세무보고 공격성이 발생액의 질에 미치는 영향:
발생액의 질의 구성요소를 중심으로

박종일(주저자)
충북대학교 경영대학 경영학부 교수
(*parkjil@chungbuk.ac.kr*)
지승민(교신저자)
고려대학교 경영대학 경영학부 조교수
(*schee@korea.co.kr*)
신재은(공저자)
고려대학교 경영대학 박사과정
(*jaeeun84@gmail.com*)

본 연구는 세무보고에 있어 공격적인 성향이 높은 기업의 경우 재무보고의 질을 결정하는 속성 중 하나인 발생액의 질과 어떤 관계가 있는지를 실증적으로 분석하였다. 특히 본 연구는 세무보고에 공격성이 높은 기업과 낮은 발생액의 질 간에 체계적인 양(+)의 관계를 가진다면 Francis, LaFond, Olsson, and Schipper(2005)에서 제안된 총발생액의 질(TotalAQ)의 구성요소인 본질적 발생액의 질(InnateAQ)과 재량적 발생액의 질(DiscAQ) 중 어떤 정보위험과 보다 더 밀접한 관계가 있는지를 살펴보았다. 나아가 추가분석에서는 앞서의 관계들이 재벌여부에 따라, 또는 새로운 회계기준인 IFRS 도입 전후기간에 따라 다른지를 알아보았다. 분석을 위해서 본 연구는 금융업을 제외한 12월 결산법인 중 상장기업을 대상으로, Dyreng, Hanlon and Maydew(2008)의 방법에 따라 5년간 누적유효세율인 GAAP ETR과 CASH ETR을 이용하였다. 또한 세무보고에 공격성이 높은 기업의 구간 설정을 위하여 Donohoe and Knechel(2014)의 방법에 따라 각 ETR 측정치를 기준으로 5분위수로 나누어 이중 가장 낮은 분위수에 속한 구간을 세무보고에 공격적 성향이 높은 기업으로 정의한 후 발생액의 질과의 관계를 살펴보았다. 분석기간은 IFRS 도입 전후 각 4년간인 2007년부터 2014년까지이다.
본 연구의 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 발생액의 질에 영향을 미치는 일정 변수를 통제한 후에도 세무보고에 공격성이 높은 구간의 기업이 그렇지 않은 경우보다 총발생액의 질 및 본질적 발생액의 질이 유의하게 낮은 결과로 나타났다. 그러나 경영자의 기회주의적 동기가 포함된 재량적 발생액의 질은 유의한 관계가 관찰되지 않았다. 이러한 결과는 세무보고에 공격적인 기업일수록 재무보고의 질이 낮아 정보위험이 높고 미래 현금흐름의 예측에 있어 불확실성은 더 증가한다는 것을 나타내며, 특히 세무보고 공격성이 높은 기업은 본질적 발생액의 질과 주로 관련성이 있음을 시사한다. 이러한 사항은 지시변수뿐 아니라 연속변수인 ETR 측정치로 분석하여도 일치된 결과로 나타났다. 전반적으로 앞서의 결과는 세무보고 공격성이 높은 기업일수록 덜 투명한 정보환경과 관련이 있음을 시사해 준다. 둘째, 추가분석으로 재벌집단 여부에 따라 표본을 나누어 분석하면 앞서의 첫 번째 결과는 주로 비재벌집단 표본에 기인한 것으로 나타났다. 이와 대조적으로, 재벌집단의 경우는 세무보고에 공격성이 높은 기업의 경우에서 총발생액의 질과 재량적 발생액의 질이 더 높게 나타났다. 이는 재벌집단 여부에 따라 세무보고 공격성과 발생액의 질 간의 관계에 차별적인 반응이 있음을 시사한다. 또한 IFRS 의무도입 전후기간에 따라 표본을 나누어 분석하면 앞서의 결과는 주로 IFRS 의무도입 이전기간에 기인한 것으로 나타났다. 즉 세무보고 공격성과 낮은 발생액의 질 간의 양(+)의 관계가 IFRS 도입 이전보다 이후기간에서 더 약화된 것으로 나타났다. 이는 새로운 회계기준이 도입됨에 따라 정보환경의 변화로 세무보고의 공격성과 낮은 발생액의 질 간의 양(+)의 관계가 약화된 것으로 보인다.
이상을 종합하면, 본 연구결과는 세무보고에 공격성이 높은 기업의 경우 총발생액의 질 및 본질적 발생액의 질 측면에서 정보위험이 높다는 것을 국내 상장기업을 대상으로 보여주었다는데 의미가 있다. 이와 더불어 본 연구의 결과에서는 세무보고 공격성과 낮은 발생액의 질 간의 양(+)의 관계가 재벌여부에 따라, 또는 IFRS 의무도입 전후기간에 따라 차별적인 반응이 나타남을 보여주고 있어 관련연구에도 추가적인 실증적 증거를 제공할 것으로 기대된다. 특히 국내의 경우는 세무보고 공격성 또는 조세회피 성향과 재무보고의 질 간의 관계를 발생액의 질 측면에서 살펴본 연구는 그동안 없었기 때문에 본 연구의 발견은 학계뿐만 아니라 투자자, 실무계 및 자본시장을 감독하는 규제기관에게도 유익한 시사점을 더불어 제공해 줄 것으로 예상된다.

주제어: 세무보고 공격성, 발생액의 질, 본질적 발생액의 질, 재량적 발생액의 질, 재벌여부, IFRS 도입 전후

최초투고일: 2017. 2. 16 게재확정일: 2017. 4. 20

Ⅰ. 서 론

본 연구의 목적은 상장기업을 대상으로 기업의 세무보고에 대한 공격적인 성향(corporate tax aggressiveness; 이하 세무보고 공격성)이 높은 경우 재무보고의 질이 낮은지를 발생액의 질(accruals quality; AQ) 측면에서 실증적으로 규명하는데 있다. 나아가 만일 세무보고에 있어 기업의 공격적인 성향과 낮은 발생액의 질 간에 체계적인 양(+)의 관계가 있다면 Francis et al.(2005)에서 제안된 총발생액의 질(total AQ)의 구성요소인 본질적 발생액의 질(innate AQ)과 재량적 발생액의 질(discretionary AQ) 중 어떤 특성의 정보 불확실성과 보다 더 밀접한 관련성이 있는지를 실증적으로 알아보았다. 또한 추가분석에서는 재벌집단에 속한 여부에 따라, 또는 새로운 회계기준인 IFRS 의무도입 전후기간에 따라 세무보고 공격성과 발생액의 질 간의 관계가 다른지를 살펴보았다.

기업은 여러 형태의 세무계획을 통해 기대되는 법인세 부담(expected tax liability)을 감소시키려는 유인을 가지고 있다. 특히 기업은 재무보고상에 법인세비용 수준이 감소하면 세후순이익이 증가하여 주가에 긍정적인 효과를 초래한다. 또한 세무계획을 통해 증가된 세후순이익은 경영자의 세후성과기준 보상과도 밀접한 관계가 있기 때문에, 기업은 세무전략(tax strategy)을 수립하여 조세회피를 행할 유인이 있다(Phillips, 2003; Desai and Dharmapala, 2006). 이와 같이 세무계획을 통한 조세회피행위는 기업의 조세비용(tax costs)을 감소시키고 결과적으로 세후순이익뿐만 아니라 세후현금흐름 역시 높인다는 측면에서 보면, 기업이나 주주의 부(wealth) 측면에서도 긍정적일 수 있기 때문에 자본시장에서의 기업가치 역시 증가될 것으로 기대된다. 이러한 관점의 논의를 최근 연구들은 전통적인 견해라고 부른다.

하지만 기업에서의 조세비용(tax costs)을 낮추는 전략은 또 다른 비용인 비조세비용(nontax costs)을 유발할 수 있기 때문에 추가적인 비용의 발생 없이는 달성이 가능하지 않을 수 있다(Scholes and Wolfson, 1992).[1] Slemrod(2004)은 이러한 측면에서 Jensen and Meckling(1976)의 대리인 비용 관점을 기업의 조세회피성향에 접목시켜 전통적인 견해에 반하는 경쟁적 이론을 제기하였다. 이 연구는 기업의 조세회피행위와 관련하여 상장기업과 같이 소유와 경영이 잘 분산된 경우는 경영자의 대리인 문제(agency problem)와 관련시킨 논의가 필요가 있다고 설명하고 있다. 예를 들어, Slemrod (2004)은 소유와 경영이 잘 분리된 상장기업에서의 조세전략에 따른 조세회피는 정보비대칭(information asymmetry) 문제가 심화되어 있을 때 기업의 모니터링(monitoring)이 제대로 작동하지 않을 수 있기 때문에 조세회피로 획득한 자원에 대해 경영자는 자신의 사적 효용을 극대화하기 위하여 주주의 부로 배분하기보다는 자신의 몫으로 이전시키는 대리인 문제가 발생될 소지가 높다고 주장한다. 즉 Slemrod (2004)의 주장은 조세회피를 통해 획득된 당기 조세비용의 절감효과는 앞서 전통적인 관점과 달리, 경영자의 기회주의적인 행동이나 사적편익 추구로 이용될 수 있다는 주장인데, 이를 대리인 관점(agency view)에서 논의한 것이다. 또한 기업의 조세회피행

1) Scholes and Wolfson(1992)은 효과적인 세무계획(effective tax planning)을 위해서 세무계획수립자는 세무계획을 수립할 때 ① 거래와 관련된 모든 가능한 당사자(all parties), ② 모든 세금(all taxes), ③ 모든 비용(all costs)을 고려해야 한다고 주장한 바 있다.

위는 향후 국세청의 세무조사에서 조세회피의 거래가 합법적인 절세가 아닌 불법의 탈세로 적발될 경우 기업의 미래 현금흐름이 악화될 수 있고, 이러한 탈세 사실이 시장에 알려지면 기업의 평판에도 나쁜 영향을 초래할 수 있다. 이와 같이 조세회피로 낮아진 기업의 조세비용은 또 다른 다양한 비조세비용[2]을 유발하게 될 수 있기 때문에 양자 간의 두 효과는 서로 상쇄될 수 있다(Slemrod, 2004).

따라서 후속 연구들은 대리인 관점에 기초하여 조세회피 성향이 높은 기업일수록 재무보고 위험(financial reporting risk)은 높고, 기업투명성(corporate transparency)은 낮은 것으로 보았다(Chen et al., 2010; Balakrishnan, Blouin, and Guay, 2012). 즉 선행연구들은 기업이 조세회피를 하는 과정에서 조세피난처(tax shelter)를 활용하면 조직의 복잡성도 증가될 수 있고, 세무당국의 적발 가능성을 낮추기 위하여 보다 복잡하고 불투명한 거래를 시도하면 그로 인해 재무보고의 질(financial reporting quality)은 저하될 수 있다고 주장한다(Balakrishnan et al., 2012; Donohoe and Knechel, 2014). 나아가 최근 연구들은 세무보고에 공격적인 기업일수록 조세회피 전략과 관련한 숨겨진 행동(hidden action)을 할 수 있으므로(Armstrong, Blouin, and Larcker, 2012), 조세회피에 따른 조세절감액을 은닉하기 위한 방안으로 부적절한 회계처리의 가능성도 증가되어, 결국 재무보고의 질이나 회계투명성 역시 낮아진다고 주장한다(Balakrishnan et al., 2012; 박미영, 2012; 강정연・고종권, 2014). 앞서의 주장과 일치하게 조세회피에 대한 시장반응을 분석한 경우 대체로 조세회피 성향이 높을수록 부정적인 영향이 있음을 보고한 연구들이 많았다. 예를 들어, 선행연구들은 조세회피나 세무보고에 공격성이 높은 기업의 경우가 감사위험을 증가시켜 감사인의 추정감사시간, 실제 감사보수 및 감사시간이 높고(Donohoe and Knechel, 2014; 박종일・지승민, 2016b), 채권자의 요구수익률도 높으며(김은주・조용언 2012), 신용평가기관의 회사채 신용등급은 낮다는 결과를 보고하였다(박종일・지승민 2016a). 또한 기업의 조세회피 성향이 높을수록 재무분석가의 이익예측의 정확성은 떨어지고, 이익예측의 분산은 증가하며, 매입-매도 스프레드로 측정된 정보비대칭 수준이 높고, 총발생액의 질은 낮으며(Balakrishnan et al., 2012), 차기 주가폭락의 가능성은 증가한다는 결과를 제시하였다(Kim, Li. and Zhang, 2011). 이와 같이 기업의 조세회피행위는 자본시장에서 부정적인 신호(signalling) 효과를 제공한다는 것을 다수의 실증적 연구들은 보여주고 있다. 이러한 결과는 앞서 전술한 조세회피와 관련된 전통적인 견해보다 Slemrod (2004)에서 주장한 대리인 관점이 좀 더 설득력을 가지는 증거로 볼 수 있다. 이러한 맥락에서 보면, 조세회피 성향이 높은 기업의 경우 정보비대칭이 더 심화되어 있고, 또한 외부 정보이용자 입장에서는 이들 기업의 미래 현금흐름을 예측하는데 있어 불확실성 역시 높아 정보위험은 더 높을 수 있다.

한편, 앞서와 같이 조세회피 성향이 높은 기업에 대한 시장반응이 부정적임을 확인한 연구들은 그동안 많았으나, 조세회피 성향이 높은 기업의 어떤 정

2) 예를 들어, Hanlon and Slemrod(2009)는 기업의 공격적인 조세회피행위에 따른 비세금비용의 발생으로 기업의 명성이나 경영자의 명예 손상, 정계나 언론계로부터 압력의 증가, 과세당국의 잠재적인 벌과금 부과 및 소비자의 불매운동 등이 나타날 수 있다고 보았고, Chen, Chen, Cheng, and Shevlin(2010)은 조세회피에 따른 비세금비용으로 대리인비용, 정치적 비용 및 명예훼손 비용 등을 논하였다. 또한 Graham, Hanlon, Shevlin, and Shroff(2014)는 기업이 세무계획이나 조세회피행위를 하지 않을 유인으로서 기업의 이미지 손상과 관련되어 있음을 설문조사를 통해 실증적 증거를 보여주었다.

보적인 속성에 기인하여 시장이 부정적인 반응을 보이는지에 대한 원인을 알아보려는 시도는 미국 자료를 분석한 Balakrishnan et al.(2012)의 연구가 유일하다. Balakrishnan et al.(2012)의 결과는 조세회피 성향과 총발생액의 질로 측정되는 재무보고의 질 간에 음(-)의 관계를 보고하였다.

발생액의 질은 선행연구들의 경우 발생액이 전기, 당기 및 차기 영업현금흐름으로 전환되는 정도로 측정해 왔다(Dechow and Dichev, 2002; Francis et al., 2005). 만일 발생액이 현금흐름으로 전환될 가능성이 높다면 이들 기업의 미래 현금흐름을 보다 예측하기 쉽기 때문에 정보의 불확실성도 낮아진다. 이와 달리, 발생액의 질이 낮다면 기업의 전망에 대한 불확실성이 높아져서 투자자의 합리적인 의사결정이 어려워질 수 있고, 또한 경영자는 미래 현금흐름에 대한 오류와 왜곡을 포함하여 회계정보를 공시할 수 있다(최 관 · 백원선, 2007). Francis et al.(2005)의 연구는 발생액의 질의 각 구성요소(본질적 발생액의 질과 재량적 발생액의 질)가 시장에서 정보위험으로 가격에 반영된다는 것을 자본비용과의 관계를 통해 보여준 바 있다.[3] 이러한 결과에 기초하여 선행연구들은 발생액의 질을 정보위험이나 정보비대칭 또는 재무보고의 질의 대용변수로도 여겨왔다(Dechow and Dichev, 2002; Francis et al., 2005; Gray, Koh, and Tong, 2009; Balakrishnan et al., 2012).

이러한 연장선상에서 볼 때 조세비용을 낮추기 위하여 조세회피에 적극적인 기업일수록 시장반응에서 부정적인 영향을 초래하는 원인이 만일 기업의 재무보고의 질과 관련되어 나타난 결과라면 세무보고에 공격적인 기업의 정보위험이 더 높아서 발생한 것으로 추론할 수 있다. 이는 조세회피에 적극적인 기업이 세부담을 낮출 수는 있으나, 앞서 Scholes and Wolfson(1992)에서 주장한 것처럼 조세회피는 또 다른 비용(비조세비용)을 유발시킬 수 있으므로, 그 중 하나로 자본시장에 보고되는 회계정보 측면에서는 재무보고의 질이 낮은, 즉 투자자들에게 정보위험은 더 높기 때문에 시장의 여러 이해관계자들은 조세회피 성향이 높은 기업에 대해 부정적인 반응을 보인 결과일 수 있다.

따라서 본 연구에서는 이전 연구들에서 보여준 연구결과인 공격적 조세회피와 시장반응 간에 음(-)의 관계가 나타나는 현상이 무엇에 기인한 것인지에 대한 원인 규명의 하나로 세무보고 공격성이 높은 기업일 때 낮은 발생액의 질과 체계적인 관련이 있는지를 국내 상장기업을 대상으로 알아보고자 한다. 또한 본 연구에서는 Balakrishnan et al.(2012)에서 총발생액의 질로 살펴본 결과를 좀 더 확장시켜 Francis et al.(2005)에서 제안한 방법에 따라 총발생액의 질을 두 가지 구성요소(components)로 분해한 후, 즉 본질적 발생액의 질과 재량적 발생액의 질로 나누어 세무보고에 공격적인 기업의 경우 어떤 발생액의 질과 보다 더 밀접한 관계가 있는지를 살펴보고자 한다. 전자인 본질적 발생액의 질은 회사가 처해 있는 산업여건이나 영업환경, 재무안정성과 같은 기업의 본질적인 특성과 관련된 정보의 불확실성을 나타내는 반면, 후자인 재량적 발생액의 질은 본질적 발생액의 질이 가지는 정보의 불확실성 이외에도 추가로 경영자의 기회주의적인 재량이 포함되어 있기 때문에 정보위험을 더 가중시킬 수 있다(Francis et al., 2005). 세무보고 공격성이 높은 기업에서 만일 재무보고의 질이 낮아 정보위험이

3) Francis et al.(2005)은 발생액의 질로 측정된 정보위험은 분산이 불가능한 위험(non-diversifiable risk)으로 기업의 경영성과 또는 미래전망에 관해 불확실성이 높거나 부정확한 정보를 내포할 위험과도 밀접한 관계가 있다고 주장한다.

높다면 본질적 발생액의 질과 재량적 발생액의 질 중 어떤 정보위험과 보다 밀접한 관련이 있는지는 실증적 의문사항에 귀결될 수 있다. 이와 더불어 본 연구는 세무보고 공격성과 낮은 발생액의 질 간에 양(+)의 관계가 있다면 한국의 독특한 기업환경인 재벌집단에 속한 여부에 따라, 또한 정보환경에 변화를 초래시킬 수 있는 새로운 회계기준인 IFRS 의무도입 전후기간에 따라 다른지에 대해서도 살펴본다. 이를 위하여 본 연구는 분석기간 2007년부터 2014년까지 금융업을 제외한 12월 결산법인 중 상장기업을 대상으로, 5년간의 장기유효세율(GAAP ETR, CASH ETR)과 발생액의 질 모두 측정 가능한 기업을 표본으로 분석하였다.

실증결과는 다음과 같다. 첫째, 세무보고에 공격성이 높은 구간의 기업은 그렇지 않은 경우에 비해 총발생액의 질이 낮은 것으로 나타났다. 또한 발생액의 질의 구성요소의 경우 세무보고 공격성이 높은 경우가 본질적 발생액의 질이 낮은 것으로 나타났다. 그러나 경영자의 기회주의적 동기가 포함된 재량적 발생액의 질은 별다른 관계가 관찰되지 않았다. 이러한 결과는 세무보고에 공격적인 기업이면 재무보고의 질이 낮아 정보위험이 높고 미래 현금흐름의 예측에 있어 불확실성은 더 높음을 나타낸다. 이러한 사항은 세무보고 공격성을 지시변수로 측정한 경우나 연속변수인 조세회피 측정치를 이용한 경우, 그리고 GAAP ETR과 CASH ETR로 측정한 경우 모두 일관된 결과로 나타났다. 둘째, 추가분석으로 표본을 재벌집단 여부에 따라 나누어 분석하면 앞서의 결과는 주로 비재벌집단 표본에 기인한 것으로 나타났다. 반면, 재벌집단의 표본은 세무보고에 공격성이 높은 기업일 때 발생액의 질이 더 높은 것으로 나타났다. 이는 재벌집단 여부에 따라 세무보고 공격성과 발생액의 질 간의 관계가 다르다는 것을 시사한다. 또한 표본을 IFRS 의무도입 전후기간으로 나누어 분석하면 앞서의 결과는 주로 IFRS 의무도입 이전기간에 기인한 것으로 나타났다. 즉 새로운 회계기준이 도입됨에 따라 정보환경의 변화로 세무보고 공격성과 낮은 발생액의 질 간에 양(+)의 관계가 약화된 것으로 나타났다. 이는 국내의 경우 세무보고 공격성과 낮은 발생액의 질 간의 양(+)의 관계는 재벌집단에 속한 여부, 또는 IFRS 의무도입 전후기간에 따라 차별적인 반응이 있음을 보여준다. 전반적으로 본 연구의 결과는 국내 상장기업들에서 세무보고에 공격성이 높으면 덜 투명한 정보환경과 관련이 있음을 시사한다. 따라서 본 연구결과는 이전 연구들에서 조세회피 성향에 대한 시장반응이 부정적 현상을 보였던 원인 중 하나가 조세회피 성향이 높은 기업이 재무보고의 질은 더 낮은 것에 기인한 결과일 수 있음을 국내 상장기업을 대상으로 보여주었다는데 의미가 있다. 이러한 본 연구의 발견은 학술적으로도 기존에 발견된 현상의 원인을 재무보고의 질 측면에서 탐구하고, 또한 선행연구의 범위를 더욱 확장시켜 보여주고 있어 관련연구에 보다 추가적인 실증적 증거를 제공할 것으로 기대된다. 뿐만 아니라, 투자자, 실무계 및 규제기관에게는 상장기업에서 세무보고 공격성이 높은 경우 낮은 재무보고의 질과 어떤 체계적인 관련성이 있는지에 관한 이해에도 본 연구결과는 유용한 시사점을 더불어 제공해 줄 것으로 예상된다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 세무보고 공격성 또는 조세회피를 다룬 선행연구를 검토하고, 이를 기초로 하여 연구가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 연구방법으로 가설을 분석하기 위한 연구모형을 설정하고, 주요 변수의 정의와 측정, Francis et al.(2005) 모형에 따른 발생액의 질과 그 구성요소의 추정모형, 그리고 표본의 선정과정에

대해 설명한다. 제Ⅳ장에서는 가설에 대한 실증분석 결과를 제시하고, 그 결과를 논의한다. 마지막으로, 제Ⅴ장에서는 본 연구결과를 요약하고 본 연구의 시사점 및 한계점에 대하여 기술하였다.

Ⅱ. 선행연구의 검토 및 가설의 설정

2.1 선행연구의 검토

Hanlon and Heitzman(2010)은 그동안 진행된 세무회계연구에 대한 문헌조사(review)에서 조세회피 또는 세무보고 공격성[4]과 관련한 연구주제를 다음과 같이 크게 두 가지로 분류하였다. 즉 하나는 조세회피의 결정요인(determinants)을 알아본 연구이고, 다른 하나는 조세회피에 따른 결과(consequences)를 알아본 연구였다. 전자의 연구는 주로 조세회피와 관련된 경영자 유인이나 기업특성 및 지배구조와의 관계를 살펴본 논문들이 많았다. 예를 들어, Rego(2003)은 조세피난처의 역할을 할 수 있는 국외자회사의 규모가 크거나 많을수록 낮은 세부담의 기회가 있다고 주장한다. Phillips(2003)는 사업부에서 관리자의 세후성과보상이 조세회피를 증가시킨다고 주장하였고, Desai and Dharmapala(2006)는 경영자의 보상유인이 조세회피와 밀접한 관련이 있다고 주장한다. 그 외에도 Chen et al.(2010)은 가족기업이 그렇지 않은 경우보다 조세회피에 더 소극적 포지션을 취한다는 증거를 보여주었다. 이 연구는 이 결과에 대해 가족기업은 조세회피를 통한 조세비용 절감이나 이로 인한 경영자의 사적편익의 추구 동기 보다는 기업의 명예나 이미지 훼손, 사적이익 추구에 따른 시장에서의 기업가치 감소, 국세청의 처벌 등의 비세금비용(non-tax costs)이 보다 크게 의사결정에 영향을 줄 수 있기 때문으로 해석하였다. 고윤성 · 백혜원(2010)도 Chen et al.(2010)과 유사한 분석을 수행한 결과에서 일치된 결과를 보고하였다. 한편, 기업특성 측면에서 조세회피의 결정요인을 알아본 국내 연구로는 김진회 · 정재욱(2006) 및 고윤성 · 김지홍 · 최원욱(2007)이 있다. 또한 기업의 지배구조는 조세회피에 영향을 줄 수 있으므로, 선행연구들은 지배구조가 조세회피에 미치는 영향을 분석하거나(Desai and Dharmapala, 2006; 정용수 · 이윤원 · 조용언, 2011; 박미영, 2012; 강정연 · 고종권, 2014), 소유구조와 조세회피 간의 관계를 분석하였다(Desai and Dharmapala, 2009; Chen et al., 2010; 박종국 · 홍영은, 2009; 강정연 · 김영철, 2012). 최근 들어서는 기업의 사회적 책임활동(CSR)이 조세회피행위에 영향을 주는지를 분석한 연구(기은선, 2012)도 관심 있는 주제였다. 하지만 본 연구주제는 이들 선행연구보다는 후자에 속한 연구인 조세회피에 따른 영향과 더 밀접한 관련이 있다.

후자의 연구는 기업의 조세회피행위가 어떤 잠재적인 결과를 초래하는지에 초점을 둔 논문들이다. 특히 후자의 경우 기업의 조세회피와 기업가치 간의 관계나 조세회피에 대한 시장반응을 살펴본 연구들은 주로 기업의 조세회피에 따른 주주의 부 증가 또

4) Hanlon and Heitzman(2010)은 조세회피의 정의를 조세회피거래의 합법성여부와 관계없이 기업의 명시적 조세(explicit tax)를 경감시키는 행위로 보았다. 또한 이 연구는 조세회피(tax avoidance) 또는 세무보고 공격성(tax aggressiveness)을 거의 동의어로 사용하고 있다. 한편, 과거 연구들은 조세회피 용어를 사용한 논문이 많았으나, 최근 국외 연구들은 이 용어 대신 세무보고 공격성이라는 용어를 더 많이 애용하고 있다. 따라서 본 논문에서는 두 용어를 서로 교환 가능한(interchangeable) 개념으로 혼용한다.

는 대리인비용의 발생 측면에서 논의를 하고 있다. 예를 들어, 조세회피와 Tobin's Q로 측정된 기업가치 간의 관계를 분석한 Desai and Dharmapala (2009) 및 전주성(2011)은 평균적으로 두 변수 간에 유의한 관계를 발견하지는 못하였다. 이와 달리, 고윤성 외(2007), 윤성수・이광숙・기은선(2015), 기은선・이광숙(2015)은 조세회피와 기업가치 간에 유의한 양(+)의 관계를 관찰한 반면, 기은선(2012), 손언승・양동훈・이상철・김갑순(2012), 강정연・고종권(2014)은 유의한 음(-)의 관계를 보고하여 혼재된 증거(mixed evidences)를 보여 왔다. 앞서 선행연구들은 조세회피와 기업가치 간에 양(+)의 관계가 관찰되면 이러한 결과에 기초하여 기업이 조세회피를 통해 조세비용을 절감함에 따라 현금유출이 감소하여 기업가치에도 긍정적인 영향을 주므로, 조세회피는 주주의 부(wealth)도 극대화될 것으로 보는 전통적인 관점(traditional view)을 주장한다(고윤성 외, 2007). 반면, 조세회피와 기업가치 간에 음(-)의 관계가 관찰되면 이러한 결과에 대해 대리인 관점(agency view)을 취하고 있다. 즉 상장기업과 같이 소유와 경영이 분리된 환경에서 기업의 조세회피는 경영자의 기회주의적 행동(managerial opportunism)이나 사적편익 추구행위(rent extraction)로 자원이 이용될 가능성이 높기 때문에 대리인비용(agency costs)을 발생할 수 있고(Slemrod, 2004), 이로 인해 기업의 투명성을 하락과 시장에서 기업가치가 할인되는 부정적인 영향을 초래할 수 있다고 주장한다(강정연・고종권, 2014).

또한 조세회피행위에 대한 공시일의 주가반응을 살펴본 연구도 다수 존재한다. 예를 들어, Hanlon and Slemrod(2009)는 사건연구의 방법을 이용하여 tax shelters(조세회피수단 또는 조세혜택거래)를 이용한 조세회피기업으로 적발된 소식이 알려질 경우 주식시장에서 부정적인 반응이 있음을 보고하였다. 그러나 이러한 부정적인 주가반응은 지배구조가 우수한 기업에서는 덜 뚜렷한 것으로 나타났다. 또한 Wilson(2009)은 모형식을 통해 tax shelter의 가능성을 추정한 후 분석한 결과에서 지배구조가 우수한 기업에서의 tax shelter는 그렇지 않은 경우보다 높은 양(+)의 초과수익률과 관련성이 있음을 보고하였다. 이와 달리, Kim et al.(2011)은 기업의 조세회피행위가 높을수록 차기 주가폭락(price crash)의 가능성을 증가시킴을 보고하였다.

그 외에도 투자자 측면 보다 기업평가에 더 전문성이 있는 이해관계자를 대상으로 분석한 연구들이 있다. 조세회피와 감사인의 반응(예로, 감사보수 및 감사시간), 타인자본비용 및 회사채 신용등급과의 관계, 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 분석한 경우가 여기에 해당된다. 예를 들어, Donohoe and Knechel(2014)은 세무보고에 공격성이 높은 기업의 경우 감사인의 감사위험을 보다 증가시켜 감사보수가 높다는 결과를, 박종일・지승민(2016b)은 감사보수 외에도 감사인의 기대감사시간 및 실제 감사시간 역시 높다는 결과를 제시하였다. 김은주・조용언(2012)은 조세회피와 타인자본비용 간에 양(+)의 관계를, 박종일・지승민(2016a)은 세무보고에 공격적인 기업의 경우가 회사채 신용등급이 낮음을 보고하였다. 이들 연구의 공통된 해석은 세무보고에 공격성이 높은 기업일수록 정보위험 수준도 높아 시장에서 위험프리미엄이 존재하는 것으로 결론짓고 있다.

본 연구와 보다 밀접한 관련이 있는 연구는 Balakrishnan et al.(2012)이다. 이 연구는 공격적인 세무계획을 수행하는 기업일수록 기업투명성이나 재무보고의 질과의 관계에서 서로 상충(trade-off)

되는지를 재무분석가의 이익예측오차, 매입-매도 스프레드와의 관계 및 총발생액의 질 측면에서 살펴보았다. 연구결과는 세무보고에 공격성이 높은 기업의 경우가 재무분석가의 이익예측오차가 크고, 이익예측의 분산도 크며, 매입-매도 스프레드로 측정된 정보비대칭 수준이 높고, 총발생액의 질이 낮음을 보고하였다. 이 연구는 이러한 결과를 바탕으로 공격적 조세회피 포지션을 가진 기업일수록 기업투명성이 낮아진다고 주장하였다. 이와 유사하게 Chen, Huang, Pereira, and Wang(2011)은 조세회피와 기업의 불투명성(firm opacity) 간에 양(+)의 관계를 보고하였다.

한편, 본 연구주제와 측정상에 차이는 있으나, 조세회피와 재량적 발생액 또는 실제 이익조정과 같은 경영자의 기회주의적인 이익조정의 수단과의 관계를 살펴본 연구도 있다(신용준 · 최은식 · 김상영, 2011; 김진태 · 배종일 · 심충진, 2013; 박성종 · 박재환, 2016).[5] 이들 선행연구들은 대체로 조세회피 기업이 그렇지 않은 경우보다 재량적 발생액이나 실제 이익조정과 음(-)의 관계가 있음을 보고하였다(신용준 외, 2011; 박성종 · 박재환, 2016). 즉 조세회피성향이 높은 기업일수록 경영자는 이익조정 수단을 이용하여 보고이익 수준을 낮춘다는 결과이다. 또한 김진태 외(2013)는 적자회피 규모가 클수록 조세회피성향이 낮고, Big bath 기업일수록 조세회피성향이 높다는 결과를 보고하였다. 그러나 이들 연구주제는 경영자의 이익조정 수단을 중심으로 분석된 점과, 또한 기업의 조세부담이 높을 때 조세회피를 수행한 기업이 이익조정을 낮추는가에 초점을 두고 분석되었기 때문에 Balakrishnan et al.(2012)과 같이 발생액의 질로 측정되는 재무보고의 질(상태)과 세무보고 공격성 간의 관계를 살펴본 주제와는 다소 차이가 있다.[6]

이상의 후자의 연구결과를 종합하면, 조세회피와 Tobin's Q로 측정된 기업가치 간에 혼재된 증거를 보고한 경우를 제외하면, 기업평가에 전문성이 높은 이해관계자의 경우는 대체로 조세회피나 세무보고 공격성이 높은 기업이면 시장반응(예로, 감사보수, 감사시간 등의 감사인 측면, 대출이자율의 채권자 측면, 신용평가기관의 회사채 신용등급, 재무분석가의 이익예측오차 등)은 부정적인 영향(negative effect)을 초래함을 보고한 연구가 더 많다. 이는 앞서 설명한 조세회피에 대한 두 가지 견해 중 전통적인 관점보다는 대리인 관점이 전반적으로 우세하다는 것을 보여준다.

그런데 기업의 조세회피 성향에 대한 시장반응을

5) 발생액의 질(AQ)과 재량적 발생액(DA) 또는 실제 이익조정(RM) 측정치 간에는 다음과 같은 측면에서 상이한 속성(attribute)을 가진다. 첫째, AQ는 전기, 당기 및 차기의 영업현금흐름으로 실현되지 않는 유동발생액의 잔차에 대해 과거 5년간의 표준편차로 측정되기 때문에 당기 보고이익을 결정하는 DA 및 RM과는 다른 측면의 정보를 제공한다. 예를 들어, 전자인 AQ는 발생액의 질이 낮은지 혹은 높은지와 관련한 재무보고의 질에 대한 '상태'를 장기적 측면에서 보여주는데 반해, 후자인 DA 또는 RM 모두는 당기 보고이익을 상향조정 또는 하향조정 할지와 관련된 경영자의 공격적인 이익조정 '수단'과 관련이 있다는 점에서 차이가 있다. 둘째, DA와 RM 모두는 당기 경영자의 이익조정의 수단으로 간주되기 때문에, 1년(one-year)의 기간으로 측정되는 반면, Francis et al.(2005)에서 제시된 AQ는 과거 5년간의 잔차의 표준편차로 측정되기 때문에 다기간(multi-year)의 시계열적 분포가 이용된다. 따라서 AQ는 DA와 RM 측정치보다 장기적 관점에서 기업의 기본적인 이익조정 정책과 방향이 반영된 정보를 제공한다는 점에서 차이가 있다.

6) 그 외에도 조세회피와 관련하여 재량적 발생액을 이용한 또 다른 주제의 연구들도 있다. 예를 들어, 재량적 발생액이 조세회피를 측정하는 유용한 변수인지를 알아보기 위하여 세무조사를 받은 기업을 대상으로 조세회피 정도를 법인세추징세액으로 보고 재량적 발생액과 법인세추징세액 간에 관계가 있는지를 살펴본 연구들이다(박수원 · 이효익, 2005; 심충진 · 김문현 · 이종운, 2006; 임진윤, 2006). 연구결과는 서로 혼재되게 나타났는데, 즉 재량적 발생액과 법인세추징세액 간에 양(+)의 관계를 보고한 연구도 있고(박수원 · 이효익, 2005), 음(-)의 관계를 보고한 연구도 있다(심충진 외, 2006; 임진윤, 2006).

통해 조세회피와 관련한 대리인 문제를 논의했던 과거 연구들은 그동안 많았으나, 세무보고에 공격적인 성향에 대해 재무보고의 질 측면에서 살펴본 연구는 Balakrishnan et al.(2012)을 제외하면 거의 없다. 외국과는 제도적, 경제적 그리고 규제환경이 다른 국내 상장기업들의 경우 이와 관련한 실증적 증거는 학계에 잘 알려져 있지 않다. 따라서 본 연구는 조세회피를 다룬 논문들에서 상대적으로 연구가 부족한 세무보고 공격성과 발생액의 질 간의 관계에 초점을 두고 국내 상장기업을 대상으로 분석하고자 한다.

본 연구는 선행연구와 비교하여 다음과 같은 측면에서 차별성을 가진다. 첫째, 조세회피나 세무보고 공격성을 살펴본 국내외 과거 연구들은 대부분이 조세회피와 Tobin's Q로 측정된 기업가치 간의 관계 또는 투자자 측면의 주식수익률, 그리고 채권자 측면의 타인자본비용, 감사인 측면의 감사보수나 감사시간, 재무분석가 측면의 이익예측오차, 신용평가기관의 회사채 신용등급과의 관계를 통해 세무보고 공격성이 대리인비용 측면에서 부정적인 효과가 있는지를 분석해 왔다. 그러한 점에서 Balakrishnan et al.(2012)의 연구를 제외하면 기업의 세무보고 공격성과 회계투명성 혹은 재무보고의 질 간의 관계를 보다 직접적으로 살펴본 연구는 거의 없었다. 따라서 본 연구는 국내 상장기업을 대상으로 세무보고 공격성과 재무보고의 질을 결정하는 발생액의 질 간의 관계를 통해 세무보고에 공격성이 높은 기업이 정보위험이 높은지를 살펴본다는 점에서 앞서 시장반응을 이용한 연구들과는 차이가 있다. 또한 본 연구는 세무보고 공격성과 발생액의 질 간의 관계를 살펴보는데 있어 Balakrishnan et al.(2012)의 연구를 좀 더 확장(extension)하여 총발생액의 질뿐만 아니라 Francis et al.(2005)에서 제안된 발생액의 질의 그 원천인 두 구성요소(본질적 발생액의 질 vs. 재량적 발생액의 질)로 나누어 살펴보았다. 둘째, 국내 선행연구들은 재량적 발생액 또는 실제 이익조정과 같은 경영자의 공격적인 이익조정 수단과 조세회피와의 관계(신용준 외, 2011; 박성종·박재환, 2016) 또는 적자회피기업의 조세회피 성향과의 관계를 주로 살펴보았다(김진태 외, 2013). 즉 선행연구들은 조세회피를 위한 수단으로 경영자가 공격적인 이익조정 수단을 이용하여 보고이익을 낮추는지에 초점을 둔 연구가 주로 다루어졌다. 이와 달리, 본 연구는 세무보고 공격성과 발생액의 질과의 관계를 통해 세무보고 공격성이 높은 기업이 덜 투명한 정보환경과 관련이 있는지를 발생액의 질을 통해 재무보고의 질의 상태 측면에서 알아본다는 점에서 국내의 이전 연구주제와도 차이가 있다. 마지막으로, 본 연구에서는 세무보고 공격성과 발생액의 질 간의 관계를 살펴보는데 있어 그 외에도 추가증거(further evidence)로서 재벌기업에 속한 여부에 따라, 또는 새로운 회계기준인 IFRS 도입 전후기간에 따라 세무보고 공격성과 발생액의 질 간의 관계가 다른지에 대해서도 분석함으로써 보다 차별적인 실증적 증거를 제공해 줄 것으로 기대된다. 이러한 측면의 분석은 선행연구에서 체계적으로 다루어지지 않았기 때문에 학계에 잘 알려져 있지 않다.

2.2 가설의 설정

전술한 바와 같이 기업의 조세회피 또는 세무보고 공격성을 다룬 이전 연구들에서는 두 가지 견해를 보여 왔다. 하나는 기업의 경영자가 세부담을 낮추려는 단일의 목적에 따라 조세회피 활동을 수행한다는 것이다. 따라서 투자자 관점에서 경영자의 조세회피행위 자체는 정부에 귀속될 자원을 주주에게 이

전하게 되어 기업가치 및 주주의 부 극대화에도 기여한다는 관점이다(Kim et al., 2011).

그런데 이러한 전통적인 관점에서 경영자가 기업가치 또는 주주의 부를 극대화하기 위하여 세무계획이나 조세전략을 수행할 것으로 가정하는 데는 소유와 경영이 분리된 상장기업들에서는 대리인 문제가 발생할 수 있기 때문에 적절하지 않다는 주장이 Slemrod(2004)의 연구에서 처음 제기되었다. Slemrod (2004)은 또 다른 관점으로 조세회피가 가지는 긍정적인 측면 보다는 소유와 경영이 분리된 상황에서 경영자의 조세회피 활동은 오히려 대리인 문제를 유발할 수 있다고 주장한다. 이는 소유와 경영의 분리로 기업과 외부 정보이용자 사이에 정보비대칭 문제가 심화되어 있을수록 경영자는 주주의 부의 극대화보다는 자신의 효용을 극대화하려는 경향이 나타날 수 있으므로, 조세회피 행위를 통해 사내 유보된 자원을 경영자 자신의 기회주의적 행동이나 사적편익 추구행위에 이용할 가능성이 높다는 주장이다. 따라서 선행연구들은 소유와 경영이 분리된 기업의 조세회피 문제를 다룰 때는 주인-대리인 관점에서 그 효과를 판단하거나 논의할 필요성이 있다고 주장한 바 있다(Crocker and Slemrod, 2005; Desai and Dharmapala, 2006, 2009; Kim et al., 2011; 강정연 · 고종권, 2014).[7)]

또한 최근 연구들은 기업의 조세회피 활동과 관련하여 전통적인 관점보다는 대리인 측면에 더 부합되는 이론적 논의와 실증적 증거를 보고한 연구들이 더 많아졌다(Hanlon and Slemrod, 2009; Kim et al., 2011; Balakrishnan et al., 2012; Donohoe and Knechel, 2014; 김은주 · 조용언, 2012; 박종일 · 지승민, 2016a, 2016b). 이러한 실증적 증거가 관찰되는 데에는 세부담을 감소시키기 위한 시도로 세무보고에 공격적인 기업의 경우 조세회피 전략을 수행할 때 과세당국의 적발가능성을 낮추기 위한 방법으로 보다 복잡하고 불투명한 거래를 행할 가능성이 높기 때문일 수 있다. 또한 조세회피행위가 추후 과세당국의 세무조사에서 탈세로 판정되어 적발될 경우 이들 기업의 미래 현금흐름에 대한 불확실성은 증가될 수 있다. 뿐만 아니라, 조세회피로 사내 유보된 자원은 소유와 경영이 분리된 기업일수록 외부 이해관계자들의 감시 · 감독이 상대적으로 어렵고, 내부적으로 이를 관리하기 위해 부적절한 회계처리나 조세회피를 위한 복잡한 조직구조를 형성하면 기업과 외부 정보이용자 간의 정보비대칭 문제 역시 심화되어 경영자는 주주의 이해관계와 일치하지 않는 자신의 효익을 추구할 가능성이 있다(Kim et al., 2011; Balakrishnan et al., 2012). 이러한 맥락에서 Balakrishnan et al.(2012)은 조세회피를 위한 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업일수록 덜 투명한 정보환경(less transparent information environments)에 있을 것으로 보았다. 또한 Chen et al.(2011) 및 Balakrishnan et al.(2012)은 세무보고에 공격성이 높은 기업일수록 기업의 투명성이나 재무보고의 질이 저하된다는 실증적 증거를 보고하였다. 특히 Balakrishnan et al.(2012)의 경우 세무보고에 보다 공격적인 기업일수록 상대적으로 재무보고의 질을 결정하는 총발생액의 질이 낮음을 제시하였다. 따라서 Balakrishnan et al.(2012)의 연구에서 기업의 조세회피성향과 낮은 발생액의 질 간에 양(+)의 관계가 있다는 것은

7) 예를 들어, Desai and Dharmapala(2006)은 기업의 조세회피 거래는 경영자의 기회주의적 행동(예로, 이익조작, 관계회사와의 거래, 기타 자원의 사적편익 추구활동 등)에 대한 수단과 정당한 이유를 제공할 수 있고, 그러한 점에서 조세회피와 경영자의 사적이익 추구활동은 상호보완적(complementary)일 수 있다고 주장한다.

앞서 조세회피와 관련한 두 경쟁적 견해(conflicting views) 중 대리인 관점이 더 크게 작용한 결과로 볼 수 있다.[8)]

한편, 총발생액의 질은 정보위험에 따른 경제적 기반(economic fundamentals)을 반영하는 본질적 발생액의 질과 경영자의 보고상 회계선택(managerial reporting choices)의 재량이 반영된 재량적 발생액의 질로 구분될 수 있으므로(Francis et al., 2005), 이들 모두는 총발생액의 질을 구성하는 요소라는 점에서 세무보고 공격성이 높은 기업일 때 발생액의 질의 두 구성요소 역시 낮을 것으로 예상된다. 따라서 선행연구의 결과와 이상의 논의를 바탕으로 본 연구는 세무보고에 공격성이 높은 기업이 그렇지 않은 경우에 비해 총발생액의 질 및 그 구성요소인 본질적 발생액의 질과 재량적 발생액의 질 모두 더 낮은 수준일 것으로 기대되므로, 본 연구가설의 경우 다음과 같이 대립가설(alternative hypothesis)의 형태로 설정하였다. 또한 발생액의 질의 그 원천인 두 구성요소(components)에 대해서는 보조가설 H1-1(본질적 발생액의 질)과 H1-2(재량적 발생액의 질)로 나누어 설정한 후 이와 관련한 실증적 의문을 경험적 분석을 통해 알아보고자 한다.

가설 1: 다른 조건이 일정할 때 세무보고에 공격성이 높은 기업은 그렇지 않은 경우보다 발생액의 질이 낮을 것이다.

〔보조가설〕

H1-1: 세무보고에 공격성이 높은 기업은 그렇지 않은 경우보다 본질적 발생액의 질이 낮다.

H1-2: 세무보고에 공격성이 높은 기업은 그렇지 않은 경우보다 재량적 발생액의 질이 낮다.

Ⅲ. 연구설계 및 표본의 선정

3.1 연구모형의 설계

본 연구의 목적은 상장기업을 대상으로 세무보고에 공격성이 높은 기업의 경우 발생액의 질과 어떤 관계가 있는지를 규명하는데 있다. 이를 위해 본 연구는 세무보고 공격성과 총발생액의 질, 또한 발생액의 질의 구성요소로 본질적 발생액의 질과 재량적 발생액의 질과의 관계에 대하여 실증적으로 분석하기 위하여 다음의 세 가지 모형식을 통해 검증한다.

$$AQ_t = \beta_0 + \beta_1 \boldsymbol{TAXAGG_t}(or\ \boldsymbol{TAXAVO_t}) + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 MTB_t + \beta_7 \delta SALE_t + \beta_8 LOSS_t + \beta_9 VOL_t + \beta_{10} OWNER_t + \beta_{11} FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$InnateAQ_t = \beta_0 + \beta_1 \boldsymbol{TAXAGG_t}(or\ \boldsymbol{TAXAVO_t}) + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 MTB_t + \beta_7 \delta SALE_t + \beta_8 LOSS_t + \beta_9 VOL_t + \beta_{10} OWNER_t + \beta_{11} FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

8) 왜냐하면 만일 조세회피성향이 높은 기업에서 재무보고의 질과 관련하여 보다 투명한 정보환경을 제공한다면 이는 두 경쟁적 가설 중 전통적인 견해에 더 부합되는 사항일 것이다. 이와 달리, Balakrishnan et al.(2012)의 주장처럼 조세회피성향이 높은 기업에서 덜 투명한 정보환경에 있다면 이는 경영자의 기회주의적인 행동이나 사적편익 추구활동을 하는데 있어 최적화된 환경을 제공한다. 따라서 Balakrishnan et al.(2012)의 결과처럼 기업의 세무보고 공격성이 높을 때 회계투명성이 감소된다면 투자자들에게 정보위험을 보다 증가시키는 비용(costs)을 유발한다는 점에서 대리인 관점과도 밀접한 관련이 있을 수 있다.

$$DiscAQ_t = \beta_0 + \beta_1 \boldsymbol{TAXAGG_t}(or\ \boldsymbol{TAXAVO_t}) + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 MTB_t + \beta_7 \delta SALE_t + \beta_8 LOSS_t + \beta_9 VOL_t + \beta_{10} OWNER_t + \beta_{11} FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서,

종속변수

AQ = t년도 총발생액의 질(Francis et al., 2005)
InnateAQ = t년도 본질적 발생액의 질(Francis et al., 2005)
DiscAQ = t년도 재량적 발생액의 질(Francis et al., 2005)

관심변수

TAXAGG = t년도 세무보고에 공격성이 높은 기업이면 1, 아니면 0인 지시변수[Donohoe and Knechel(2014)의 방법에 따라 각 *GAAP ETR*, *CASH ETR*을 기준으로 5분위수(quintile) 중 가장 낮은 구간에 속한 기업이면 1, 아니면 0]
TAXAVO = t년도 연속변수로서 조세회피 성향[구체적으로, 강정연과 고종권(2014)의 방법에 따라 각 *GAAP ETR*, *CASH ETR*에 (-1)를 곱한 조세회피 성향]

통제변수

BIG4 = t년도 Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0
AUDCH = t년도 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0
SIZE = t년도 기초총자산의 자연로그 값
LEV = t년도 부채비율(=총부채/총자산)
MTB = t년도 자기자본의 장부가치 대비 시장가치
δSALE = t년도 기초총자산 대비 매출액의 당기를 포함한 과거 5년간의 표준편차
LOSS = t년도 손실이 발생한 기업이면 1, 아니면 0
VOL = t년도 1년간의 주식수익률의 분산
OWNER = t년도 대주주 지분율(특수관계자 포함)
FOR = t년도 외국인투자자 지분율
ΣIND = t년도 산업더미
ΣYD = t년도 연도더미
ε = 잔차항

식(1)부터 식(4)까지의 종속변수는 모두 발생액의 질(accruals quality; 이하 AQ)과 관련된 변수들이다. 본 연구에서 AQ의 측정은 선행연구인 Francis et al.(2005)에서 제안된 모형식에 따라 총발생액의 질(total accrual quality; 이하 TotalAQ)과 이를 분해한 본질적 발생액의 질(innate accruals quality; InnateAQ)과 재량적 발생액의 질(discretionary accruals quality; DiscAQ)로 나누어 측정한다. 발생액의 질의 추정은 다음 소절에서 보다 구체적으로 다룬다.

식(1)부터 식(3)까지 공통된 관심변수는 세무보고에 공격적인 기업(tax aggressive firms)을 나타내는 TAXAGG 또는 TAXAVO이다. 먼저 본 연구는 관심변수를 측정하기 위하여 Dyreng et al.(2008)의 방법에 따라 장기 누적유효세율(cumulative effective tax rate)로 측정되는 두 가지 조세회피 측정치를 이용하였다. 즉 GAAP ETR(전통적인 유효세율)과 CASH ETR(현금유효세율)이다. 이들 두 ETR 모두는 당기를 포함한 과거 5년간의 연도별 자료를 합산한 누적치를 이용하여 유효세율이 측정된다(강정연 · 김영철, 2012; 강정연 · 고종권, 2014; 기은선 · 이광숙, 2015 등).[9] TAXAVO의 경우는 ETR 측정치(GAAP ETR, CASH ETR) 모두에 대해 선행연구의 방법과 같이 (-1)의 값을 곱하여 측정한 변수이다(강정연 · 김영철, 2012; 강정연 · 고종권, 2014).

9) 본 연구에서 분석에 이용된 각 누적유효세율의 계산방법은 다음과 같다.

이와 달리, TAXAGG의 경우는 Donohoe and Knechel(2014)의 방법에 따라 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업을 식별하기 위하여 각 ETR를 기준으로 표본을 5분위수(quintile)로 나누어 가장 낮은(lowest) 분위수에 속한 구간을 세무보고에 공격성이 높은 집단으로 분류하고, 나머지 분위수에 속한 구간은 통제집단(control group)으로 구성한다. 즉 관심변수 TAXAGG는 각 ETR 측정치(GAAP ETR, CASH ETR)를 기준으로 5분위수로 나눈 값이 하위 5분위수에 해당되는 기업이면 1, 아니면 0인 지시변수(indicator variable)의 형태로 측정하였다.

한편, 통제변수의 경우 식(1)부터 식(4)까지의 각 종속변수에 대하여 선행연구들에서 통제변수로 선정된 변수와 발생액의 질에 영향을 미칠 것으로 예상되는 변수를 모형식에 추가로 고려하여 선정하였다(Balakrishnan et al., 2012; 김지홍・우용상, 2009; 고재민・김상일・이호영, 2009; 김정교・유순미・김현진, 2009). 식(1)부터 식(4)까지의 모형식에 고려된 통된 통제변수로는 IFRS(IFRS 의무도입 이후기간이면 1, 이전기간이면 0), 감사인 특성으로 BIG4(Big 4 감사인여부)와 AUDCH(감사인 교체여부), 기업특성으로 SIZE(기업규모), LEV(부채비율), MTB(자기자본의 장부가치 대비 시장가치), δSALE(과거 5년간의 매출액의 표준편차), 수익성 변수로 LOSS(손실발생여부), 시장위험 관련변수로 VOL(1년간의 주식수익률의 분산), 소유구조 변수로 OWNER(대주주 지분율)와 FOR(외국인투자자 지분율) 및 산업별 차이와 연도별 차이에 따른 고정효과를 통제하기 위하여 산업(ΣIND) 및 연도(ΣYD) 더미변수를 추가로 모형식에 고려하였다. 변수와 관련한 구체적인 정의와 측정방법은 식(2)의 하단에 보고된 사항과 같다. 따라서 여기서는 통제변수의 선정 이유에 대해 간략히 살펴보면 다음과 같다.

BIG4는 감사품질을 고려하기 위하여 Big 4 감사인여부로 측정한 후 모형식에 통제변수로 고려하였다(김지홍・우용상, 2009; 김정교 외, 2009; 최 관・박종일・문해원, 2015). 국내 연구로 김정교 외(2009)는 Big 4 감사인이 감사한 피감사기업의 발생액의 질이 non-Big 4 감사인의 경우보다 낮음을 보고하였다. 또한 AUDCH는 감사인 교체여부를 모형식에 통제하기 위하여 모형식에 고려하였다. 종속변수로 AQ의 경우는 아니지만, 선행연구에서는 감사인 교체기업이 비교체기업보다 재량적 발생액으로 측정된 이익의 질이 낮다는 결과를 보고한 바 있다(박종일・곽수근, 2007). SIZE는 여러 다양한 생략된 변수들(correlated omitted variables)의 대

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

여기서, 법인세부담액의 계산은 선행연구의 방법에 따라 측정하였다(강정연과 고종권, 2014; 기은선, 2012 등). 즉 법인세부담액=법인세비용+{(기말이연법인세자산−기초이연법인세자산)−(기말이연법인세부채−기초이연법인세부채)}이다. 한편, 위의 두 ETR을 측정하는데 있어 각 ETR 계산에서 분모(세전이익) 값이 연도별로 영(0) 또는 영(0) 이하인 기업은 분석에서 제외하고, 또한 각 계산된 ETR 값이 영(0) 또는 이하의 값을 가진 기업도 제외한다. 그리고 ETR 값이 1 이상이면 1로 조정(reset)하여 측정한다(Donohoe and Knechel, 2014).

용치로 사용되기도 하므로, 통제변수로 선정하였다(Becker, DeFond, Jiambalvo, and Subramanyam, 1998; Ashbaugh, LaFond, and Mayhew, 2003). 선행연구에서는 기업규모가 클수록 상대적으로 재무안전성 및 공시의 질이 높으므로, 발생액의 질이 높음을 보고한 바 있다(고재민 외, 2009; 김정교 외, 2009). LEV의 경우 부채비율이 높을수록 기업의 이익조정 유인도 증가할 수 있으므로, 통제변수로 선정하였다(고재민 외, 2009; 김지홍·우용상, 2009; 김정교 외, 2009). MTB는 자기자본의 장부가치 대비 시장가치로서 기업의 성장성을 나타내는 변수이다. 성장성이 높은 기업일수록 경영자의 이익조정 행위도 증가할 수 있으므로, MTB와 AQ 간에는 양(+)의 관계가 기대된다(김정교 외, 2009). δSALE의 경우 매출액의 변동성이 큰 기업일수록 불안전한 영업환경을 나타내므로, 발생액의 질이 낮다는 선행연구의 결과에 따라 통제변수로 고려하였다(Francis et al., 2005; 고재민 외, 2009). LOSS의 경우 선행연구에서는 손실이 발생된 기업이면 발생액에 추정이 더 많이 개입될 수 있어 발생액의 질이 낮음을 보고한 바 있다(고재민 외, 2009; 김정교 외, 2009). VOL은 주식수익률의 변동성 차이를 통제하기 위하여 모형식에 고려하였다. 주식수익률의 변동성이 큰 기업일수록 기업의 고유위험이 크기 때문에 발생액의 질은 낮아질 것으로 기대된다. 그리고 종속변수로 AQ를 이용한 경우 OWNER 및 FOR을 통제변수로 고려한 선행연구는 없었으나, 본 연구에서는 소유구조의 차이를 통제할 목적으로 이들 변수를 모형식에 추가로 포함하였다. 따라서 OWNER 및 FOR와 AQ 간의 관계는 실증적 결과로 살펴볼 필요가 있다.

만일 본 연구가설 및 보조가설(H1-1, H1-2)의 기대와 부합되게 세무보고 공격성이 높은 기업이 그렇지 않은 경우보다 재무보고의 질이 낮고, 정보위험이 더 높아 발생액의 질(혹은 본질적 발생액의 질 및 재량적 발생액의 질)이 낮다면 식(1)부터 식(3)까지의 각 관심변수 TAXAGG 모두는 종속변수 TotalAQ, InnateAQ 및 DiscAQ에 대해 유의한 양(+)의 계수값을 가질 것으로 기대된다($\beta_1 > 0$).

3.2 종속변수인 발생액의 질(AQ) 및 그 구성요소의 추정모형

본 연구에서 발생액의 질(AQ)은 Francis et al.(2005)의 연구모형에 따라 측정한다. 원래 Francis et al.(2005)의 연구모형에서 AQ의 측정은 Dechow and Dichev(2002, 이하 DD)에 의해 개발된 모형식에 기초하고 있다. DD(2002)의 연구에서 제안한 모형에서 발생액의 질(AQ)은 유동발생액이 전기, 당기, 차기의 영업현금흐름으로 전환되는 실현가능성의 정도를 포착하기 때문에 미래 현금흐름에 대한 불확실성을 반영한다. 따라서 이 연구는 회귀모형에서 나타나는 잔차의 표준편차(또는 그 절대값)를 발생액의 질의 대용치(proxy)로 제안하였다. 즉 추정을 통해 얻어진 잔차의 표준편차(혹은 그 절대값)가 작을수록 발생액은 과거와 현재, 그리고 미래의 현금흐름을 제대로 반영하고 있으므로, 이런 경우 발생액의 질은 높아진다. Francis et al.(2005)은 발생액의 질 측정시 앞서 DD(2002) 모형에서의 설명력을 높이기 위한 방안으로 Jones(1991)에서 제안된 매출액의 증감(ΔREV)과 유형자산(PPE) 변수를 추가로 고려하였다. Francis et al.(2005)에서 제안된 AQ의 추정과 AQ의 구성요소를 추정하는 모형식은 식(4) 및 식(5)과 같다.

$$CA_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{t-1}/A_{t-1} + \beta_2 CFO_t/A_{t-1} + \beta_3 CFO_{t+1}/A_{t-1} + \beta_4 \Delta REV_t/A_{t-1} + \beta_5 PPE_t/A_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$AQ_t = \beta_0 + \beta_1 SIZE_t + \beta_2 \delta(CFO_t)/A_{t-1} + \beta_3 \delta(SALE_t) + \beta_4 OperCycle_t + \beta_5 Neg_Earn_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

여기서,

CA_t	= t년도 유동발생액
CFO_t	= t-1년, t년, t+1년도 영업활동으로 인한 현금흐름
ΔREV_t	= t년도 매출액의 변화분
PPE_t	= t년도 유형자산
A_{t-1}	= t년도 기초총자산
AQ_t	= t년도 식(5)로부터 추정된 잔차의 표준편차
$SIZE_t$	= t년도 자산총액의 자연로그 값(천원단위)
$\delta(CFO)_t$	= t년도 과거 5년에 걸쳐 계산된 영업현금흐름의 표준편차
$\delta(SALE)_t$	= t년도 과거 5년에 걸쳐 계산된 매출액의 표준편차
$OperCycle_t$	= t년도 영업순환주기의 자연로그 값
Neg_Earn_t	= t년도 과거 5년간 법인세차감전계속사업이익이 0보다 작은 해의 개수
ε_t	= 잔차항

편의상 i기업에 대한 표시를 생략함.

식(4)에서 총발생액의 질(TotalAQ)은 유동발생액[10]을 전기, 당기 그리고 차기의 영업현금흐름 및 매출액의 증감(ΔREV)과 유형자산(PPE)을 회귀할 때 나타나는 잔차(ε)를 추정한 후, t-4년부터 t년까지 당기를 포함한 과거 5년간에 걸쳐 계산된 잔차(ε)의 표준편차이다. 한편, Francis et al.(2005)은 TotalAQ의 구성요소로 본질적 발생액의 질(InnateAQ)과 재량적 발생액의 질(DiscAQ)로 분해하는 방법으로 식(5)을 이용하였다. 즉 Francis et al.(2005)은 본질적 발생액의 질을 기업규모(SIZE), 영업현금흐름의 표준편차(δ(CFO)), 매출액의 표준편차(δ(SALE)), 영업순환주기(OperCycle), 그리고 손실보고빈도(Neg_Earn) 변수에 따라 결정된다고 본 후, 식(4)에서 추정한 TotalAQ를 종속변수로 한 식(5)의 모형식을 이용해서 InnateAQ과 DiscAQ로 구분하였다. 구체적으로는 먼저 전체 상장기업을 대상으로 식(5)에 대해 산업-연도별로 횡단면 회귀분석을 수행한 후 추정계수를 산출한다. 그런 후 실제치에서 식(5)의 추정치(predicted value)를 차감하여 잔차(residual)를 계산한다. 여기서 식(5)의 회귀모형을 통해 얻어진 예측치 값이 Francis et al.(2005)의 경우 본질적 발생액의 질(InnateAQ)에 해당되며, 또한 식(5)에서 얻어진 잔차의 값은 재량적 발생액의 질(DiscAQ)이 된다. 본 연구는 InnateAQ 및 DiscAQ를 구하는데 있어 TotalAQ에서의 추정기간과 같이 5년간의 rolling window 자료를 이용하였다. 따라서 식(4) 및 식(5)을 통해 Francis et al.(2005)의 방법에 따라 AQ를 추정하면 TotalAQ, InnateAQ 및 DiscAQ의 세 가지 경우가 이용가능하다. 이렇게 측정된 TotalAQ, InnateAQ 및 DiscAQ 변수의 값이 클수록 발생액의 질 수준은 낮고, 따라서 기업의 재무보고의 질 역시 상대적으로 낮은 것으로 해석한다.

3.3 표본의 선정

본 연구는 2007년부터 2014년까지 한국거래소의

10) 본 연구에서 CA(유동발생액)은 다음과 같이 측정하였다. 즉 유동발생액=Δ유동자산$_t$-Δ유동부채$_t$-Δ현금및현금등가물$_t$-Δ단기대여금$_t$+Δ단기차입금$_t$+Δ유동성장기부채$_t$)]/기초총자산으로 나누어 측정했다.

유가증권상장과 코스닥상장기업을 대상으로 다음의 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정한다.

(1) 금융업에 속하지 않는 기업
(2) 12월 결산법인
(3) NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE 데이터베이스로부터 분석에 필요한 재무 및 시장 관련 자료와 감사인 명단이 입수가능한 기업
(4) 유효세율 측정시 연도별 세전이익이 양(+)인 기업
(5) 자본잠식기업은 제외
(6) 적정 이외의 감사의견을 받은 기업은 제외

본 연구의 분석대상은 상장기업이고, 분석기간은 2007년부터 2014년까지이다.[11] 조건 (1)에서 금융업을 제외한 이유는 재무제표의 양식, 계정과목의 성격 등이 일반 제조업과 상이할 수 있고, 또한 조건 (2)은 결산월의 차이에 따른 표본의 비교가능성을 제고하기 위함이다. 조건 (3)은 자료원에 관한 사항이다. 본 연구는 분석에 필요한 재무자료, 기타 시장자료 및 감사인 명단 등에 대해서는 NICE신용평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스로부터 추출하여 분석에 이용하였다. 추가로 분석에 필요했던 대주주 지분율 자료는 상장회사협의회(주)의 TS2000 데이터베이스를 이용하였다. 또한 재벌집단 여부와 관련된 대규모기업집단 자료는 공정거래위원회에서 공시하는 연도별 상호출자제한기업집단 명단을 이용하였다. 조건 (4)은 세전이익이 영(0) 이하인 기업은 유효세율 측정 후 결과해석상에 어려움이 있기 때문에 해당 조건이 부여된 것이다(Dyreng et al., 2008). 특히 본 연구는 앞서의 조건에 부합하는 GAAP ETR(또는 CASH ETR)의 계산이 가능한 기업과, 또한 발생액의 질(AQ, InnateAQ, DiscAQ)의 추정이 가능한 기업을 표본으로 선정하였다. 그리고 조건 (5) 및 (6)의 경우 자본잠식기업이거나 감사의견에서 비적정 감사의견을 받은 기업의 경우에는 일반기업과 비교하여 재무제표의 신뢰성이 낮을 수 있으므로, 표본에서 제외하였다. 한편, 극단치 처리를 위하여 본 연구는 식(1)부터 식(3)까지의 모형식에 이용된 변수 중 자연로그 값을 취한 경우와 더미변수를 제외한 나머지 설명변수에 대해서는 각 변수의 상하 1% 내에서 조정(winsorization)한 후 분석에 이용하였다. 이상의 조건을 만족시키는 최종표본은 GAAP ETR(CASH ETR) 측정치의 표본의 경우 분석기간 2007년부터 2014년까지 5,816개(5,582개) 기업/연 자료가 분석에 이용 가능하였다.

〈표 1〉에는 표본의 구성을 보고하였다. Panel A에는 산업별 분포를, Panel B에는 IFRS 도입 전후 기간에 따라 표본을 나누어 보고하였고, 또한 전체표본 이외에도 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ)에 따라 나누어 보고하였다. 먼저 Panel A를 보면, 전체표본, KOSPI, KOSDAQ 표본 모두 제조업이 60% 이상으로 표본에서 빈도수가 가장 많았다(전체표본: 68.1%, KOSPI: 62.9%, KOSDAQ: 72.6%).[12] 다음이 서비스업으로 10% 이상을(전체표본: 17.9%, KOSPI: 17.6%, KOSDAQ: 18.1%), 나머지 산업은 10% 이내로 나타났다(예

11) 본 연구의 관심변수인 누적유효세율 측정 및 종속변수인 발생액의 질을 계산하기 위해서는 당기를 포함한 과거 5년간의 자료가 필요하고, 또한 AQ의 측정에는 차기 CFO가 필요하다. 그리고 변수에 대한 표준화를 위해 t-1시점의 자료가 필요하므로, 본 연구의 분석상 실제 재무자료의 이용은 2002년부터 2015년까지이다.
12) 지면상 별도의 표로 보고하지는 않았지만, KISVALUE의 산업별 중분류 기준에 따라 제조업의 산업별 분포를 확인해 본 결과에 따르면, 전 업종에 걸쳐 고루 표본이 분포되었음을 확인할 수 있었다.

〈표 1〉 표본의 산업별 및 IFRS 도입 전후기간 분포

Panel A: 산업별 분포						
Industry	전체표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
제조업	3,959	68.1%	1,700	62.9%	2,259	72.6%
건설업	207	3.6%	118	4.4%	89	2.9%
도매 및 소매업	367	6.3%	213	7.9%	154	4.9%
서비스업	1,040	17.9%	476	17.6%	564	18.1%
기타	243	4.2%	196	7.3%	47	1.5%
합계	5,816	100.0%	2,703	100.0%	3,113	100.0%
Panel B: IFRS 도입 전후기간						
IFRS adoption	전체표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
Pre-IFRS	2,820	48.5%	1,348	49.9%	1,472	47.3%
Post-IFRS	2,996	51.5%	1,355	50.1%	1,641	52.7%
합계	5,816	100.0%	2,703	100.0%	3,113	100.0%

주1) 산업별 구분은 NICE평가정보(주)의 KISVALUE에 수록된 업종별 대분류 기준에 따라 분류함. 또한 표본의 분석기간을 기준으로 Pre-IFRS는 2007년부터 2010년까지이고, Post-IFRS는 2011년부터 2014년까지임.
주2) 표의 경우 GAAP ETR을 기준으로 한 최종표본 5,816개 기업/연 자료를 중심으로 보고함.

로, 건설업, 도매 및 소매업, 기타). 다음으로 Panel B를 보면, 분석기간을 IFRS 도입 전후기간에 따라 나누면 Pre-IFRS(2007년~2010년) 기간의 표본이 48.5%를, Post-IFRS(2011년~2014년) 기간의 표본은 51.5%이다. 이러한 특성은 시장유형으로 나누어도 유사하다.

Ⅳ. 실증분석결과

4.1 기술통계 및 변수간 차이검증

〈표 2〉에는 식(1)부터 식(3)까지에 이용된 주요 변수의 기초통계를 나타내었다. 지면상 보고는 GAAP ETR로 계산한 TAXAGG 표본을 중심으로 보고하였다.

〈표 2〉를 보면, 종속변수 중 TotalAQ(총발생액의 질)의 평균(중위수)은 0.100(0.075)이고, 이를 분해한 InnateAQ(본질적 발생액의 질)의 평균(중위수)은 0.098(0.086)이며, DiscAQ(재량적 발생액의 질)의 평균(중위수)은 0.002(-0.011)이다. 여기서 InnateAQ와 DiscAQ의 평균의 합계가 TotalAQ의 평균과 대체로 일치함을 볼 수 있다. 이는 TotalAQ의 두 구성요소를 분해했기 때문이다.

관심변수인 TAXAGG를 측정하기 전인 GAAP ETR 및 CASH ETR의 각 평균(중위수)은 0.205(0.214)와 0.193(0.193)이었다. 이는 GAAP ETR(전통적인 유효세율)로 측정하면 평균이 20.5%로, 표본으로 이용된 상장기업들은 세전이익의 약 20.5%

〈표 2〉 주요 변수에 대한 기술통계

Variable	N	평 균	중위수	표준편차	최소값	최대값
TotalAQ	5,816	0.100	0.075	0.083	0.011	0.449
InnateAQ	5,816	0.098	0.086	0.047	0.029	0.255
DiscAQ	5,816	0.002	-0.011	0.067	-0.132	0.278
GAAP ETR	5,816	0.205	0.214	0.080	0.000	0.775
CASH ETR	5,582	0.193	0.193	0.097	0.000	0.880
TAXAGG	5,816	0.200	0	0.400	0	1
BIG4	5,816	0.632	1	0.482	0	1
AUDCH	5,816	0.175	0	0.380	0	1
SIZE	5,816	25.831	25.573	1.491	21.851	32.673
LEV	5,816	0.353	0.343	0.175	0.041	0.753
MTB	5,816	1.311	1.069	1.038	0.267	6.559
δSALE	5,816	0.173	0.132	0.138	0.017	0.741
LOSS	5,816	0.006	0	0.077	0	1
VOL	5,816	0.491	0.470	0.220	0.176	1.648
OWNER	5,816	0.443	0.443	0.145	0.115	0.780
FOR	5,816	0.079	0.018	0.123	0	0.565

주1) 변수의 정의; *AQ*= t년도 총발생액의 질(Francis et al., 2005); *InnateAQ*= t년도 본질적 발생액의 질(Francis et al., 2005); *DiscAQ*= t년도 재량적 발생액의 질(Francis et al., 2005); *GAAP ETR*= t년도 Dyreng et al.(2008)의 방법에 따라 당기 포함한 과거 5년간의 누적 GAAP 유효세율(=Σ법인세비용/Σ법인세비용차감전순이익, 또한 표본 선정시 분모인 세전이익이 연도별로 모두 양(+)이고 *GAAP ETR* 측정 후 값이 [0. 1] 사이의 표본을 대상으로 함); *CASH ETR*= t년도 Dyreng et al.(2008)의 방법에 따라 당기를 포함한 과거 5년간의 누적 Cash 유효세율(=Σ법인세부담액/Σ법인세비용차감전순이익, 또한 측정방법은 앞서 GAAP ETR과 동일함); *TAXAGG*= t년도 세무보고 공격성이 높은 구간의 기업이면 1, 아니면 0인 지시변수[Donohoe and Knechel(2014)의 방법에 따라 각 *GAAP ETR*, *CASH ETR*을 기준으로 5분위수(quintile) 중 가장 낮은 구간에 속한 기업이면 1, 아니면 0]; *BIG4*= t년도 Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0; *AUDCH*= t년도 감사인 교체 기업이면 1, 아니면 0; *SIZE*= t년도 기초총자산의 자연로그 값; *LEV*= t년도 부채비율(=총부채/총자산); *MTB*= t년도 자기자본의 장부가치 대비 시장가치; *δSALE*= t년도 기초총자산 대비 매출액의 당기를 포함한 과거 5년간의 표준편차; *LOSS*= t년도 손실이 발생한 기업이면 1, 아니면 0; *VOL*= t년도 1년간의 주식수익률의 분산; *OWNER*= t년도 대주주 지분율(특수관계자 포함); *FOR*= t년도 외국인투자자 지분율임.

주2) 분석기간 2007년부터 2014년까지 *GAAP ETR*을 중심으로 최종표본 5,816개 기업/연 자료를 보고함. 다만, *CASH ETR*의 경우는 분석에 이용된 표본의 값을 보고함.

를 법인세로 납부하였고, CASH ETR(현금유효세율)은 앞서의 경우보다 1.2% 낮은 평균 19.3%로 나타났다. 그리고 세무보고 공격성이 높은 기업의 구간을 파악하기 위한 관심변수 TAXAGG의 평균은 두 ETR 측정치 모두 각각 5분위수로 나눈 후 이중 가장 낮은 구간으로 정의했기 때문에 평균이 두 표본 모두에서 20%가 된다.

감사관련 변수로 BIG4(Big 4 감사인여부)의 평균은 0.632로 나타나 표본의 63.2%에서 Big 4 감사인을 선임한 것으로 나타났다. AUDCH(감사인 교체여부)의 평균은 0.175로 표본의 17.5%에서 감사인 교체가 이루어졌다. SIZE(기업규모)의 평균(중

위수)은 25.831과 25.573이다. 이 변수의 경우 자연로그 값을 취하기 전의 값은 각각 990,545백만원과 127,749백만원이었다. LEV(부채비율)의 평균(중위수)은 0.353(0.343)으로, 전반적으로 자기자본이 타인자본보다 비중이 더 높았다.[13] 성장성 변수인 MTB(자기자본의 장부가치 대비 시장가치)의 평균(중위수)이 1.311(1.069)로 나타났다.

수익성 변수로 δSALE(매출액의 5년간 표준편차)의 평균(중위수)은 0.173(0.132)이고, LOSS(손실발생여부)의 평균은 0.006로 낮은 수준이다. 시장위험 변수로 VOL(주식수익률의 분산)의 평균(중위수)은 0.491(0.470)로 1년 동안 주식수익률의 분산이 평균적으로 대략 50%의 변동성이 있었다. 소유구조 변수 중 OWNER(대주주 지분율)의 평균과 중위수는 모두 0.443이고, 대주주 지분율이 높다는 것은 국내 상장기업의 경우 지배주주가 존재하기 때문일 것이다. FOR(외국인투자자 지분율)의 평균과 중위수는 각각 0.079와 0.018로 평균이 중위수보다 더 높게 나타났다. 이는 외국인 투자자들의 경우에 일부 관심종목에 집중투자를 수행한 결과로 보인다.

〈표 3〉에는 관심변수인 TAXAGG(GAAP ETR

〈표 3〉 주요 변수 간의 차이검증

Variable	Tax aggressive firms (N=1,163)	Tax non-aggressive firms (N=4,653)	차이검증
	평 균	평 균	*t* 검증
TotalAQ	0.120	0.096	7.898***
InnateAQ	0.115	0.094	11.858***
DiscAQ	0.005	0.001	1.575
BIG4	0.628	0.633	-0.303
AUDCH	0.163	0.178	-1.267
SIZE	25.337	25.955	-13.018***
LEV	0.353	0.353	-0.104
MTB	1.443	1.278	5.043***
δSALE	0.186	0.169	3.522***
LOSS	0.004	0.006	-0.955
VOL	0.535	0.480	7.370***
OWNER	0.415	0.450	-7.370***
FOR	0.051	0.086	-10.913***

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.
주2) 차이검증은 평균에 대한 *t* 검증을 보고함.
주3) 분석기간 2007년부터 2014년까지 GAAP ETR을 중심으로 최종표본 5,816개 기업/연 자료를 보고함.

13) 표본에서 부채비율 수준이 낮은 이유 중 하나는 본 연구에서 GAAP ETR의 계산시 연도별로 세전이익이 양(+)인 조건이 있기 때문에 상대적으로 건전한 기업들로 선정되었을 가능성이 있다. 하지만 이러한 표본의 구성은 ETR 측정치를 이용한 연구들의 공통된 특성일 수 있다.

측정치 기준) 더미변수의 분포상 특성에 따라 전체 표본을 다시 세무보고 공격성이 높은 구간의 기업(tax aggressive firms; TAXAGG에서 1의 값)과 그렇지 않은 경우(tax non-aggressive firms; TAXAGG에서 0의 값)로 나누어 주요 변수 간에 유의한 차이가 있는지를 차이검증을 통해 살펴보았다. 차이검증은 평균인 t 검증결과를 중심으로 보고하였다.

〈표 3〉을 보면, 종속변수 중 TotalAQ(총발생액의 질)와 InnateAQ(본질적 발생액의 질)은 세무보고 공격성이 높은 기업과 그렇지 않은 경우 간에 평균에서 유의한 차이를 보이고 있다. 구체적으로, 세무보고 공격성이 높은 구간의 경우가 그렇지 않은 구간의 경우보다 TotalAQ과 InnateAQ의 값이 유의하게 높게 나타났다. 세무보고 공격성이 높은 구간의 경우에서 TotalAQ과 InnateAQ의 값이 그렇지 않은 구간의 경우에 비해 더 높다는 것은 세무보고에 공격적인 기업이 총발생액의 질과 본질적 발생액의 질이 상대적으로 더 낮다는 것을 의미한다. 즉 세무보고의 공격성이 높은 경우가 상대적으로 정보위험이 더 높음을 나타낸다. 그러나 DiscAQ(재량적 발생액의 질)의 경우에는 세무보고 공격성이 높은 기업과 그렇지 않은 구간의 경우 간에 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 하지만 이러한 차이는 단순 차이검증이라는 점에서 종속변수에 영향을 미치는 일정 변수를 통제한 다변량 회귀분석을 통해 보다 정확한 검증결과를 확인해 볼 필요가 있다.

기타 통제변수의 경우 BIG4, AUDCH, LEV, LOSS는 세무보고 공격성이 높은 구간의 기업과 그렇지 않은 기업 간에 차이가 없으나, SIZE, MTB, δSALE, VOL, OWNER, FOR 등에서는 두 집단 간에 유의한 차이를 보이고 있다. 구체적으로는 세무보고 공격성이 높은 기업이 그렇지 않은 경우보다 자기자본의 장부가치 대비 시장가치 비율이 높고, 매출액의 변동성과 주가수익률의 변동성이 높게 나타났다. 반면, 세무보고 공격성이 높은 구간이 그렇지 않은 경우보다 기업규모, 대주주 지분율 및 외국인투자자 지분율은 더 낮게 나타났다. 특히 〈표 3〉의 결과에서 국내 상장기업들에서 세무보고 공격성이 높은 구간이 그렇지 않은 경우보다 기업규모는 더 작았다.

4.2 상관관계 분석

〈표 4〉에는 식(1)부터 식(3)까지의 모형식에 이용된 주요 변수의 피어슨 상관관계를 나타내었다. 관심변수 TAXAGG는 종속변수 중 TotalAQ와 유의한 양(+)의 상관성을, 또한 그 구성요소인 InnateAQ와 DiscAQ와도 유의한 양(+)의 상관성이 나타났다. 이는 세무보고 공격성이 높은 기업이 그렇지 않은 경우보다 총발생액의 질 및 그 구성요소인 본질적 발생액의 질과 재량적 발생액의 질 모두 더 낮음을 의미한다. 또한 GAAP ETR의 경우에도 TotalAQ, InnateAQ 및 DiscAQ에 대해 각각 유의한 양(+)의 상관성이 나타났다. 즉 조세회피 성향이 높은 기업일수록 발생액의 질이 낮다는 것을 나타낸다. 따라서 예상과 일치하게 가설뿐 아니라 보조가설 H1-1 및 H1-2 모두 지지된 결과를 보이고 있다. 하지만 이러한 결과는 두 변수 간의 단순 상관성을 중심으로 살펴본 것이므로, 일정 변수가 통제된 다변량 회귀분석을 통해 다시 확인해 볼 필요가 있다.

기타 통제변수의 경우 LOSS를 제외하면 종속변수(TotalAQ, InnateAQ, DiscAQ)와 유의한 상관성을 보이고 있다. 구체적으로, SIZE, LEV, OWNER, FOR 변수는 종속변수와 유의한 음(-)의 상관성을, AUDCH, MTB, δSALE, VOL은 종속변수와 유의

〈표 4〉 주요변수에 대한 상관관계

Variable	*TotalAQ*	*InnateAQ*	*DiscAQ*	***TAXAGG***	***GAAP ETR***	*BIG4*	*AUDCH*	*SIZE*	*LEV*	*MTB*	*δSALE*	*LOSS*	*VOL*	*OWNER*	*FOR*
TotalAQ	1	0.592 (0.000)	0.821 (0.000)	**0.117** **(0.000)**	**0.147** **(0.000)**	-0.020 (0.126)	0.025 (0.054)	-0.276 (0.000)	-0.205 (0.000)	0.207 (0.000)	0.348 (0.000)	-0.015 (0.243)	0.152 (0.000)	-0.062 (0.000)	-0.045 (0.001)
InnateAQ		1	0.033 (0.011)	**0.173** **(0.000)**	**0.222** **(0.000)**	-0.067 (0.000)	0.050 (0.000)	-0.462 (0.000)	-0.101 (0.000)	0.127 (0.000)	0.484 (0.000)	-0.028 (0.030)	0.243 (0.000)	-0.013 (0.314)	-0.201 (0.000)
DiscAQ			1	**0.023** **(0.077)**	**0.026** **(0.016)**	0.024 (0.072)	-0.003 (0.840)	-0.017 (0.194)	-0.186 (0.000)	0.169 (0.000)	0.090 (0.000)	0.001 (0.940)	0.016 (0.211)	-0.066 (0.000)	0.087 (0.000)
TAXAGG				1	**0.731** **(0.000)**	-0.004 (0.761)	-0.016 (0.215)	-0.166 (0.000)	-0.001 (0.912)	0.063 (0.000)	0.047 (0.000)	-0.011 (0.397)	0.085 (0.000)	-0.096 (0.000)	-0.114 (0.000)
GAAP ETR					1	-0.033 (0.011)	-0.025 (0.056)	-0.218 (0.000)	-0.099 (0.000)	0.060 (0.000)	0.053 (0.000)	-0.099 (0.000)	0.085 (0.000)	-0.053 (0.000)	-0.150 (0.000)
BIG4						1	-0.039 (0.003)	0.323 (0.000)	0.051 (0.000)	0.106 (0.000)	-0.015 (0.261)	0.004 (0.753)	-0.214 (0.000)	-0.002 (0.900)	0.223 (0.000)
AUDCH							1	-0.072 (0.000)	0.016 (0.220)	-0.003 (0.835)	0.022 (0.096)	-0.001 (0.957)	-0.024 (0.069)	0.015 (0.252)	-0.052 (0.000)
SIZE								1	0.215 (0.000)	0.064 (0.000)	-0.173 (0.000)	0.009 (0.490)	0.087 (0.000)	-0.074 (0.000)	0.505 (0.000)
LEV									1	0.027 (0.037)	0.074 (0.000)	0.065 (0.000)	-0.257 (0.000)	-0.076 (0.000)	-0.054 (0.000)
MTB										1	0.043 (0.000)	0.015 (0.252)	0.133 (0.000)	-0.170 (0.000)	0.273 (0.000)
δSALE											1	0.002 (0.893)	0.187 (0.000)	0.036 (0.007)	-0.106 (0.000)
LOSS												1	0.014 (0.303)	0.008 (0.548)	-0.015 (0.254)
VOL													1	-0.044 (0.001)	-0.170 (0.000)
OWNER														1	-0.205 (0.000)
FOR															1

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음. 다만, GAAP ETR은 (-1)을 곱한 변수임.
주2) 분석기간 2007년부터 2014년까지 GAAP ETR을 중심으로 최종표본 5,816개 기업/연 자료를 보고함.
주3) 괄호안의 수치는 p 값임(양측검증).

한 양(+)의 상관성으로 나타났다. 즉 기업규모가 클수록, 부채비율이 높을수록, 대주주 지분율이 높을수록, 외국인투자자 지분율이 높을수록 발생액의 질은 높고, 감사인 교체기업이면, 자기자본의 장부가치 대비 시장가치가 클수록, 매출액의 변동성이 클수록, 주식수익률의 변동성이 클수록 발생액의 질이 낮게 나타났다. 또한 GAAP ETR의 경우도 AUDCH를 제외하면 앞서의 TAXAGG와 일치된 결과를 보인다. 한편, 통제변수 중 SIZE와 FOR 간에 0.505로 높은 상관성이 나타난 경우를 제외하면 기타 통제변수 간에 높은 상관성을 보이는 변수는 나타나지 않았다. 따라서 다변량 회귀분석시 설명변수 간에 다중공선성(multicollinearity) 문제가 있는지를 확인해 볼 필요는 있다.

4.3 주된 분석결과

식(1)부터 식(3)까지의 모형식을 이용하여 가설 1을 검증한 다변량 회귀분석 결과는 〈표 5〉 및 〈표 6〉에 나타내었다. 〈표 5〉는 TAXAGG를 측정할 때 GAAP ETR를 이용한 경우이고, 〈표 6〉은 CASH ETR를 이용한 경우이다. 또한 표에서 모형 1부터 3까지는 종속변수가 각각 TotalAQ, InnateAQ, DiscAQ의 결과로 나누어 보고하였다. 한편, 회귀분석시에 식(1)부터 식(3)까지 모든 설명변수가 포함된 후 분석되었으나, 지면관계상 산업(ΣIND) 및 연도(ΣIND) 더미에 대한 결과보고는 생략한다. 따라서 표에 보고된 회귀분석 결과는 산업과 연도효과가 통제된 후의 결과이다.

〈표 5〉의 결과를 보면, 모형 1부터 3까지 F 값이 모두 통계적으로 유의한 값을 보이고 있어 본 연구에서 설정한 모형식은 적합성이 있는 것으로 나타났다.[14] 또한 모형의 설명력($Adj.\ R^2$)은 모형 2(InnateAQ)가 0.421로 가장 높고, 다음이 모형 1(TotalAQ)에서 0.264를, 모형 3(DiscAQ)은 0.081로 상대적으로 낮게 나타났다.

본 연구가설과 관련된 관심변수 TAXAGG는 종속변수 TotalAQ에 대해 일정 변수를 통제한 후에도 1% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다. 이는 종속변수에 영향을 미치는 일정 변수를 통제한 후에도 세무보고 공격성이 높은 구간의 기업이 그렇지 않은 경우보다 총발생액의 질이 더 낮다는 것을 의미한다. 따라서 세무보고에 공격적인 기업의 경우가 재무보고의 질이 낮으므로, 정보위험이 더 높음을 시사한다. 이러한 결과는 Balakrishnan et al. (2012)의 경우와도 일치한다.

한편, 총발생액의 질을 InnateAQ(본질적 발생액의 질)과 DiscAQ(재량적 발생액의 질)로 분해하여 앞서와 같은 분석을 수행하면 관심변수 TAXAGG는 종속변수 InnateAQ에 대해 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 보인다. 반면에 종속변수 DiscAQ에 대해서는 양(+)이지만, 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않는다. 이러한 결과로 볼 때 앞서 TAXAGG와 TotalAQ 간에 유의한 양(+)의 관계를 보였던 사항은 주로 InnateAQ에 기인한 것임을 알 수 있다. 즉 InnateAQ와 DiscAQ 모두는 정보위험과 관련이 있으나, InnateAQ는 기업의 영업활동과 발생액 간의 기계적인 관계로 생기는 발생액의 질을 포

14) 모형식에 고려된 설명변수 간에 다중공선성 문제가 있는지를 분산팽창요인(variance influence factor; VIF) 값으로 확인해 보았다. 통계적으로는 VIF 값이 10 이상이면 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판단한다. 〈표 5〉에서 모형 1부터 모형 3까지 VIF 값이 가장 높았던 변수는 SIZE로 모두 1.772로 나타났다. 따라서 VIF 값이 2 이하로 나타나 본 연구결과에서 변수 간의 다중공선성 문제가 검증결과에 영향을 줄 정도로 심각하지는 않았다. 이후 〈표 6〉의 경우도 통제변수가 같으므로, 〈표 5〉와 유사한 수준으로 나타났다. 즉 모형 1부터 3까지 VIF 값이 가장 높았던 변수는 SIZE로 모두 1.749이었다.

〈표 5〉 세무보고 공격성과 발생액의 질에 대한 검증결과: GAAP ETR

$$AQ_t\ (InnateAQ_t \text{ or } DiscAQ_t) = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{TAXAGG}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 MTB_t + \beta_7 \delta SALE_t + \beta_8 LOSS_t + \beta_9 VOL_t + \beta_{10} OWNER_t + \beta_{11} FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)\sim(3)$$

Variable	*pred. sign*	***TotalAQ***	***InnateAQ***	***DiscAQ***
		모형 1	모형 2	모형 3
Intercept	?	0.378 (16.97***)	0.371 (33.03***)	0.006 (0.28)
TAXAGG	+	**0.012** **(4.81***)**	**0.009** **(7.40***)**	**0.003** **(1.15)**
BIG4	-	0.005 (2.30**)	0.005 (4.31***)	0.000 (0.20)
AUDCH	+	0.001 (0.33)	0.001 (1.07)	-0.000 (-0.15)
SIZE	-	-0.011 (-13.66***)	-0.012 (-28.28***)	0.001 (0.67)
LEV	+	-0.091 (-15.53***)	-0.013 (-4.55***)	-0.078 (-14.80***)
MTB	+	0.015 (14.70***)	0.005 (10.08***)	0.010 (10.75***)
δSALE	+	0.188 (26.52***)	0.139 (38.80***)	0.049 (7.70***)
LOSS	+	-0.005 (-0.42)	-0.015 (-2.47***)	0.010 (0.91)
VOL	+	0.002 (0.39)	0.007 (2.96***)	-0.006 (-1.28)
OWNER	+	-0.034 (-5.00***)	-0.009 (-2.74***)	-0.023 (-3.87***)
FOR	-	0.008 (0.82)	-0.003 (-0.58)	0.011 (1.29)
ΣIND		Included	Included	Included
ΣYD		Included	Included	Included
Adj. R^2		0.264	0.421	0.081
F 값		95.796***	193.308***	24.241***
N		5,816	5,816	5,816

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.
주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.
주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

착하는 반면에 DiscAQ는 추가로 경영자의 재량권이 포함된 발생액이다(Francis et al., 2005). 이러한 측면을 놓고 보면, 본 연구의 실증적 결과에 따르면 국내 상장기업들에서 세무보고 공격성이 높은 구간의 기업의 경우 재무보고의 질 측면에서 정보위험과 관련된 불확실성은 주로 경영자의 기회주의 동기가 포함된 재량적 발생액의 질 보다는 본질적 발생액의 질과 더 체계적인 관계가 있는 것으로 나타났다.

기타 통제변수의 결과에서는 대체로 BIG4, SIZE, LEV, MTB, δSALE, OWNER에서 종속변수와 유의한 관계로 나타났다. 다만, 모형의 설명력(*Adj.* R^2)이 가장 높았던 InnateAQ의 경우는 LOSS 및 VOL에서도 추가로 유의한 관계를 보이고 있다. 구체적으로는 BIG4, MTB, δSALE는 종속변수에 대해 유의한 양(+)의 관계를, SIZE, LEV, OWNER는 종속변수에 대해 유의한 음(-)의 관계이다. 즉 Big 4 감사인에게 감사받은 기업이면, 자기자본의 장부가치 대비 시장가치가 클수록, 매출액의 변동성이 클수록 발생액의 질이 낮은데 반해, 기업규모가 클수록, 부채비율이 높을수록, 대주주 지분율이 높은 기업일수록 발생액의 질이 높았다. 단순 상관성의 경우와 기대부호에서 차이를 보이는 변수는 BIG4이다.[15)]

TAXAGG를 CASH ETR로 측정한 〈표 6〉의 결과를 보면, 모형 1부터 3까지 F 값이 모두 통계적으로 유의한 값으로 나타났으며, 모형의 설명력(*Adj.* R^2)은 모형 2(InnateAQ)가 0.423으로 가장 높고, 다음이 모형 1(TotalAQ)이 0.260을, 모형 3(DiscAQ)은 0.080으로 나타나 앞서 〈표 5〉와 일치한다.

가설과 관련된 관심변수 TAXAGG는 종속변수 TotalAQ에 대해 일정 변수를 통제한 후에도 5% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값을, 총발생액의 질을 분해하여 분석하면 관심변수 TAXAGG는 종속변수 InnateAQ에 대해 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 보이는 반면, 종속변수 DiscAQ에 대해서는 양(+)이지만, 통계적으로 유의한 수준이 아니다. 이러한 결과는 앞서 〈표 5〉의 결과와 전반적으로 일치된 결과들이다. 따라서 TAXAGG 변수를 GAAP ETR과 CASH ETR로 측정한 경우와 상관없이 일관된 결과가 나타남을 볼 수 있다. 기타 통제변수의 결과는 〈표 5〉의 경우와 대체로 일치된 결과를 보이므로, 지면상 논의는 생략한다.

이상의 결과를 종합하면, 본 연구가설의 경우 TAXAGG 변수를 GAAP ETR과 CASH ETR로 측정하는 방법과 관계없이 세무보고에 공격성이 높은 구간의 기업이 그렇지 않은 경우보다 총발생액의 질이 낮고, 발생액의 질의 두 구성요소 중 본질적 발생액의 질이 주로 낮은 결과로 나타났다. 이는 세무보고에 보다 공격적인 세무전략을 수행한 기업이 그렇지 않은 경우와 비교할 때 재무정보의 불확실성을 높이는 총발생액의 질이 낮고, 특히 회사가 처해 있는 산업여건이나 영업환경, 재무안정성과 같은 기업의 본질적인 특성과 관련된 발생액의 질의 정보위험과 더 체계적인 관계가 있는 것으로 나타났다. 일반적으로 선행연구에 따르면, 기업이 보고하는 재무정보에서 발생액의 질이 낮으면 투자자들은 의사결정시에 상대적으로 정보위험이 더 증가된다(Francis

15) 김지홍 · 우용상(2009)은 다변량 회귀분석에서 종속변수가 TotalAQ일 때 BIG4 변수는 통계적으로 유의한 결과를 관찰하지 못한 반면, 김정교 외(2009)는 유의한 음(-)의 관계를 보고하였다. 반면, 고재민 외(2009)는 종속변수가 TotalAQ일 때 산업전문감사인이 그렇지 않은 경우보다 유의한 양(+)의 관계가 관찰되어 감사품질이 AQ에 미치는 효과는 선행연구들에서도 혼재된 증거를 보여왔다.

〈표 6〉 세무보고 공격성과 발생액의 질에 대한 검증결과: CASH ETR

$$AQ_t\ (InnateAQ_t \text{ or } DiscAQ_t) = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{TAXAGG}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 MTB_t + \beta_7 \delta SALE_t + \beta_8 LOSS_t + \beta_9 VOL_t + \beta_{10} OWNER_t + \beta_{11} FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)\sim(3)$$

Variable	*pred. sign*	***TotalAQ***	***InnateAQ***	***DiscAQ***
		모형 1	모형 2	모형 3
Intercept	?	0.388 (16.72***)	0.389 (33.27***)	-0.003 (-0.16)
TAXAGG	+	**0.006** **(2.22**)**	**0.004** **(2.77***)**	**0.002** **(0.78)**
BIG4	-	0.005 (2.12**)	0.005 (4.97***)	-0.001 (-0.36)
AUDCH	+	-0.001 (-0.21)	0.001 (0.77)	-0.001 (-0.59)
SIZE	-	-0.012 (-13.69***)	-0.013 (-28.93***)	0.001 (1.03)
LEV	+	-0.095 (-15.62***)	-0.013 (-4.39***)	-0.082 (-14.86***)
MTB	+	0.015 (14.20***)	0.005 (9.27***)	0.010 (10.44***)
δSALE	+	0.191 (26.22***)	0.143 (38.96***)	0.048 (7.37***)
LOSS	+	-0.004 (-0.34)	-0.017 (-2.68***)	0.013 (1.11)
VOL	+	0.005 (1.00)	0.008 (3.35***)	-0.003 (-0.78)
OWNER	+	-0.034 (-4.80***)	-0.011 (-3.20***)	-0.022 (-3.41***)
FOR	-	0.007 (0.67)	-0.003 (-0.62)	0.010 (1.13)
ΣIND		Included	Included	Included
ΣYD		Included	Included	Included
Adj. R^2		0.260	0.423	0.080
F 값		90.317***	186.711***	23.098***
N		5,582	5,582	5,582

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.
주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.
주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

et al., 2005). 따라서 가설과 보조가설 중 H1-1만 지지된 결과를 얻었다. 그러나 발생액의 질의 두 구성요소 중 경영자의 기회주의적 동기가 포함된 재량적 발생액의 질은 세무보고 공격성과는 체계적인 관계가 관찰되지는 않았다. 한편으로, 이러한 결과는 세무보고에 공격성이 높은 기업이 조세회피를 위해 공격적인 세무보고를 수행하면 본질적 발생액의 질이 낮아지는 정보위험은 가지고 있으나, 본질적 발생액의 질보다 더 심각한 경영자의 기회주의적 동기가 포함된 재량적 발생액의 질에는 별다른 영향을 미치지 않음을 시사한다.[16)]

4.4 강건성 분석결과

앞서 〈표 5〉 및 〈표 6〉은 주된 가설을 검증할 때 조세회피에 따른 세무보고 공격성이 높은 구간의 기업과 그렇지 않은 구간의 기업을 명시적으로 구분한 지시변수로 분석이 수행되었다(Donohoe and Knechel, 2014). 따라서 본 절에서는 조세회피(tax avoidance) 자체 측정치인 연속변수로 측정한 경우와 발생액의 질 간에도 관련성이 있는지를 강건성 분석(robustness analysis)으로 살펴보고자 한다. 즉 TAXAGG 대신 TAXAVO 변수는 두 가지 ETR 측정치(GAAP ETR, CASH ETR) 모두에 대해 선행연구의 방법과 같이 (-1)의 값을 곱한 후 분석에 고려하였다(강정연 · 김영철, 2012; 강정연 · 고종권, 2014). 일반적으로 TAXAVO 값이 클수록 기업의 조세회피 정도가 높다는 것을 의미한다. 이에 대한 회귀분석 결과는 〈표 7〉에 나타내었다. 표 보고방식은 지면상 관심변수를 중심으로 요약 표를 작성하여 보고하였다.

〈표 7〉의 결과를 보면, GAAP ETR과 CASH ETR로 측정한 경우 모두 관심변수 TAXAVO는 TotalAQ에 대해 1% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값을 보이고 있다. 또한 총발생액의 질을 분해하여 분석한 경우 두 ETR 측정치에 상관없이 관심변수 TAXAVO는 InnateAQ에 대해 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 보인 반면, DiscAQ에 대해서는 유의한 계수값이 관찰되지 않았다. 이러한 결과는 앞서 〈표 5〉 및 〈표 6〉에서 TAXAGG의 결과와 전반적으로 일치한다. 따라서 본 연구가설의 경우 관심변수를 지시변수 또는 연속변수로 측정하는 방법에 관계없이 검증결과가 민감하지 않다는 것을 시사한다.

4.5 추가분석 결과

본 절의 추가분석(additional analysis)에서는 대규모기업집단이 존재하는 우리나라 기업의 특성을 고려하여 세무보고 공격성과 발생액의 질 간의 관계가 재벌소속기업 여부에 따라 다른지를 추가로 살펴보고자 한다. 소위 재벌(Chaebol)이라고 불리는 기업집단(business group)은 대부분의 이머징마켓 국가에서 존재하는 조직구조의 한 형태이며(Khanna and Palepu, 2000), 국내의 상장기업들도 재벌의 조직형태가 다수 존재한다. 시장이 불완전한 이머징

16) 연구주제는 다르지만, Francis et al.(2005)은 InnateAQ 또는 DiscAQ이 자본비용과 각각 양(+)의 관계를, 또한 권수영 · 기은선 · 서호준(2012)은 InnateAQ 또는 DiscAQ이 FERC(미래이익반응계수)과 각각 음(-)의 관계를 보고하였다. 특히, 두 연구 모두는 InnateAQ 또는 DiscAQ이 자본비용이나 FERC에 미치는 효과에서 어느 경우가 더 중요하게 영향을 주는지를 살펴본 결과에서 재량적 발생액의 질보다 본질적 발생액의 질에서 더 큰 효과가 나타남을 보여주고 있다. 이들 연구 모두는 이러한 결과에 대해 재량적 발생액의 질에는 경영자의 기회주의적 동기와 기업의 사적 정보를 시장에 전달하는 신호동기가 혼재되어 있기 때문으로 해석하였다. 이러한 결과는 경영자의 의도에 의해 발생액의 질이 낮아진 경우보다 사업의 불확실성으로 인해 발생액의 질이 낮아진 경우에 보다 민감한 반응을 보이는 것이다(권수영 외, 2012). 본 연구의 〈표 5〉 및 〈표 6〉의 경우도 세무보고의 공격성이 높을 때 재량적 발생액의 질보다는 본질적 발생액의 질과 더 관련이 있게 나타난 것은 주제는 다르나, 이와 유사한 측면의 결과로 보인다.

〈표 7〉 강건성 분석결과

AQ_t ($InnateAQ_t$ or $DiscAQ_t$)= $\beta_0 + \beta_1 TAXAVO_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 MTB_t + \beta_7 \delta SALE_t + \beta_8 LOSS_t + \beta_9 VOL_t + \beta_{10} OWNER_t + \beta_{11} FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t$ (1)~(3)

Panel A: GAAP ETR (N= 5,816)

Variable	*pred. sign*	*TotalAQ*	*InnateAQ*	*DiscAQ*
		모형 1	모형 2	모형 3
TAXAVO	+	0.084 (6.34***)	0.072 (10.84***)	0.013 (1.08)
Control variables	?	Included	Included	Included
Adj. R^2		0.266	0.427	0.081
F 값		95.852***	198.202***	24.233***

Panel B: CASH ETR (N= 5,582)

Variable	*pred. sign*	*TotalAQ*	*InnateAQ*	*DiscAQ*
		모형 1	모형 2	모형 3
TAXAVO	+	0.041 (3.64***)	0.036 (6.45***)	0.004 (0.42)
Control variables	?	Included	Included	Included
Adj. R^2		0.262	0.426	0.080
F 값		90.831***	189.389***	23.076***

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음. 다만, TAXAVO는 GAAP ETR 또는 CASH ETR에 (-1)을 곱하여 측정함.
주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 *t* 값임.
주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

마켓에서 기업집단은 내부시장을 통해 거래비용을 줄이는 데 있어 효율적인 경제조직이 될 수 있다(신현한・장진호, 2005).[17] 사업이 다각화된 기업집단은 보편적인 기업지배구조의 한 형태로서 특히 개도국 경제전반에서 중요한 위치를 차지하는 경우가 많고, 이러한 기업집단을 형성할 경우에 이점은 계열사 상호간 자본흐름을 유연화하고 자본을 재배치함으로써 계열사 간 위험을 공유하는데 있다. 또한 기업집단은 기업을 구성하는 구성원과 경영진, 금융제도 등을 계열사 간에 공유함으로써 기업집단의 효용을 극대화시키는데 있다(김수정・박종훈・김창수, 2012). 그러나 기업집단이 효율성을 갖고 있다는 주장은 기업의 지배주주나 경영자가 주주의 이익을 위해 의사결정을 내린다는 가정을 전제로 한다.[18]

17) 예를 들어, Khanna and Palepu(2000)는 자본시장과 노동시장 등의 시장기능이 제대로 발달되지 않은 국가에서 기업집단은 내부노동시장과 내부자본시장의 형성을 가능하게 하여 이러한 내부시장은 외부시장을 대체 또는 보완함으로써 소속계열사 간의 경영효율성을 더 높일 수 있다고 주장한다. 이러한 측면에서 외부시장이 미발달된 경영환경에서 기업집단의 내부시장은 불완전한 외부시장을 대체하거나 보완하는 역할을 한다.

18) 우리나라에서 대규모 기업집단식 경영체제를 소위 재벌식 경영이라고 부르며, 이러한 재벌식 경영체제가 가지는 특징은 기업집단에 속한 계열회사들이 법적으로는 독립된 기업형태를 지니고 있지만 실제로는 재벌총수아래 단일기업의 사업부처럼 운영된다는 데 있다(강명헌, 1999).

따라서 지배주주와 소액주주 간의 대리인문제가 심화될수록 내부시장은 외부시장에 비하여 비효율적인 자원배분을 초래할 수도 있다. 예를 들어, Scharfstein and Stein(2000)의 연구는 경영성과가 나쁜 사업부를 지원하는 내부자본시장의 비효율성을 관찰한 후 기업집단의 내부자본시장이 외부자본시장에 비해 비효율적으로 자원배분이 이루어짐을 보여주었다. 이 연구는 이에 대해 대리인이론(agency theory)에 기초하여 기업집단의 비효율성에 대해 논하고 있다. 따라서 본 절에서는 이러한 국내 사업구조의 형태에 따라 세무보고 공격성과 발생액의 질로 측정되는 재무보고의 질 간의 관계에도 영향을 미칠 수 있으므로, 세무보고 공격성과 발생액의 질 간의 관계가 재벌소속기업 여부에 따라서도 다른지를 분석하고자 한다. 이러한 실증적 의문사항(empirical question)과 관련한 추가적 증거(further evidence)는 아직까지 국내외 연구들에서는 체계적으로 다루어지지 않았다는 점에서 학계에는 이와 관련한 증거가 잘 알려져 있지는 않다. 그러한 점에서 본 연구의 이에 대한 실증적 발견은 관련연구에 의미 있는 정보를 제공할 것으로 기대된다.

이를 위해 본 연구는 전체표본을 재벌집단[19]과 비재벌집단으로 구분하기 위하여 재벌집단의 파악을 공정거래위원회가 매년 발간하는 상호출자제한기업집단에 속한 경우로 정의하였다. 상호출자제한기업집단이란 공정거래법상 동일기업집단 소속회사 자산총액의 합계액이 2조원 이상인 기업집단을 가리키며, 자산 2조원 이상 기업집단으로 지정되면 계열사 간 상호출자가 금지된다. 본 절에서는 해당연도 상호출자제한기업집단과 그 계열사에 속한 경우를 재벌집단으로 분류하고, 나머지 기업을 비재벌집단으로 구성하였다. 재벌여부에 따라 세무보고 공격성과 발생액의 질 간의 관계가 다른지를 검증한 회귀분석 결과는 〈표 8〉에 나타내었다.[20] 표 보고방식은 앞서 〈표 7〉과 유사하다.

〈표 8〉의 결과를 보면, TAXAGG와 발생액의 질 간에 양(+)의 관련성을 보이는 경우는 주로 비재벌집단의 표본인 것으로 나타났다. 즉 관심변수인 TAXAGG와 종속변수 TotalAQ 및 InnateAQ 간에 GAAP ETR과 CASH ETR의 측정방법에 상관없이 유의한 양(+)의 관계로 나타나 〈표 5〉 및 〈표 6〉의 경우와 일치된 결과였다. 그러나 재벌집단의 표본에서는 두 ETR의 측정방법에 상관없이 TAXAGG는 TotalAQ 및 DiscAQ에 대해 5% 수준에서 오히려 음(-)의 관계로 나타났다. 이는 앞서 〈표 5〉 및 〈표 6〉의 전체표본의 결과가 주로 비재벌집단의 표본에 기인한 것임을 알 수 있다. 반면, 재벌집단에 속한 기업에서 세무계획에 보다 공격적이면 그렇지 않은 경우보다 총발생액의 질뿐만 아니라 재량적 발생액의 질 역시 더 높은 것으로 나타났다. 이러한 후자의 결과는 국내의 상장기업 중 재벌소속기업의 경우에서 공격적인 세무계획을 수행하더라도 발생액의 질로 측정된 재무보고의 질이 비재벌기업의 경우처럼 감소되기보다는 오히려 증가된다는 것을 보여준다.[21]

19) 한국의 재벌집단은 '다수의 독과점적인 거대한 기업들이 특정 개인이나 그의 가족 혹은 소수의 인원들에 의해 소유·지배되고, 다양한 시장과 산업영역에서 다각적인 사업을 펼치고 있는 기업집단'을 의미한다(공정거래위원회, 2011). 재벌이라는 기업지배구조는 한국에서 나타나는 독특한 현상으로, 재벌은 과거 고도성장시기에 대량생산 및 대외수출의 견인차의 역할을 하였기 때문에 한국의 경제발전에 적지 않은 공헌을 해왔다.

20) GAAP ETR 표본의 경우 재벌집단은 표본에서 16%(=923개/5,816개)를, CASH ETR 표본의 경우는 15%(=844개/5,582개)로 나타났다.

21) 재벌기업에서 세무보고 공격성과 발생액의 질 간에 음(-)의 관계가 나타난 이유 중 하나로는 재벌소속기업이 비재벌기업보다 전반적으로 기업규모가 크기에 자본시장에서 재무정보에 대한 시장수요(market demands)가 더 높아 양질의 정보를 산출하려는 경영자

〈표 8〉 추가분석 결과 1: 재벌집단 vs. 비재벌집단 표본

Panel A: GAAP ETR							
Variable	*pred. sign*	*재벌집단 (N=923)*			*비재벌집단 (N=4,893)*		
		TotalAQ	*InnateAQ*	*DiscAQ*	*TotalAQ*	*InnateAQ*	*DiscAQ*
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
TAXAGG	+	-0.010 (-2.02**)	-0.000 (-0.15)	-0.010 (-2.03**)	0.014 (5.15***)	0.009 (6.66***)	0.005 (1.94*)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Panel B: CASH ETR							
Variable	*pred. sign*	*재벌집단 (N=844)*			*비재벌집단 (N=4,738)*		
		TotalAQ	*InnateAQ*	*DiscAQ*	*TotalAQ*	*InnateAQ*	*DiscAQ*
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
TAXAGG	+	-0.011 (-2.12**)	-0.001 (-0.31)	-0.010 (-2.15**)	0.008 (2.72***)	0.003 (2.25**)	0.004 (1.62)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음. 단, 여기서 재벌은 해당연도의 상호출자제한기업집단에 속한 그룹과 이들의 각 계열기업에 속한 경우로 측정함.
주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.
주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

따라서 〈표 8〉의 결과는 세무보고 공격성과 발생액의 질 간의 관계는 재벌집단 여부에 따라 차별적인 반응(differential response)이 나타남을 시사한다.

다음으로, 본 절의 두 번째 추가분석에서는 전체 표본을 다시 IFRS 의무도입 전후기간으로 나누어 별도의 분석을 수행해 보았다. 분석시에 IFRS 조기

의 유인 역시 더 커질 수 있기 때문으로 보인다. 예를 들어, 본 분석기간의 표본의 경우 재벌집단과 비재벌집단 간에 주요 변수들의 차이검증 결과는 〈표 8-1〉와 같다. 〈표 8-1〉의 결과에 따르면, 전반적으로 재벌집단이 비재벌집단에 비해 기업규모가 크고, Big 4 감사인의 선임비율이 높다. 또한 재벌집단이 비재벌집단보다 GAAP ETR의 높고, TAXAGG의 비중은 낮으며, 그리고 TotalAQ, InnateAQ 및 DiscAQ 모두 낮아 재벌소속기업의 경우가 그렇지 않은 경우와 비교할 때 발생액의 질로 측정된 재무보고의 질이 더 높음을 볼 수 있다.

〈표 8-1〉 재벌집단과 비재벌집단 간에 주요 변수의 차이검증

Variable	*재벌집단 (N=923)*	*비재벌집단 (N=4,893)*	차이검증
	평 균	평 균	t 검증
SIZE	27.951	25.432	44.997***
BIG4	0.972	0.567	45.261***
GAAP ETR	0.220	0.202	6.920***
TAXAGG	0.150	0.209	-4.576***
TotalAQ	0.072	0.105	-14.918***
InnateAQ	0.074	0.103	-22.227***
DiscAQ	-0.001	0.003	-1.994**

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.
주2) 차이검증은 평균에 대한 t 검증을 보고함.
주3) 분석기간 2007년부터 2014년까지 GAAP ETR을 중심으로 최종표본 5,816개 기업/연 자료를 보고함.

도입 기업은 제외한 후 의무도입 기업을 대상으로 분석하였다.[22] 그 결과는 〈표 9〉에 보고하였고, 지면상 관심변수를 중심으로 보고했다. 표 보고는 앞서 〈표 8〉과 동일하다.

먼저 Pre-IFRS 기간(2007년~2010년)에서 GAAP ETR 및 CASH ETR의 측정방법과 관계없이 관심변수 TAXAGG는 TotalAQ, InnateAQ, DiscAQ 모두에 대해 1% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다. 특히 IFRS 도입 이전인 K-GAAP회계기준에서는 앞서 〈표 5〉 및 〈표 6〉의 전체표본에 대한 경우와 달리, TAXAGG와 DiscAQ 간에도 유의한 양(+)의 관계가 나타났다. 그러나 Post-IFRS 기간(2011년~2014년)에서는 측정방법에 상관없이 TAXAGG는 TotalAQ 및 DiscAQ에 대해 모두 유의한 계수값이 나타나지 않았다. 반면, GAAP ETR로 측정된 TAXAGG는 InnateAQ에 대해 유의한 양(+)의 관계를 보이나, CASH ETR로 측정된 TAXAGG는 유의한 결과로 나타나지 않았다. 전반적으로 K-GAAP회계기준 체계와 비교하여 IFRS 의무도입 이후 기간에는 세무보고 공격성이 높은 기업과 발생액의 질 간의 관계가 더 약화된 결과를 보이고 있다. 이러한 결과는 IFRS의 의무도입으로 인해 종전보다 정보환경(information environment)이 개선되었다는 선행연구의 주장과 실증적 증거(Byard, Li, and Yu, 2011; Cotter, Tarca, and Wee, 2012; Horton, Serafeim, and Serafeim,

〈표 9〉 추가분석 결과 2: Pre-IFRS vs. Post-IFRS period

Panel A: GAAP ETR							
Variable	*pred. sign*	*Pre-IFRS period (N=2,735)*			*Post-IFRS period (N=2,923)*		
		TotalAQ	*InnateAQ*	*DiscAQ*	*TotalAQ*	*InnateAQ*	*DiscAQ*
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
TAXAGG	+	0.026 (6.66***)	0.013 (6.36***)	0.013 (3.80***)	0.003 (0.88)	0.006 (4.09***)	-0.004 (-1.45)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Panel B: CASH ETR							
Variable	*pred. sign*	*Pre-IFRS period (N=2,681)*			*Post-IFRS period (N=2,753)*		
		TotalAQ	*InnateAQ*	*DiscAQ*	*TotalAQ*	*InnateAQ*	*DiscAQ*
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
TAXAGG	+	0.016 (3.99***)	0.005 (2.25***)	0.012 (3.18***)	-0.002 (-0.49)	0.002 (1.29)	-0.004 (-1.49)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.
주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.
주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

22) 〈표 8〉의 분석시 IFRS 조기도입 기업을 포함하여 분석해도, 〈표 8〉의 결과는 질적으로 유사하였다.

2013; 남혜정, 2015)[23]를 고려해 볼 때 IFRS 의무도입 이후 TAXAGG와 발생액의 질 간의 양(+)의 관계가 더 약화된 것으로 보인다.[24]

마지막으로, 지면상 별도의 표로 보고하지는 않았으나, Big 4 감사인 여부로 측정된 감사품질과 감사인 교체여부에 따라서도 차별적인 반응이 있는지를 〈표 5〉 및 〈표 6〉의 결과에 대해 살펴보았다. 분석방법은 앞서와 같이 Big 4 감사인 표본 vs. non-Big 4 감사인 표본으로 나누어 각각 분석하고, 또는 감사인 교체 표본 vs. 감사인 유지 표본으로 나누어 각각 회귀분석을 수행하였다. 그 결과에 따르면 첫째, Big 4 감사인 표본이나 non-Big 4 감사인 표본 모두 TAXAGG와 TotalAQ 또는 InnateAQ 간에 주로 유의한 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 CASH ETR의 경우보다 GAAP ETR의 측정치로 계산된 TAXAGG에서 더 뚜렷한 결과를 보였다. 그러나 TAXAGG와 DiscAQ 간에는 양(+)의 관계가 관찰되지 않았다. 둘째, 감사인 교체 표본이나 감사인 유지 표본 모두 TAXAGG와 TotalAQ 또는 InnateAQ 간에 주로 유의한 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났으며, 앞서의 경우와 같이 CASH ETR의 경우보다 GAAP ETR로 측정된 TAXAGG에서 더 뚜렷한 관계가 나타났다. 이상의 결과로 볼 때, Big 4 감사인 여부로 측정된 감사품질이나 감사인 교체여부에 따른 표본의 결과 역시 〈표 5〉 및 〈표 6〉의 검증결과와 별다른 차이를 보이지 않아 표본을 감사품질에 따라 나누어도 검증결과는 민감하지 않으며, 공통되게 가설은 지지된 결과로 나타났다.

Ⅴ. 결 론

본 연구는 상장기업에서 세무보고에 공격적인 성향이 높은 경우 재무보고의 질이 낮은지를 발생액의 질 측면에서 실증적으로 분석하였다. 나아가 선행연구인 Balakrishnan et al.(2012)의 연구범위를 확장하여 Francis et al.(2005)에서 제안된 총발생액의 질의 구성요소인 본질적 발생액의 질과 재량적 발생액의 질 중 어떤 특성의 정보위험이 세무보고 공격성과 보다 더 밀접한 관련성이 있는지에 대해서도 살펴보았다. 또한 추가분석에서는 앞서의 두 변수 간의 관계가 재벌집단에 속한 여부에 따라 다른지와, 그리고 IFRS 의무도입 전후기간에 따라 세무보고의 공격성과 낮은 발생액의 질 간에 양(+)의 관계가 더 강화 또는 약화되는지를 알아보았다.

이를 위하여 본 연구는 Dyreng et al.(2008)의 방법에 따라 5년간 누적유효세율인 GAAP ETR과 CASH ETR 측정치를 이용하였고, 특히 세무보고

23) 예를 들어, IFRS와 재무분석가의 이익예측치 간의 관계를 분석한 선행연구들은 대체로 새로운 회계기준의 도입으로 인해서 IFRS 도입 이전보다 이후에 재무분석가들이 제공하는 이익예측의 정확성이 향상되었음을 보고하였다(Byard et al., 2011; Cotter et al., 2012; Horton et al., 2013; 남혜정, 2015). 또한 국내 선행연구들에서는 IFRS 의무도입 이후기간이 이전기간에 비해 재량적 발생액 또는 실제 이익조정 모두 감소되었음을 보고한 연구가 다수 존재한다(김경태, 2014; 차승민・문보영・전홍민, 2014; 박종일, 2015).

24) 한편, 지면상 별도의 표로 보고하지는 않았으나, 표본을 IFRS 전후기간으로 나누어 분석하는 대신 TAXAGG와 IFRS 변수간의 상호작용변수(TAXAGG*IFRS)를 모형식에 고려하여 추가분석을 수행해 보았다. 여기서 IFRS는 IFRS 의무도입 이후기간이면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정하였다. 분석결과에 따르면, GAAP ETR 및 CASH ETR로 측정한 TAXAGG*IFRS의 상호작용변수는 종속변수 TotalAQ, InnateAQ, DiscAQ에 대해 모두 유의한 음(-)의 결과로 나타났다. 이는 세무보고에 공격적인 기업이 IFRS 의무도입 이전보다 이후기간에서 발생액의 질과 그 구성요소와의 양(+)의 관계가 더 약화(weaken)되었음을 나타낸다.

에 공격성이 높은 기업의 구간 파악을 위하여 Donohoe and Knechel(2014)의 방법에 따라 각 ETR 측정치를 기준으로 5분위수로 나누어 이중 가장 낮은 분위수에 속한 기업을 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업으로 정의한 후 발생액의 질과의 관계를 살펴보았다. 발생액의 질 역시 5년간의 자료를 이용하여 Francis et al.(2005)의 방법에 따른 총발생액의 질과 이를 분해한 본질적 발생액의 질과 재량적 발생액의 질로 나누어 측정하였다. 분석기간은 IFRS 도입 전후 각 4년간으로 2007년부터 2014년까지 8년간이고, 표본은 금융업을 제외한 12월 결산법인으로 유가증권상장과 코스닥상장기업을 대상으로 분석하였다.

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 발생액의 질에 영향을 미칠 것으로 예상되는 일정 변수를 통제한 후에도 세무보고에 공격성이 높은 구간의 기업은 그렇지 않은 구간의 경우에 비해 총발생액의 질뿐만 아니라 본질적 발생액의 질도 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 세무보고에 공격적인 기업이면 재무보고의 질이 낮아 정보위험이 높고 미래 현금흐름의 예측에 있어 불확실성은 더 증가된다는 것을 의미하며, 특히 국내 상장기업에서 세무보고 공격성이 높은 기업은 주로 본질적 발생액의 질과 더 관련성이 있음을 시사한다. 한편, 이러한 결과는 세무보고 공격성을 지시변수 대신 각 ETR 측정치에 대해 연속변수로 측정한 후 분석하여도 앞서와 일치된 결과로 나타났다. 둘째, 추가분석으로 표본을 재벌집단 여부에 따라 나누어 분석하면 앞서의 첫 번째 결과는 주로 비재벌집단 표본에 기인한 것으로 나타났다. 이와 대조적으로, 재벌집단 표본의 경우는 두 가지 ETR 측정치에 상관없이 세무보고에 공격성이 높은 구간의 기업이 그렇지 않은 경우에 비해 오히려 총발생액의 질 및 재량적 발생액의 질이 더 높게 나타났다. 이는 재벌집단 여부에 따라 세무보고 공격성과 발생액의 질 간의 관계에 차별적인 반응이 나타남을 시사한다. 또한 표본을 IFRS 도입 전후기간으로 나누어 분석하면 앞서의 첫 번째 결과는 주로 IFRS 도입 이전기간에 기인한 것으로 나타났다. 즉 IFRS 의무도입 이전보다 이후기간에서 세무보고 공격성과 낮은 총발생액의 질 또는 재량적 발생액의 질 간에 양(+)의 관계가 더 약화된 결과로 나타났다. 이는 새로운 회계기준이 도입됨에 따라 정보환경의 변화로 세무보고의 공격성과 낮은 발생액의 질 간의 양(+)의 관계가 약화된 것으로 보인다.

이상의 본 연구결과는 다음과 같은 측면에서 관련연구에 추가적인 공헌과 유용한 시사점을 제공할 것으로 기대된다. 첫째, 조세회피를 다룬 국내의 과거 연구들은 대부분 조세회피와 기업가치 간의 관계를 살펴본 연구가 많았고, 또한 조세회피 성향에 대한 시장반응(예로, 감사보수, 감사시간 등의 감사인 측면, 채권자의 대출이자율 측면, 신용평가기관의 회사채 신용등급, 재무분석가의 이익예측오차)을 살펴본 연구가 많았다. 특히 전자의 결과는 혼재된 증거를 보인 반면, 후자는 대부분이 기업의 조세회피 성향이 높을 때 시장에서 부정적인 영향을 초래한다는 결과가 많았다. 그러나 이들 연구들의 경우 Balakrishnan et al.(2012)을 제외하면 시장에서 조세회피가 부정적인 영향이 나타난 결과의 원인에 대해서는 추가적으로 조사하지 않았다. 따라서 본 연구는 세무보고에 공격성이 높은 기업이 덜 투명한 정보환경에 있는지를 발생액의 질 측면에서 살펴본 후, 기대와 일치하게 조세회피 성향이 높은 기업에서 보다 재무보고의 질이 낮음을 국내 상장기업을 대상으로 보여주었다는데 의의가 있다. 특히 선행연구들에서 기업이 조세회피에 보다 공격적

일수록 시장에서 부정적인 영향이 나타남을 보여준 원인 중 하나가 낮은 재무보고의 질, 즉 정보위험과 체계적인 관련이 있을 수 있음을 본 연구결과는 제시해 주고 있다. 이러한 사항은 학술적으로도 기존에 발견된 현상의 원인을 파악하기 위하여 본 연구는 조세회피에 적극적인 기업에 내재된 정보위험을 재무보고의 질 측면에서 탐구하고, 또한 선행연구의 범위를 보다 확장한 증거를 보여주고 있다는 점에서 본 연구의 발견은 관련연구의 결과에 대한 이해의 폭을 넓히는 데도 유용하다. 둘째, 관련연구인 Balakrishnan et al.(2012)의 연구에서는 세무보고 공격성과 기업투명성과의 관계를 알아보는 과정에서 추가로 세무보고 공격성과 낮은 발생액의 질 간에 양(+)의 관계가 있음을 총발생액의 질 측면에서 보고하였다. 이와 달리, 본 연구는 앞서의 선행연구를 보다 확장시켜 세무보고 공격성과 총발생액의 질뿐만 아니라 그 원천인 구성요소(본질적 발생액의 질과 재량적 발생액의 질)와의 각 관계에 대해서도 알아봄으로써 이와 관련한 정보를 제공한다는 점에서 관련연구에 보다 추가적인 증거를 제공한다. 마지막으로, 본 연구의 추가분석에서는 재벌집단 소속여부에 따라, 또는 새로운 회계기준인 IFRS 의무도입 전후기간에 따라 세무보고 공격성과 낮은 발생액의 질 간의 양(+)의 관계가 차별적인 반응이 있음을 보여주었다. 이상의 본 연구의 발견은 아직까지 국내 조세회피를 다룬 과거 연구들에서는 잘 알려지지 않은 결과라는 점에서 학계의 관련연구에 추가적인 실증적 증거를 제공할 것으로 기대된다. 아울러, 본 연구결과는 투자자, 실무계 및 규제당국이나 정책입안자들에게도 국내 상장기업들에서 세무보고에 공격성이 높은 경우 재무보고의 질과는 어떤 관련성이 있는지에 관한 전반적인 이해에도 유익한 시사점을 더불어 제공해 줄 것으로 기대된다.

이상의 유익한 시사점 및 공헌점의 제공에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 측면에서 분석상에 한계가 있다. 첫째, 본 연구의 모형설정상에 고려되지 않은 생략된 변수(omitted variable)의 문제는 여전히 남아 있다. 둘째, 본 연구는 관심변수의 측정 시 세무보고에 공격적인 성향의 기업을 파악하기 위해 누적유효세율을 이용한 5년간 세전이익이나 세전영업현금흐름이 연도별로 영(0) 및 음(-)의 값을 가진 기업을 표본에서 제외했기 때문에 상대적으로 재무구조가 건전한 기업이 분석되는 자기선택 편의(self-selection bias) 문제가 있을 수 있다. 셋째, 식(4) 및 식(5)의 모형식에서 총발생액의 질 및 그 구성요소인 본질적 발생액의 질과 재량적 발생액의 질 모두는 추정과정이 불가피하게 수반되므로 측정오차(measurement error)의 문제가 있을 수 있다. 이러한 분석상의 한계는 결과의 해석에 고려될 필요가 있다. 한편으로, 이러한 분석상의 한계는 본 연구만이 가지는 문제라기보다는 해당 주제를 다루는 경험적 연구들에서도 나타날 수 있는 공통된 사항이기도 하다.

참고문헌

강명헌(1999), "재벌개혁과 기업지배구조," **한국경제연구**, 3(1), 113-151.

강정연 · 고종권(2014), "기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향," **회계학연구**, 39 (1): 147-183.

강정연 · 김영철(2012), "조세회피와 소유구조," **세무학연구**, 29(2), 37-67.

고윤성 · 김지홍 · 최원욱(2007), "조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구," **세무학연구**, 24(4), 9-40.

고윤성 · 백혜원(2010), "가족기업의 조세회피 성향에 관한 연구," **세무와회계저널**, 27(2), 49-76.

고재민 · 김상일 · 이호영(2009), "감사품질의 대용치와 발생액의 질의 상관관계," **회계학연구**, 34(2), 1-43.

권수영 · 기은선 · 서호준(2012), "발생액의 질이 미래이익에 대한 주가 정보성에 미치는 영향," **경영학연구**, 41(1), 139-169.

기은선(2012), "기업의 사회적 책임활동이 조세회피 및 조세회피에 대한 시장반응에 미치는 영향," **경영학연구**, 29(2), 107-136.

기은선, 이광숙(2015), "장기적인 조세회피 관리 능력이 기업 가치에 미치는 영향," **2015년 한국세무학회 추계학술발표대회 발표논문집**: 279-302.

김경태(2014), "K-IFRS 제도 변경이 이익조정에 미치는 영향: 감사법인 규모를 중심으로," **회계 · 세무와 감사 연구**, 56(1), 117-142.

김수정 · 박종훈 · 김창수(2012), "기업집단의 최고경영자 활용 및 퇴출에 관한 연구: 재벌집단과 비재벌집단 간 비교," **경영학연구**, 41(3), 483-510.

김은주 · 조용언(2012), "조세회피와 감사품질과 타인자본비용의 관련성," **국제회계연구**, 44, 279-300.

김정교 · 유순미 · 김현진(2009), "내부회계관리제도의 취약점과 발생액의 질," **회계저널**, 18(4), 33-64.

김지홍 · 우용상(2009), "특수관계자와의 거래가 발생액의 질에 미치는 영향," **회계정보연구**, 27(1), 133-156.

김진태 · 배종일 · 심충진(2013), "기업의 이익조정 유형과 조세회피: 적자회피 기업과 Big bath 기업을 중심으로," **기업경영연구**, 20(2), 61-75.

김진회 · 정재욱(2006), "기업의 재무적 특성이 조세회피 행위에 미치는 영향," **세무학연구**, 23(4), 97-123.

남혜정(2015), "한국채택국제회계기준의 도입과 재무분석가의 이익예측치 특성," **경영학연구**, 44(3), 933-956.

박미영(2012), "감사인 특성과 조세회피," **세무와회계저널**, 13(3), 191-219.

박성종 · 박재환(2016), "실제이익조정을 이용한 조세회피 전략에 관한 연구," **회계 · 세무와 감사 연구**, 58(1), 169-204.

박수원 · 이효익(2005), "법인세추징세액의 결정요인에 관한 연구," **세무학연구**, 22(1), 133-155.

박종국 · 홍영은(2009), "조세회피와 외국인지분율," **세무학연구**, 26(1), 105-135.

박종일(2015), "IFRS 도입이 실제 이익조정에 미친 영향," **세무와회계저널**, 16(5), 65-110.

박종일 · 곽수근(2007), "감사인 교체와 감사품질," **회계와 감사연구**, 46, 191-226.

박종일 · 지승민(2016a), "기업의 세무보고 공격성 여부가 회사채 신용등급에 영향을 주는가?," **회계저널**, 25(3), 55-97.

박종일 · 지승민(2016b), "세무보고 공격성이 감사인이 인지한 기대감사시간, 실제 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향," **회계저널,** 25(2), 389-434.

손언승 · 양동훈 · 이상철 · 김갑순(2012), "기업지배구조가 조세절감활동과 기업가치의 관련성에 미치는 영향에 대한 연구," **세무와회계저널**, 13(3), 385-419.

신용준 · 최은식 · 김상영(2011), "조세회피 성향이 기업의 이익조정에 미치는 영향," **상업교육연구**, 25(2), 63-82.

신현한 · 장진호(2005), "최고경영자 교체에 영향을 미치는 요인분석: 경영성과, 전문경영자, 대규모기업집단," **경영학연구**, 34(1), 289-311.

심충진 · 김문현 · 이종운(2006), "재무-세무보고이익간의 차이와 세무조사 및 추징세액에 대한 실증연구," **세무학연구**, 23(4), 9-27.

윤성수 · 이광숙 · 기은선(2015), "조세전략과 기업가치," **2015년 한국세무학회 추계학술발표대회 발표논문집**, 137-156.

임진윤(2006), "세무조사 추징세액의 크기에 영향을 미치는 요인에 관한 연구," **세무학연구**, 23(3), 166-190.

전주성(2011), "조세회피와 기업가치: 지배구조의 역할을 중심으로," **재정학연구**, 4 (4): 59-85.

정용수 · 이윤원 · 조용언(2011), "기업지배구조가 세무신

고 공격성에 미치는 영향," **세무학연구**, 28(2), 9-40.

차승민 · 문보영 · 전홍민(2014), "한국채택국제회계기준(K-IFRS)의 도입이 경영자의 실물적 이익조정에 미치는 영향," **세무와회계저널**, 15(6), 55-81.

최 관 · 박종일 · 문해원(2015), "비정상 낮은 감사보수가 이익의 질에 영향을 주는가? : 비상장기업에 대한 실증적 증거," **회계 · 세무와 감사 연구**, 64, 1-49.

최 관 · 백원선(2007), "현금전환가능성에 따른 발생액의 질과 시장이상현상," **회계 · 세무와 감사 연구**, 32, 1-26.

Armstrong, C. S., J. L. Blouin, and D. F. Larcker (2012), "The Incentives for Tax Planning," *Journal of Accounting and Economics,* 53 (1), 391-411.

Ashbaugh, H., R. LaFond, and B. Mayhew(2003), "Do Nonaudit Services Compromise Auditor Independence? Further Evidence," *The Accounting Review,* 78(3), 611-639.

Balakrishnan, K., J. Blouin, and W. Guay(2012), "Does Tax Aggressiveness Reduce Financial Reporting Transparency?," *Working paper*. University of Pennsylvania.

Becker, C, L., M, L, DeFond., J, Jiambalvo., and K, R, Subramanyam(1998), "The Effect of Audit Quality on Earnings Management," *Contemporary Accounting Research,* 15(1), 1-24.

Byard, D., Y. Li, and Y. Yu(2011), "The Effect of Mandatory IFRS Adoption on Financial Analysts' Information Environment," *Journal of Accounting Research,*49(1), 69-96.

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.

Cotter, J. A. Tarca, and M. Wee(2012), "IFRS Adoption and Analysts' Earnings Forecasts: Australian Evidence," *Accounting and Finance,* 52, 395-419.

Crocker, K. and J. Slemrod(2005), "Corporate Tax Evasion with Agency Cost," *Journal of Public Economics,* 89, 1593-1610.

Dechow, P. M. and I. D. Dichev(2002), "The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors," *The Accounting Review,* 77(4), 35-60.

Desai, M. and D. Dharmapala(2009), "Corporate Tax Avoidance and Firm Value," *The Review of Economics and Statistics,* 91(3), 537-546.

Desai, M. and D. Dharmapala(2006), "Corporate Tax Avoidance and High Powered Incentives," *Journal of Financial Economics,* 79, 145-179.

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.

Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper (2005), "The Market Pricing of Accruals Quality," *Journal of Accounting & Economics,* 39(2), 295-327.

Graham, J. R., M. Hanlon, T, Shevlin, and N. Shroff(2014), "Incentives for Tax Planning and Avoidance: Evidence from the Field," *The Accounting Review,* 89(3), 991-1023.

Gray, P. P. S. Koh, and Y. H. Tong(2009), "Accruals

Quality, Information Risk and Cost of Capital: Evidence from Australia," *Journal of Business Finance & Accounting,* 36(1) & (2), 51-72.

Hanlon, M. and J. Slemrod(2009), "What does Tax Aggressiveness Signal? Evidence from Stock Price Reaction 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.

Horton, J., G. Serafeim, and I. Serafeim(2013), "Does Mandatory IFRS Adoption Improve the Information Environment?," *Contemporary Accounting Research,* 30(1), 388-423.

Jensen, M. and W. Meckling(1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics,* 3, 305-360.

Jones, J. J.(1991), "Earnings Management During Import Relief Investigations," *Journal of Accounting Research,* 29, 193-228.

Khanna, T. and K. Palepu(2000), "Is Group Affiliation Profitable in Emerging Markets? An Analysis of Diversified Indian Business Groups," *Journal of Finance,* 55(2), 867-891.

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.

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.

Scharfstein, D. S. and J. C. Stein(2000), "The Dark Side of Internal Capital Market: Divisional Rent-seeking and Inefficient Investment," *Journal of Finance,* 55(6), 2537-2564.

Scholes, M. and M. Wolfson(1992), "Taxes and Business Strategy: A Planning Approach," Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ.

Slemrod, J.(2004), "The Economics of Corporate Tax Selfishness," *National Tax Journal,* 57, 877-899.

Wilson, R.(2009), "An Examination of Corporate Tax Shelter Participants," *The Accounting Review,* 84, 969-999.

The Effect of Corporate Tax Aggressiveness on Accruals Quality: Focused on the Innate and Discretionary Components of Accruals Quality

Jongil Park* · Seungmin Chee** · Jae Eun Shin***

Abstract

This study empirically examines the effect of corporate tax aggressiveness on information risk proxied by accruals quality. Also, this study distinguishes accruals quality driven by economic fundamentals (innate AQ) versus management discretion (discretionary AQ) following Francis et al.(2005) and investigates whether corporate tax aggressiveness affect accruals quality differently depending on the source of accruals quality. In the additional analysis, we partition the sample into Chaebol versus non-Chaebol firms and test whether the relation between corporate tax aggressiveness and accruals quality is different for Chaebol vs. non-Chaebol firms. Further, we test whether the relation between corporate tax aggressiveness and accruals quality has changed since the adoption of IFRS. We measure tax aggressiveness using GAAP ETR and CASH ETR introduced by Dyreng et al.(2008) and classify firms as tax aggressive if they are in the lowest quintile of GAAP ETR or CASH ETR by year within the same industry following Donohoe and Knechel(2014). Our sample covers listed firms in Korea in non-financial industries with fiscal year-end in December from 2007 to 2014.

Earlier studies view corporate tax aggressiveness as increasing firm value since aggressive tax strategy saves tax payments and cash outflows. In contrast, recent papers focus on agency problem related with tax avoidance activities. For example, aggressive tax positions can decrease firm value by increasing potential tax and nontax costs. Such costs include firm's

* Professor, School of Business, Chungbuk National University, First Author
** Assistant Professor, Business School, Korea University, Corresponding Author
** Ph. D. Student, Business School, Korea University, Co-Author

reputation penalty and can be considerably large in cases where aggressive tax positions are successfully challenged by tax authorities(Slemrod, 2004).

Additionally, managers may engage in tax aggressive activities to extract private benefits rather than to increase firm value. In such cases, aggressive tax positions may increase information asymmetry because opportunistic managers have incentive to engage in complicated transactions and obscure reporting to muddy their opportunistic behaviors(Balakrishnan et al., 2012; Donohoe and Knechel, 2014). Consistently, recent studies argue that corporate tax avoidance activities exacerbate information asymmetry and impair quality of financial reporting and disclosures(Balakrishnan et al., 2012; Park, 2012; Kang and Ko, 2014).

We document several findings. First, we find that firms classified as tax aggressive are more likely to report low quality accruals, suggesting that tax aggressive firms produce low quality financial reports with high information risk. When we disaggregate accruals quality into innate versus discretionary component, corporate tax aggressiveness does not affect discretionary accruals quality while it significantly impairs innate portion, implying that tax aggressiveness is mostly related with information risk driven by firm fundamentals. Such result remains valid when we measure tax aggressiveness as continuous value of ETR instead of dichotomous variable. Second, when we classify sample into Chaebol versus non-Chaebol firms, tax aggressiveness impairs accruals quality for non-Chaebol firms while tax aggressiveness is positively related with accruals quality for Chaebol firms. Third, when we partition the sample into pre- versus post-IFRS period, we find that the negative relation between tax aggressiveness and accruals quality is attenuated since the adoption of IFRS. The result suggests that the adoption of IFRS improves information environment in general(e.g. Byard et al., 2011; Cotter et al., 2012; Horton et al., 2013; Nam, 2015 etc) and lowers information risk proxied by accruals quality.

This study contributes to the literature examining corporate tax aggressive activities. Prior research in this area investigates corporate tax aggressiveness' relation with firm value(Desai and Dharmapala, 2009; Ko, 2007; Ki, 2012; Kang and Ko, 2014; Yoon, 2015; Ki and Lee, 2015), stock returns(Hanlon and Slemrod, 2009; Kim et al., 2011; Choi and Kim, 2015), cost of debt(Kim and Cho, 2012), audit fees(Donohoe and Knechel, 2014), audit hours(Park and Chee, 2016b), analyst' earnings forecast errors(Balakrishnan et al., 2012), and credit ratings (Park and Chee, 2016a). Our study is different in that we examine direct relation between tax aggressiveness and information risk measured as accruals quality. This research provides implications to academicians, practitioners, and regulators since this is the first study documenting

that corporate tax aggressiveness amplifies information risk proxied by accruals quality using Korean data.

Key words: Tax aggressiveness, Accruals quality, Innate accruals quality, Discretionary accruals quality, Chaebol vs. non-Chaebol firms, Pre- and Post-IFRS adoption

• 저자 박종일은 현재 충북대학교 경영대학 경영학부의 재무회계 전공 교수로 재직 중이다. 홍익대학교 경영대학 경영학부를 졸업하였으며, 동 대학의 대학원에서 경영학석사 및 박사학위(회계학 전공)를 취득하였다. 주요 연구분야는 이익의 질, 감사품질, 조세회피, 기업지배구조 및 재무분석가의 이익예측치의 특성 등이다.

• 저자 지승민은 현재 고려대학교 경영대학 회계 전공 조교수로 재직 중이다. 연세대학교 경영대학 경영학과를 졸업하였으며, UC Berkeley에서 회계전공 박사학위를 취득하였다. 주요 연구분야는 기업지배구조 및 이익의 질 등이다.

• 저자 신재은은 현재 고려대학교 경영대학 회계 전공 박사과정 학생이다. 고려대학교 정경대학 경제학과를 졸업하였으며, 서울대학교에서 회계 전공 경영학석사를 취득하였다. 주요 연구분야는 이익조정, 조세회피 등이다.