

기업의 세무보고 공격성과 미래 재무성과와의 관계

박종일* · 정설희**

<요 약>

본 연구는 세무보고에 대한 기업의 공격적인 성향이 높을 때 미래 재무성과와는 어떤 관련성이 있는지를 실증적으로 분석하였다. 이러한 분석을 통해 조세회피성향이 높은 기업의 경우 미래에 대한 어떤 예측정보를 제공하는지 알아보았다. 과거 선행연구들은 Tobin's Q로 측정된 기업가치와 조세회피 간의 관계를 분석한 경우가 많았으며, 검증결과는 두 변수 간에 양(+) 혹은 음(-)의 관계, 또는 유의한 관계를 발견하지 못한 경우도 있어 투자자 측면의 조세회피 정보는 혼재된 증거를 보고해 왔다. 앞서와 달리, 본 연구에서는 세무보고 공격성과 미래 재무적 성과와의 관계를 통해 기업의 조세회피가 어떤 예측정보를 제공하는지, 즉 긍정적인 또는 부정적인 효과 중 주로 어느 경우와 더 관련성이 있는지를 규명하고자 한다. 분석을 위해 본 연구는 기업의 조세회피성향에 대해 Dyreng et al.(2008)의 방법에 따라 두 가지 측정치를 이용하였다. 구체적으로, 5년간의 누적유효세율인 전통적인 유효세율(GAAP ETR)과 현금유효세율(CASH ETR)로 측정한 후 세무보고에 공격적 성향이 높은 기업에 대한 구간 선정을 위해 다시 Donohoe and Knechel(2014)의 방법을 이용하였다. 즉 각 ETR 측정치마다 5분위수로 나눈 후 가장 낮은 구간에 속한 경우를 세무보고 공격성이 높은 기업으로 정의하여 미래 재무성과와의 관계를 분석하였다. 미래 재무성과로는 총자산이익률(ROA)을 분석에 이용하였고, t+1과 t+2시점을 중심으로 살펴보았다. 본 연구에서 분석기간은 종속변수(관심변수)를 기준으로 2005년부터 2015년까지(2004년부터 2013년까지)이며, 표본은 유가증권상장과 코스닥상장기업 중 금융업을 제외한 12월 결산법인을 대상으로 하였다.

실증결과는 다음과 같다. 첫째, 종속변수에 영향을 미치는 일정 변수가 통제된 후에도 세무보고 공격성이 높은 기업이 그렇지 않은 경우보다 미래 재무성과가 유의하게 더 낮은 것으로 나타났다. 이러한 사항은 미래 재무성과를 ROA 또는 IndROA(산업조정 ROA)로 측정한 경우, t+1 및 t+2 시점의 경우, 그리고 KOSPI와 KOSDAQ 표본으로 나누어 살펴본 경우 모두 일관된 결과로 나타났다. 또한 조세회피 측정치를 지시변수 대신 연속변수를 이용한 경우에도 일치된 결과를 보였다. 둘째, 추가분석에 따르면 세무보고에 공격성이 높은 기업이면 그렇지 않은 경우보다 이익지속성은 유의하게 더 낮았다.

이상의 본 연구결과는 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업은 미래 재무성과와 음(-)의 관련성이 있으며, 또한 보고이익의 질적 속성 중 하나인 이익지속성 역시 낮게 나타나 상장기업에서 보

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

** 가톨릭관동대학교 경영학과 조교수, jsh0815@cku.ac.kr, 교신저자

다 공격적인 조세회피 전략을 수행하면 미래 수익성 측면에서 부정적인 결과가 초래되고 있음을 보여주었다는데 의미가 있다. 또한 기업가치 측면에서 조세회피와의 관계를 다룬 국내 이전 연구들에서 혼재된 증거를 제시하는 상황에서 본 연구의 발견은 관련연구에도 추가적이고 보완적인 실증적 증거를 제공해 줄 것으로 기대된다. 아울러 본 연구결과는 학계뿐 아니라 실무계에서 투자의 사결정을 하는 투자자들 및 정책결정자인 규제당국에게 조세회피를 위한 세무보고에 공격적 성향이 높은 기업과 미래 수익성 간의 관계에 대한 전반적인 이해에 있어 유익한 시사점을 제공한다.

〈주제어〉 세무보고 공격성, 조세회피, 미래 재무성과, 산업조정 총자산이익률, 이익지속성

I. 서 론

본 연구는 상장기업을 대상으로 세무보고에 공격적 성향이 높을 때 미래 재무성과와는 어떤 관련성을 가지고 있는지를 실증적으로 분석하였다. 구체적으로, 본 연구는 조세회피(tax avoidance)를 위한 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업(corporate tax aggressiveness; 이하 세무보고 공격성)의 경우가 그렇지 않은 경우와 비교해 미래 재무성과에 대해 상대적으로 긍정적인 혹은 부정적인 효과를 초래하는지와 관련해서 살펴보았다. 이러한 사항을 통해 본 연구에서는 조세회피에 보다 공격적인 성향이 높은 기업들이 미래 수익성을 창출하는데 있어 기여하는지를 규명하고자 하였다.¹⁾ 이는 세무보고에 공격성이 높은 기업의 경우 해당 정보가 미래 재무성과와 관련

1) 선행연구들에서는 조세회피의 정의를 기업에서 조세회피거래의 합법성여부와 상관없이 명시적 조세(explicit tax)가 경감되는 행위로 보는 포괄적인 정의를 주로 따르고 있다(Dyrenge et al. 2008; Hanlon and Heitzman 2010). 하지만, 최근 연구들은 세무보고의 공격성 또는 공격적인 세무보고 성향(tax aggressiveness)을 지칭하면서 조세회피보다는 좀 더 좁은 개념으로 다루고 있다(Frank et al. 2009; Hanlon and Slemrod 2009; Chen et al. 2010; Guenther et al. 2013; Donohoe and Knechel 2014 등). 즉 세무보고 공격성의 용어를 사용한 Chen et al.(2010)은 이를 합법적 절세와 회색영역(gray area)뿐만 아니라, 세무계획 활동이 불법적인 경우도 포함하는 것으로 정의하고 있다. 이와 관련하여 Guenther et al.(2013)은 앞서의 조세회피의 넓은 정의보다 세무보고 공격성은 예로, 오염된 스케일(grey-scale) 또는 도덕적으로 의심스러운, 그렇지만 조세회피의 하위집합으로서, 더 정확하게 범위 구성된 정의가 더욱 입증 가능한 측정치를 제공한다고 보았다. 하지만 세무보고 공격성 용어의 경우 연구자마다 정의상에 다소 차이를 보일 뿐만 아니라, 분석상 대응치의 경우도 연구에 따라서 선택적인 측정치를 이용해 왔다(Hanlon and Slemrod 2009; Chen et al. 2010; Balakrishnan et al. 2012; Donohoe and Knechel 2014 등). 예를 들어, Dyrenge et al.(2008)은 이론적으로는 조세회피를 명시적 조세의 경감행위와 같은 포괄적 정의로 논하고 있으나, 분석상 대응치로 기업이 지난 10년간 현금유효세율을 감소시키는 행위로 정의한 후 이를 분석에 이용하였다. 이와 달리, Donohoe and Knechel(2014)의 경우는 기본적으로 앞서 Dyrenge et al.(2008)에서 제안된 장기유효세율 측정치에서 출발하고 있으나, 과거 6년간의 장기유효세율이 낮은 구간(예로, 표본에서 5분위수 중 가장 낮은 구간의 기업들)에 속한 경우와 그렇지 않은 경우로 구분한 지시변수로 측정한 후 이를 세무보고 공격성에 대한 측정치로 이용하였다. 본 연구의 경우 앞서의

해서는 어떤 신호(signalling) 정보를 제공하는지를 알아보는 것이다. 더불어 본 연구의 추가분석에서는 세무보고 공격성이 높은 기업일 때 이익의 질 중 하나인 이익지속성(earnings persistence)은 높은지 혹은 낮은지에 대해서도 알아보았다.

이전 실증적 연구들은 기업의 조세회피활동이 주주 관점에서 긍정적인지 여부를 파악하고자 할 때 기업가치(Tobin's Q로 측정)와 조세회피 간의 관계를 중심으로 살펴본 경우가 많았다. 그런데 이와 관련된 실증적 결과는 조세회피와 기업가치 간에 음(-)의 관계를 보고한 연구(기은선 2012 ; 손언승 등 2012 ; 강정연과 고종권 2014), 또는 양(+)의 관계가 있음을 보고한 연구(고윤성 등 2007 ; 윤성수 등 2015 ; 기은선과 이광숙 2016), 그리고 조세회피와 기업가치 간에 유의한 관계가 관찰되지 않은 연구(Desai and Dharmapala 2009 ; 전주성 2011)가 있다. 따라서 조세회피와 기업가치 간의 관계는 혼재된 증거(mixed evidences)가 보고되어 왔다. 이러한 실증적 증거로 볼 때 조세회피에 대한 투자자의 관점은 합의된 결론에는 아직까지 도달하지 못한 것으로 보인다. 이와 달리, 본 연구는 기업의 세무보고 공격성과 미래 재무성과와의 관련성 분석을 통해 과거 조세회피에 보다 적극적인 기업의 경우가 그렇지 않은 경우와 비교할 때 미래 수익성 창출에는 과연 기여하고 있는지를 알아보려고 한다.

조세회피와 기업가치 간의 관계를 살펴본 연구들은 분석결과에서 두 변수 간에 양(+)의 관계가 관찰되면 조세회피를 통해 기업은 세부담을 감소시키므로, 현금의 사외유출이 감소할 수 있어 기업가치에도 긍정적인 영향을 미칠 수 있다고 주장한다(고윤성 등 2007). 이런 관점을 선행 연구들은 주주 부의 극대화 측면에서 해석하는 경영자-주주 간의 이해일치 관점(aligning interests view) 또는 이를 최근의 경쟁적 이론(예로, 대리인 비용)과 대비시켜 전통적인 견해라고 부른다. 이와 달리, 조세회피와 기업가치 간에 음(-)의 관계가 관찰되면 선행연구들은 소유와 통제가 분리된 기업에서의 조세회피는 경영자에 대한 모니터링이 어렵기 때문에 경영자는 조세회피로 획득된 자원을 자신의 사적 효익을 위해 사용할 수 있다는 대리인 관점에서 논의를 해왔다(Slemrod 2004 ; Desai and Dharmapala 2009 ; Kim et al. 2011). 일반적으로 기업의 조세회피 활동이 증가되면 법인세부담을 낮출 수 있어 그렇지 않은 경우보다 상대적으로 세후순이익과 세후현금흐름을 증가시킬 수 있으므로, 사내유보 되는 재원의 추가적 획득 측면에서 당기에 긍정적인 결과를 초래할 수 있다. 그러나 소유와 통제가 상대적으로 분리된 상장기업들에서 조세전략을 수행한 결과로 사내유보된 조세절감액의 경우 외부 이해관계자들에게는 모니터링하기에 어려움이 따른다(Slemrod 2004). 또한 기업이 이를 관리하는 방법으로 부적절한 회계처리를 수행할 가능성 역시 높다. 만일 기업이 조세회피를 하는 과정에서 조세피난처를 활용할 경우 조직 구성의 복잡성도 증가될 수 있다(Donohoe and Knechel 2014 ; 박종일과 지승민 2016a). 이러한

Donohoe and Knechel(2014)의 방법에서 제안된 측정치를 이용하고 있기 때문에 조세회피 대신 '세무보고의 공격성'이라는 용어를 사용하고자 한다. 또한 본 연구의 강건성 분석에서는 Dyreng et al.(2008)의 방법과 유사하게 측정된 장기유효세율인 연속변수로 측정된 경우도 살펴보고 있기 때문에 이에 대해서는 앞서의 선행연구와 같이 '조세회피'로 지칭하였다. 하지만 이들 두 용어 모두는 기업이 명시적 조세를 경감시키는 행위를 나타낸다고 할 수 있다(Lietz 2013b).

점에서 앞서의 전통적인 관점에 대비되는 경쟁적 가설이 대리인 관점(*agency perspective*)이다. 따라서 최근 연구들은 앞서의 조세회피에 따른 긍정적인 결과가 주는 효과보다는 조세회피의 결과로 기업투명성이나 재무보고의 질이 낮아지는 문제로 인해 주식시장의 투자자들이 해당 기업의 미래 수익성을 평가할 때 정보의 불확실성이 높을 수 있고, 또한 기업과 외부 이해관계자 간의 정보비대칭 역시 보다 더 심화된다고 주장한다(Chen et al. 2011 ; Balakrishnan et al. 2012). 이런 측면에서 보면, 조세회피활동으로 획득된 자원이 당기에는 긍정적인 측면이 될 수 있으나, 기업의 미래 수익성 창출에도 긍정적인 영향을 주는지, 아니면 부정적인 결과를 초래하는지는 실증적 의문사항(*empirical question*)이 될 수 있다.

앞서 전술한 바와 같이 조세회피성향이 기업가치에 미치는 영향을 분석한 선행연구들은 다수 존재하지만(Desai and Dharmapala 2009 ; 고운성 등 2007 ; 전주성 2011 ; 기은선 2012 ; 손언승 등 2012 ; 강정연과 고종권 2014 ; 윤성수 등 2015 ; 기은선과 이광숙 2016) 조세회피와 미래 재무성과와의 관계를 분석한 연구로 Blaylock(2016)의 국외 연구를 제외하면 거의 없다. Blaylock (2016)은 미국의 경우 경영자의 사적이익 추구와는 무관하게 조세회피와 미래 수익성 간에 양(+)의 관련성이 있음을 제시하였다. 이는 미국 기업들의 경우 평균적으로 조세회피성향이 높은 기업일수록 미래 수익성에 대해 긍정적인 결과를 초래함을 시사한다. 하지만, 국내의 경우는 세무보고 공격성이 높은 경우 미래 재무성과와는 어떤 체계적인 관련성이 있는지에 관해서 아직 까지 이를 다룬 연구가 없어 학계에 잘 알려져 있지 않은 실정이다. 특히, 국내의 경우는 주로 조세회피와 기업가치 간의 관계에 초점을 둔 연구가 많았고, 그 검증결과에서 혼재된 증거가 보고되는 상황에서 조세회피를 위한 세무보고 공격성이 높은 경우 미래 재무성과와는 어떤 체계적인 관계가 있는지를 실증적으로 규명하면 이전 관련연구에도 추가적이고 보완적인 증거를 제공해 줄 것으로 기대된다.

이를 위하여 본 연구의 분석기간을 종속변수(관심변수)를 기준으로 2005년부터 2015년까지(2004년부터 2013년까지)로 하고, 표본은 상장기업 중 금융업을 제외한 12월 결산법인을 대상으로 분석한다. 또한 본 연구는 기업의 세무보고에 보다 공격적인 성향을 파악하기 위해 두 가지 ETR 측정치를 이용하였다. 즉 Dyreng et al.(2008)에서 제안된 방법에 따라 5년간의 장기 누적유효세율로 측정된 전통적인 유효세율(GAAP ETR)과 현금유효세율(CASH ETR)이다. 기업이 세무보고에 공격적인 성향이 높다는 것은 경영자가 법인세를 낮출 유인에 따라 유효세율이 낮아지는 특성으로 나타날 수 있다. 따라서 본 연구는 세무보고 공격성이 의심되는 기업의 구간을 설정하기 위해 Donohoe and Knechel(2014)의 방법을 이용하였다. 즉 GAAP ETR과 CASH ETR 측정치를 기준으로 각각 5분위수로 나눈 후, 가장 낮은 구간에 속하면 이를 세무보고 공격성이 높은 기업으로 정의하여 미래 재무성과와의 관계를 분석하였다. 본 연구에서 종속변수인 미래 재무성과는 당기순이익²⁾을 기초총자산으로 표준화한 총자산이익률(ROA) 또는 개별 ROA에서

2) Graham et al.(2005)은 401명의 CFO와 CEO를 대상으로 설문조사를 한 결과, 외부 이해관계자에게 있어 가장 중요한 기업성과 지표 세 가지의 순위에 대하여 질문한 경우 51%의 응답자는 이익(earnings)을 꼽

동일산업 내 평균치를 차감하여 계산한 산업조정 총자산이익률(IndROA)을 분석에 이용하였고, 미래 시점은 $t+1$ 년도와 $t+2$ 년도에 대해 분석하였다.

본 연구의 실증결과에 따르면, 일정 변수가 통제된 후에도 세무보고 공격성이 높은 기업의 경우가 그렇지 않은 경우와 비교할 때 $t+1$ 년도뿐만 아니라 $t+2$ 년도의 재무성과가 더 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 미래 재무성과를 ROA 또는 IndROA(산업조정 ROA)로 측정한 경우, 전체표본 이외에도 KOSPI와 KOSDAQ 표본으로 나누어 분석한 경우에도 모두 일치된 결과였다. 또한 조세회피 측정치를 지시변수가 아닌 연속변수로 측정한 경우에도 일관된 결과를 보였다. 이러한 결과는 상대적으로 지배구조가 우수한 미국 기업을 대상으로 분석한 Blaylock(2016)의 국외 연구와는 상반되는 실증적 증거이다. 한편, 본 연구의 추가분석 결과에 따르면 세무보고에 공격성이 높은 기업의 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 이익지속성이 더 낮은 것으로 나타났다. 이상의 결과는 세무보고에 공격적인 성향을 가진 기업은 미래 재무성과와 음(-)의 관련성이 있고, 또한 이익의 질적 속성 중 하나인 이익지속성 역시 낮은 것으로 나타나 국내 상장기업에서의 적극적인 조세회피활동은 미래 수익성 측면에서 부정적인 결과를 초래하고 있음을 시사한다. 따라서 국내 상장기업을 대상으로 조세회피를 위한 세무보고에 공격성이 높은 기업에 대해 미래 재무성과 측면에서 살펴본 경우 조세회피에 보다 적극적인 기업은 전통적인 관점(이해일치의 관점)보다는 경영자의 사적편익 추구활동의 대리인 관점이 지지된 결과를 보였다.

이후 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 조세회피 또는 세무보고 공격성을 다룬 선행연구에 대해 검토한다. 또한 이를 바탕으로 세무보고 공격성과 미래 재무성과와의 관계와 관련된 연구가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 가설을 검증하는 연구모형의 설정, 변수의 정의와 측정, 그리고 표본의 선정절차에 대하여 설명한다. 제Ⅳ장에서는 본 연구의 실증분석 결과를 보고하고, 또한 추가분석을 수행한 후 이들에 대해 논의한다. 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결과를 요약하고, 본 연구가 제공하는 시사점과 공헌 및 분석상의 한계에 대해 기술하였다.

Ⅱ. 선행연구의 검토와 가설의 설정

1. 선행연구의 검토

과거 연구들 중 조세회피와 세무보고 공격성을 살펴본 경우 다양한 측면의 연구주제를 분석해

았다. 이익 다음은 매출(12%), 영업현금흐름(12%), 가결산 이익(12%), 잉여현금흐름(10%), 기타(2%), 경제적 부가가치(1%) 순위로 나타났다. 이상의 결과로 볼 때 재무보고상 이익이 기업성과의 요약측정치로서 자본시장에서 매우 중요한 정보력을 제공한다는 것을 알 수 있다. 따라서 본 연구는 종속변수인 미래 재무성과로 총자산이익률을 이용하였다.

왔다. 이는 기업의 조세회피활동과 관련한 주제는 회계학뿐만 아니라 인접 학문(예로, 재무관리, 법학 등)에서도 사회적으로 관심을 가지는 이슈라는 점에서 꾸준한 논의가 되어 왔기 때문이다. Hanlon and Heitzman(2010)의 연구는 그동안 수행된 세무회계연구를 재검토(review) 하는 과정에서 조세회피 또는 세무보고 공격성³⁾과 관련한 연구주제를 다음의 두 가지로 크게 구분한 바 있다. 하나는 조세회피의 결정요인을 살펴본 연구이고, 다른 하나는 조세회피의 결과를 살펴본 연구이다. 따라서 본 절에서는 이들을 분석한 대표적인 연구의 결과를 중심으로 살펴보려고 한다.⁴⁾

먼저 전자인 조세회피의 결정요인(determinants)을 알아본 연구들은 경영자의 보상유인, 소유구조 및 기업지배구조 등이 조세회피를 결정하는 중요한 요인임을 밝히고 있다(Phillips 2003 ; Rego 2003 ; Desai and Dharmapala 2006, 2009 ; Chen et al. 2010 ; Badertscher et al. 2013 ; 박종국과 홍영은 2009 ; 정용수 등 2011 ; 강정연과 김영철 2012). 또한 가족기업의 조세회피성향(Chen et al. 2010 ; 고운성과 백혜원 2010)이나 기업의 사회적 책임활동(CSR)과 조세회피 간의 관계에 대한 연구도 최근 관심이 있는 연구주제이다(Lanis and Richardson 2012 ; Watson 2012 ; 기은선 2012). 예를 들어, 기업의 조세회피와 경영자 보상과 관련해서 Rego(2003)는 조세피난처로 국외회사가 많을수록 기업은 낮은 세부담의 기회가 높다고 주장하였고, Phillips(2003)는 보상 유인과 조세회피와의 관계를 분석한 결과에서 사업부관리자는 회계에 근거한 세후성과보상이 조세회피 행위를 보다 증가시킬 수 있음을 제시하였다. 이는 경영자의 보상유인이 조세회피와 밀접한 양(+)의 관계가 있음을 보여준다(Desai and Dharmapala 2006). 조세회피와 소유구조 간의 관계를 분석한 박종국과 홍영은(2009)은 외국인투자자 지분율이 높은 기업일수록 조세회피성향이 낮고, 정용수 등(2011)은 경영자 지분율과 조세회피성향 간에 음(-)의 관계를, 강정연과 김영철(2012)은 대주주 지분율의 변화율 또는 기관투자자 지분율의 변화율과 조세회피성향 간에도 음(-)의 관계를 가짐을 제시하였다. 이는 기업에 높은 지분율이 존재할수록 지배주주 또는 경영자는 위험회피(risky averse)를 보다 선호하게 되어 조세회피에 덜 적극적임을 의미한다(Badertscher et al. 2013). 또한 기업지배구조가 조세회피에 미치는 영향을 분석한 Minnick and Noga(2010)은 이사회 특성을 살펴본 결과에서 이사회 규모 및 독립적인 사외이사는 조세회피성향과 체계적인 관계가 있음을 보고하였다.⁵⁾ 또한 Lanis and Richardson(2011)은 이사회에서 사외이사의 비율이 높을수

3) Hanlon and Heitzman(2010)의 연구는 조세회피의 정의를 기업에서 조세회피거래의 합법성여부와 상관 없이 명시적 조세(explicit tax)가 경감되는 행위로 보았다. 또한 이 연구는 조세회피와 세무보고 공격성의 용어를 거의 동의어로 사용하고 있다. 한편, 과거 연구들은 조세회피 용어를 사용한 논문이 많았던 반면, 최근의 연구들은 조세회피 대신 세무보고 공격성을 더 애용하고 있다. 그러한 점에서 본 논문은 이들 두 용어에 대해 서로 교환 가능한(interchangeable) 개념으로 사용한다.

4) 본 연구에서는 조세회피의 원인과 결과에 대한 대표적인 연구의 흐름만을 살펴보고, 이보다 해당 주제와 관련하여 자세한 재검토 연구로는 Lietz(2013a)의 논문이 있으므로, 관심 있는 독자는 이를 참고하기 바란다.

5) 예를 들어, Minnick and Noga(2010)은 이사회 규모가 클수록 조세회피성향이 낮고, 독립적 사외이사의 수가 많을수록 오히려 조세회피성향이 높음을 보고하였다.

록 기업은 세무보고 공격성이 낮음을 보고하였다.

그리고 조세회피와 가족기업 간에는 어떤 관련성이 있는지를 분석한 연구들은 가족기업이 비가족기업과 비교하여 조세회피성향이 더 낮음을 보고하였다(Chen et al. 2010 ; 고윤성과 백혜원 2010). 이는 가족기업일수록 조세회피를 통한 낮은 세부담의 절감보다는 기업의 명예나 이미지 훼손 등의 평판에 따른 비용(reputation costs)이 높을 수 있기 때문에, 이러한 측면이 기업의 조세회피 전략에도 큰 영향을 준 결과일 수 있다(Chen et al. 2010). 한편, 기업의 사회적 책임활동(CSR)이 조세회피행위에 어떤 영향을 주는지를 분석한 연구들은 대체로 CSR 점수가 높은 기업일수록 조세회피성향이 낮다는 결과를 보고하였다(Lanis and Richardson 2012 ; Watson 2012 ; 기은선 2012).

다음으로, 후자인 기업의 조세회피행위가 어떤 잠재적인 결과(consequences)를 가져오는지 분석한 연구들은 주로 시장반응을 통해 살펴본 연구가 많으며, 이를 다루는데 있어 선행연구들은 기업의 조세회피행위가 주주의 부 측면에서도 긍정적인 것이라는 경영자와 주주 간의 이해일치의 관점(aligning interests view)과 이와는 대비되는 경쟁적 이론인 경영자의 대리인 관점(agency view)의 논의를 중심으로 하고 있다. 특히 두 관점에 관한 초반 연구들은 조세회피와 Tobin's Q로 측정되는 기업가치 간의 관계를 중심으로 한 연구가 많고, 최근 연구들은 기업평가에 보다 전문성이 있는 집단을 대상으로 기업의 조세회피에 대한 시장반응을 살펴보았다(예로, 감사인, 재무분석가, 채권자, 신용평가기관 등).

조세회피와 기업가치(Tobin's Q로 측정) 간의 관계를 분석한 연구 중 고윤성 등(2007), 윤성수 등(2015), 기은선과 이광숙(2016)은 조세회피와 기업가치 간에 양(+)의 관계가 있음을 보고한 반면, 기은선(2012), 손연승 등(2012), 강정연과 고종권(2014)은 조세회피와 기업가치 간에 음(-)의 관계가 있음을 보고하였다. 조세회피와 기업가치 간에 양(+)의 관계가 나타난 연구들은 이러한 결과에 기초하여 기업은 조세회피를 통해 조세비용을 낮추게 됨에 따라 현금유출이 감소하므로, 기업가치에도 긍정적인 영향을 준다고 주장한다(고윤성 등 2007). 반면, 조세회피와 기업가치 간에 음(-)의 관계가 나타난 연구들은 이러한 결과를 바탕으로 소유와 통제가 분리된 상장기업에서의 조세회피행위는 경영자의 사적이익 추구행위로 이어질 수 있는 대리인비용(agency costs)을 발생시켜, 그로 인해 기업투명성이 낮아질 수 있고, 시장에서도 기업가치가 할인되는 부정적인 영향이 초래된다고 주장한다(강정연과 고종권 2014). 이와 달리, Desai and Dharmapala(2009)와 전주성(2011)은 조세회피와 기업가치 간의 결과에서 평균적으로 유의한 관계를 관찰하지 못하였다. 이와 같은 결과들에서 알 수 있듯이, 조세회피와 기업가치 간의 관계는 선행연구들에서 혼재된 증거(mixed evidence)가 제시되고 있어 합의된 결론에 도달하지는 못한 것으로 보인다.

반면, 기업평가에 보다 전문가 집단을 대상으로 조세회피의 시장반응을 알아본 연구들은 대체로 기업의 조세회피성향이 높은 기업의 경우 부정적인 반응이 관찰된다는 결과가 많다. 예를

들어, 심충진(2009) 및 Donohoe and Knechel(2014)은 세무보고 공격성이 높은 기업이거나 조세 회피성향이 높은 기업일수록 외부감사인의 감사위험을 보다 높여 감사보수가 할증된다는 결과를 제시하였고, 박종일과 지승민(2016b)은 감사보수 외에도 세무보고 공격성이 높은 기업이면 그렇지 않은 경우보다 외부감사인의 기대감사시간이 높고, 또한 실제 감사투입시간도 더 높다는 결과를 보고하였다. 또한 Balakrishnan et al.(2012)은 세무보고 공격성과 기업투명성 간에 상충되는 관계가 있다고 보고, 세무계획에 보다 적극적인 기업의 경우 재무분석가 관점에서 이익예측의 정확성이 낮은 반면, 이익예측의 분산이 높고, 또한 매입-매도 스프레드를 이용하여 측정된 정보비대칭 수준 역시 높으며, 발생액의 질 수준이 낮음을 제시하였다. 이 연구는 조세회피성향이 높은 기업일수록 기업투명성과는 음(-)의 관계가 있음을 시사해 주고 있다. 김은주와 조용언(2012)은 조세회피성향과 채권자 측면의 타인자본비용 간의 관계를 분석한 결과에서 두 변수 간에 양(+)의 관계를, 박종일과 지승민(2016a)은 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업의 경우 회사채 신용등급이 낮음을 보고하였다. 이들 선행연구들의 결과는 조세회피성향이 높거나 세무보고에 공격적인 기업이면 시장에서 위험프리미엄이 존재함을 보여주고 있다. 한편, 정성환(2012)은 조세회피가 투자효율성에는 어떤 영향을 주는지를 분석한 결과에서 기업의 조세회피는 과소투자와는 관계가 나타나지 않았으나, 과대투자와는 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 이러한 결과에 대해 이 연구는 기업의 조세회피성향이 높을 때 과소투자문제는 해결하지 못하고, 과대투자를 유발한다고 주장하였다. 하지만, 이러한 결과만으로는 조세회피성향이 높은 기업이 과대투자성향이 높다고 하여 미래 수익성이 향상 또는 저하되는지에 대해서는 해당 연구 결과만으로는 알 수 없다.⁶⁾

이를 알아본 연구로는 Blaylock(2016)이 있다. 이 연구는 Desai and Dharmapala(2006)의 연구에서 제안하고 있는 기업의 조세회피의 증가가 경영자의 기회주의적 행동(managerial opportunism)이나 사적편익 추구행위(rent diversion)를 보다 높인다는 주장에 대해 상대적으로 지배구조가 열악한 러시아 자료가 아닌 지배구조가 우수한 미국의 자료에서도 성립하는지에 동기를 두고 분석이 수행되었다. 특히, 이 연구는 이를 알아보기에 있어 조세회피와 미래성과 또는 투자효율성 간의 관계를 중심으로 살펴보았다. 연구결과는 검증하고자 했던 첫 번째 가설인 지배구조가 열악한 기업에서의 조세회피의 증가가 미래성과를 악화시킬 것으로 예상한 결과는 제한된 증거만이 관찰되었다. 또한 이 연구의 두 번째 가설인 지배구조가 열악한 기업들의 경우 조세회피와 과대투자 간에 양(+)의 관계를 예상한 결과 역시 조세회피 측정치에 따라 혼재된 증거가 관찰되었다. 따라서 이 연구에서는 이러한 결과에 기초하여 Desai and Dharmapala(2006)에서 주장된 이론인 조세회피의 증가가 경영자의 사적추구행위(managerial rent extraction)를 증가시킬 것이라는 사항은

6) 왜냐하면 조세회피성향이 높은 기업일수록 과대투자성향과 관련이 있다고 하여 과대투자 자체가 미래 수익성 창출에 모두 기여하는 것은 아니기 때문이다. 오히려 방만하고 무분별한 기업의 과대투자행위는 기업가치를 낮출 수 있다.

열악한 지배구조를 가진 러시아 국가의 기업들에서 나타날 수 있으나, 지배구조가 보다 우수한 미국 기업의 세팅(setting)에서는 최소한 성립하지 않을 수 있다고 주장한다. 한편, 이러한 Blaylock(2016)의 결과는 제도적 환경이 상이하고, 특히 기업지배구조 수준이 다른 국가 간의 조세회피행위에 따라 경영자의 사적편익 추구행위의 유인에서 차이가 나타날 수 있음을 보여준다. 또한, Blaylock(2016)의 연구에서 주된 가설은 아니지만, 미국 자료의 결과에서 평균적으로 조세회피와 미래성과 간에는 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다.⁷⁾

그동안 기업의 조세회피 또는 세무보고 공격성에 따른 결과를 분석한 연구들은 앞서 살펴본 바와 같이 조세회피성향과 기업가치, 감사인의 감사보수 및 감사시간, 재무분석가의 이익예측오차, 채권자의 대출이자율 및 신용평가기관의 신용등급 등의 시장반응을 통해 기업의 조세회피와 관련한 이해관계 일치 또는 경영자의 사적이익 추구하고 관련된 대리인 문제를 논의한 경우는 많다. 그러나 조세회피와 미래성과와의 관계를 통해 앞서의 관점(view)을 논의한 연구는 Blaylock(2016)의 국외 연구를 제외하면 없고, 국내의 경우는 이와 관련한 실증적 증거가 다루어진 바 없다. 특히, Blaylock(2016)의 연구결과에서 시사해 주는 바와 같이 앞서의 두 가지 경쟁적 견해(competing views)는 지배구조 수준이 다르고, 제도적 환경이 다른 국가 간에도 차이가 있을 수 있음을 보여주고 있다. 따라서 본 연구는 국내 선행연구들에서 상대적으로 분석이 미미했던 부분을 보완하기 위하여 세무보고 공격성과 총자산이익률(ROA)로 측정되는 미래 재무성과와의 관련성에 초점을 둔 분석을 통해 앞서의 두 경쟁적 이론 중 어느 것이 국내 상장기업에서는 더 부합되는지를 실증적으로 알아보고자 한다.

2. 가설의 설정

과거 실증적 연구 중 조세회피와 세무보고 공격성을 다룬 경우 기업의 조세회피행위와 관련한 논의를 크게 두 가지 견해(origins-view vs. agency-view)를 중심으로 논하였다. 하나는 조세회피 전략을 통해 기업이 낮은 조세비용(tax costs)을 부담할수록 상대적으로 기업의 현금유출을 감소시킬 수 있어 세후순이익과 세후현금흐름 모두 증가시킬 수 있다. 이로 인해 사내 유보된 자원을 재투자 등에 이용할 수 있다는 점에서 전반적인 기업가치에도 긍정적인 효과를 준다는 견해이다. 이 관점에서는 주주의 부(wealth) 역시 증가될 것으로 본다는 점에서 일명 경영자-주주 간의 이해일치 견해(aligning interests view) 또는 이를 전통적인 견해(origins-view)라고 부른다. 이와 달리, 또 다른 하나는 조세회피와 관련한 대리인 관점(agency-view of tax avoidance)으로 주식시장에 주식의 공개된 상장기업은 소유와 통제가 잘 분리되어 있을수록 외부모니터링이 효과적이지 않을 수 있어 경영자-주주 간에 대리인 문제가 발생할 수 있다

7) 한편, 상장기업이 아닌 기업규모가 월등히 작은 비상장기업을 중심으로 분석한 박종일(2016)은 조세회피와 미래 경영성과 간에 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다.

(Jensen and Meckling 1976). 따라서 기업이 조세회피를 통해 사내에 유보한 자원을 경영자 자신의 사적효익을 위하여 기회주의적 행동 및 사적편익 추구행위로 이용할 수 있다는 측면을 강조하는 견해이다(Slemrod 2004 ; Crocker and Slemrod 2005 ; Desai and Dharmapala 2006, 2009 ; Kim et al. 2011). 이 관점의 경우 Slemrod(2004)에 의해 처음 논의가 제기된 것으로 기업의 조세회피에 따른 세부담 감소의 효익을 기회주의적으로 경영자가 자신의 효익을 위한 행동을 할 경우 비조세비용(nontax costs)을 유발하여 결국 조세회피로 인한 효익보다 비용이 더 커질 수 있어 오히려 기업가치를 훼손할 수도 있다는 주장이다. 따라서 최근 연구들에서는 기업의 조세회피에 대한 전통적인 관점보다는 최근 들어 제기된 경쟁적 이론(competing theories)인 대리인비용 관점에서의 주장과 이에 부합되는 실증적 증거가 다수 보고되었다(Desai and Dharmapala 2006, 2009 ; Kim et al. 2011 ; Balakrishnan et al. 2012 ; Donohoe and Knechel 2014 ; 심충진 2009 ; 김은주와 조용언 2012 ; 박종일과 지승민 2016a, 2016b). 이러한 맥락에서 본 연구는 기업의 세무보고 공격성과 미래 재무성과와의 관계를 살펴보고자 한다.

앞서의 두 가지 관점에서 세무보고 공격성과 미래 재무성과 간의 관계를 살펴보면 다음과 같다. 먼저 전자의 관점에 따르면, 기업이 조세회피활동에 적극적이면 주주의 부가 정부로 이전되는 것을 감소시킬 수 있다(Kim et al. 2011). 즉 세무보고에 공격적인 기업일수록 세전이익 대비 상대적으로 법인세부담이 감소되어 결국 세후순이익은 증가하고, 또한 세후현금흐름 역시 증가된다. 이러한 측면에서 세무보고에 보다 공격적인 기업일수록 조세회피를 통해 사내유보 되는 자원은 증가될 수 있으므로, 이런 경우 합리적인 경영자라면 유보된 자원을 이용하여 주주의 부의 극대화를 위한 기업활동(예로, 순실현재가치(NPV)가 높은 투자안에 투자하는 활동 등의 재투자)을 수행할 수 있다. 이러한 활동이 선순환으로 진행된다면 전통적인 관점에 따른 기업의 조세회피에 보다 적극적일 때 기업가치는 향상될 수 있고 주주의 부도 증가될 수 있으므로, 미래 재무성과 역시 보다 향상될 것으로 기대될 수 있다. 즉 이런 경우는 기업의 세무보고 공격성과 미래 재무성과 간에 양(+)의 관련성이 예상된다. 이와 관련된 실증적 증거로 Blaylock(2016)의 연구는 미국 자료를 분석한 결과에서 조세회피와 미래 재무성과 간에 평균적으로 유의한 양(+)의 관계를 제시하였다.

다음으로 후자의 관점에 따르면, 세부담의 감소를 위해 세무보고에 공격적인 기업이 조세전략을 수행한다면 과세당국의 적발가능성이 낮은 방법을 더 선호할 수 있어 복잡하고 불투명한 거래를 할 가능성은 높아지고(고윤성 등 2007), 그로 인해 기업투명성이나 세무보고의 질은 상대적으로 더 낮아질 수 있다(Balakrishnan et al. 2012). 또한 소유와 통제가 잘 분리된 상장기업에서 조세회피행위로 유보된 자원은 외부 이해관계자들에게 모니터링이 어려워 대리인 비용이 증가될 수 있다. 그리고 세무보고에 공격적인 기업은 내부적으로 유보된 자원을 관리하는 수단으로 부적절한 회계처리를 할 수 있고, 또는 조세피난처의 사용으로 인한 복잡한 조직구조를 형성할 수도 있으며(Donohoe and Knechel 2014), 그로 인해 기업과 외부 이해관계자들 사이에 정

보비대칭 문제를 심화시킬 수 있다(Balakrishnan et al. 2012). 이러한 측면에서 세무보고에 공격적인 기업경영자는 주주의 부를 극대화하기보다는 오히려 자신의 사적 효익을 보다 추구할 가능성이 높다(Kim et al. 2011). 따라서 세무보고에 공격성이 높은 기업은 과세당국의 추정가능성을 낮추는 전략을 수행할 수 있어 기업의 불투명성이나 조직적 복잡성은 더 증가될 수 있다. 따라서 이들 기업은 자본시장에서 기업성과와 활동에 대한 충분한 정보가 잘 전달되지 않을 수 있으므로, 투자자들에게는 해당 기업의 미래 수익성에 대한 정보의 불확실성(uncertainty)은 더 높아질 수 있다(고종권 등 2013). 이러한 맥락에서 보면 기업의 조세회피는 당기의 세후순이익과 세후현금흐름을 증가시킬 수 있으나, 만일 경영자가 자신의 효용을 극대화하기 위해 조세회피로 유보된 자원을 기회주의적 행동이나 사적편익 추구행위로 활용한다면 미래 수익성을 창출하는데 있어 효율적인 운영이 이루어지지 않을 수 있다. 또한 경영자의 숨겨진 행동에 따른 비효율적 투자행위는 오히려 미래 수익성에는 부정적인 결과를 초래시킬 수도 있다. 이런 경우 조세회피와 관련한 경영자의 기회주의적 행동은 조세회피뿐만 아니라 기업의 다른 경영활동에서도 이러한 기회주의적인 행위는 전염될 수 있으므로, 세무보고에 공격성이 높은 기업은 그렇지 않은 경우보다 미래 재무성과가 상대적으로 더 악화될 수도 있다. 즉 이런 측면에서는 오히려 세무보고에 보다 공격적인 기업의 경우 미래 재무성과와 음(-)의 관련성이 예상된다.

따라서 본 연구는 세무보고 공격성과 미래 재무성과와의 관련성에 대한 두 가지 관점, 즉 양방향의 논의가 모두 가능할 수 있다는 점에서 다음과 같은 귀무가설(null hypothesis)로 가설을 설정한 후 국내 상장기업들에서 세무보고 공격성이 높을 때 미래 재무성과에 긍정적인 결과로 나타나는지, 아니면 부정적인 결과로 나타나는지와 관련한 실증적 의문사항(empirical question)을 분석을 통해 알아보고자 한다.

가설 : 다른 조건이 일정할 때 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업과 그렇지 않은 경우 간의 미래 재무성과에 차이가 없다.

III. 연구의 설계와 표본의 선정

1. 연구모형의 설정

본 연구의 목적은 상장기업을 대상으로 세무보고에 공격성이 높은 기업의 경우 미래 재무성과와는 어떤 체계적인 관련성이 있는지를 실증적으로 규명하는데 있다. 이를 통해 앞서 논의한 두 가지 경쟁적 견해(origins-view vs. agency-view) 중 어느 사항이 보다 국내 상장기업에 부합되는지를 알아보고자 한다. 이를 위하여 본 연구는 다음의 식(1) 및 식(2)의 모형식으로 검증한다.

$$ROA_{t+1,t+2} = \alpha_0 + \beta_1 TAXAGG_t + \beta_2 ROA_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 GRW_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$IndROA_{t+1,t+2} = \alpha_0 + \beta_1 TAXAGG_t + \beta_2 ROA_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 GRW_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

여기서, 종속변수

$ROA_{t+1,t+2}$ = t+1년도, t+2년도 총자산이익률

$IndROA_{t+1,t+2}$ = t+1년도, t+2년도 산업조정 총자산이익률(=총자산이익률-산업평균의 총자산이익률)

관심변수

$TAXAGG_t$ = t년도 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업이면 1, 아니면 0인 지시변수
[Donohoe and Knechel(2014)의 방법에 따라 각 GAAP ETR, CASH ETR을 기준으로 5분위수 중 가장 낮은 구간에 속하면 1, 아니면 0]

통제변수

ROA_t = t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)

$SIZE_t$ = t년도 기업규모(총자산에 자연로그 값)

LEV_t = t년도 부채비율(=총부채/총자산)

GRW_t = t년도 매출액 성장률(=매출액_t-매출액_{t-1}/매출액_{t-1})

ΣIND = 산업별 더미변수

ΣYD = 연도별 더미변수

ε = 잔차항

편의상 i 기업의 아래첨자는 생략함.

식(1)과 식(2)에서 종속변수는 각각 미래 재무적 성과를 나타내는 변수로 본 연구는 t+1년도 또는 t+2년도의 ROA(총자산이익률) 또는 IndROA(산업조정 총자산이익률)를 분석에 이용하였다. 전자의 경우인 ROA는 순이익을 기초총자산으로 표준화하여 측정하고, 후자의 경우인 IndROA는 개별 총자산이익률에서 동일산업 내 ROA의 평균을 차감한 후 측정하였다. 따라서 후자의 경우는 보다 상대적인 측정치로서 동종산업 간 개별 기업의 ROA에 대한 초과이익 수준 여부를 나타낸다. 연구에 따라 미래 재무성과를 종속변수로 분석할 때 ROA 자체를 분석에 이용한 연구도 있고(Core et al. 2006 ; Guenther et al. 2014 ; Blaylock 2016 ; 강민정과 이호영 2014 등), 또한 동종산업 내 평균을 차감한 후 분석한 연구도 있다(Gunny 2010 ; 이화득 2012). 따라서 본 연구는 두 경우를 모두 병행하여 분석하였다.⁸⁾ 본 연구에서는 전자와 후자의 측정치에 대해 각각 ROA와 IndROA로 지칭한다.

식(1)과 식(2)에서의 공통된 관심변수는 기업의 세무보고에 공격적인 성향여부를 나타내는 TAXAGG이다. 이 변수는 지시변수(indicator variable)이다. 구체적으로, 본 연구는 이 변수를 측

8) 본 연구의 관련연구인 Blaylock(2016)은 조세회피와 미래 재무성과 간의 관계를 분석할 때 산업조정 측정치를 이용하지는 않았다. 하지만 미래 재무성과를 다룬 관련연구들 중에는 ROA를 측정할 때 산업조정 측정치를 이용한 연구들도 있다(Gunny 2010 ; 이화득 2012). 따라서 본 연구에서는 산업조정이 고려되지 않은 방법 이외에도 이를 고려한 방법 역시 병행하여 살펴보고자 한다.

정하기 위해서 우선 Dyreng et al.(2008)의 방법에 따른 두 가지 장기 누적유효세율(cumulative effective tax rate)⁹⁾ 측정치를 이용하였다.¹⁰⁾ 즉 Dyreng et al.(2008)은 장기 누적유효세율로 측정하는데 있어 GAAP ETR(전통적인 유효세율)과 CASH ETR(현금유효세율)을 이용한다.¹¹⁾ 또한 본 연구는 국내 선행연구의 방법과 같이 GAAP ETR과 CASH ETR 측정시 당기가 포함된 과거 5년간의 연도별 자료를 합산하여 장기 누적유효세율로 계산하였다(강정연과 김영철 2012 ; 강정

- 9) 본 연구에서 단기 유효세율보다 장기 누적유효세율로 조세회피나 세무보고 공격성을 측정할 이유는 선행연구에 기초한다(Dyreng et al. 2008). 예를 들어, GAAP ETR은 포괄손익계산서에 보고되는 법인세비용을 법인세비용차감전순이익으로 나누어 계산된다. 하지만 GAAP ETR의 경우는 분자로 법인세비용을 이용하기 때문에 세무전략과 무관한 항목(법인세준비금 등)의 영향을 받을 수 있다. 또한 GAAP ETR은 기업이 부담하는 평균적인 조세부담 수준을 의미하므로, 세금선택 의사결정과 조세회피 간을 명확히 구분하기 어려운 측면이 있다(Gupta and Newberry 1997 ; 박종일과 지승민 2016b). 반면, CASH ETR은 법인세납부액을 법인세비용차감전순이익으로 나누어 계산된다. 따라서 CASH ETR은 기업의 법인세부담액을 이용하기 때문에 기업의 실질적인 조세부담이 계산에 반영된다(강정연과 고종권 2014 ; 박종일과 지승민 2016b). 하지만 CASH ETR의 분모는 재무보고상 이익이나, 분자의 법인세납부액은 재무보고상 수치라는 점에서 당기 법인세 외에도 다른 기간의 법인세가 포함될 수 있어 분모와 분자 간에 법인세의 발생에 시차(lag) 문제가 있으므로, 당기 유효세율로 조세회피 정도를 측정하면 기간대응이 어려운 측면이 있다(Dyreng et al. 2008). 따라서 Dyreng et al.(2008)은 이런 측정상 문제의 조건을 보다 완화시키기 위해 GAAP ETR 또는 CASH ETR을 장기간으로 누적하여 측정하는 방법을 제안하였다. 또한 장기 누적유효세율로 GAAP ETR 또는 CASH ETR을 측정하면 기업의 세무계획에 관한 장기적인 정책을 포착하는데 있어서도 유리할 수 있다. 따라서 본 연구는 이전 연구들의 방법에 따라 당기 유효세율보다는 장기 누적유효세율 측정치를 이용하여 해당 연구주제를 살펴보고자 한다.
- 10) Blaylock(2016)은 조세회피와 미래 재무성과 간의 관계를 알아보는데 있어 조세회피 측정치로, 첫째, 조세피난처(tax shelter) 여부, 둘째, Desai and Dharmapala(2006)의 BTD(book-tax difference)의 잔차 추정치, 셋째, Frank et al. (2009)에서 제안된 조정된 BTD(adjusted BTD)를 이용하였다. 하지만 이 연구에서 사용된 세 가지 조세회피 대응치의 경우 저자가 설명하는 것처럼 해당 측정치들의 경우 기업의 실제 조세효익(actual tax benefits)에 따라 좌우되지 않을 수 있음을 한계로 설명하고 있다(Blaylock 2016, p.1021). 이와 달리, 본 연구에서의 조세회피 측정치는 Dyreng et al.(2008)의 제안 이후 조세회피 연구들에서 보편적으로 이용되는 측정치이다. 뿐만 아니라, Hanlon and Heitzman(2010)에서 조세회피를 정의할 때 기업의 조세회피거래의 합법성여부와 상관없이 명시적 조세(explicit tax)가 경감되는 행위로 보고 있기에 낮은 유효세율(lower ETRs)은 이러한 사항을 나타낼 수 있으므로, 앞서 Hanlon and Heitzman(2010)이 정의하는 조세회피 정의와도 잘 부합되는 측정치이다. 그러한 점에서 본 연구는 세무보고 공격성과 미래 재무성과 간의 관계를 살펴보는데 있어 Blaylock(2016)의 연구와는 조세회피 측정상에 차이가 있다.
- 11) 본 연구에 이용된 두 ETR의 측정방법은 다음과 같다.

(1) GAAP ETR	(2) CASH ETR
$\frac{\sum_{t=n-4}^{t=n} \text{법인세비용}_{i,t}}{\sum_{t=n-4}^{t=n} \text{법인세비용차감전순이익}_{i,t}}$	$\frac{\sum_{t=n-4}^{t=n} \text{법인세부담액}_{i,t}}{\sum_{t=n-4}^{t=n} \text{법인세비용차감전순이익}_{i,t}}$

연과 고종권 2014 ; 기은선과 이광숙 2016 ; 박종일과 지승민 2016a, 2016b 등).¹²⁾ 이 측정치를 계산하는데 있어 분모(법인세비용차감전순이익)가 연도별로 영(0) 또는 음(-)의 값인 기업은 제외하였다. 또한 각 ETR 값이 영(0) 또는 영(0) 이하의 값이면 분석에서 제외하였다. 그리고 만일 GAAP ETR 또는 CASH ETR 값이 1을 초과하면 1로 조정하였다(Dyrenge et al. 2008 ; Donohoe and Knechel 2014 ; 박종일과 지승민 2016a).

그런 후에 관심변수 TAXAGG를 측정하기 위해서는 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업을 식별할 필요가 있다. 이를 위하여 본 연구는 Donohoe and Knechel(2014)의 방법을 이용하여 각 ETR 측정치를 기준으로 표본을 다시 5분위수(quintile)로 분류한 후 이중에서 가장 낮은(lowest) 분위수에 속한 구간을 세무보고에 공격적인 성향이 높은 집단으로,¹³⁾ 나머지 구간의 분위수에 속한 경우는 통제집단으로 구분하기 위하여 지시변수로 측정하였다. 즉 TAXAGG는 GAAP ETR, CASH ETR의 각 기준에 따라 5분위수로 나눈 경우 하위 5분위수 구간에 속한 기업이면 1, 아니면 0인 지시변수이다.

가설과 관련하여 만일 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업이 그렇지 않은 경우에 비해 미래 재무성과에 긍정적인 효과가 있다면 식(1) 및 식(2)에서 관심변수 TAXAGG의 회귀계수는 양(+)의 값이 나타날 것으로 예상된다($\beta_1 > 0$). 이와 달리, 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업이 그렇지 않은 경우에 비해 미래 재무성과에 부정적인 효과를 초래한다면 식(1) 및 식(2)에서 TAXAGG의 회귀계수는 음(-)의 값이 나타날 것으로 예상된다($\beta_1 < 0$). 즉 앞서 전술한 바와 같이 전자의 결과로 나타나면 전통적인 견해(이해일치 관점)가 지지된 경우이고, 후자의 결과로

12) Dyrenge et al.(2008)은 장기 누적유효세율로 10년간을 측정하였으나, 국내 선행연구들은 5년간의 누적 유효세율로 측정한 경우가 더 많아, 본 연구도 5년간의 누적유효세율로 측정하여 분석에 이용하였다.

13) 앞서 전술한 바와 같이 ‘세무보고 공격성’과 ‘조세회피’의 두 용어는 연구자에 따라서는 같은 개념 혹은 다른 개념으로 보기도 한다. 그러나 Donohoe and Knechel(2014)의 측정방법은 Dyrenge et al.(2008)의 방법과 달리, 포괄적인 개념의 조세회피에서 좀 더 좁은 개념의 세무보고에 보다 높은 공격적인 성향(high levels of tax aggressive)을 나타내기 위한 의도에서 제안된 것으로 이 연구는 이를 세무보고 공격성이라는 용어로 지칭하였다. 즉 Dyrenge et al.(2008)에서 제안된 장기 누적유효세율의 측정치는 조세회피 측정치로 지칭하지만, 이 측정치는 연속변수로 측정되었기 때문에 세무보고에 공격적인 성향이 있는 기업들과 그렇지 않은 기업들 모두 구분 없이 포함된 측정방법이다. 반면에, Donohoe and Knechel(2014)에서 이용된 세무보고 공격성으로 칭한 측정치는 앞서의 연속변수 측정치로부터 세무보고에 보다 공격적인 성향이 높은 기업과 그렇지 않은 경우 간을 구분하기 위하여 명시적 유효세율이 낮은 구간의 기업들을 지시변수의 형태로 고려해서 측정한다는 점에서 앞서의 경우와는 측정방법상에 다소 차이가 있다. 이와 같이, Dyrenge et al.(2008)에서 제안된 장기 누적유효세율로 측정된 GAAP ETR 또는 CASH ETR의 측정치는 기업의 명시적 조세가 낮은 구간과 높은 구간 모두 포함된 측정치이나, 연속변수의 특성상 이들 간의 경계점이 없이 측정되어 있어 포괄적인 조세회피의 대용치로 볼 수 있다. 반면에, Donohoe and Knechel(2014)에서 제안된 측정치는 명시적 조세가 낮은 구간에 1을, 그렇지 않은 구간에 0으로 하는 지시변수의 형태로 고려되어 있기 때문에 명시적 조세가 고저의 구분이 되어 있어 앞서의 경우보다는 좀 더 좁은 개념의 세무보고에 보다 공격적인 성향의 특성에 관해서 변수측정상에 포착되는 측정방법이라고 할 수 있다.

나타나면 대리인 견해가 지지된 경우로 해석될 수 있다.

한편, 본 연구에서 모형식에 포함된 통제변수의 선정은 미래 수익성에 영향을 줄 것으로 예상되는 기업특성 변수를 고려하였다. 고려된 통제변수는 ROA(총자산이익률), SIZE(기업규모), LEV(부채비율), GRW(매출액의 성장성)이다(이화득 2010 ; 강민정과 이호영 2014).

통제변수 중 ROA는 기업의 당기 수익성을 통제하기 위해 모형식에 고려하였다. ROA는 시계열적 속성(예로, 이익지속성 및 평균회귀현상)이 있으므로, 미래 재무성과에 대해 양(+)의 관계가 기대된다(Guenther et al. 2014 ; 이화득 2010). SIZE는 기업규모 효과를 통제하기 위하여 모형식에 포함하였다. 선행연구들은 기업규모가 작을수록 미래 재무성과가 더 높다는 결과를 보고한 바 있다(Gunny 2010 ; Blaylock 2016 ; 이화득 2010 ; 강민정과 이호영 2014). LEV는 기업의 재무건전성을 모형식에 통제하기 위한 변수이다. 선행연구에서는 부채비율과 차기 ROA 간에 음(-)의 관계를 보고하였다(이화득 2010). GRW는 기업의 미래 성장잠재력을 통제하기 위하여 모형식에 고려하였다. 일반적으로 성장성이 높은 기업일수록 미래 재무성과도 높을 것으로 기대된다(Core et al. 2006 ; Gunny 2010 ; 이화득 2010 ; 강민정과 이호영 2014). 그 외에도 산업별 차이와 연도별 차이를 통제하기 위해 산업(ΣIND)과 연도(ΣYD) 더미변수를 추가로 고려하였다. 통제변수에 대한 구체적인 정의와 측정은 식(2)의 하단에 보고된 것과 같다.

2. 표본의 선정

본 연구는 2004년부터 2013년까지 한국거래소에 상장된 기업 중 다음의 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 상장기업
- (2) 12월 결산법인
- (3) NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스로부터 분석에 필요한 재무자료를 입수할 수 있는 기업
- (4) 과거 5년간 연도별로 세전이익이 양(+)인 기업
- (5) 자본잠식기업은 제외
- (6) 적정 이외의 감사의견을 받은 기업은 제외

본 연구에서 분석대상은 유가증권시장(KOSPI) 및 코스닥상장기업(KOSDAQ)이다. 분석기간은 식(1)과 식(2)에서 1년 또는 2년의 시차가 고려된 모형식이 이용되었기 때문에 종속변수(관심변수)를 기준으로 2005년부터 2015년까지(2004년부터 2013년까지) 10년간이다. 그러나 본 연구에서는 관심변수의 측정 시 장기 누적유효세율을 이용하고 있으므로, 과거 5년간의 자료가 필요하다. 따라서 실제 분석에 이용된 재무자료는 2000년부터이다.

조건 (1)에서 금융업을 제외한 이유는 재무제표의 양식과 계정과목의 성격이 일반 제조업과

상이하므로 표본의 비교가능성을 제고하기 위한 것이고, 조건 (2)은 표본구성의 동질성 확보를 위해 추가한 사항이다. 조건 (3)은 분석에 이용된 자료원에 관한 사항이다. 본 연구는 분석에 필요한 자료를 NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스로부터 추출하였다. 조건 (4)에서 연도별로 세전이익이 영(0)과 영(0) 이하의 기업은 장기 누적유효세율을 측정하여도 이에 대한 결과해석에 어려움이 있어 제외하였다(Dyrenge et al. 2008 ; Kim et al. 2011 ; Donohoe and Knechel 2014 ; 강정연과 고종권 2014 ; 기은선과 이광숙 2016 ; 박종일과 지승민 2016a 등). 또한 조건 (5) 및 (6)에서 기업이 자본잠식상태이거나 비적정 감사의견을 받은 기업이면 신뢰성이 낮은 재무정보일 수 있어 제외하였다.

본 연구에서 극단치(outlier) 처리는 식(1)과 식(2)의 모형식에 고려된 변수 중 자연로그 값이 취해진 변수와 터미변수를 제외하고, 나머지 변수에 대해 각 변수의 상하 1% 내에서 조정(winsorize) 하였다. 이상의 조건을 만족하는 최종표본은 분석기간에 대해 6,960개 기업/연 자료가 이용되었다.

<표 1>에는 분석에 이용된 표본의 산업별 분포를 보고하였다. 표에는 전체표본 및 시장유형별(KOSPI vs. KOSDAQ)로 나누어 보고하였다. 산업분류는 NICE평가정보(주)의 대분류 기준에 따라 보고하였다. <표 1>을 보면, 전체표본, KOSPI 및 KOSDAQ 표본 모두 제조업이 60% 이상으로 표본의 수가 가장 많았다(전체표본 : 68%, KOSPI 표본 : 60.9%, KOSDAQ 표본 : 73.7%). 다음이 서비스업으로 표본 모두 10% 이상을(전체표본 : 17.7%, KOSPI 표본 : 18.9%, KOSDAQ 표본 : 16.7%), 나머지 산업인 도매 및 소매업, 건설업, 기타 모두는 10% 이내로 나타났다.¹⁴⁾

〈표 1〉 표본의 산업별 분포

Industry	전체 표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
제조업	4,734	68.0%	1,874	60.9%	2,860	73.7%
건설업	287	4.1%	162	5.3%	125	3.2%
도매 및 소매업	414	5.9%	238	7.7%	176	4.5%
서비스업	1,232	17.7%	582	18.9%	650	16.7%
기 타	293	4.2%	221	7.2%	72	1.9%
합 계	6,960	100.0%	3,077	100.0%	3,883	100.0%

주1) 산업의 분류는 NICE평가정보(주)의 KISVALUE에 수록된 대분류 기준에 따라 보고함.

주2) 표본은 종속변수(관심변수)의 분석기간 2005년부터 2015년까지(2004년부터 2013년까지) 자료를 통합하여 보고함.

14) 지면상 별도의 표로 제시하지는 않았으나, 산업별 중분류 기준으로 제조업을 다시 구분한 결과, 업종 전체에 고루 분포되어 있음을 확인하였다. 이러한 결과로 볼 때 본 연구의 검증결과는 일반화 가능성이 높을 것으로 예상된다.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계량

<표 2>에는 식(1)과 식(2)의 모형식에 이용된 각 주요 변수에 대한 기술통계를 보고하였다. 표에 보고된 기술통계는 평균, 중위수, 표준편차, 최소값 및 최대값이다. 주요 변수의 특성을 살펴보면 다음과 같다. <표 2>를 보면, $t+1$ 년도와 $t+2$ 년도의 $ROA_{t+1,t+2}$ (총자산이익률)의 평균(중위수)은 각각 0.074(0.063)와 0.064(0.056)이고, 산업평균치를 차감한 $IndROA_{t+1,t+2}$ (산업조정 총자산이익률)의 평균(중위수)은 각각 0.029(0.019)와 0.022(0.015)이다.¹⁵⁾

<표 2> 주요 변수의 기술통계량

Variables	N	평 균	중위수	표준편차	최소값	최대값
ROA_{t+1}	6,960	0.074	0.063	0.081	-0.161	0.383
$IndROA_{t+1}$	6,960	0.029	0.019	0.079	-0.197	0.333
ROA_{t+2}	6,960	0.064	0.056	0.083	-0.210	0.361
$IndROA_{t+2}$	6,960	0.022	0.015	0.081	-0.251	0.312
$GAAP\ ETR$	6,960	0.212	0.222	0.079	0.000	1
$CASH\ ETR$	6,960	0.204	0.202	0.093	0.000	1
$TAXAGG(GAAP)$	6,960	0.200	0	0.400	0	1
$TAXAGG(CASH)$	6,960	0.200	0	0.400	0	1
ROA	6,960	0.095	0.073	0.093	-0.146	2.309
$SIZE$	6,960	25.650	25.407	1.525	21.118	32.673
LEV	6,960	0.366	0.359	0.178	0.051	0.765
GRW	6,960	0.144	0.095	0.292	-0.503	1.582

주1) 변수의 정의 : $ROA_{t+1,t+2}=t+1$ 년도 또는 $t+2$ 년도 총자산이익률 ; $IndROA_{t+1,t+2}=t+1$ 년도 또는 $t+2$ 년도 산업조정 총자산이익률(=총자산이익률-산업평균의 총자산이익률) ; $GAAP\ ETR=t$ 년도 과거 5년간의 장기 누적유효세율(전통적인 유효세율) ; $CASH\ ETR=t$ 년도 과거 5년간의 장기 누적유효세율(현금유효세율) ; $TAXAGG=t$ 년도 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업이면 1, 아니면 0인 지시변수[Donohoe and Knechel(2014)의 방법에 따라 각 $GAAP\ ETR$, $CASH\ ETR$ 을 기준으로 5분위수 중 가장 낮은 구간에 속하면 1, 아니면 0] ; $ROA=t$ 년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산) ; $SIZE=t$ 년도 기업규모(총자산에 자연로그 값) ; $LEV=t$ 년도 부채비율(=총부채/총자산) ; $GRW=t$ 년도 매출액 성장률(=매출액_t-매출액_{t-1}/매출액_{t-1})임.

주2) 표본은 종속변수(관심변수)의 분석기간 2005년부터 2015년까지(2004년부터 2013년까지) 자료를 통합하여 보고함.

15) 본 연구는 IndROA를 측정할 때 재무자료가 이용가능 했던 전체표본을 대상으로, 또한 KOSPI와 KOSDAQ에 대해서 각각 계산하였다. 따라서 본 연구의 $t+1$ 년도와 $t+2$ 년도의 IndROA의 평균과 중위

GAAP ETR 및 CASH ETR의 각 평균(중위수)은 0.212(0.222)와 0.204(0.202)로 나타났다. 즉 전통적인 유효세율(GAAP ETR)로 측정한 장기 누적유효세율은 상장기업들의 경우 평균적으로 세전이익 대비 약 21.2%의 법인세비용이 계상되며, 현금유효세율(CASH ETR)로 측정하면 세전이익 대비 평균 20.4%의 법인세를 부담하는 것으로 나타났다. 또한 세무보고 공격성이 높은 기업의 구간을 파악하기 위한 관심변수 TAXAGG(GAAP) 및 TAXAGG(CASH)의 평균은 각 ETR 측정치 모두 5분위수로 나눈 후 이 중에서 가장 낮은 구간으로 정의하였기 때문에 각 평균은 0.2로 표본에서 20%를 구성하고 있다.

기타 통제변수의 경우는 ROA의 평균(중위수)은 0.095(0.073)로 모두 양(+)의 수치이다. SIZE(기업규모)의 평균(중위수)은 25.650(25.407)이다. 즉 SIZE의 평균과 중위수에 대해 자연로그를 취하지 않은 실제 값은 897,769백만원과 108,171백만원이었다. 즉 표본에 이용된 SIZE의 평균과 중위수 간에 큰 차이를 보인다. LEV(부채비율)의 평균(중위수)은 0.366(0.359)로 나타나 자기자본이 타인자본에 비해 높고, GRW(매출액 성장률)의 평균(중위수)은 0.144(0.095)로 성장성이 높았다. 이상의 특성으로 볼 때 ETR 계산 시 세전이익이 양(+)인 기업을 대상으로 했기 때문에 표본의 구성상 전반적으로 기업의 재무건전성이 높은 편으로 나타났다.

2. 상관관계 결과

<표 3>에는 식(1)과 식(2)의 모형식에 고려된 변수 간의 상관관계를 보고하였다. 표의 상단에는 피어슨 상관계수를, 표의 하단에는 스피어만 상관계수를 각각 보고하였다.

<표 3>을 보면, GAAP ETR과 CASH ETR로 측정한 TAXAGG 간에는 높은 양(+)의 상관성을 보인다. 또한 관심변수 TAXAGG(GAAP) 및 TAXAGG(CASH)는 대체로 통제변수 중 ROA 및 GRW와 양(+)의 상관성을, SIZE와 음(-)의 상관성이 나타났다. 그러나 LEV는 관심변수인 TAXAGG(CASH)와 유의한 양(+)의 상관성을 보이지만, TAXAGG(GAAP)와는 유의한 상관성이 나타나지 않았다. 즉 장기 누적유효세율(GAAP ETR 혹은 CASH ETR)로 측정되는 세무보고에 공격성이 높은 집단이 그렇지 않은 경우에 비해 대체로 기업의 당기 재무성과, 매출액 성장성 및 부채비율은 높은 반면, 기업규모는 작게 나타났다.¹⁶⁾ 특히 ROA와 TAXAGG(GAAP) 또는 TAXAGG(CASH) 간에 모두 피어슨 상관계수의 경우는 유의한 양(+)의 상관성이 나타나 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업들은 그렇지 않은 경우에 비해 수익성이 저조하여 조세회피에 보다 적극적인 성향을 보이는 것은 아닐 수 있다.

수가 양(+)의 값을 가진다는 것은 표본에 이용된 기업들이 각 ETR 계산 시 5년간의 각 연도별 세전이익이 음(-)의 값이어서 분석에서 제외된 기업들보다 미래 초과이익을 벌어들이고 있음을 나타낸다.

16) 이러한 특성의 결과는 분석대상은 다르지만, GAAP ETR과 CASH ETR로 측정하여 분석한 강정연과 고종권(2014)의 경우와도 대체로 일치하였다.

〈표 3〉 설명변수 간의 상관관계 결과

Variable	<i>TAXAGG(GAAP)</i>	<i>TAXAGG(CASH)</i>	<i>ROA</i>	<i>SIZE</i>	<i>LEV</i>	<i>GRW</i>
<i>TAXAGG(GAAP)</i>	1	0.536 (0.000)	0.136 (0.000)	-0.231 (0.000)	0.012 (0.326)	0.135 (0.000)
<i>TAXAGG(CASH)</i>	0.536 (0.000)	1	0.057 (0.000)	-0.071 (0.000)	0.027 (0.024)	0.064 (0.000)
<i>ROA</i>	0.090 (0.000)	0.006 (0.639)	1	-0.193 (0.000)	-0.187 (0.000)	0.404 (0.000)
<i>SIZE</i>	-0.263 (0.000)	-0.085 (0.000)	-0.199 (0.000)	1	0.157 (0.000)	-0.123 (0.000)
<i>LEV</i>	0.011 (0.338)	0.029 (0.015)	-0.234 (0.000)	0.157 (0.000)	1	0.161 (0.000)
<i>GRW</i>	0.112 (0.000)	0.044 (0.000)	0.351 (0.000)	-0.111 (0.000)	0.179 (0.000)	1

주1) 변수의 정의는 <표 2>를 참조. 표의 상단에는 피어슨 상관계수를, 표의 하단에는 스피어만 상관계수를 보고함.

주2) 표본은 종속변수(관심변수)의 분석기간 2005년부터 2015년까지(2004년부터 2013년까지) 자료를 통합하여 보고함.

주3) 괄호안의 수치는 p값을 보고함(양측검증).

한편, 통제변수 간에 높은 상관성을 보이는 경우는 ROA와 GRW 간에 피어슨 상관계수의 경우 0.404로 양(+)의 상관성이 나타났다. 이를 제외하면 그리 높은 상관성을 보이는 변수는 관찰되지 않았다. 따라서 다변량 회귀분석 시 설명변수 간에 다중공선성(multicollinearity) 문제가 있는지에 대해 확인을 해 볼 필요는 있다.¹⁷⁾

3. 회귀분석 결과

본 절에서는 가설을 검증하기 위한 다변량 회귀분석 결과를 살펴본다. 이를 위해 <표 4> 및 <표 5>에는 가설검증을 위한 식(1) 및 식(2)의 모형식을 이용하여 분석한 다변량 회귀분석 결과를 보고하였다. <표 4>에는 관심변수를 측정할 때 GAAP ETR을 기준으로 계산된 TAXAGG의 결과를, <표 5>에서는 관심변수를 측정할 때 CASH ETR을 기준으로 계산한 TAXAGG의 결과를 각각 표로 나타내었다. <표 4> 및 <표 5>에서 모형 1과 모형 2는 식(1)의 종속변수가 t+1년도, t+2년도의 ROA의 결과이고, 모형 3과 모형 4는 식(2)의 종속변수가 t+1년도, t+2년도의

17) 설명변수 간 다중공선성의 사항은 회귀분석시에 검증이 가능하므로, 본 연구는 이에 대해 회귀분석 결과에서 논하고자 한다.

IndROA의 결과를 보고하였다. 한편, 회귀분석 시에 식(1)과 식(2)에 포함된 모든 변수가 고려되어 분석된 결과이지만, 지면관계상 산업별(ΣIND) 또는 연도별(ΣYD) 더미변수에 대한 사항은 보고를 생략하였다. 따라서 표에 보고된 사항은 산업과 연도의 고정효과가 통제된 후의 분석결과를 나타낸다.

〈표 4〉 세무보고 공격성과 미래 재무성과에 대한 회귀분석 결과 : GAAP ETR

$ROA_{t+1,t+2}(IndROA_{t+1,t+2}) = \alpha_0 + \beta_1 TAXAGG_t + \beta_2 ROA_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 GRW_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1) \sim (2)$					
Variable	pred. sign	$ROA_{t+1, t+2}$		$IndROA_{t+1, t+2}$	
		모형 1 (ROA_{t+1})	모형 2 (ROA_{t+2})	모형 3 ($IndROA_{t+1}$)	모형 4 ($IndROA_{t+2}$)
Intercept	?	0.123 (7.603 ^{***})	0.122 (6.635 ^{***})	0.091 (5.661 ^{***})	0.086 (4.689 ^{***})
TAXAGG	+/-	-0.005 (-2.268 ^{**})	-0.007 (-2.817 ^{***})	-0.006 (-2.858 ^{***})	-0.007 (-3.140 ^{***})
ROA	+	0.449 (44.828 ^{***})	0.296 (26.031 ^{***})	0.436 (43.650 ^{***})	0.288 (25.434 ^{***})
SIZE	-	-0.003 (-5.800 ^{***})	-0.003 (-4.210 ^{***})	-0.003 (-5.224 ^{***})	-0.002 (-3.563 ^{***})
LEV	-	-0.027 (-5.424 ^{***})	-0.038 (-6.784 ^{***})	-0.027 (-5.381 ^{***})	-0.038 (-6.764 ^{***})
GRW	+	0.007 (2.306 ^{**})	-0.005 (-1.385)	0.005 (1.562)	-0.007 (-1.820 [*])
ΣIND		포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함
Adj. R^2		0.320	0.149	0.290	0.125
F value		182.688 ^{***}	68.813 ^{***}	158.949 ^{***}	56.373 ^{***}
N		6,960	6,960	6,960	6,960

주1) 변수의 정의는 <표 2>와 같음.

주2) 표본은 종속변수(관심변수)의 분석기간 2005년부터 2015년까지(2004년부터 2013년까지) 자료를 통합하여 보고함.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄(양측검증).

먼저 <표 4>의 결과를 보면, 모형 1부터 모형 4까지에서 F 값이 모두 통계적으로 유의한 결과로 나타나 모형식의 설정은 적합성이 있었다. 또한 모형의 설명력(Adj. R^2)은 모형 1부터 모형 4까지 각각 0.320, 0.149, 0.290, 0.125로 나타나 t+1년도의 종속변수 ROA 또는 IndROA의 경우

(모형 1과 3)가 $t+2$ 년도의 종속변수 ROA 또는 IndROA의 경우(모형 2와 4)보다 설명력이 더 높았다.¹⁸⁾

연구가설에 대해 검증한 관심변수 TAXAGG는 미래성과에 영향을 미칠 것으로 예상되는 일정 변수를 통제한 후에도 모형 1부터 모형 4까지 종속변수 $t+1$ 년 또는 $t+2$ 년도의 ROA뿐만 아니라 $t+1$ 년 또는 $t+2$ 년도의 IndROA에 대해 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다.¹⁹⁾ 즉 미래 재무성과에 대해 산업조정을 고려한 여부와 관계없이, 또한 $t+1$ 년 또는 $t+2$ 년도의 경우 모두 세무보고에 공격적인 기업이면 그렇지 않은 경우보다 총자산이익률로 측정된 미래 재무성과와 부정적인 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 이는 귀무가설을 기각하는 결과로서 조세회피를 위한 세무보고에 보다 공격적인 기업이 그렇지 않은 경우보다 동일산업 내 미래 수익성이 상대적으로 더 낮음을 나타낸다. 따라서 가설의 경우 이해일치 관점보다는 대리인 관점이 지지됨을 알 수 있다. 이러한 결과로 볼 때 가설에서 논의한 것처럼 상장기업들에서 조세회피성향이 높은 경우 조세회피를 통한 현금흐름의 증가에도 불구하고 오히려 경영자의 기회주의적 사적편익 추구행위로 미래 수익성 창출에 기여하지 못하여 세무보고에 공격적인 기업이 그렇지 않은 경우보다 상대적으로 미래 재무성과가 악화되는 것으로 보인다.

기타 통제변수의 결과는 종속변수 $t+1$ 년도 및 $t+2$ 년도의 ROA 또는 IndROA에 대해 당기 ROA는 유의한 양(+)의 관계를, SIZE, LEV는 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 즉 당기 총자산이익률이 높은 기업일수록 미래 재무성과(총자산이익률)가 높은 반면, 기업규모가 크거나 부채비율이 높은 기업일수록 미래 재무성과는 낮은 결과로 나타났다. 반면, GRW는 추정모형에 따라 다소 차이를 보이고 있다. 즉 GRW는 $t+1$ 년도의 ROA에 대해 유의한 양(+)의 결과로 나타난 반면, $t+2$ 년도의 IndROA에 대해 유의한 음(-)의 관계로 나타나고 있다. 그러나 모형 2와 3은 두 변수 간에 유의한 관계를 보이지 않았다.

다음으로 <표 5>의 경우 결과를 살펴보면, 모형 1부터 모형 4까지 모두 F 값은 통계적으로 유의한 결과로 나타났으며, 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 모형 1부터 모형 4까지 각각 0.321, 0.150, 0.291, 0.127로 나타나고 있어 앞서 <표 4>의 결과와 유사한 수준이다.

가설을 검증하는 관심변수 TAXAGG는 종속변수에 영향을 줄 수 있는 일정 변수를 통제한 후에도 종속변수 $t+1$ 년도 또는 $t+2$ 년도의 ROA 및 IndROA에 대해 모형 1부터 모형 4까지 모

18) 모형에서 설명변수들 간의 다중공선성 문제가 있는지를 분산팽창요인(variance influence factor ; VIF) 값으로 살펴보았다. 계량경제학적으로는 VIF 값이 만일 10을 초과하면 다중공선성 문제는 심각한 것으로 판단한다. <표 4>의 경우 모형 1부터 모형 4까지 VIF 값이 가장 높았던 변수는 ROA로, 그 값이 1.342로 모두 같은 수치였다. 따라서 VIF 값이 2 이하로 본 연구의 모형식에 고려된 설명변수들 간의 다중공선성 문제는 심각하지 않았다. 이후 <표 5>의 경우도 통제변수가 같다는 점에서 <표 4>의 결과와 질적으로 유사하였다.

19) 한편, 표본에서 2008년도인 금융위기 연도를 제외한 후 분석한 경우에도 <표 4> 및 <표 5>의 검증결과는 질적으로 유사한 것으로 나타났다.

두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값으로 나타났다. 이러한 결과는 앞서의 <표 4>의 관심변수 TAXAGG와 일치한다. 그리고 기타 통제변수의 경우 대체로 <표 4>와 일치된 결과가 관찰되고 있음을 볼 수 있다.

<표 5> 세무보고 공격성과 미래 재무성과에 대한 회귀분석 결과 : CASH ETR

$$ROA_{t+1,t+2}(IndROA_{t+1,t+2}) = \alpha_0 + \beta_1 TAXAGG_t + \beta_2 ROA_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 GRW_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1) \sim (2)$$

Variable	pred. sign	$ROA_{t+1, t+2}$		$IndROA_{t+1, t+2}$	
		모형 1 (ROA_{t+1})	모형 2 (ROA_{t+2})	모형 3 ($IndROA_{t+1}$)	모형 4 ($IndROA_{t+2}$)
Intercept	?	0.123 (7.719 ^{***})	0.119 (6.598 ^{***})	0.090 (5.685 ^{***})	0.083 (4.617 ^{***})
TAXAGG	+/-	-0.009 (-4.456^{***})	-0.010 (-4.250^{***})	-0.010 (-5.068^{***})	-0.011 (-4.877^{***})
ROA	+	0.449 (44.978 ^{***})	0.296 (26.072 ^{***})	0.436 (43.789 ^{***})	0.287 (25.484 ^{***})
SIZE	-	-0.003 (-5.786 ^{***})	-0.003 (-4.028 ^{***})	-0.003 (-5.121 ^{***})	-0.002 (-3.349 ^{***})
LEV	-	-0.026 (-5.310 ^{***})	-0.038 (-6.722 ^{***})	-0.026 (-5.272 ^{***})	-0.037 (-6.688 ^{***})
GRW	+	0.007 (2.321 ^{**})	-0.005 (-1.424)	0.005 (1.558)	-0.007 (-1.860 [*])
ΣIND		포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함
Adj. R^2		0.321	0.150	0.291	0.127
F value		183.893 ^{***}	69.475 ^{***}	160.321 ^{***}	57.258 ^{***}
N		6,960	6,960	6,960	6,960

주1) 변수의 정의는 <표 2>와 같음.

주2) 표본은 종속변수(관심변수)의 분석기간 2005년부터 2015년까지(2004년부터 2013년까지) 자료를 통합하여 보고함.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄(양측검증).

이상의 가설과 관련한 검증결과를 종합하면, GAAP ETR과 CASH ETR의 측정방법에 관계없이 지시변수로 측정된 관심변수 TAXAGG는 차기와 차차기의 총자산이익률과 유의한 음(-)의 관련성이 나타났다. 따라서 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업의 경우 t+1년도와 t+2년도의 미래 재무성과는 오히려 더 악화되었다. 이는 세무보고에 공격적인 기업의 경우 조세회피를

통해 사내 유보된 자원이 존재함에도 불구하고, 경영자의 기회주의적 사적편익 추구행위에 기인하여 방만하게 비효율적으로 운영되어 향후 재무성과에 부정적인 결과가 초래된 것으로 보인다. 한편, 이러한 결과는 기업평가에 전문성이 있는 외부감사인(Donohoe and Knechel 2014 ; 심충진 2009 ; 박종일과 지승민 2016b), 재무분석가(Balakrishnan et al. 2012), 채권자(김은주와 조용연 2012) 및 신용평가기관(박종일과 지승민 2016a)을 통한 시장반응을 살펴본 연구결과와도 일맥상통하는 결과이다. 하지만, 이상의 결과는 Blaylock(2016)의 연구결과와는 서로 상반되는 증거이다. 즉 Blaylock(2016)은 미국 자료를 대상으로 분석한 결과에서 조세회피와 미래성과 간에 평균적으로는 유의한 양(+)의 관계가 나타남을 보고한 바 있다. 따라서 이러한 <표 4> 및 <표 5>의 결과는 미국과는 제도적 환경 및 지배구조 수준이 상이한 국내 상장기업에서의 경영자는 조세회피를 통한 자원에 대해 주주를 위한 기업가치 창출보다는 자신의 사적이익 추구행위를 도모할 가능성이 더 높음을 시사해 준다.

4. 민감도 분석결과 : KOSPI vs. KOSDAQ 표본

앞서 <표 4> 및 <표 5>의 검증결과는 상장기업 전체를 대상으로 분석한 결과였다. 본 절에서는 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ 표본)에 따라 가설의 검증결과가 민감하게 변화하는지 여부를 추가로 살펴보고자 한다. 이를 위해 전체표본을 다시 KOSPI와 KOSDAQ 표본으로 나누어 분석하였다. 이에 대한 결과를 <표 6>에 보고하였다. Panel A에는 KOSPI 표본의 결과를, Panel B에는 KOSDAQ 표본의 결과를 각각 보고했다. 표의 보고방식은 앞서 <표 4> 및 <표 5>의 경우와 동일하다. 다만, 지면관계상 관심변수 TAXAGG를 중심으로 보고하였다.

<표 6>의 결과를 살펴보면, 먼저 Panel A에서 KOSPI 표본의 경우 관심변수 TAXAGG는 $t+1$ 년도 또는 $t+2$ 년도의 종속변수 ROA 및 IndROA에 대해 모형 1부터 모형 8까지 모두 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 또한 Panel B에서 KOSDAQ 표본의 경우도 관심변수 TAXAGG 역시 모형 1부터 모형 8까지 모두 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 이러한 결과로 볼 때, 표본을 나누어 분석한 KOSPI와 KOSDAQ 시장에 속한 기업 모두 앞서 <표 4> 및 <표 5>의 경우와 일관된 결과를 보이고 있다. 따라서 <표 6>의 결과는 세무보고 공격성과 미래 재무성과 간에 유의한 음(-)의 관련성은 시장유형에 따라 검증결과가 민감하지 않다는 것을 보여준다.

〈표 6〉 민감도 분석결과 : KOSPI vs. KOSDAQ 표본

$$ROA_{t+1,t+2}(IndROA_{t+1,t+2}) = \alpha_0 + \beta_1 TAXAGG_t + \beta_2 ROA_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 GRW_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1) \sim (2)$$

Panel A : KOSPI 표본 (N=3,077)

Variable	pred. sign	$ROA_{t+1,t+2}$				$IndROA_{t+1,t+2}$			
		Model 1 (ROA_{t+1})	Model 2 (ROA_{t+2})	Model 3 (ROA_{t+1})	Model 4 (ROA_{t+2})	Model 5 ($IndROA_{t+1}$)	Model 6 ($IndROA_{t+2}$)	Model 7 ($IndROA_{t+1}$)	Model 8 ($IndROA_{t+2}$)
		TAXAGG(GAAP)		TAXAGG(CASH)		TAXAGG(GAAP)		TAXAGG(CASH)	
TAXAGG	+/-	-0.007 (-2.157**)	-0.013 (-3.562***)	-0.011 (-4.064***)	-0.013 (-4.280***)	-0.005 (-1.677*)	-0.011 (-3.024***)	-0.010 (-3.702***)	-0.012 (-4.117***)
Control variables	?	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Adj. R^2		0.370	0.234	0.372	0.236	0.332	0.198	0.330	0.200
F value		101.255***	53.306***	102.306***	53.716***	84.403***	43.169***	85.308***	43.710***

Panel B : KOSDAQ 표본 (N=3,883)

Variable	pred. sign	$ROA_{t+1,t+2}$				$IndROA_{t+1,t+2}$			
		Model 1 (ROA_{t+1})	Model 2 (ROA_{t+2})	Model 3 (ROA_{t+1})	Model 4 (ROA_{t+2})	Model 5 ($IndROA_{t+1}$)	Model 6 ($IndROA_{t+2}$)	Model 7 ($IndROA_{t+1}$)	Model 8 ($IndROA_{t+2}$)
		TAXAGG(GAAP)		TAXAGG(CASH)		TAXAGG(GAAP)		TAXAGG(CASH)	
TAXAGG	+/-	-0.007 (-2.361**)	-0.007 (-2.041**)	-0.011 (-3.555***)	-0.010 (-2.889***)	-0.008 (-2.933***)	-0.008 (-2.427**)	-0.012 (-4.194***)	-0.012 (-3.505***)
Control variables	?	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Adj. R^2		0.314	0.139	0.312	0.140	0.291	0.120	0.289	0.122
F value		98.220***	35.711***	98.791***	35.982***	88.092***	30.456***	88.795***	30.861***

주1) 변수의 정의는 <표 2>와 같음.

주2) 표본은 종속변수(관심변수)의 분석기간 2005년부터 2015년까지(2004년부터 2013년까지) 자료를 통합하여 보고함.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄(양측검증).

5. 강건성 분석결과 : 조세회피 측정치를 이용한 분석

앞서의 <표 4> 및 <표 5>에서는 주된 가설을 검증할 때 세무보고에 공격성이 높은 구간의 기업과 그렇지 않은 구간의 기업을 명시적으로 구분하기 위해서 지시변수의 형태로 고려한 후 분석을 수행하였다. 즉 앞서의 분석은 Donohoe and Knechel(2014)의 방법을 이용하여 장기 누적유효세를 측정치(GAAP ETR, CASH ETR)를 기준으로 표본을 5분위수로 나눈 후 이중 가장 낮은 구간에 속한 집단을 세무보고 공격성이 높은 기업(실험집단, tax-aggressive firms)으로, 그렇지 않은 나머지 구간에 속한 집단(통제집단, tax non-aggressive firms)으로 구분해 주는 지시

변수의 형태로 고려하여 두 집단 간의 미래 재무성과에서 유의한 차이가 있는지를 분석하였다.

그런데 국내 조세회피를 다룬 과거 연구들은 대부분이 앞서의 방법보다는 연속변수의 형태로 조세회피성향을 고려하는, 즉 조세회피 자체 측정치에 (-1)를 곱한 후 분석한 경우가 많았다(심충진 2009 ; 강정연과 김영철 2012 ; 김은주와 조용언 2012 ; 강정연과 고종권 2014 등). 따라서 본 절에서는 강건성 분석(robustness analysis)의 일환으로 국내 선행연구의 방법에 따라서 조세회피 측정치에 (-1)를 곱한 측정방법을 이용해서 미래 재무성과와의 관련성을 추가로 살펴보고자 한다. 이를 위하여 본 연구는 다음의 식(3) 및 식(4)의 모형식을 이용하여 가설에 대한 분석을 다시 수행하였다.

$$ROA_{t+1,t+2} = \alpha_0 + \beta_1 ETR_t + \beta_2 ROA_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 GRW_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$IndROA_{t+1,t+2} = \alpha_0 + \beta_1 ETR_t + \beta_2 ROA_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 GRW_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (4)$$

여기서, 관심변수

ETR=t년도 과거 5년간의 장기 누적유효세율, GAAP ETR*(-1) 또는 CASH ETR*(-1)
기타 변수의 정의는 식(2)의 하단과 같음.

식(3)과 식(4)의 경우 관심변수는 ETR이고, 본 연구는 GAAP ETR 또는 CASH ETR 각각에 대해 선행연구의 방법과 같이 (-1)의 값을 곱하여 분석하였다(정성환 2012 ; 강정연과 고종권 2014). 따라서 ETR 값이 클수록 조세회피의 성향은 높다는 것을 의미한다. 한편, 식(3)과 식(4)에서 통제변수의 고려는 앞서 식(1)과 식(2)의 경우와 동일하다. 식(3)과 식(4)의 모형식에 대한 회귀분석 결과는 <표 7>에 나타내었다. <표 7>에서 Panel A에는 GAAP ETR의 결과를, Panel B에는 CASH ETR의 결과를 각각 보고하였다. 추정모형에 대한 표 보고방식은 앞서 <표 4> 및 <표 5>와 동일하다.

<표 7>의 결과를 보면, GAAP ETR 및 CASH ETR로 측정된 경우와 상관없이 관심변수 ETR은 종속변수($ROA_{t+1,t+2}$ 또는 $IndROA_{t+1,t+2}$)에 대해 모두 5%~1% 수준 사이에서 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 이는 앞서 <표 4> 및 <표 5>에서 지시변수의 형태로 측정된 TAXAGG의 결과와 전반적으로 일치된 결과이다. 그러한 점에서 <표 7>의 결과는 가설을 검증하는데 있어 관심변수를 지시변수의 형태 또는 연속변수의 형태로 측정하여 분석하는 방법과 상관없이 검증결과가 민감하지 않음을 보여준다. 하지만, 이러한 국내 상장기업에 대한 결과는 미국 자료를 이용한 Blaylock(2016)의 경우와는 상반된 실증적 증거이다.

〈표 7〉 강건성 분석결과 : 조세회피 측정치 GAAP ETR 또는 CASH ETR

$$ROA_{t+1,t+2}(IndROA_{t+1,t+2}) = \alpha_0 + \beta_1 ETR_t + \beta_2 ROA_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 GRW_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (3) \sim (4)$$

Panel A : GAAP ETR

Variable	pred. sign	$ROA_{t+1, t+2}$		$IndROA_{t+1, t+2}$	
		모형 1 (ROA_{t+1})	모형 2 (ROA_{t+2})	모형 3 ($IndROA_{t+1}$)	모형 4 ($IndROA_{t+2}$)
Intercept	?	0.118 (7.435 ^{***})	0.115 (6.369 ^{***})	0.086 (5.412 ^{***})	0.078 (4.360 ^{***})
GAAP ETR	+/-	-0.024 (-2.106^{**})	-0.032 (-2.544^{***})	-0.035 (-3.095^{***})	-0.039 (-3.057^{***})
ROA	+	0.450 (44.728 ^{***})	0.297 (26.014 ^{***})	0.438 (43.631 ^{***})	0.289 (25.456 ^{***})
SIZE	-	-0.003 (-5.799 ^{***})	-0.003 (-4.219 ^{***})	-0.003 (-5.352 ^{***})	-0.002 (-3.639 ^{***})
LEV	-	-0.027 (-5.566 ^{***})	-0.039 (-6.961 ^{***})	-0.027 (-5.551 ^{***})	-0.039 (-6.957 ^{***})
GRW	+	0.007 (2.322 ^{**})	-0.005 (-1.366)	0.005 (1.620)	-0.006 (-1.781 [*])
ΣIND		포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함
Adj. R^2		0.321	0.149	0.290	0.125
F value		182.631 ^{***}	68.717 ^{***}	159.059 ^{***}	56.340 ^{***}
N		6,960	6,960	6,960	6,960

Panel B : CASH ETR

Variable	pred. sign	$ROA_{t+1, t+2}$		$IndROA_{t+1, t+2}$	
		모형 1 (ROA_{t+1})	모형 2 (ROA_{t+2})	모형 3 ($IndROA_{t+1}$)	모형 4 ($IndROA_{t+2}$)
Intercept	?	0.114 (7.203 ^{***})	0.110 (6.106 ^{***})	0.080 (5.075 ^{***})	0.072 (4.040 ^{***})
CASH ETR	+/-	-0.021 (-2.224^{**})	-0.022 (-2.066^{**})	-0.026 (-2.817^{***})	-0.025 (-2.408^{**})
ROA	+	0.450 (44.773 ^{***})	0.296 (25.964 ^{***})	0.437 (43.617 ^{***})	0.288 (25.380 ^{***})
SIZE	-	-0.003 (-5.605 ^{***})	-0.002 (-3.853 ^{***})	-0.003 (-4.939 ^{***})	-0.002 (-3.152 ^{***})
LEV	-	-0.028 (-5.620 ^{***})	-0.039 (-7.020 ^{***})	-0.028 (-5.625 ^{***})	-0.039 (-7.026 ^{***})
GRW	+	0.007 (2.259 ^{**})	-0.005 (-1.480)	0.005 (1.502)	-0.007 (-1.922 [*])
ΣIND		포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함
Adj. R^2		0.320	0.149	0.290	0.125
F value		182.672 ^{***}	68.573 ^{***}	158.931 ^{***}	56.115 ^{***}
N		6,960	6,960	6,960	6,960

- 주1) 변수의 정의는 <표 2>와 같음. 다만, GAAP ETR*(-1), CASH ETR*(-1)로 측정되어 분석된 결과임.
 주2) 표본은 종속변수(관심변수)의 분석기간 2005년부터 2015년까지(2004년부터 2013년까지) 자료를 통합하여 보고함.
 주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄(양측검증).

6. 추가분석 결과 : 이익지속성을 이용한 분석

앞서의 분석결과에서는 GAAP ETR 혹은 CASH ETR로 측정된 TAXAGG의 경우 모두 일정 변수를 통제한 후에도 $t+1$ 년도 또는 $t+2$ 년도의 ROA 및 산업조정 IndROA에 대해 모두 유의한 음(-)의 관련성이 나타났다. 또한 이러한 결과는 KOSPI나 KOSDAQ 표본에 상관없이 일관된 결과로 나타났다. 따라서 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업이 그렇지 않은 경우에 비해 미래 재무성과는 상대적으로 더 악화된 결과로 나타났다. 그렇다면 미래 재무성과 외에도 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업과 그렇지 않은 경우 간의 이익지속성에도 유의한 차이가 있는지를 추가로 알아보려고 한다. 즉 본 절의 추가분석(additional analysis)에서는 앞서의 미래 재무성과의 상대적인 크기인 양적인 측면 외에 이익의 질적 속성인 이익지속성에 따라서도 세무보고에 공격성이 높은 기업과 그렇지 않은 경우 간에 차이가 있는지를 살펴보고자 한다.

이익지속성(earnings persistence)은 당기 이익이 미래 기간에도 계속적으로 유지되는 정도를 나타내며, 선행연구들에서는 이를 분석하기 위하여 당기순이익과 차기순이익 간의 1차 자기상관관계(first-order autocorrelation)를 이용하여 분석해 왔다(Sloan 1996 ; 백원선과 최 관 1999 ; 백원선 2008 ; 강민정과 이호영 2014 등). 본 연구도 이러한 선행연구의 방법에 따라 이익지속성을 측정하며, 기초총자산으로 표준화된 당기와 차기의 총자산이익률을 이용하였다. 세무보고 공격성이 높은 기업의 이익지속성과 그렇지 않은 경우 간에 유의한 차이가 있는지를 알아보기 위한 모형식은 다음의 식(5)과 같다. 식(5)에서 관심변수는 상호작용변수(interactive term)인 ROA*TAXAGG이다.

세무보고 공격성이 높은 기업들이 그렇지 않은 경우와 비교할 때 미래 재무성과가 낮은 것처럼 만약 이익의 지속성 역시 낮다면 식(5)에서 관심변수 ROA*TAXAGG의 회귀계수는 유의한 음(-)의 값을 가질 것으로 기대된다($\beta_3 < 0$). 이를 검증하는데 있어 통제변수는 앞서 식(1) 및 식(2)의 모형식에 고려된 SIZE, GRW 및 LEV를 포함한 후 분석하였다(Aboody et al. 1999 ; 최종학 등 2007 ; 강민정과 이호영 2014).²⁰⁾ 또한 앞서의 모형식과 같이 산업더미(ΣIND) 및 연도더미(ΣYD)를 고려하였다.

20) 다만, 강민정과 이호영(2014)은 성장성 변수로 MTB(자기자본의 장부가치 대비 시장가치)를 고려하였으나, 자기자본의 시장가치의 경우 KISVALUE 자료상에 매출액 변수와 달리 없는 기업들이 일부 존재하여 본 연구에서는 성장성 변수로 GRW를 모형식에 이용하였다. MTB나 GRW 모두 기업의 성장성을 나타낸다는 점에서는 차이가 없다.

$$ROA_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1 TAXAGG_t + \beta_2 ROA_t + \beta_3 ROA_t * TAXAGG_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (5)$$

여기서, 관심변수

$ROA * TAXAGG$ = t년도 ROA 와 $TAXAGG$ 의 상호작용변수
기타 변수의 정의는 식(2)의 하단과 같음.

식(5)를 이용한 회귀분석 결과를 <표 8>에 보고하였다. <표 8>의 경우 전체표본 외에도 다시 표본을 KOSPI와 KOSDAQ으로 나누어 분석한 결과에 대해서도 같이 보고하였다. 또한 모형 1, 3, 5에는 $TAXAGG(GAAP)$ 의 결과를, 모형 2, 4, 6에는 $TAXAGG(CASH)$ 의 결과를 각각 나타내었다.

<표 8> 추가분석결과 : 세무보고 공격성여부에 따른 이익지속성

$ROA_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1 TAXAGG_t + \beta_2 ROA_t + \beta_3 ROA_t * TAXAGG_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (5)$							
Variable	pred. sign	전체표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
		$TAXAGG$ (GAAP)	$TAXAGG$ (CASH)	$TAXAGG$ (GAAP)	$TAXAGG$ (CASH)	$TAXAGG$ (GAAP)	$TAXAGG$ (CASH)
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
Intercept	?	0.113 (7.072***)	0.115 (7.312***)	0.051 (2.874***)	0.049 (2.725***)	0.396 (10.030***)	0.390 (10.012***)
$TAXAGG$	+/-	0.019 (6.731***)	0.012 (4.436***)	0.008 (1.642*)	-0.001 (-0.323)	0.018 (4.607***)	0.013 (3.253***)
ROA	+	0.551 (43.166***)	0.536 (43.753***)	0.605 (35.047***)	0.593 (34.546***)	0.518 (28.868***)	0.501 (29.483***)
$ROA * TAXAGG$	+/-	-0.220 (-12.652***)	-0.210 (-11.971***)	-0.220 (-12.652***)	-0.139 (-2.773***)	-0.208 (-9.297***)	-0.198 (-8.889***)
$SIZE$	-	-0.003 (-5.719***)	-0.003 (-5.898***)	-0.001 (-1.438)	-0.001 (-1.149)	-0.014 (-9.802***)	-0.014 (-9.779***)
LEV	-	-0.025 (-5.045***)	-0.024 (-4.814***)	-0.030 (-5.021***)	-0.031 (-5.142***)	-0.020 (-2.790***)	-0.018 (-2.515***)
GRW	+	0.007 (2.152**)	0.007 (2.200**)	0.006 (1.394)	0.006 (1.217)	0.009 (2.082**)	0.009 (2.128**)
ΣIND		포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함	포함	포함
Adj. R^2		0.337	0.335	0.373	0.374	0.326	0.326
F value		185.465***	185.329***	97.338***	97.538***	99.657***	99.640***
N		6,960	6,960	3,077	3,077	3,883	3,883
VIF		$ROA * TAXAGG$ (2.951)	$ROA * TAXAGG$ (2.560)	$ROA * TAXAGG$ (2.394)	$ROA * TAXAGG$ (2.746)	$ROA * TAXAGG$ (3.402)	$ROA * TAXAGG$ (2.560)

주1) 변수의 정의는 <표 2>와 같음.

주2) 표본은 종속변수(관심변수)의 분석기간 2005년부터 2015년까지(2004년부터 2013년까지) 자료를 통합하여 보고함.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄(양측검증).

<표 8>의 결과를 보면, 일정 변수를 통제 한 후에도 GAAP ETR과 CASH ETR의 측정방법에 관계없이 관심변수인 상호작용변수 $ROA \times TAXAGG$ 는 모형 1부터 모형 6까지 모두 차기 이익(ROA_{t+1})에 대해 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값으로 나타났다. 이러한 사항은 전체표본 이외에도 시장유형에 따라 구분된 KOSPI 또는 KOSDAQ 표본으로 나누어 분석한 경우 모두 일치된 결과를 보이고 있다. 따라서 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업들이 그렇지 않은 경우보다 1차 자기상관관계로 파악되는 이익지속성 수준이 더 낮은 것으로 나타났다.

이상의 결과는 세무보고 공격성이 높은 기업들이 그렇지 않은 경우보다 미래 수익성뿐만 아니라 이익의 질적 속성 중 하나인 이익지속성 역시 상대적으로 더 낮은 것으로 나타났다. 이는 세무보고에 보다 공격적인 기업이 그렇지 않은 경우와 비교할 때 $t+1$ 년도 또는 $t+2$ 년도의 미래 재무성과와 부정적인 결과를 초래할 뿐만 아니라, 이들 기업의 이익지속성으로 측정된 이익의 질(earnings quality) 역시 더 낮음을 시사해 준다. 한편, 이러한 결과는 세무계획에 보다 적극적인 기업일수록 재무보고의 질(financial reporting quality)이 더 낮다는 Balakrishnan et al.(2012)의 주장과 일치한다.²¹⁾

V. 결 론

본 연구는 기업의 세무보고에 공격적인 성향이 높을 때 미래 재무성과와는 어떤 관련성이 있는지를 실증적으로 분석하였다. 또한 본 연구에서는 세무보고 공격성이 높은 기업일 때 이익지속성은 높은지 혹은 낮은지에 대해서도 추가적으로 살펴보았다. 선행연구들은 주로 투자자 측면에서 기업가치(Tobin's Q로 측정)와 조세회피 간의 관계를 분석한 경우가 많았으며, 그 검증결과에서는 혼재된 증거가 보고돼 왔다. 이와 달리, 본 연구는 세무보고 공격성과 미래 재무성과와는 어떤 관련성이 있는지를 통해 미래 재무성과에 대한 조세회피성향이 높은 기업에서 제공하는 신호 정보가 이해일치 관점 또는 대리인 관점 중 어떤 경우와 관련이 있는지를 규명하고자 하였다.

한편, 본 연구는 이를 분석하는데 있어 연속변수로 측정되는 조세회피 측정치 보다는 조세회피가 의심되는 구간을 이용한 세무보고에 보다 공격적인 기업에 초점을 두고 분석하였다. 이를 위해서 본 연구에서는 기업의 조세회피 성향을 측정하기 위하여 Dyreng et al.(2008)의 방법에 따라 5년간 누적유효세율인 GAAP ETR과 CASH ETR을 이용하였다. 특히 본 연구는 관심변수를 측정하는데 있어 세무보고 공격성이 높은 기업의 특성을 고려하기 위하여 Donohoe and Knechel(2014)의 방법을 이용하여 GAAP ETR과 CASH ETR 측정치에 대해 각각 5분위수로 분류한 후 이중에서 가장 낮은 구간에 속하면 1, 아니면 0인 지시변수로 측정한 후 미래 재무성과

21) Balakrishnan et al.(2012)은 세무계획에 공격적인 기업일수록 총발생액의 질이 더 낮음을 보고한 바 있다.

와의 관련성을 살펴보았다. 종속변수인 미래 재무성과는 총자산이익률(ROA) 또는 산업조정 총자산이익률(IndROA)로 측정하고, 미래 시점은 $t+1$ 년도 및 $t+2$ 년도에 대해 분석하였다. 본 연구의 분석기간은 종속변수(관심변수)를 기준으로 2005년부터 2015년까지(2004년부터 2013년까지)이고, 금융업을 제외한 12월 결산법인 중 유가증권상장 및 코스닥상장기업을 대상으로 최종 표본 6,960개 기업/연 자료가 분석되었다.

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 미래 재무성과에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수를 통제한 후에도 세무보고 공격성이 높은 기업은 그렇지 않은 경우에 비해 미래 재무성과와 유의한 음(-)의 관련성이 나타났다. 이러한 사항은 미래 재무성과에 대해 ROA 또는 IndROA로 측정한 경우, 또한 $t+1$ 년 또는 $t+2$ 년도로 분석한 경우, 그리고 전체 상장기업뿐 아니라 KOSPI와 KOSDAQ 표본으로 나누어 분석해도 모두 일치된 결과로 나타났다. 또한 조세 회피 측정치를 지시변수가 아닌 연속변수로 측정한 경우에도 일관된 결과를 보였다. 이상의 결과는 국내 상장기업들에서 세무보고에 공격적인 성향이 높으면 그렇지 않은 경우에 비해 미래 수익성이 더 낮은 결과로 나타나 미래 수익성 측면에서는 전통적인 관점보다 경쟁적 가설인 대리인 관점이 나타나고 있음을 시사한다. 하지만, 이러한 결과는 미국 자료를 대상으로 분석한 Blaylock(2016)의 결과와는 서로 상반된 실증적 증거로 나타났다. 둘째, 추가분석에 따르면 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업이 그렇지 않은 경우보다 이익지속성이 상대적으로 더 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 세무보고 공격성이 높은 기업들이 그렇지 않은 경우와 비교할 때 미래 수익성에 대한 상대적 크기뿐만 아니라 이익의 질적 속성 중 하나인 이익지속성 또한 더 낮아 세무보고에 공격적인 기업이면 보고이익의 질이 낮을 가능성이 있음을 시사해 준다.

이상의 본 연구결과는 세무보고에 공격적인 기업은 미래 재무성과와 음(-)의 관련성이 있으며, 또한 이익지속성 역시 낮게 나타나 국내 상장기업에서의 적극적인 조세회피활동은 미래 수익성 측면에서 부정적인 효과를 초래한다는 것을 보여주었다는데 의미가 있다. 이는 국내 상장기업들에서의 조세회피를 통한 자원이 주주를 위한 기업가치 창출보다는 경영자의 사적이익의 추구행위에 이용될 가능성이 높다는 것을 시사한다.

국내의 연구들이 대부분 조세회피와 기업가치 간의 관계를 중심으로 분석한 경우가 많았고, 또한 이들 선행연구들에서 혼재된 증거가 제시된 상황에서 본 연구의 발견은 관련연구에 추가적이고 보완적인 실증적 증거가 될 것으로 기대된다. 아울러, Blaylock(2016)의 연구에서 미국 기업을 대상으로 한 경우 조세회피와 미래성과 간에 평균적으로 양(+)의 관계가 나타났다. 앞서의 선진국과 비교하여 국내 상장기업은 상대적으로 주주보호(investor protection)가 약하고, 지배구조 수준이 낮은 것으로 알려져 있다(La Porta et al. 1998, 2002). 이와 같이 주주보호와 지배구조 수준을 국제간 비교한 경우에서 국내 상장기업들은 상대적으로 낮은 수준으로 보고되고 있기 때문에, 이러한 특성도 직·간접적으로 작용하여 오히려 조세회피와 미래 재무성과 간에 음(-)의 관계가 나타날 수 있음을 보여준 본 연구결과는 학계뿐만 아니라 실무계의 투자자 및

정책결정자인 규제당국에게도 세무보고에 공격적인 기업과 미래 수익성과의 관련성에 대한 전반적인 이해에 유익한 도움을 줄 것으로 예상된다.

이러한 유익한 시사점 및 관련연구에 대한 공헌점의 제공에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 측면에서 분석상의 한계가 있을 수 있다. 첫째, 본 연구는 세무보고 공격성을 측정하는데 있어 5년간의 장기 누적유효세율 측정치가 분석과정에 이용되었다. 따라서 이를 측정하는데 있어 5년간 연도별 세전이익이 영(0) 또는 음(-)인 기업은 제외되었기 때문에 재무구조가 상대적으로 건전한 표본만이 분석되는 자기선택 편의(self-selection bias) 문제가 있다. 둘째, 본 연구는 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업을 구분할 때 선행연구인 Donohoe and Knechel(2014)의 방법에 따라 ETR 측정치에 대해 표본을 5분위수로 나눈 후 가장 낮은 구간에 속한 집단을 세무보고 공격성이 높은 기업으로 분류하였다. 하지만 이러한 변수정의 방법은 유효세율이 낮은 구간 중 합법적인 세무전략을 통해 조세회피를 한 기업의 경우와 그렇지 않은 경우 간을 명시적으로 고려하지는 못하는 분석상 한계는 있다. 셋째, 본 연구에서 이용된 모형식에 포함되지 않은 생략된 변수(omitted variable)의 문제는 여전히 남아 있다. 따라서 이러한 측면은 결과해석에 고려될 필요가 있다. 한편, 이상의 분석상 한계는 본 연구만의 문제라기보다는 누적유효세율 측정치를 이용하는 경험적 연구들에서 공통되게 나타날 수 있는 사항이기도 하다.

참고문헌

- 강민정 · 이호영. 2014. “공정가치 평가, 서열체계 및 위험관리 수준이 미래성과전망에 미치는 영향 : 금융자산평가를 중심으로”. 회계학연구 제39권 제4호 : 349-394.
- 강정연 · 고종권. 2014. “기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향”. 회계학연구 제39권 제1호 : 147-183.
- 강정연 · 김영철. 2012. “조세회피와 소유구조”. 세무학연구 제29권 제2호 : 37-67.
- 고윤성 · 김지홍 · 최원욱. 2007. “조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구”. 세무학연구 제24권 제4호 : 9-40.
- 고윤성 · 백혜원. 2010. “가족기업의 조세회피 성향에 관한 연구”. 세무와회계저널 제27권 제2호 : 49-76.
- 고종권 · 윤성수 · 강정연 · 이광숙. 2013. “실증세무연구의 개관”. 회계학연구 제38권 제2호 : 367-446.
- 기은선. 2012. “기업의 사회적 책임활동이 조세회피 및 조세회피에 대한 시장반응에 미치는 영향”. 세무학연구 제29권 제2호 : 107-136.
- 기은선 · 이광숙. 2016. “장기적인 조세회피 관리 능력이 기업 가치에 미치는 영향”. 경영학연구 제45권 제4호 : 1407-1434.
- 김은주 · 조용언. 2012. “조세회피와 감사품질과 타인자본비용의 관련성”. 국제회계연구 제44권 : 279-300.
- 박종국 · 홍영은. 2009. “조세회피와 외국인지분율”. 세무학연구 제26권 제1호 : 105-135.
- 박종일. 2016. “비상장기업의 조세회피와 미래 경영성과와의 관계”. 세무와 회계 연구 제5권 제2호 : 257-300.
- 박종일 · 지승민. 2016a. “기업의 세무보고 공격성 여부가 회사채 신용등급에 영향을 주는가?”. 회계저널 제25권 제3호 : 55-97.
- 박종일 · 지승민. 2016b. “세무보고 공격성이 감사인이 인지한 기대감사시간, 실제 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”. 회계저널 제25권 제2호 : 389-434.
- 백원선. 2008. “4분기 이익조정과 이익지속성”. 회계학연구 제33권 제2호 : 111-144.
- 백원선 · 최 관. 1999. “이익지속성이 순자산과 회계이익에 대한 추가배수에 미치는 영향”. 회계학연구 제24권 제4호 : 61-81.
- 손언승 · 양동훈 · 이상철 · 김갑순. 2012. “기업지배구조가 조세절감활동과 기업가치의 관련성에 미치는 영향에 대한 연구”. 세무와회계저널 제13권 제3호 : 385-419.
- 심충진. 2009. “조세회피와 회계감사 보수의 관련성에 관한 연구”. 회계와 감사연구 제50권 : 1-22.
- 윤성수 · 이광숙 · 기은선. 2015. “조세전략과 기업가치”. 2015년 한국세무학회 추계학술발표대회 발표논문집 : 137-156.

- 이화득. 2010. “산업별 실제 이익조정 수단과 미래 경영성과의 관련성에 관한 연구”. 세무와회계 저널 제11권 제3호 : 69-94.
- 전주성. 2011. “조세회피와 기업가치 : 지배구조의 역할을 중심으로”. 재정학연구 제4권 제4호 : 59-85.
- 정성환. 2012. “조세회피가 투자효율성에 미치는 영향”. 세무학연구 제29권 제4호 : 9-44.
- 정용수 · 이윤원 · 조용언. 2011. “기업지배구조가 세무신고 공격성에 미치는 영향”. 세무학연구 제28권 제2호 : 9-40.
- 최종학 · 박종일 · 전규안. 2007. “기타포괄이익 항목과 기업의 미래성과와의 관계”. 경영연구 제22권 제4호 : 87-116.
- Aboody, D., M. E. Barth, and R. Kasznik. 1999. Revaluation of fixed assets and future firm performance : Evidence from the UK. *Journal of Accounting and Economics* 26 : 149-178.
- Badertscher, B., S. Katz, and S. O. Rego. 2013. The impact of private equity ownership on portfolio firms' corporate tax planning. *Working paper*. University of Notre Dame.
- Balakrishnan, K., J. Blouin, and W. Guay. 2012. Does tax aggressiveness reduce financial reporting transparency? *Working paper*. University of Pennsylvania.
- Blaylock, B. S. 2016. Is tax avoidance associated with economically significant rent extraction among U.S. firms? *Contemporary Accounting Research* 33(3) : 1013-1043.
- Chen, S., X. Chen, Q. Cheng and T. J. Shevlin. 2010. Are family firms more tax aggressive than non-family firms? *Journal of Financial Economics* 95 : 41-61.
- Chen, Y., S. Huang, R. Pereira and J. Wang. 2011. Corporate tax avoidance and firm opacity. *Working paper*. University of Missouri.
- Core, J. E., W. R. Guay, T. O. Rusticus. 2006. Does weak governance cause weak stock returns? An examination of firm operating performance and investors' expectations. *The Journal of Finance* 61 : 655-687.
- Crocker, K. and J. Slemrod. 2005. Corporate tax evasion with agency cost. *Journal of Public Economics* 89 : 1593-1610.
- Desai, M. and D. Dharmapala. 2006. Corporate tax avoidance and high powered incentives. *Journal of Financial Economics* 79 : 145-179.
- Desai, M. and D. Dharmapala. 2009. Corporate tax avoidance and firm value. *The Review of Economics and Statistics* 91(3) : 537-546.
- Donohoe, M. and W. R. Knechel. 2014. Does corporate tax aggressiveness influence audit pricing? *Contemporary Accounting Research* 31(1) : 284-308.
- Dyreng, S., M. Hanlon, and E. Maydew. 2008. Long-run corporate tax avoidance. *The Accounting Review* 83 : 61-82.

- Frank, M., L. Lyuch, and S. Rego. 2009. Tax reporting aggressiveness and its relation to aggressive financial reporting. *The Accounting Review* 84(2) : 467–496.
- Graham, J. R., C. R. Harvey, and S. Rajgopal. 2005. The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics* 40 : 3–73.
- Guenther, D. A., S. R. Matsunaga, B. M. Williams. 2013. Tax avoidance, tax aggressiveness, tax risk and firm risk. *Working paper*. University of Oregon.
- Guenther, D. A., L. K. Krull, and B. M. Williams. 2014. Are “Tax aggressive” firms just inflating earnings? *Working paper*. University of Oregon.
- Gunny, K. A. 2010. The relation between earnings management using real activities manipulation and future performance : Evidence from meeting earnings benchmarks. *Contemporary Accounting Research* 27(3) : 855–888.
- Gupta, S. and K. Newberry. 1997. Determinants of the variability in corporate effective tax rates : Evidence of longitudinal data. *Journal of Accounting and Public Policy* 16(1) : 1–34.
- 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 : 126–141.
- Hanlon, M. and S. Heitzman. 2010. A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics* 50 : 127–178.
- Jensen, M. and W. Meckling. 1976. Theory of the firm : Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 : 305–360.
- Kim, J., Y. Li. and L. Zhang. 2011. Corporate tax avoidance and stock price crash risk : Firm—level analysis. *Journal of Financial Economics* 100 : 639–662.
- La Porta R., F. Lopez—de Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny. 1998. Law and finance. *Journal of Political Economy* 106 : 1113–1155.
- La Porta R., F. Lopez—de Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny. 2002. Investor protection and corporate valuation. *Journal of Finance* 57 : 1147–1170.
- Lanis, R. and G. Richardson. 2011. The effect of board of director composition on corporate tax aggressiveness. *Journal of Accounting and Public Policy* 30(1) : 50–70.
- Lanis, R. and G. Richardson. 2012. Corporate social responsibility and tax aggressiveness : An empirical analysis. *Journal of Accounting and Public Policy* 31(1) : 86–108.
- Lietz, G. 2013a. Determinants and consequences of corporate tax avoidance. *Working paper*. University of Münster.
- Lietz, G. 2013b. Tax avoidance vs. tax aggressiveness : A unifying conceptual framework, *Working paper*. University of Münster.

- Minnick, K. and T. Noga. 2010. Do corporate governance characteristics influence tax management? *Journal of Corporate Finance* 16(5) : 703–718.
- Phillips, J. D. 2003. Corporate tax–planning effectiveness : The role of compensation–based incentives. *The Accounting Review* 78 : 847–874.
- Rego, S. 2003. Tax–avoidance activities of U.S. multinational corporations. *Contemporary Accounting Research* 20(4) : 805–833.
- Slemrod, J. 2004. The economics of corporate tax selfishness. *National Tax Journal* 57 : 877–899.
- Sloan, R. G. 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review* 71(3) : 289–315.
- Watson, L. 2012. Corporate social responsibility, tax avoidance, and tax aggressiveness. *Working paper*. Pennsylvania State University.

The Relation between Corporate Tax Aggressiveness and Future Financial Performance

Jong-Il Park* · Seol-Hee Jung**

—〈Abstract〉—

This study examines whether corporate tax aggressiveness affects the future financial performance. Prior research examining the effect of tax avoidance on firm value proxied by Tobin's Q documents mixed results. For example, Koh et al. (2007), Ki and Lee (2015), and Yoon et al. (2015) show a positive relation between firm value and tax avoidance. In contrast, Son et al. (2012), Ki (2012), and Kang and Ko (2014) show a negative relation between firm value and tax avoidance. Further, Desai and Dharmapala (2009) and Jun (2011) find no relation between firm value and tax avoidance on average. Unlike that, our study is distinct from prior research in that we investigate whether corporate tax aggressiveness are positively or negatively associated with future performance (e.g., return on assets).

In general, corporate tax aggressiveness may increase firm value by reducing effective tax rate, as well as increasing net cash flows and net income. With such a broad view, consistent with the origins view of tax avoidance research and with the origins view that tax avoidance is generally a value creating activity. On the other hand, corporate tax aggressiveness may increase agency problem because managers can use firm resources with tax-avoidance activities to exploit their personal benefits and also tax-avoidance activities are difficult to monitor from outside shareholders (Slemrod 2004). Like this, according to the agency view of tax avoidance, conflicts between firms' owners and its management may arise because managers who are generally expected to make tax-effective decisions may in fact behave opportunistically and divert corporate wealth for their personal benefit (Desai and Dharmapala 2006). Desai and Dharmapala (2006) suggest an agency view on tax avoidance, stating that agency costs in form of managerial rent extraction may result from a complimentary relationship between tax avoidance and managerial diversion. Self-interested managers might use tax avoidance strategies to mask the opportunistic extraction of rents.

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

** Assistant Professor, Department of Business Administration, Catholic Kwandong University, jsh0815@cku.ac.kr, Corresponding Author

As well, finance and accounting research increasingly asserts that managers use corporate tax avoidance strategies as a means to reduce corporate financial transparency, thereby affording the managers greater opportunities to conceal rent extraction activities from shareholders. Further, prior study argues that aggressive tax planning can reduce financial reporting transparency, increase investor uncertainty about future profitability, and increase information asymmetry between investors (Kim et al. 2011 ; Balakrishnan et al. 2012 ; Donohoe and Knechel 2014 etc.). Then, this paper investigates the extent to which firms with tax aggressive are affected by any such rent extraction or value creating activity, by so doing we presents the results of the empirical examine whether the positive or negative relation between corporate tax aggressiveness and future financial performance.

To investigate research question, this paper use the GAAP effective tax rate (GAAP ETR) and cash effective tax rate (CASH ETR) proposed by Dyreng (2008) as a measure of long-run corporate tax avoidance (e.g., five-year cumulative GAAP ETR or CASH ETR). Then, following Donohoe and Knechel (2014) and Park and Chee (2016), we classify firms as tax aggressiveness if they are in the lowest quintile GAAP ETR or CASH ETR respectively. And following Lee (2010), we also define future financial performance as both one- and two-year ahead return on assets (ROA) as well as Industry-adjusted ROA. This paper include controls for ROA, firm size, leverage, and sales growth and such these variables are correlated with future profitability. And taxes can vary by industry and year, we also include industry and year fixed effects in our analysis. The final sample consists of 6,960 firm-years from KOSPI and KOSDAQ listed firms and non-financial firms with fiscal month of December between 2004 and 2013.

The empirical findings of this paper are following. First, after controlling for several factors that affect future profitability, we finds that tax-aggressive firms for tax avoidance affects a negative effect on the future financial performance (e.g., industry-adjusted ROA or ROA) in the next and two subsequent years. This is, firms with tax aggressiveness are related negatively to their future performance. Second, we also find that, relative to firms with low ETRs for five-year ETRs have lower levels of the future financial performance (industry-adjusted ROA or ROA) in the next and two subsequent years. Our results are robust to two alternative measures of tax aggressiveness, including separate continuous $ETR*(-1)$ and indicators based on low quintile of ETRs. Finally, we find that earnings are less persistent for firms with the higher level of tax-aggressive than for firms with the lower level of tax-aggressive firms. This results suggests that firms with tax aggressive deteriorates earnings persistence.

Overall, this results implies firms with tax aggressive is likely to be from managerial opportunistic behavior or rent extraction frequently discussed in the prior literature (Slemrod 2004 ; Desai and Dharmapala 2006 ; Balakrishnan et al. 2012 etc.). In general, these findings are inconsistent with a origins view of tax avoidance as a value enhancing activity. Rather, these results are consistent with a agency view of tax avoidance. Then, the results of this study exhibit inconsistent with the results in Blaylock (2016) find that there is generally positive relation between tax avoidance and future financial performance in a U.S. setting.

The contribution we make in our study is to provide empirical evidence on the extent of the relation between corporate tax aggressiveness and future financial performance, to empirically

document the negative relation between corporate tax aggressiveness and future financial performance. This paper is the first to examine the effect of tax aggressiveness on firm's future financial performance in a Korea setting and adds to the related research investigating the consequences of tax aggressiveness. While prior research primarily investigates the relation between firm value and tax avoidance, their results are mixed. Therefore, the findings of this study can shed a further light to potential investors who make investment decision on tax-aggressive firms as well as regulatory bodies by providing useful insight on the aggressive tax avoidance activities of a firms, which seems to result in the negative relation between corporate tax aggressiveness and future financial performance. In addition, this study makes an important contribution to the tax avoidance research, and also academics can apply the discussion in this paper to related future researches.

〈Key words〉 Corporate tax aggressiveness, Tax avoidance, Future financial performance, Industry-adjusted ROA, Earnings persistence