세회피수준의 측정치로 사용하여 지속성 또는 ETR의 변동성과의 관련성을 분석하는 경우, 분석결과에 대한 해석에 오류가 발생할 수 있다. 셋째, 장기ETR은 일정 기간 동안의 ETR의 수준이다. 따라서 장기ETR이 낮은 기업은 ETR이 지속적으로 낮게 유지되는 기업이거나 특정 시점의 급격한 ETR의 감소의 결과가 평준화 되어 장기ETR이 낮은 기업일수 있다. 즉 장기ETR이 동일한 기업일지라도 ETR이 지속적으로 유지되는 기업일수도 있으며, ETR의 변동성이 큰 기업일 수도 있다. 장기ETR이 낮은 기업이 일정 기간 동안 낮은 ETR을 유지한 결과로 낮다면, 그 기업은 지속적으로 낮은 ETR을 유지할 가능성이 크다. 그러나 장기ETR이 낮은 기업이 큰 ETR의 감소로 낮아진 기업이라면, 그 기업의 미래 변동성은 낮은 ETR이 지속적으로 유지되는 기업과 다를 것이다.

본 연구에서는 증분조세회피 즉 ETR의 수준이 아닌 일정 기간 ETR의 감소분을 조세회피의 측정치로 사용하여 측정한 증분조세회피가 세무위험에 미치는 영향을 분석하였다. 조세회피는 ETR의 감소에 영향을 미치는 행위이므로 과거기간보다 낮아진 ETR은 조세회피와 관련성을 갖는다. 예를 들어 A라는 기업의 t−1기의 ETR이 20% 이고 t기의 ETR이 20% 이며, B라는 기업의 t−1기의 ETR이 30%이고 t기의 ETR이 25%라면 선행연구의 조세회피 측정치는 ETR이 낮은 A기업의 조세회피수준이 B보다 더 높다. 그러나 본 연구의 증분조세회피는 전년도보다 ETR이 5% 감소한 B 기업의 조세회피수준이 더 높다. 선행연구의 조세회피가 ETR의 감소에 영향을

미치는 행위라는 점에서도 본 연구의 조세회피 측정방법이 연구 목적상 더 부합하는 방법이다. 본 연구는 구체적으로 증분조세회피의 값의 크기가 조세회피의 크기를 반영할 수 있도록 t−n기에서 t기의 유효세율을 뺀 값을 사용하였고, 0이하의 값은 표본에서 제외하였다.

본 연구는 2003년부터 2013년까지의 유가증권시장과 코스닥시장 상장기업 중 금융업을 제외한 기업을 대상으로 하였다. 본 연구의 가설을 검증하기 위해 관심변수인 증분조세회피를 과거 t−n기의 유효세율에서 t기의 유효세율을 뺀 값을 사용하였고, 0이하의 값은 표본에서 제외하였다. 본 연구의 종속변수인 세무위험은 Guenther et al.(2017)의 방법과 동일 한 방법인 t+1기부터 t+5기까지 5년간의 ETR의 표준편차로 측정하였다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 본 연구의 주제와 관련된 이론적 배경과 선행연구를 검토한다. 제Ⅲ장에서는 제Ⅱ장에서 검토한 선행연구를 바탕으로 가설을 설정하고, 가설검증을 위한 모형을 제시하며 표본선정에 대해 논의한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하고 해석한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 실증분석의 결과를 정리하고 본 연구의 중요성과 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 이론적 배경 및 선행연구

세무위험에 대한 정의는 아직까지 일반적으로 확립되지는 않았으며 다양한 해석과 접근이 이루어지고 있다.[4] Hutchens and Rego(2013)는 회사의 거래, 운영, 재무보고 결정 및 기업 평판을 둘러싼 모든 세금과 관련된 불확실성을 “세무위험”으로 정의하였다. 세금 관련 불확실성에는 회사 사실에 대한 세법 적용의 불확실성, 과세 당국의 세무조사 가능성, 소득세에 대한 재무 회계의 불확실성 및 세금 결정의 기반이 되는 회계 정보의 품질을 포함하였다. 세무위험의 측정치로는 Cash ETR의 5년간 표준편차와 총 불확실한 절세효과(total UTB), 당기 UTB(current UTB), 회계이익과 과세소득의 차이 중 재량적 영구적 차이(DTAX)를 이용하였다. Hutchens and Rego (2013)는 세무위험의 대용치 중 과거 5년간 Cash ETR의 변동성과 DTAX가 높을수록 당기 및 차기의 주가변동성과 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다.

Guenther et al.(2017)은 현재의 세무전략으로 미래의 기대되는 세금 부담의 불확실성을 세무위험으로 정의하였다. 이 정의는 재무관리에서 주로 사용하는 Markowitz(1952)의 위험에 대한

4) 선행연구에서 세무위험에 대한 정의는 다양하게 이루어지고 있다.Neuman et al.(2013)은 현재의 행동이나 활동에 의해 발생하는 미래의 세금 결과에 대한 불확실성으로 정의 하였으며, Hutchens and Rego (2015)은 회사의 거래, 운영, 재무보고 결정 및 기업 평판을 둘러싼 모든 세금 관련 불확실성으로 세무위험을 광범위하게 정의하였다. Guenther et al.(2017)은 현재의 세무전략으로 인해 미래의 기대되는 세금 부담의 불확실성을 세무위험으로 정의하였다. Dyreng et al.(2019)은 을 잠재적 회색영역(grey area)의 조세회피에서 실패하는 조세회피를 세무위험으로 정의하였다.

개념을 차용하여 세금부담의 변동성을 세무위험으로 정의하였다. 세무위험의 측정치는 5년간 Cash ETR의 변동성을 사용하였으며 회사의 위험한 조세회피 활동의 범위를 파악하기 위해 5년간 Cash ETR, 3년간 산업·규모조정 Cash ETR, 5년간 GAAP ETR, 3년간 산업·규모조정 GAAP ETR의 유효 세율의 4 가지 측정치를 포함하여 선행연구에서 사용된, Frank et al.(2009)의 DTAX, Tax Shelter(Wilson 2009), UTB 예측치(Rego and Wilson 2012)를 조세회피 측정치로 사용하였다. 분석결과 낮은 ETR이 더 지속적인 경향을 나타내었으며, 또한 더 높은 수준의 조세 회피가 미래의 세율 또는 주식 수익 변동성과 관련이 있다는 증거를 찾지 못했다. 실제로, 일부 세율 측정치와 미래의 변동성 사이에 유의한 긍정적 관련이 있다는 증거를 발견했는데, 이는 세율이 높을수록 세율이 낮을 때 보다 불확실성이 크다는 것을 나타낸다. McGuire et al.(2013)은 세무전략의 지속가능성이 기업의 세전이익의 지속성과 관련이 있는지 분석하였다. 세무전략의 지속성의 측정치로 Cash ETR의 변동성을 사용하여 분석한 결과에서 지속가능한 세무전략을 가진 기업은 세전이익의 지속성이 높은 것으로 나타났다.

Dyreng et al.(2019)의 연구에서는 조세 회피가 세금 불확실성을 초래하는지 여부와 조건을 조사하였다. 이 연구에서는 불확실한 절세효과(Uncertain Tax Benefit : UTB)에 대한 데이터를 사용하여 세무불확실성을 측정하였으며 조세회피는 Dyreng et al.(2008)에 따라 Cash ETR을 사용하여 측정하였다. 분석결과, Cash ETR이 낮은 회사는 UTB가 크게 증가했으며, 이러한 유의한 관련성은 세금 피난처 자회사와 빈번한 특허 출원을 하는 회사에 대해 더 강력하다는 것을 발견하였다.

국내 연구로는 박종일·전규안(2019)의 연구에서 ETR로 측정한 조세회피와 ETR로 측정한 세무위험과의 관련성을 분석한 결과 높은 조세회피 성향은 미래 Cash ETR보다는 주로 미래 GAAP ETR의 변동성과 양(+)의 관련성이 있음을 보고하였다.

과거 조세회피와 관련된 선행연구에서는 기업의 조세회피성향이 높을수록 미래세무위험이 높아질 것이라고 주장하였다(Balakrishnan, Blouin, and Guay 2018). 즉 기업의 조세회피성향이 높을수록 조직의 재정적 복잡성을 증가시키고 투자자 및 재무 분석가와 같은 외부 당사자와의 커뮤니케이션을 통해 이러한 더 큰 재정적 복잡성을 충분히 설명 할 수 없을 경우 기업의 회계투명성이 저하되어 정보위험(Balakrishnan, Blouin, and Guay 2018)을 증가시킬 수 있다. 경영자가 기업의 자원을 사적이익추구에 사용할 수 있는 대리인위험(Desai and Dharmapala 2006)을 증가시킬 수 있으며 높은 조세회피수준으로 인하여 기업이 자본시장에서 부정적으로 평가 될 수 있는 평판위험(Hanlon and Slemrod 2009)과 과세당국으로부터 세무조사를 받을 가능성이 증가하거나 추징세액이 증가될 수 있는 규제위험(Mills 1998)을 증가시킬 수 있다.

이와 같이 낮은 Cash ETR은 기업위험과 관련이 있다는 증거에도 불구하고 낮은 ETR이 기업의 세금포지션의 지속가능성과 관련된 세무위험과 관련이 있는지 여부는 확실하지 않다. Bauer and Klassen(2014)은 낮은 ETR과 미래의 비정상적으로 큰 세금 납부 사이에는 아무런 관련성이

없으며, 낮은 ETR이 위험한 세금 회피를 반영하지 않다고 보고하였다. 또한 Dyreng et al.(2008)은 일부 회사가 낮은 ETR을 장기간 유지할 수 있음을 발견하였으며 낮은 연간 현금 유효 세율이 높은 연간 현금 유효 세율보다 실제로 더 영구적이라는 것을 발견했다.

기업이 낮은 ETR을 유지하는 능력은 더 큰 세무위험을 나타내지 않을 수 있다. Guenther, Matsunaga and Williams(2017)는 낮은 현금 유효 세율이 미래의 세율 변동성 또는 전반적인 회사 위험과 관련이 있다는 증거를 찾지 못했다. 국내의 연구에서도 강정연(2018)은 ETR이 낮을수록 미래 ETR의 변동성이 낮아진다는 결과를 보고하였다.

Ⅲ. 연구가설 및 연구방법

1. 연구가설

조세회피는 기업에게 세금 절감을 통해 현금흐름이 증가하는 직접적인 효과를 가져 올 수 있으나 후속적인 결과로 과세당국에 의하여 조세회피가 부인되어 추가적인 세금 부담과 가산세의 부과로 인해 더 큰 비용을 지불하게 될 수 있다(Guenther et al. 2017). 높은 수준의 조세회피는 기업에 상당한 비용을 초래할 수 있으며 이러한 비용이 관련 세금혜택보다 클 수 있다(Blouin 2014). Wilson(2009)는 조세회피가 과세당국에 적발된 사례에서 기업들이 추가로 납부한 이자와 가산세는 세금절감액의 40%와 9.26%로 50%에 가까운 금액에 해당한다는 것을 보여주었다.

Guenther et al.(2017)은 기업이 지속적으로 낮은 ETR을 유지하는 것은 어렵고 ETR을 낮춘 조세회피행위가 향후 과세당국에 의해 부인되거나, 일시적인 세금혜택으로 낮아진 ETR이 미래에 혜택기간의 만료로 더 이상 받지 못하게 될 수 있기 때문에 조세회피성향이 높은 기업은 미래 법인세부담이 증가할 것으로 보았다. 따라서 낮은 ETR이 높은 ETR보다 지속성이 낮을 것으로 예측 하였으나 실증결과는 예상과 반대되는 결과가 나타났다. 낮은 ETR의 기업들이 높은 ETR의 기업들보다 미래 ETR이 낮은 분포에서 나타나는 빈도가 높고, ETR의 지속성도 높아 조세회피 성향이 높은 기업의 미래 지속성이 더 높다는 결과를 제시하였다.

박종일・전규안(2019)는 Guenther et al.(2017)의 연구결과를 바탕으로 하여 조세회피 성향이 높은 세무포지션의 기업이 미래 ETR이 낮게 나타나는 지속성이 있는지를 국내 상장기업을 대상으로 분석하였다. t−4년부터 t기까지의 장기ETR과 t+1기부터 t+5기까지의 미래 장기유효세율의 관련성을 분석하였으며 분석결과는 과거장기ETR과 미래장기ETR이 유의한 양(+)의 관계로 나타나 낮은 ETR인 조세회피성향이 높은 기업들이 미래에도 상대적으로 낮은 ETR을 부담하고 있다고 보고하였다. 이 결과는 Guenther et al.(2017)과 전반적으로 일치하는 결과였다.

본 연구는 Guenther et al.(2017)과 박종일・전규안(2019)이 조세회피성향과 세무위험 간의 관

계를 본 것과 달리, 증분조세회피 즉 ETR의 수준이 아닌 일정 기간 ETR의 감소분을 조세회피의 측정치로 사용하여 측정한 증분조세회피가 세무위험에 미치는 영향을 분석하였다. 조세회피는 ETR의 감소에 영향을 미치는 행위이므로 과거 기간보다 낮아진 ETR은 조세회피와 관련성을 갖는다. 증분조세회피는 그 값의 크기가 조세회피의 크기를 반영할 수 있도록 과거 t−n기의 유효세율에서 t기의 유효세율을 뺀 값을 사용하였다. 즉, 선행연구는 일정 기간 동안의 ETR의 수준을 나타내는 장기ETR로 측정한 조세회피성향과 세무위험 간의 관계를 분석하였으며, 본 연구는 일정 기간 동안의 ETR의 변화량으로 측정한 조세회피 정도(증분조세회피[5])와 세무위험 간의 관계를 분석한다.

Guenther et al.(2017)는 회사가 과세당국에 의해 부인될 가능성이 있는 세무전략을 취함으로써 ETR을 낮춘 경우, 부인될 지 여부에 대한 불확실성을 발생시킬 수 있으며, ETR의 감소가 산발적으로 발생하는 단기적인 세금 절약의 기회로 인해 감소된 것이라면 미래에도 지속될지 여부에 대한 불확실성이 발생한다고 보았다.

또한 낮아진 ETR이 회사가 위험한 투자에 참여했다는 신호로, 회사가 연구 개발 지출에 대한 세액공제를 받거나(연구 및 인력개발비에 대한 세액공제) 외국인 투자를 장려하기 위해 낮은 법인세율 및 세금 공제와 같은 인센티브를 제공하는 국가로 소득을 이전하여 유리한 세금 처리를 받는 등 투자 위험을 증가시켜 ETR을 인하하는 경우 세무위험을 발생시킬 수 있다고 보았다.

Guenther et al.(2017)은 5년간 Cash ETR, 3년간 산업·규모조정 Cash ETR, 5년간 GAAP ETR, 3년간 산업·규모조정 GAAP ETR, DTAX, Tax Shelter(Wilson 2009), UTB 예측치(Rego and Wilson 2012)까지 총 7가지의 조세회피 측정치와, 미래5년Cash ETR의 표준편차를 미래 세무위험의 측정치로 사용하여 조세회피와 세무위험의 관련성을 실증분석 하였다. 그들은 낮은 ETR이 미래세율변동성과 양(+)의 관련성이 있을 것으로 예상하였다. 즉 현재ETR이 낮을수록 미래 ETR의 표준편차는 증가할 것으로 보았다.

분석 결과는 높은 조세회피는 더 큰 세무위험과 관련이 있다는 것과 일치하지 않았다. 5년 GAAP ETR 및 3년조정GAAP ETR의 계수는 유의하지 않았으며, 5년Cash ETR 및 3년 조정 Cash ETR에 대해 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다. 유의한 양(+)의 계수는 그들이 가정했던 음(−)의 관계와 달리 현재의 세율과 미래의 세율 변동성 사이의 양(+)의 관계를 나타낸다. 즉 현재의 ETR이 높을수록 미래 세율변동성은 커지고 현재 세율이 낮을수록 미래 세율변동성은 작아진다는 결과를 보고하였다.

박종일·전규안(2019)는 5년Cash ETR과 5년GAAP ETR을 조세회피측정치로 사용하고, 미래5년Cash ETR의 표준편차와 미래5년GAAP ETR표준편차를 미래 세무위험의 측정치로 사용하여 조세회피성향이 높은 기업일수록 미래 ETR의 변동성이 높을지 여부를 검증하였다[6].

---

5) 증분조세회피는 과거기간에 비해 감소한 ETR의 크기로 ($ETR_{(t-n)}-ETR_t$)측정한다. 이 값의 크기는 과거기간보다 ETR이 낮아진 정도로, 이 값이 클수록 조세회피수준이 높은 것으로 판단한다.

6) Guenther et al.(2017)의 연구에서는 Cash ETR 또는 GAAP ETR에 (−1)을 곱하지 않은 측정치로 분석하

분석결과는 유의한 양(+)의 값이 나타났던 Guenther et al.(2017)의 선행연구 결과와 달리 5년 Cash ETR과 미래5년Cash ETR의 표준편차의 관련성에 대한 유의한 값이 나타나지 않았다. 반면에 GAAP ETR은 미래5년Cash ETR의 표준편차에 대해 유의적인 양(+)의 결과로 나타나 5년간의 GAAP ETR이 높은 기업일수록 미래 Cash ETR의 변동성이 높게 나타났다. Guenther et al.(2017)에서는 분석하지 않았던 미래5년 GAAP ETR의 표준편차를 세무위험의 측정치로 분석한 결과 5년Cash ETR과 5년 GAAP ETR 모두 미래5년 GAAP ETR의 표준편차와 유의한 음(−)의 관련성이 나타나 ETR이 작아질수록 미래5년 GAAP ETR의 표준편차는 커진다는 결과를 보고하였다. 결국 종속변수를 Cash ETR의 변동성으로 측정하는지 GAAP ETR로 측정하는지 여부에 따라서 검증결과가 상반되게 나타났다.

선행연구에서의 낮은 ETR의 기업의 미래 ETR의 변동성이 높을 것이라는 논리적 근거는 조세회피에 적극적인 기업은 과세당국의 세무조사 가능성과 적발가능성을 증가시켜 미래 부담할 법인세 부담이 높아질 수 있기 때문에 세무불확실성을 증가시킨다는 것이다. 즉 낮은 ETR의 기업은 높은 ETR 기업보다 적극적인 조세회피를 한 기업이며 이후 세무조사의 적발가능성 역시 높아 낮은 ETR의 기업은 높은 ETR 기업보다 미래 ETR의 변동성이 클 것이다. 그러나 선행연구의 조세회피성향 측정치인 장기ETR이 낮은 기업은 급격히 ETR이 낮아진 기업이거나, 장기간 동안 낮은 ETR을 유지한 기업일 것이다. 급격히 ETR이 낮아진 기업일 경우 선행연구의 기대처럼 미래ETR의 변동성이 높을 가능성이 크지만, 만약 지속적으로 낮은 ETR을 유지하여 장기ETR이 낮은 기업이라면 미래 ETR의 변동성은 낮을 가능성이 크다. 즉 같은 장기ETR일지라도 미래 ETR 변동성은 다를 것이다.

장기ETR은 ETR의 수준을 기업 간 비교를 통하여 조세회피정도를 판단한다면 증분조세회피는 ETR의 변화량을 기업 간 비교를 통하여 조세회피정도를 판단한다. Cash ETR이 안정적으로 낮게 유지되는 기업과 Cash ETR의 변동성이 크지만 장기간 평준화 효과로 장기ETR이 낮아진 기업의 장기ETR이 같을 경우 장기ETR로는 조세회피 차이를 구분할 수 없지만, 증분조세회피로 측정을 한다면 급격히 ETR이 낮아진 기업일 경우 증분조세회피는 클 것이고 일정 기간 동안 낮은 ETR을 유지한 기업일 경우 증분조세회피는 작아서 차이를 구분할 수 있을 것이다. 그러므로 과거 대비 ETR의 감소분이 조세회피측정치로 분석 목적상 더 적합할 것으로 판단한다.

였고, 박종일・전규안(2019)는 조세회피수준이라는 개념으로 Cash ETR과 GAAP ETR를 사용하는데 해석에 있어서 부호를 일치하기 Cash ETR과 GAAP ETR에 (−1)을 곱하여 측정치로 사용하였다. 두 선행연구결과의 해석에 혼란을 피하기 위하여 Guenther et al.(2017)의 측정방식을 기준으로 박종일・전규안(2019) 실증분석 결과 부호를 일치 시켰다. 예를 들어 박종일・전규안(2019)의 논문에서는 GAAP ETR은 미래5년Cash ETR의 표준편차에 대해 유의적인 음(−)의 결과로 나타나 5년간의 GAAP ETR로 측정된 조세회피성향이 높은 기업일수록 미래 Cash ETR의 변동성이 더 낮게 나타났다고 표현하고 있으나, Guenther et al.(2017)의 측정방식을 기준 수정하여 GAAP ETR은 미래5년Cash ETR의 표준편차에 대해 유의적인 양(+)의 결과로 나타나 5년간의 GAAP ETR이 높은 기업일수록 미래 Cash ETR의 변동성이 높게 나타났다고 기술하여 두 선행연구의 분석결과의 비교를 원활하게 한다.

회사가 과세당국에 의해 부인될 가능성이 있는 세무전략을 취함으로써 세율을 낮춘 경우, 세무전략을 취하기 전보다 세무전략을 취했을 때 세율이 낮아질 것이며 그 크기는 과거 대비 ETR의 감소분으로 포착될 것이다. 또한 일시적인 세금혜택으로 인해 ETR이 감소하였을 경우 역시 과거 대비 ETR의 감소분으로 포착될 수 있다. 따라서 본 연구는 기업의 과거 대비 ETR의 감소한 정도가 클수록 미래 ETR의 변동성이 높을 것으로 예상한다. 앞의 논의를 토대로 가설은 다음과 같이 설정하였다.

가설 : 과거 일정 기간 증분조세회피가 클수록 미래 일정기간 조세회피의 변동성은 클 것이다.

2. 연구방법

가. 변수측정

(1) 증분조세회피의 측정

조세회피에 관한 개념과 측정치에 대해 최근까지도 연구자들마다 의견이 다르며 기업이 조세회피를 하고 있는지 결정하는 것은 보는 관점에 따라 달라진다(Hanlon and Heitzman 2010).

또한 회사수준의 세금에 대한 정보를 얻을 수 있는 곳은 한정적이다. 또한 세무신고 자료를 공개적으로 이용할 수 없으며, 접근 권한이 소수에게만 부여되기 때문에 대부분의 조세회피 측정치는 재무제표 자료를 이용하여 측정한다. 그렇기 때문에 조세회피의 정확한 측정은 어려우며 개별기업의 상대적인 조세회피 수준을 측정하여 사용한다. 선행연구에서 주로 사용되는 조세회피의 측정치는 ETR(Effective Tax Rate : ETR), 회계이익과 과세소득 간 차이(Book Tax Difference : BTD), 절세수단 이용(Tax Shelter : SHELTER), 미인식법인세수익(Unrecognized Tax Benefit : UTB)등이 있다. 이중ETR은 회계상 법인세비용을 세전이익으로 나눈 회계상 ETR과 법인세납부세액을 세전이익으로 나눈 현금ETR로 구분되며, 기간에 따라 단기 ETR(1년 기준)과 장기ETR(1년 이상의 기간)로 구분할 수 있다. 장기ETR은 법인세 비용이나 법인세 납부액을 1년 이상 기간 동안 누적시킨 값을 분자로 하고 동일한 기간 의 누적한 세전이익을 분모로 하여 구한다(Dyreng, Hanlon and Maydew 2008). BTD은 회계이익에서 과세소득을 차감한 것이다. Desai and Dharmapala(2006)은 BTD에서 회계상 이익조정 유인을 제거하여 조세회피 유인만의 영향을 구하기 위해 BTD를 변형하여 BTD를 발생액으로 회귀한 후 그 잔차를 재량적 BTD(DDBTD)로 이용하였다. 절세수단거래(tax shelter transaction)는 세법상의 허점을 적극적으로 활용하여 공격적으로 세금을 줄이는 행위를 말한다(최기호 2018). 절세수단 거래를 조세회피 측정치로 이용하기 위해서는 수작업으로 절세수단거래를 찾아야 하는 어려움이 있기 때문에 국내연구에서는 주로 사용되지 않는다.

미인식법인세수익(Unrecognized Tax Benefit : UTB)은 미국 FASB의 FIN48에 의해 기업의 법인세 절감액 중 세무조사에서 과세당국으로부터 부인당할 가능성이 50%이상인 경우 해당 절감

액만큼을 재무제표에 충당부채로 계상한 금액으로 그 금액이 크다는 것은 공격적인 세무보고를 한 것으로 판단하여 조세회피 측정치로 이용한다. 또한 UTB는 절감액이 부인될 확률이 높은 금액으로써 미래 불확실성을 나타내기도 한다. 국내에서는 재무제표에 UTB계정이 공시되지 않아 국내연구에서는 사용되지 않는다. 위의 4가지 유형의 조세회피 측정치 중 국내 연구에서는 주로 ETR과 BTD가 조세회피 측정치로 이용된다.

본 연구에서는 조세회피 측정치를 선행연구와 달리 개별기업의 과거 기간의 ETR과 현재의 ETR의 차이로 측정한다. 선행연구에서 사용하는 ETR 또는 장기ETR은 개별기업 간의 상대적 조세회피 수준을 측정하여 비교기업보다 낮은 ETR의 기업을 조세회피수준이 높은 기업으로 정의하였다면, 본 연구에서 사용하는 증분조세회피는 기업이 과거에 비해 얼마나 ETR이 낮아졌는지를 측정한다는 점에서 세율을 낮추는 활동이 회사의 세무불확실성을 증가시킨다는 가설을 검증하기에 보다 적합할 것이다. 증분조세회피는 조세회피 활동으로 과거보다 현재의 ETR이 낮아진 크기를 측정하기 때문에 현재 ETR을 차감한 값이 커질수록 조세회피 수준이 증가하는 것으로 해석한다.

$$TAX_AVOID = Cash(GAAP)_ETR_{t-n} - Cash(GAAP)_ETR_{t} \quad (1)$$

(2) 세무위험의 측정

Guenther et al.(2017)은 세무위험을 현재기간의 세무계획에 따른 미래 기대되는 세금부담의 불확실성으로 정의하였으며, 국내의 선행연구도 주로 Guenther et al.(2017)의 세무위험에 대한 정의를 따르고 있다(김진수・고종권 2016 ; 강정연 2018 ; 박종일・전규안 2019). Guenther et al.(2017)은 위험은 가능한 결과의 분산을 반영한다(Sunder 2015)는 개념을 차용하여 5년간의 ETR의 표준편차를 세무위험의 측정치로 사용하였다. 본 연구에서도 선행연구의 측정 방법으로 현금ETR과 유효법인세율의 5년간의 표준편차를 측정하여 세무위험의 대용치로 사용하였다.

$$TAX_RISK = \text{미래 5년간의 } Cash(GAAP)\,ETR\text{의 표준편차} \quad (2)$$

나. 연구모형

본 연구의 가설을 검증하기 위해 식(3)의 연구모형을 설정하였다.

$$\begin{aligned} TAX_RISK_{i,t+1} = {} & \alpha_0 + \beta_1 TAX_AVOID_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 GRW_{i,t} \\ & + \beta_5 BI_{i,t} + \beta_6 VOL_BI_{i,t} + \beta_7 VOL_CFO_{i,t} + \beta_8 Abn_Accruals_{i,t} \\ & + \beta_9 FOR_{i,t} + \beta_{10} MKT_{i,t} + \Sigma Year + \Sigma Ind + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

여기서,

<Dependent variable>

$TAX_RISK1_{i,t}$ = t+1~t+5년을 이용한 Cash ETR의 변동성

$TAX_RISK2_{i,t}$ = t+1~t+5년을 이용한 GAAP ETR의 변동성

<Independent variable>

$TAX_AVOID1_{i,t}$ = t−4년도 Cash ETR 에서 t기Cash ETR을 뺀 값 ($= CASH_ETR_{t-4} - CASH_ETR_t$)

$TAX_AVOID2_{i,t}$ = t−4년도 GAAP ETR에서 t기 GAAP ETR을 뺀 값 ($= GAAP_ETR_{t-4} - GAAP_ETR_t$)

<Control variable>

$SIZE_{i,t}$ = i기업 t기의 총자산의 자연로그 값 (단위 : 천원)

$LEV_{i,t}$ = i기업 t기의 부채비율(부채총계/자산총계)

$GRW_{i,t}$ = i기업 t기의 매출액성장률[=(매출액$_t$ − 매출액$_{t-1}$)/매출액$_{t-1}$]

$BI_{i,t}$ = i기업 t기의 세전이익(법인세비용차감전순이익/기초총자산)

$VOL_BI_{i,t}$ = i기업 t−4기부터 t기까지 5년간의 세전이익의 변동성

$VOL_CFO_{i,t}$ = i기업 t−4기부터 t기까지 영업현금흐름의 변동성

$Abn_Accruals_{i,t}$ = i기업 t기의 수정 Jones(1995) 모형으로 측정한 재량적 발생액

$FOR_{i,t}$ = i기업 t기의 외국인투자자 지분율

$MKT_{i,t}$ = i기업 유가증권시장에 속한 기업이면 1, 코스닥시장에 속한 기업이면 0인 지시변수

$\Sigma Year$ = 연도 더미변수

ΣInd = 산업 더미변수

$\epsilon_{i,t}$ = 오차항

종속변수 TAX RISK는 Cash ETR과 GAAP ETR의 미래 5년간으로 측정된 표준편차로 각각 TAX RISK1과 TAX RISK2로 지칭한다. 본 연구는 조세회피수준 측정치로 TAX AVOID를 t−4기CASH(GAAP) ETR에서 t기 CASH(GAAP)을 뺀 값으로 측정하여 분석에 이용하였다. 만일 가설의 기대와 일치하게 증분조세회피가 클수록 미래 조세회피의 변동성이 높아진다면 식(3)의 관심변수 TAX AVOID는 종속변수 TAX RISK에 대하여 유의한 양(+)의 값을 가질 것이다($\beta_1 > 0$).

식(3)에서 선행연구에서 보고된 세무위험에 영향을 주는 요인들을 통제하기 위하여 다음과 같이 통제변수를 모형에 포함하였다. 기업의 기본적인 기업특성을 통제하기 위해 SIZE(기업규모), 재무적 제약을 통제하기 위해 LEV(부채비율), GRW(매출액성장성)등을 포함하였다. 세전이익수준과 변동성을 통제하기 위해 BI(세전이익), VOL_BI(세전이익의 변동성)을 포함하였으며, 영업위험을 통제하기 위해 VOL_CFO(영업현금흐름의 변동성), 재무보고관련 위험을 통제하기 위해 Abn_Accruals(재량적 발생액)을 포함하였다. 다음으로 FOR(외국인투자자 지분율)과 MKT(시장간 차이)를 포함하여 소유구조의 영향과 시장간 차이를 통제하였다. 또한 연도효과와 산업간 차이가 미치는 영향을 통제하기 위해 본 연구는 연도(ΣYear), 산업(ΣInd) 더미변수를 모형에 포함하였다.

3. 표본의 선정

본 연구는 기업의 조세회피수준과 세무위험의 관련성을 검증하기 위해 다음의 조건을 만족하는 기업을 연구대상으로 하였다.

첫째, 분석에 이용된 기간은 1998년부터 2018년까지이며 본연구의 관심변수인 증분조세회피를 측정하기 위해 t−4의 자료가 필요하며, 종속변수인 미래 ETR의 변동성의 계산을 위해 t+1기부터 t+5기까지의 자료가 필요하다. 따라서 실제 분석기간은 2003년부터 2013년까지 11년간의 기간이다.

둘째, 금융업에 속하지 않는 기업으로서 한국거래소 유가증권(KOSPI)시장과 코스닥(KOSDAQ)시장에 상장된 12월 결산법인만을 분석대상으로 선정하였다. 금융업은 일반기업과는 다른 재무적 특성이 존재하기 때문에 본 연구의 표본에서 제외하였다. 또한, 결산월로 인해 발생할 수 있는 차이를 통제하기 위하여 12월 결산법인만을 분석하였다.

셋째, NICE신용평가정보(주)의 KIS−VALUE에서 연구에 필요한 재무자료 등을 수집할 수 없는 기업을 표본에 제외하였다.

넷째, 5년간의 연속된 연도별 세전이익이 양(+)인 기업만을 대상으로 하였으며 자본잠식기업은 제외하였다. 이상의 조건을 만족시키는 표본은 분석기간 2003년부터 2013년까지 2726개 기업/연 자료이다.

다섯째, 본 연구의 분석을 위하여 관심변수인 TAX_AVOID(=t−4년도 ETR에서 t기 ETR을 뺀 값)가 양수인 표본만을 대상으로 한다. 증분조세회피는 과거의 ETR에서 현재의 ETR을 뺀 값으로 과거의 ETR이 현재 ETR보다 큰 경우 증분조세회피의 값은 0보다 큰 값이 된다. 본 연구는 과거보다 조세회피를 늘인 증분조세회피의 효과를 분석하는 것을 목적으로 하기 때문에 증분조세회피의 값이 0보다 작은 경우 표본에서 제외하였다.

한편 연구모형에 포함된 변수들의 극단 값은 분석결과를 왜곡시킬 수 있기 때문에 변수들의 상하 1% 수준에서 자료를 조정(winsorized)하였다.

<표 2>는 표본의 산업별 분포이다. 연구모형을 분석하기 위한 표본이 관심변수에 따라 $TAX_AVOID1_{i,t}$와 $TAX_AVOID2_{i,t}$가 다르기 때문에 각각 나누어 제시하였다. $TAX_AVOID1_{i,t}$의 표본의 경우 KOSPI 표본은 1,408개 중 878개로 62.3%를 차지하며 KOSDAQ 표본 530개보다 더 많다. 산업별로는 제조업이 전체 65.4%로 빈도수가 가장 많다. 다음으로 서비스업이 전체표본에서 9.5%를 차지하였다. $TAX_AVOID2_{i,t}$의 표본의 경우 전체 표본 중 KOSPI 표본은 1,607개 중 1,003개로 62.4%를 차지하며 KOSDAQ 표본 604개보다 더 많다. 산업별로는 제조업이 전체 64.4%로 빈도수가 가장 많다. 다음으로 서비스업이 전체표본에서 9.2%를 차지하였다.

〈표 2〉 산업별 분포

Industry	TAX AVOID1			TAX AVOID2		
	전체	KOSPI	KOSDAQ	전체	KOSPI	KOSDAQ
	빈도수 백분율(%)	빈도수 백분율(%)	빈도수 백분율(%)	빈도수 백분율(%)	빈도수 백분율(%)	빈도수 백분율(%)
제조업	921 (65.4%)	558 (63.6%)	363 (68.5%)	1,035 (64.4%)	637 (63.5%)	398 (65.9%)
전문, 과학 및 기술 서비스업	134 (9.5%)	125 (14.2%)	9 (1.7%)	148 (9.2%)	133 (13.3%)	15 (2.5%)
도매 및 소매업	117 (8.3%)	70 (8.0%)	47 (8.9%)	144 (9.0%)	90 (9.0%)	54 (8.9%)
정보통신업	88 (6.3%)	27 (3.1%)	61 (11.5%)	92 (5.7%)	31 (3.1%)	61 (10.1%)
건설업	74 (5.3%)	33 (3.8%)	41 (7.7%)	100 (6.2%)	38 (3.8%)	62 (10.3%)
기타	74 (5.3%)	65 (7.4%)	9 (1.7%)	88 (5.5%)	74 (7.4%)	14 (2.3%)
Total	1,408 (100.0%)	878 (100.0%)	530 (100.0%)	1607 (100.0%)	1003 (100.0%)	604 (100.0%)

주1) 산업은 통계청 한국표준산업분류의 대분류 기준임

Ⅳ. 실증분석결과

1. 기술통계량

<표 3>은 주요 변수들의 기술통계량을 나타낸다. 식(1)의 모형에 사용된 표본은 Cash ETR로 구한 TAX AVOID1이 양수인 표본과 GAAP ETR로 구한 TAX AVOID2가 양수인 표본을 대상으로 분석하였으며, 관심변수에 따라 표본의 수가 다르기 때문에 다음과 같이 panel A와 panel B로 나누어 보고하였다. panel A은 관심변수인 TAX AVOID1이 양수인 표본의 집단의 기술통계량이며, panel B는 TAX AVOID2가 양수인 표본 집단의 기술통계량이다.

Panel A의 경우 세무위험의 측정치인 TAX_RISK1의 평균(중위수)은 0.138(0.102)이며 TAX_RISK2의 평균은 0.074(0.052)이다. Cash ETR의 평균(중위수)은 0.164(0.176)로서 세전이익대비 약 16.4%의 법인세를 부담하며 GAAP ETR의 평균(중위수)은 0.212(0.222)로서 세전이익대비 약 21.2%를 법인세비용으로 계산하였다. GAAP ETR은 Cash ETR보다 높은 평균세율을 보여주었다.

〈표 3〉 기술통계량

panel A : TAX_AVOID1>0						
Variables	N	mean	sd	25%	median	75%
TAX_RISK1$_{t+1.5}$	1408	0.138	0.114	0.057	0.102	0.181
TAX_RISK2$_{t+1.5}$	1408	0.074	0.069	0.027	0.052	0.098
Cash ETR	1408	0.164	0.115	0.072	0.176	0.241
GAAP ETR	1408	0.212	0.098	0.168	0.222	0.263
5−Year Cash ETR	1408	0.208	0.102	0.149	0.22	0.274
5−Year GAAP ETR	1408	0.232	0.07	0.199	0.24	0.273
TAX_AVOID1	1408	0.170	0.182	0.045	0.109	0.228
SIZE	1408	19.358	1.465	18.333	19.056	20.075
LEV	1408	0.336	0.162	0.202	0.323	0.463
GRW	1408	0.095	0.203	0.007	0.078	0.175
BI	1408	0.098	0.064	0.049	0.085	0.132
Vol_BI	1408	0.04	0.028	0.02	0.032	0.052
Vol_CFO	1408	0.061	0.041	0.034	0.051	0.077
Abn_Accruals	1408	0.056	0.058	0.017	0.04	0.076
FOR	1408	0.122	0.161	0.005	0.049	0.177
MKT	1408	0.624	0.485	0	1	1
panel B : TAX_AVOID2>0						
Variables	N	mean	sd	25%	median	75%
TAX_RISK1$_{t+1.5}$	1607	0.141	0.113	0.058	0.104	0.184
TAX_RISK2$_{t+1.5}$	1607	0.074	0.072	0.027	0.052	0.093
Cash ETR	1607	0.22	0.165	0.128	0.214	0.28
GAAP ETR	1607	0.195	0.086	0.155	0.213	0.251
5−Year Cash ETR	1607	0.21	0.097	0.157	0.221	0.272
5−Year GAAP ETR	1607	0.233	0.067	0.201	0.239	0.273
TAX_AVOID2	1607	0.087	0.1	0.025	0.052	0.112
SIZE	1607	19.339	1.513	18.292	19.027	20.075
LEV	1607	0.332	0.162	0.198	0.321	0.456
GRW	1607	0.089	0.211	−0.002	0.075	0.171
BI	1607	0.097	0.064	0.049	0.084	0.132

〈표 3〉 기술통계량 (계속)

panel B : TAX_AVOID2>0						
Variables	N	mean	sd	25%	median	75%
Vol_BI	1607	0.04	0.029	0.02	0.033	0.053
Vol_CFO	1607	0.062	0.04	0.034	0.053	0.079
Abn_Accruals	1607	0.056	0.055	0.018	0.041	0.076
FOR	1607	0.121	0.16	0.005	0.047	0.173
MKT	1607	0.624	0.484	0	1	1

1) 변수들의 정의는 다음과 같다.TAX_RISK1$_{t+1,5}$=t+1기부터 t+5기까지의 5년간 Cash ETR의 표준편차 ; TAX_RISK2$_{t+1,5}$=t+1기부터 t+5기까지의 5년간 GAAP ETR의 표준편차 ; Cash ETR=t기의 현금ETR(=법인세부담액/세전이익) ; GAAP ETR=t기의 유효법인세율(=법인세비용/세전이익) ; 5-Year Cash ETR=t기도 당기를 포함한 과거 5년간의 현금ETR(=Σ법인세부담액/Σ세전이익) ; 5-Year GAAP ETR=t기도 당기를 포함한 과거 5년간의 유효법인세율(=Σ법인세비용/Σ세전이익) ; TAX AVOID1=t-4년의 Cash ETR에서 당기 Cash ETR을 뺀 값 ; TAX AVOID2=t-4년의 GAAP ETR에서 당기 GAAP ETR을 뺀 값 ; Dum_Cash=TAX AVOID1의 값이 0보다 크면 1, 그렇지 않으면 0인 지시변수 ; Dum_GAAP AVOID2 값이 0보다 크면 1, 그렇지 않으면 0인 지시변수 ; SIZE=총자산의 자연로그 값 ; LEV=부채비율(부채총계/자산총계) ; GRW=매출액성장률[=(매출액$_t$ - 매출액$_{t-1}$)/ 매출액$_{t-1}$] ; BI=세전이익(법인세비용차감전순이익/기초총자산) ; Vol_BI=t-4기부터 t기까지 5년간의 세전이익의 변동성 ; Vol_CFO=t-4기부터 t기까지 영업현금흐름의 변동성 ; Abn_Accruals=t기의 수정 Jones(1995) 모형으로 측정한 재량적 발생액 ; FOR=t기의 외국인투자자 지분율 ; MKT=유가증권시장에 속한 기업이면 1, 코스닥시장에 속한 기업이면 0인 지시변수

장기ETR인 5-Year Cash ETR의 평균(중위수)은 0.208(0.22)이며, 5-Year GAAP ETR의 평균(중위수)은 0.232(0.24)로 나타났다. t-4기의 Cash ETR과 t기의 Cash ETR의 차이인 TAX_AVOID1의 평균(중위수)은 0.170(0.109)이다. SIZE의 평균(중위수)은 19.358(18.333)이며 LEV의 평균(중위수)은 0.336(0.323)이다. GRW의 평균(중위수)은 0.095(0.078)이며, BI의 평균(중위수)은 0.098(0.085)이다. Vol_BI의 경우 평균(중위수)은 0.04(0.032)이며, Vol_CFO의 평균(중위수)은 0.061(0.051)로 세전이익의 변동성보다 영업현금흐름의 변동성이 더 크게 나타났다. Abn_Accruals의 평균(중위수)은 0.056(0.04)이다. FOR의 평균(중위수)은 0.122(0.049)이며 평균과 중위수의 차이가 있다. MKT의 평균(중위수)은 0.624(1)로 나타나 표본에 포함된 유가증권기업의 비율이 더 증가하였다.

Panel B의 경우 세무위험의 측정치인 TAX_RISK1의 평균(중위수)은 0.141(0.104)이며 TAX_RISK2의 평균은 0.074(0.052)이다. Cash ETR의 평균(중위수)은 0.22(0.214)로서 세전이익대비 약 22%의 법인세를 부담하며 GAAP ETR의 평균(중위수)은 0.195(0.213)로서 세전이익대비 약 19.5%를 법인세비용으로 계산하였다. Panel A와는 달리 Cash ETR이 GAAP ETR보다 높은 평

균세율을 보여주었다. 장기ETR인 5−Year Cash ETR의 평균(중위수)은 0.21(0.221)이며, 5−Year GAAP ETR의 평균(중위수)은 0.233(0.239)로 나타났다. t−4기의 GAAP ETR과 t기의 GAAP ETR의 차이인 TAX_AVOID2의 평균(중위수)은 0.087(0.052)이다. SIZE의 평균(중위수)은 19.339(19.027)이며 LEV의 평균(중위수)은 0.332(0.321)이다. GRW의 평균(중위수)은 0.089(0.075)이며, BI의 평균(중위수)은 0.097(0.084)이다. Vol_BI의 경우 평균(중위수)은 0.04(0.033)이며, Vol_CFO의 평균(중위수)은 0.062(0.053)로 세전이익의 변동성보다 영업현금흐름의 변동성이 더 크게 나타났다. Abn_Accruals의 평균(중위수)은 0.056(0.041)이다. FOR의 평균(중위수)은 0.121(0.047)이며 평균과 중위수의 차이가 있다. MKT의 평균(중위수)은 0.624(1)로 나타나 표본에 포함된 유가증권기업의 비율이 더 증가하였다.

2. 상관관계 분석

<표 4>는 주요 변수들과의 상관관계를 분석한 결과이다. <표 3>의 결과를 살펴보면, TAX_RISK1과 TAX_RISK2간의 상관성은 0.560으로 나타났으며 TAX_RISK1과 TAX_AVOID1 간의 상관성은 0.144로 1%의 유의수준에서 양(+)의 상관성을 보여주었으며 TAX_RISK2와 TAX_AVOID2 간의 상관성 역시 0.169로 1%의 유의수준에서 양(+)의 상관성을 보여주었다 이는 종속변수와 관심변수 사이에 양(+)의 상관성이 나타나, 조세회피수준이 높을수록 ETR의 변동성이 큰 것으로 나타났다. 그러나 이러한 결과는 두 변수 사이의 상관관계에 대한 분석으로 종속변수에 영향을 미치는 변수들이 고려된 다변량 분석을 통해 재확인을 한다.

종속변수와 통제변수 사이에는 대체로 유의한 상관관계를 보여주었다. SIZE, LEV과 MKT는 TAX_RISK1과 양(+)의 상관성을 보여주었고, GRW, BI, Vol_BI, Vol_CFO와 TAX_RISK1 간에는 음(−)의 상관성을 보여주었다. TAX_RISK2는 LEV, MKT와 양(+)의 상관성을 보여주었으며, BI, FOR 간에는 음(−)의 상관성을 보여주었다.

다음으로 설명변수 간에 높은 상관성이 나타난 변수로는 SIZE와 FOR간에 0.591로 높은 양(+)의 상관성을 보였으며, SIZE와 MKT간에도 0.508로 높은 양(+)의 상관성을 보였다. BI와 Vol_CFO 간에는 0.416의 양(+)의 상관성을 보였다.

〈표 4〉 상관관계 분석 결과

	TAX_RISK1	TAX_RISK2	TAX_AVOID1	TAX_AVOID2	SIZE	LEV	GRW	BI	Vol_BI	Vol_CFO	Abn_Accruals	FOR	MKT
TAX_RISK1	1												
TAX_RISK2	0.560*** (0.000)	1											
TAX_AVOID1	0.144*** (0.000)	0.142*** (0.000)	1										
TAX_AVOID2	0.134*** (0.000)	0.169*** (0.000)	0.194*** (0.000)	1									
SIZE	0.139*** (0.000)	0.035 (−0.185)	0.005 (−0.866)	−0.019 (−0.441)	1								
LEV	0.087*** (−0.001)	0.180*** (0.000)	0.101*** (0.000)	0.094*** (0.000)	0.200*** (0.000)	1							
GRW	−0.074*** (−0.005)	−0.038 (−0.153)	−0.059** (−0.028)	−0.059** (−0.018)	0.03 (−0.256)	0.147*** (0.000)	1						
BI	−0.168*** (0.000)	−0.212*** (0.000)	−0.196*** (0.000)	−0.229*** (0.000)	0.102*** (0.000)	−0.236*** (0.000)	0.251*** (0.000)	1					
Vol_BI	−0.068** (−0.01)	−0.042 (−0.115)	−0.024 (−0.364)	0.01 (−0.698)	−0.03 (−0.255)	−0.199*** (0.000)	0.047* (−0.075)	0.334*** (0.000)	1				
Vol_CFO	−0.097*** (0.000)	−0.008 (−0.758)	−0.001 (−0.957)	−0.013 (−0.615)	−0.074*** (−0.006)	0.110*** (0.000)	0.099*** (0.000)	0.127*** (0.000)	0.416*** (0.000)	1			
Abn_Accruals	−0.02 (−0.453)	−0.013 (−0.624)	0.046* (−0.086)	−0.02 (−0.422)	−0.093*** (0.000)	0.073*** (−0.006)	0.077*** (−0.004)	0.081*** (−0.002)	0.099*** (0.000)	0.284*** (0.000)	1		
FOR	0.002 (−0.955)	−0.055** (−0.039)	−0.113*** (0.000)	−0.122*** (0.000)	0.591*** (0.000)	−0.027 (−0.306)	0.007 (−0.789)	0.298*** (0.000)	0.024 (−0.369)	−0.078*** (−0.003)	−0.059** (−0.027)	1	
MKT	0.176*** (0.000)	0.075*** (−0.005)	0.004 (−0.877)	0.019 (−0.443)	0.508*** (0.000)	0.03 (−0.262)	−0.091*** (−0.001)	−0.063** (−0.018)	−0.246*** (0.000)	−0.301*** (0.000)	−0.160*** (0.000)	0.289*** (0.000)	1

주1) ***, **, *는 1%, 5%, 10%에서 각각 유의적임(양측검정).
주2) 변수들의 정의는 <표 3>과 같음.
주3) 괄호에 보고된 수치는 p 값임.

3. 증분조세회피와 세무위험과의 관련성 분석

식(1)를 이용하여 가설을 검증한 회귀분석 결과는 <표 5>에 나타내었다.

<표 5>에서 모형(1)과 모형(3)의 종속변수는 t+1기부터 t+5기까지 5년 동안의 미래 Cash_ETR의 변동성이고, 모형(2)와 모형(4)의 종속변수는 t+1기부터 t+5기까지 5년 동안의 미래 GAAP_ETR의 변동성이다. 관심변수는 모형 (1)과 모형(2)의 경우 t−4년의 Cash_ETR에서 t기의 Cash_ETR을 뺀 값으로 측정된 증분조세회피이며, 모형 (3)과 모형(4)의 경우 t−4년의 GAAP_ETR에서 t기의 GAAP_ETR을 뺀 값으로 측정된 증분조세회피이다. 한편, 조세회피에 대한 개념에 있어서 ETR이 낮아진 경우만 조세회피행위를 한 것으로 판단되어 회귀분석 시 TAX_AVOID의 값이 1보다 작은 경우 표본에서 제외하여 분석을 실시하였다. 다음으로 식(1)의 모형에 고려된 모든 설명변수를 포함하여 분석하였으며, 연도(ΣYear) 및 산업(ΣInd) 더미를 포함하여 분석하였다. 표에 보고된 다변량 회귀분석의 결과는 산업과 연도의 고정효과가 통제된 후의 결과를 나타낸다. 분석 결과를 살펴보면 관심변수 TAX_AVOID1과 TAX_AVOID2 모두 종속변수 TAX_RISK1과 TAX_RISK2에 대해 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타났으며 이러한 결과는 가설의 조세회피성향이 높은 기업일수록 미래 세무위험이 커질 것이라는 예상을 지지하였다. Guenther et al.(2017)의 연구에서는 Cash ETR의 값이 높은 기업일수록(조세회피 성향이 낮은 기업일수록) 미래 Cash ETR의 변동성이 더 큰 것으로 나타났다. 즉 선행연구에서는 조세회피성향이 높은 기업일수록 Cash ETR의 변동성이 더 작은 것으로 나타났다. 이와 달리, 본 연구의 결과는 증분조세회피가 높은 기업일수록 Cash ETR의 변동성이 더 크게 나타났으며 GAAP_ETR의 변동성도 역시 더 크게 나타났다. 또한 국내선행연구인 박종일・전규안(2019)의 연구에서는 Cash ETR로 측정한 관심변수는 종속변수인 Cash ETR의 변동성에 대하여 유의한 결과가 나타나지 않았으며 GAAP ETR로 측정한 관심변수는 종속변수인 Cash ETR의 변동성에 대하여 오히려 더 낮게 나타나, GAAP ETR로 측정한 조세회피수준이 높은 기업일수록 미래Cash ETR의 변동성이 낮게 나타났다. 또한 종속변수를 GAAP ETR의 변동성으로 측정한 경우 Cash ETR 및 GAAP ETR은 모두 GAAP ETR의 변동성에 대해 유의한 양(+)의 값이 나타났다.

본 연구의 결과는 종속변수를 Cash ETR의 변동성으로 측정한 모형(1)과 모형(3), GAAP ETR의 변동성으로 측정한 모형(2)와 모형(4)에서 모두 증분조세회피가 큰 기업일수록 조세회피의 변동성이 크다는 일치된 결과가 나타났다.

〈표 5〉 증분조세회피와 세무위험과의 관련성 분석 결과

$$TAX_RISK_{t+1,5} = \alpha_0 + \beta_1 TAX_AVOID_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 GRW_{i,t} + \beta_5 BI_{i,t} + \beta_6 VOL_BI_{i,t} + \beta_7 VOL_CFO + \beta_8 Abn_Accruals + \beta_9 FOR_{i,t} + \beta_{10} MKT_{i,t} + \Sigma Year + \Sigma Ind + \epsilon_{i,t}$$

Variables	TAX_RISK1	TAX_RISK2	TAX_RISK1	TAX_RISK2
	(1)	(2)	(3)	(4)
TAX_AVOID1	0.067***	0.036***		
	(4.165)	(3.661)		
TAX_AVOID2			0.101***	0.055***
			(3.577)	(3.129)
SIZE	0.013***	0.001	0.010***	−0.003
	(4.365)	(0.481)	(3.296)	(−1.567)
LEV	0.023	0.069***	0.031	0.084***
	(1.062)	(5.343)	(1.487)	(6.441)
GRW	−0.026*	−0.004	−0.021	−0.012
	(−1.708)	(−0.475)	(−1.470)	(−1.412)
BI	−0.253***	−0.176***	−0.234***	−0.136***
	(−4.681)	(−5.395)	(−4.414)	(−4.108)
Vol_BI	0.218*	0.117	0.231**	0.171**
	(1.751)	(1.550)	(1.993)	(2.356)
Vol_CFO	−0.103	0.043	0.021	0.062
	(−1.226)	(0.847)	(0.262)	(1.213)
Abn_Accruals	0.008	−0.001	−0.065	−0.030
	(0.157)	(−0.030)	(−1.245)	(−0.936)
FOR	−0.057**	−0.002	−0.052**	0.003
	(−2.347)	(−0.153)	(−2.218)	(0.206)
MKT	0.009	0.006	0.008	0.011**
	(1.076)	(1.257)	(1.026)	(2.262)
Constant	−0.174**	−0.045	−0.102	0.022
	(−2.141)	(−0.920)	(−1.465)	(0.513)
Year	Included	Included	Included	Included
Ind	Included	Included	Included	Included
R^2	0.177	0.171	0.133	0.158
N	1408	1408	1607	1607

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

주1) TAX_AVOID의 값이 양수인 경우만을 표본으로 취합하여 분석함.

주2) 변수들의 정의는 <표 3>과 같음.

4. 추가분석

다음으로 종속변수와 관심변수의 측정 기간을 달리하여 분석을 하였다. 종속변수인 TAX_RISK를 t+1기부터 t+4년까지 4년간의 미래ETR의 변동성으로 측정하였으며 관심변수인 TAX_AVOID 역시 t−3년의 ETR에서 당기 ETR을 뺀 값을 측정치로 하였다. 통제변수인 Vol_BI와 Vol_CFO도 t−3년부터 t기로 같은 4년간의 기간의 변동성으로 측정하였다.

분석결과는 <표 6>에 제시하였다.

분석 결과를 살펴보면 관심변수 TAX_AVOID1과 TAX_AVOID2 모두 종속변수 TAX_RISK1과 TAX_RISK2에 대해 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 양(+)의 값으로 나타났으며 이러한 결과는 가설의 증분조세회피가 큰 기업일수록 조세회피 변동성이 커질 것이라는 예상을 지지하였다. 전후 5년간의 기간을 분석한 결과와 마찬가지로 종속변수를 미래 4년간의 Cash ETR의 변동성으로 측정한 모형(1)과 모형(3), 미래 4년간의 GAAP ETR의 변동성으로 측정한 모형(2)와 모형(4)에서 모두 증분조세회피가 높은 기업일수록 ETR의 변동성이 높다는 일치된 결과가 나타났다.

다음으로 전후 3년을 기준으로 추가분석을 실시한 결과는 <표 7>에 제시하였다. 종속변수인 TAX_RISK를 t+1기부터 t+3년까지 3년간의 미래ETR의 변동성으로 측정하였으며 관심변수인 TAX_AVOID 역시 t−2년의 ETR에서 당기 ETR을 뺀 값을 측정치로 하였다. 통제변수인 Vol_BI와 Vol_CFO도 t−2년부터 t기로 같은 3년간의 기간의 변동성으로 측정하였다. 분석결과는 <표 7>에 제시하였다. 분석결과를 살펴보면 모형 (1)의 관심변수만 1%로 통계적으로 유의한 양(+)의 관계로 나타났으며 모형 (2), (3), (4)의 경우 증분조세회피가 조세회피 변동성에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 6〉 증분조세회피와 세무위험과의 관련성 분석 결과(추가분석 4Year)

$$TAX_RISK_{t+1,4} = \alpha_0 + \beta_1 TAX_AVOID_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 GRW_{i,t} + \beta_5 BI_{i,t} + \beta_6 VOL_BI_{i,t} + \beta_7 VOL_CFO + \beta_8 Abn_Accruals + \beta_9 FOR_{i,t} + \beta_{10} MKT_{i,t} + \Sigma Year + \Sigma Ind + \epsilon_{i,t}$$

Variables	TAX_RISK1	TAX_RISK2	TAX_RISK1	TAX_RISK2
	(1)	(2)	(3)	(4)
TAX_AVOID1	0.068***	0.030***		
	(3.873)	(2.981)		
TAX_AVOID2			0.133***	0.078***
			(4.514)	(4.308)
SIZE	0.009***	−0.002	0.007**	−0.004**
	(2.766)	(−1.142)	(2.402)	(−2.490)
LEV	−0.028	0.052***	0.011	0.057***
	(−1.190)	(3.843)	(0.516)	(4.437)
GRW	−0.005	−0.005	−0.037**	−0.010
	(−0.297)	(−0.516)	(−2.542)	(−1.164)
BI	−0.357***	−0.174***	−0.295***	−0.168***
	(−5.862)	(−4.901)	(−5.503)	(−5.091)
Vol_BI	0.204	0.069	0.231**	0.125*
	(1.537)	(0.895)	(2.004)	(1.772)
Vol_CFO	−0.027	0.046	0.006	0.059
	(−0.318)	(0.914)	(0.084)	(1.254)
Abn_Accruals	0.028	−0.015	−0.081	−0.037
	(0.495)	(−0.464)	(−1.588)	(−1.190)
FOR	−0.050*	0.002	−0.020	0.023
	(−1.858)	(0.135)	(−0.847)	(1.599)
MKT	0.017*	0.010*	0.013*	0.015***
	(1.909)	(1.948)	(1.694)	(3.047)
Constant	−0.086	0.032	−0.074	0.050
	(−1.159)	(0.730)	(−1.056)	(1.150)
Year	Included	Included	Included	Included
Ind	Included	Included	Included	Included
R^2	0.143	0.131	0.135	0.149
N	1378	1378	1568	1568

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

주1) TAX_AVOID의 값이 양수인 경우만을 표본으로 취합하여 분석함.

주2) 변수들의 정의는 <표 3>과 같음.

〈표 7〉 증분조세회피와 세무위험과의 관련성 분석 결과(추가분석 3Year)

$$TAX_RISK_{t+1,3} = \alpha_0 + \beta_1 TAX_AVOID_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 GRW_{i,t} + \beta_5 BI_{i,t} + \beta_6 VOL_BI_{i,t} + \beta_7 VOL_CFO + \beta_8 Abn_Accruals + \beta_9 FOR_{i,t} + \beta_{10} MKT_{i,t} + \Sigma Year + \Sigma Ind + \epsilon_{i,t}$$

Variables	TAX_RISK1	TAX_RISK2	TAX_RISK1	TAX_RISK2
	(1)	(2)	(3)	(4)
TAX_AVOID1	0.055***	0.008		
	(3.043)	(0.783)		
TAX_AVOID2			0.048	0.022
			(1.559)	(1.098)
SIZE	0.009**	0.000	0.008***	−0.001
	(2.450)	(0.170)	(2.594)	(−0.658)
LEV	0.005	0.047***	0.033	0.046***
	(0.218)	(3.170)	(1.487)	(3.190)
GRW	−0.006	0.008	−0.016	−0.007
	(−0.352)	(0.770)	(−1.041)	(−0.703)
BI	−0.354***	−0.211***	−0.423***	−0.208***
	(−5.500)	(−5.436)	(−7.291)	(−5.557)
Vol_BI	0.260*	0.080	0.342***	0.107
	(1.921)	(0.981)	(2.770)	(1.348)
Vol_CFO	−0.124	−0.027	−0.098	0.035
	(−1.515)	(−0.541)	(−1.230)	(0.674)
Abn_Accruals	−0.025	−0.009	0.003	−0.009
	(−0.407)	(−0.236)	(0.060)	(−0.244)
FOR	−0.042	−0.002	−0.054**	−0.015
	(−1.491)	(−0.127)	(−2.086)	(−0.870)
MKT	0.003	0.000	0.011	0.011*
	(0.358)	(0.087)	(1.270)	(1.902)
Constant	−0.106	−0.012	−0.089	0.016
	(−1.139)	(−0.216)	(−1.151)	(0.331)
Year	Included	Included	Included	Included
Ind	Included	Included	Included	Included
R^2	0.114	0.104	0.112	0.095
N	1377	1377	1525	1525

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

주1) TAX_AVOID의 값이 양수인 경우만을 표본으로 취합하여 분석함.

주2) 변수들의 정의는 <표 3>과 같음.

Ⅴ. 요약 및 결론

본 연구는 증분조세회피수준이 기업의 미래 세무위험과 관련이 있는지 여부를 실증적으로 분석하였다. 지금까지 조세회피와 세무위험 간의 관계는 일반적으로 조세회피수준이 높은 기업은 미래의 세무불확실성이 증가할 것으로 예상되었다. 그러나 최근연구의 실증분석 결과는 조세회피와 세무위험과의 관련성이 조세회피와 세무위험의 측정방법에 따라서 그 결과가 상이하였다. 특히 Guenther et al.(2017)의 경우 Cash ETR이 미래 세율 변동성과 양(+)의 관련성이 있다고 보고하였으며, 조세회피가 미래의 세율변동성과 더 큰 관련이 있다는 증거를 찾지 못하였다.

박종일 · 전규안(2019)에서는 국내기업을 대상으로 기업의 조세회피가 미래 세무불확실성을 증가시키는지 여부를 실증 분석하였으며, 분석 결과는 높은 조세회피 성향은 미래 Cash ETR보다는 주로 미래 GAAP ETR의 변동성과 양(+)의 관계를 보여 조세회피성향이 높은 기업이 미래 법인세 납부액으로 측정된 Cash ETR의 변동성보다는 법인세비용으로 측정된 GAAP ETR의 변동성을 증가시킨다고 보고하였다. 그러나, 높은 조세회피성향과 미래 과세소득의 변동성 또는 미래 법인세부담액의 변동성 간에 관련성을 분석한 결과에서는 유의적인 음(−)의 관계가 나타나 조세회피성향이 높다고 하여 미래 세무위험이 높지는 않으며, 오히려 미래 세부담과 관련된 불확실성이 더 낮게 나타났다. 과거 장기ETR과 미래 장기ETR의 관련성을 분석한 결과에서도 Cash ETR과 GAAP ETR 모두 유의적인 양(+)의 값이 나타나 조세회피성향이 높은 기업이 미래 세무관련 불확실성이 더 높을 것으로 보는 실증적 증거와 반대되는 결과를 보고하였다.

본 연구는 조세회피수준과 세무위험의 관련성이 서로 상반된 결과가 나타나는 것에 초점을 맞추었으며 그 이유를 조세회피 측정방법에 있을 것으로 예상하였다.

조세회피수준의 측정에 있어서 기업 간 비교를 통하여 ETR이 낮은 기업이 ETR이 높은 기업에 비해 상대적으로 조세회피를 더 많이 했다고 볼 수 있지만 그것이 결코 조세회피성향의 지속성 측면을 고려하거나 조세회피성향이 구조적이라 할 경우 그렇지 않을 수 있다. ETR이 낮은 기업이 조세회피를 통하여 ETR이 낮아진 것이 아니라 기업의 특성상 또는 산업의 특성상 정책적으로 세금감면 등과 같은 혜택을 통해 낮은 ETR을 유지하는 경우에도 불구하고, 조세회피수준이 높은 기업으로 구분될 수 있다. 또한 선행연구에서 조세회피 측정치로 사용한 장기ETR은 일정 기간 동안의 ETR의 수준이다. 따라서 장기ETR이 동일한 기업일지라도 ETR이 지속적으로 유지되는 기업일수도 있으며, ETR의 변동성이 큰 기업일 수도 있다고 보았다.

본 연구는 기업 간 비교가 아닌 기업의 증분된 조세회피수준에 초점을 맞추어 과거 일정기간 감소한 당기의 ETR의 차이로 측정한 증분조세회피가 높은 기업이 미래 조세회피 변동성으로 측정한 세무위험이 큰 지를 분석하여, 선행연구에서 검증하고자 했던 조세회피로 인해 낮아진 유효세율이 미래 세율에 대한 불확실성을 초래하는지 여부를 검증할 수 있을 것으로 예상하였다.

본 연구는 분석을 위해 증분조세회피의 측정치 t−4년의 ETR과 t기의 ETR의 감소분을 이용하였으며, 세무위험의 측정치로는 미래 5년간의 ETR($ETR_{t+1,\ t+5}$)의 표준편차를 이용하였다. 분석에 이용된 자료는 2003년부터 2013년까지이며 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업 중 금융업을 제외한 12월 결산법인으로 일정 조건에 부합되는 최종 표본은 1408 기업/연 자료이다.

본 연구의 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 증분조세회피와 조세회피 변동성은 통계적으로 유의미한 양(+)의 관계가 나타났다. 증분조세회피가 증가하였을 때 미래의 세무위험이 증가할 것이라는 예상과 일치하는 결과를 보여주었다. 이 결과는 조세회피측정치를 Cash ETR과 GAAP ETR로 측정한 경우 모두 일관되게 나타났다.

추가분석으로 기간을 전후 4년으로 하여 t−3년과 t기의 ETR의 감소분으로 측정한 증분조세회피와 미래 4년간의 ETR($ETR_{t+1,\ t+4}$)의 표준편차로 측정한 세무위험의 관련성은 통계적으로 유의미한 양(+)의 값을 나타내었으나 전후 3년 기간의 증분조세회피와 세무위험의 관련성은 Cash ETR의 경우만 유의한 양(+)의 값을 나타내었으며 GAAP ETR의 경우는 유의하지 않았다.

본 연구는 선행연구에서 일반적으로 기대하던 조세회피수준이 높은 기업이 세무위험이 높을 것으로 보는 실증적 증거를 관찰하여 보고하였으며, 실증결과 증분조세회피와 세무위험과의 관련성은 Cash ETR과 GAAP ETR 모두 유의한 양(+)의 값으로 나타났다. 이러한 결과는 증분조세회피가 커질수록 조세회피의 변동성도 증가하는 것을 의미하는 것으로, 과거의 조세회피 증가와 미래의 세무위험 증가가 관련성을 갖는다는 연구가설을 기존연구와 달리 증분조세회피의 개념을 이용하여 실증하였다는데 연구의 의의가 있다.

그러나 본 연구는 분석에 이용된 모형에 고려되지 않은 누락변수(omitted variable)의 문제가 있을 수 있으며, 변수의 측정 상 연도별 5년간 세전이익이 양(+)기업과 과거기간 대비 ETR이 감소한 기업만을 대상으로 분석했기 때문에 자기 선택적 편향(self−selection bias)문제가 있을 수 있기 때문에 결과의 해석에 고려할 필요가 있다. 측정방법의 특성상 조세회피와 세무위험의 관계에 대한 추가적인 분석과 조세회피 측정치로서 증분조세회피가 적합한지에 대한 추가적인 검증이 필요한 것으로 보인다.

참고문헌

강정연. 2018. “조세회피와 기업가치 및 세무위험”. 국제회계연구 제78권 : 245－270.

김진수・고종권. 2016. “조세회피와 세무위험이 기업가치에 미치는 영향”. 세무학연구 제33권 제3호 : 267－298.

박종일・전규안. 2019. “조세회피와 세무불확실성”. 세무학연구 제36권 제1호 : 9－54.

최기호. 2018. “조세회피와 관련된 세무회계 실증 연구 동향”. 세무학연구 제35권 제4호 : 207－275.

Balakrishnan, K., J. Blouin, and W. Guay. 2012. Does Tax Aggressiveness Reduce Corporate Transparency? Working paper.

Bauer, A., and K. Klassen. 2014. Tax Risk as the Likelihood of an Unfavorable Settlement with Tax Authorities. Working paper.

Blouin, J. 2014. Defining and measuring tax planning aggressiveness. *National Tax Journal* 67 (4) : 875－900.

Desai, M., and D. Dharmapala. 2006. Corporate tax avoidance and high－powered incentives. *Journal of Financial Economics* 79(1) : 145－179.

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

Dyreng, S. D., M. Hanlon, and E. L. Maydew. 2018. When does tax avoidance result in tax uncertainty?. *The Accounting Review* 94(2) : 179－203.

Frank, M. M., L. J. Lynch, and S. O. Rego. 2009. Tax reporting aggressiveness and its relation to aggressive financial reporting. *The Accounting Review* 84(2) : 467－496.

Guenther, D. A., S. R. Matsunaga, and B. M. Williams. 2016. Is tax avoidance related to firm risk?. *The Accounting Review* 92(1) : 115－136.

Hanlon, M., and S. Heitzman. 2010. A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics* 50(2－3) : 127－178.

Hanlon, M., and J. Slemrod. 2009. What does tax aggressiveness signal? Evidence from stock price reactions to news about tax shelter involvement. *Journal of Public Economics* 93(1－2) : 126－141.

Hanlon, M., E. L. Maydew, and D. Saavedra. 2017. The taxman cometh : Does tax uncertainty affect corporate cash holdings? *Review of Accounting Studies* 22(3) : 1198－1228.

Hasan, I., C. K. S. Hoi, Q. Wu, and H. Zhang. 2014. Beauty is in the eye of the beholder : The effect of corporate tax avoidance on the cost of bank loans. *Journal of Financial Economics* 113(1) : 109－130.

Hutchens, M., and S. O. Rego. 2015. Does greater tax risk lead to increased firm risk?. Available at SSRN 2186564.

Markowitz, H. 1952. Portfolio selection, *Journal of Finance* 7(1) : 77－91.

McGuire, S. T., S. S. Neuman, and T. C. Omer. 2013. Sustainable tax strategies and earnings persistence. Available at SSRN 1950378.

Mills, L. F., S. E. Nutter, and C. M. Schwab. 2012. The effect of political sensitivity and bargaining power on taxes : Evidence from federal contractors. *The Accounting Review* 88(3) : 977－1005.

Rego, S. O., and R, Wilson. 2012. Equity risk incentives and corporate tax aggressiveness. *Journal of Accounting Research* 50(3) : 775－810.

Wilson, R. J. 2009. An examination of corporate tax shelter participants. *The Accounting Review* 84(3) : 969－999.

Incremental Tax Avoidance and Tax Risk

Si-Hun Park* · Kap-Soon Kim**

<Abstract>

This study investigated the relationship between incremental tax avoidance and tax risk. Prior studies have expected that higher tax avoidance facilitates tax risk ; however, the need arises to reconsider how tax avoidance should be measured as the results of previous studies have depended on the way they measured tax avoidance. Tax avoidance is commonly measured based on the consistently low level of the effective tax rate (ETR). However, specific companies or industries can show consistently low ETR because of consistent tax cut policy from the government. Since Long-term ETR reflects persistence in the ETR or offsets any volatility during the period in the ETR, a problem arises when interpreting the relationship between Long-term ETR and persistence or volatility of ETR.

To solve such problems, we present the possibility of a new measure, incremental tax avoidance. Because tax avoidance is an action to reduce ETR, a decrease in ETR compared to the company's previous periods may capture management intentions. We derived incremental tax avoidance by subtracting ETRt from ETR_{t-1}, to ensure that the value reflects the size of tax avoidance. Because negative value means no tax avoidance, we excluded samples with negative values from our data. Tax risk is the standard deviation of Cash ETR or GAAP ETR during t+1~t+5. Data consists of KOSPI and KOSDAQ non-financial companies from 2003 to 2013.

Our test results show a statistically significant positive effect of incremental tax avoidance on both tax risk measures based on Cash ETR and GAAP ETR. This study contributes to the literature in that it suggests and confirms the applicability of a new tax avoidance measure, which mitigates the problem of current tax avoidance measures.

<Key words> incremental tax avoidance, effective tax rate, tax risk

* Ph.D. Candidate, Department of Accounting, Dongguk University-Seoul, psh82@dongguk.edu, First Author

** Professor, Business School, Dongguk University-Seoul, kks@dongguk.edu, Corresponding Author