

## 세무보고 공격성이 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향\*

박종일(주저자)

충북대학교 경영대학 경영학부 교수  
(parkjil@chungbuk.ac.kr)

지승민(교신저자)

고려대학교 경영대학 경영학부 조교수  
(schee@korea.ac.kr)

신재은(공저자)

고려대학교 경영대학 박사과정  
(jaeeun84@gmail.com)

본 연구는 기업이 세무보고에 공격적인 경우 재무분석가의 이익예측의 정확성, 편의 및 분산에 어떤 영향을 주는지를 실증적으로 분석하였다. 국내의 이전 연구들은 대부분이 투자자 측면에서 조세회피와 Tobin's Q로 측정된 기업가치 간의 관계를 분석하였으나, 혼재된 증거를 보여 왔다. 이와 달리, 본 연구는 기업분석에 보다 전문성이 있고, 또한 자본시장에서 정보중개인의 역할을 수행하는 재무분석가 측면에서 기업이 세무보고에 공격적일 때 이익예측오차에는 어떤 영향을 미치는지를 규명하였다. 이를 위해서 기업의 조세회피 성향의 파악은 Dyreng, Hanlon, and Maydew(2008) 및 Guenther, Krull, and Williams(2014)의 방법에 따라 세 가지 조세회피 측정치를 이용하였다. 구체적으로는 5년간의 누적유효세율로 측정되는 전통적인 유효세율(GAAP ETR), 현금유효세율(CASH ETR) 및 영업현금흐름 기준 유효세율(CFO ETR)이다. 특히 본 연구에서는 세무보고 공격성이 높은 기업의 구간 설정을 위하여 Donohoe and Knechel(2014)의 방법에 따라 측정하였다. 즉 앞서의 세 가지 각 ETR을 기준으로 5분위수로 나눈 후 이중 가장 낮은 분위수에 속한 기업에 대해 세무보고의 공격적 성향이 높은 기업으로 정의한 후 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 이익예측의 정확성, 편의 및 분산 측면에서 살펴보았다. 분석기간은 2004년부터 2013까지이며, 표본은 금융업을 제외한 12월 결산법인 중 재무분석가의 이익예측 정보가 이용가능한 유가증권상장과 코스닥상장기업이다.

실증결과는 다음과 같다. 첫째, 일정변수 및 제량적 발생액까지 통제한 후에도 세무보고 공격성이 높은 구간의 기업은 그렇지 않은 경우에 비해 재무분석가들이 산출하는 이익예측치의 정확성이 낮고, 낙관적 편의의 성향이 있으며, 또한 재무분석가 간의 이익예측의 분산 역시 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 세무보고에 공격적인 기업일수록 세무보고 위험이 높아 재무분석가들이 이들 기업의 미래이익을 예측하는데 있어 불확실성은 더 증가됨을 의미한다. 둘째, 추가분석에 따르면 IFRS 도입 이전기간이 이후기간보다 앞서의 결과인 세무보고 공격성과 이익예측오차(정확성, 편의, 분산 측면) 간의 양(+)의 관계가 더 뚜렷한 것으로 나타났다. 이는 IFRS 의무도입 이후 변화된 정보환경에 따라 세무보고 공격성이 높은 기업에 대한 재무분석가의 이익예측오차가 전반적으로 감소되었음을 시사한다. 마지막으로, 민감도 분석에 따르면 조세회피 변수인 ETR 측정치로 분석한 경우에도 전반적으로 앞서와 일관된 결과가 나타났으나, 특히 연속변수로 측정되는 ETR 측정치보다는 지시변수의 형태인 세무보고 공격성의 측정방법이 재무분석가의 이익예측오차와 양(+)의 관련성이 더 뚜렷한 것으로 나타났다. 이는 이전 연구들에서의 연속변수로 측정되는 조세회피 측정치보다는 세무보고 공격성이 높은 기업과 그렇지 않은 경우가 명시적으로 고려된 지시변수 측정치의 경우가 재무분석가의 이익예측오차와의 양(+)의 관계를 파악하는데 있어 더 유용한 측정방법임을 보여준다.

이상을 종합하면, 본 연구결과는 세무보고 공격성이 높은 기업의 경우 재무분석가들이 산출하는 이익예측치의 정확성이 떨어지고, 또한 이익예측치에 낙관적 편의의 성향이 있으며, 재무분석가 사이에 이익예측의 분산이 크다는 것을 보여주었다는데 의미가 있다. 한편, 아직까지 국내의 경우 재무분석가 측면에서 세무보고 공격성과 이익예측오차 간의 관계를 다룬 선행연구가 거의 없어 본 연구의 실증적 증거는 투자자 측면의 조세회피를 다룬 선행연구들에서 혼재된 증거가 보고되는 상황에서 관련연구에도 추가적인 증거를 제공해 줄 것으로 기대된다. 또한 재무분석가들이 산출하는 이익예측 정보는 주식시장에서 투자자들의 경제적 의사결정에 중요한 영향을 미치고 있기 때문에 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차 간 양(+)의 관계가 있음을 보여준 본 연구결과는 학계뿐만 아니라 투자자, 실무계 및 자본시장을 감독하는 규제기관에게도 유익한 시사점을 더불어 제공할 것으로 예상된다.

주제어: 세무보고 공격성, 재무분석가의 이익예측오차, 이익예측의 정확성, 편의, 분산, IFRS 도입 전후

최초투고일: 2016. 3. 15      수정일: (1차: 2016. 7. 27)      게재확정일: 2016. 8. 17

\* '충북대학교 발전기금재단을 통해 본 연구에 도움을 주신 (주)상산세라믹에 감사드립니다.' 또한 본 저자들은 심사과정에서 유익한 조언을 주신 익명의 두 심사자에게 감사의 말씀을 전합니다.

## 1. 서론

본 연구는 세무보고에 공격적인 성향이 있는 기업 (corporate tax aggressiveness; 이하 기업의 세무보고 공격성)이 그렇지 않은 경우에 비해 재무분석가 관점에서 이익예측치 산정시에 이를 어떻게 반영하고 있는지를 실증적으로 분석하였다. 즉 본 연구에서는 낮은 유효세율로 정의되는 세무보고에 보다 공격적인 기업에 대해 재무분석가가 어떠한 이익예측의 특성을 나타내는지 분석하고자 한다.

재무분석가는 주식시장에서 정보중개인의 역할을 수행하고 있으며, 특히 주식시장 참여자들에게 기업 가치(valuation)와 관련한 중요한 예측치 정보를 발표하고, 또한 과거 시계열적 자료를 이용한 이익예측보다 더 정확한 미래 이익예측치를 제공한다(Das, Levine, and Sivaramakrishnan, 1998). 예를 들어, Brown, Hagerman, Griffin, and Zmijewski (1987)은 과거 이익자료에 기초한 시계열 모형과 재무분석가의 이익예측치의 정확성 간을 비교한 결과에서 재무분석가는 시간적 이점(timing advantage)과 정보적 이점(informational advantage) 모두에서 우월성이 있다고 주장한다. 그럼에도 불구하고, 이전 여러 연구들에서는 재무분석가의 예측정보에는 낙관적 편향(예로, 이익예측치가 실제 이익을

초과하는)가 우세함을 보고하였다(O'Brien, 1988; McNichols and O'Brien, 1997; Easterwood and Nutt, 1999; Lim, 2001; Eames, Glover, and Kennedy, 2002 등).<sup>1)</sup> 뿐만 아니라, 선행연구들은 기업에 대한 이익예측력(earnings predictability)이 낮을수록 재무분석가의 이익예측오차(analysts' earnings forecast errors)가 커진다는 결과를 보고하였다(Das et al., 1998; Eames and Glover, 2003). 또한 이익의 질 또는 이익조정 수준과 이익예측오차 간의 관계를 분석한 연구들은 이익조정 수준이 높거나 이익의 질이 낮을 경우 회계정보의 신뢰성이 낮아져 재무정보에 기초한 재무분석가의 이익예측의 가능성이 감소됨을 주장한다. 예를 들어, 안윤영 · 유영태 · 조영준 · 신현한 · 장진호(2006), 임태균 · 정석우(2006) 및 김지홍 · 백혜원 · 고재민(2010) 등은 재량적 발생액 또는 발생액의 질로 측정된 이익의 질이 낮을수록 재무분석가의 이익예측 오차는 커짐을 보고하였다. 이는 이익의 질이 낮은 기업의 경우 재무분석가의 이익예측의 어려움과 복잡성은 더 증가됨을 나타내는 것이다.

기업이 세무보고에 공격적인 조세전략을 수행한다면 세후순이익과 세후현금흐름 모두 증가하여 기업이나 주주 입장에서는 긍정적인 측면이 있다. 그런데 최근 연구들은 소유와 경영이 분리된 상장기업의 경우는 이러한 조세회피 활동에 따라 유보된 자원이

1) 재무분석가들이 합리적인 예측치를 제공하지 못하는 경향을 비합리성(irrationality)이라고도 하며, 대표적인 예가, 재무분석가의 예측치에 낙관적 편향(optimistic bias)이 존재한다는 점이다. 이러한 재무분석가의 특성은 많은 선행연구들에서 실증적 증거를 제시해 왔다. 이제까지 재무분석가의 예측정보에서 낙관적 편향의 성향을 설명하려고 시도한 논문들의 논의를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 전략적 보고 편향(strategic reporting bias)에 따라 재무분석가는 이익예측가능성이 낮을수록 의도적으로 낙관적 예측치를 발표한 후 사후적으로 그 기업과 좋은 관계를 유지하여 경영자로부터 정보획득을 통해 우월한 기업정보에 접근하려는 경향이 있다(Das et al., 1998; Lim, 2001; Eames et al., 2002). 둘째, 선택적 편향(selection bias)로서 재무분석가는 합리적이고 신뢰할 수 있지만 그들이 알고 있는 것을 기업의 전망이 좋을 때만 선별적으로 보고하려는 경향이 있다(McNichols and O'Brien, 1997). 셋째, 인지적 편향(cognitive bias)에 따라 재무분석가는 호재는 과대평가하고 악재는 과소평가하여 낙관적 예측치를 보다 선호하려는 경향이 있다(Easterwood and Nutt, 1999). 하지만, 이러한 재무분석가의 낙관적 편향은 이익예측오차를 증가시키는 결과를 초래한다. 따라서 재무분석가의 이익예측이 정확하지 여부와 관련한 사항은 재무분석가의 특성을 살펴본 연구들에서는 중요한 이슈 중 하나였다.

정보비대칭 문제가 심화되어 있을수록 감시·감독이 어렵기 때문에 경영자는 자신의 사적 효익을 위하여 주주의 부로 귀속될 몫을 자신에게 이전시키는 대리인 문제(agency problem)가 발생할 수 있다고 주장한다(Slemrod, 2004; Desai and Dharmapala, 2006). 게다가, 기업의 조세회피행위에 따른 당기 조세비용(tax costs)의 절감효과는 향후 과세당국의 세무조사에서 합법적인 절세가 아닌 탈세로 적발된다면 오히려 기업의 미래 현금흐름이 더 악화될 수 있으며, 기업의 평판에도 악영향을 초래하여 결국 이러한 비조세비용(nontax costs)<sup>2)</sup>의 증가는 조세비용을 상쇄시킬 수 있다(Slemrod, 2004). 뿐만 아니라, 선행연구들에서는 세무보고 공격성이 높은 기업일수록 재무보고 위험(financial reporting risk)이 높고, 기업투명성(corporate transparency)이 낮으며, 자본시장과의 정보비대칭 수준 역시 높다고 주장한다(Chen, Chen, and Shevlin, 2010; Kim, Li, and Zhang, 2011; Balakrishnan, Blouin, and Guay, 2012; Donohoe and Knechel, 2014; 김은주·조용언, 2012 등). 이와 관련한 실증적 증거의 예로, Kim et al.(2011)은 기업의 조세회피행위는 차기 주가폭락(price crash)의 가능성과 유의한 양(+ )의 관계를, 김은주·조용언(2012)은 조세회피와 타인자본비용 간에 양(+ )의 관계를, 박종일·지승민(2016a)은 세무보고에 공격적인 기업의 회사채 신용등급이 낮음을 보고하였다. 또한 Chen et al.(2010) 및 Balakrishnan et al.(2012)

은 세무보고 공격성과 기업투명성 간에 음(-)의 관계를,<sup>3)</sup> Donohoe and Knechel(2014)은 세무보고 공격성이 높은 기업일수록 감사위험이 높아 감사보수와 양(+ )의 관계를, 또한 박종일·지승민(2016b)은 감사보수 이외에도 세무보고 공격성이 높은 기업이 감사인의 기대감사시간 및 실제 감사시간 모두 더 증가됨을 보고하였다. 이들 최근의 연구들에서의 공통된 증거는 세무보고 공격성이 높은 기업 또는 조세회피 성향이 높은 기업일수록 감사위험이 높고, 또한 자본시장에서의 정보위험이 높아 위험프리미엄이 발생한다는 것을 보여준다.

따라서 본 연구는 세무보고에 보다 공격적인 기업이 그렇지 않은 경우에 비해 재무보고위험이 높다는 앞서의 관련연구들의 주장 및 결과에 기초하여 이들 기업에 대해서 재무분석가 관점에서도 이익예측치를 발표할 때 이익예측오차가 커지는지를 알아보고자 한다. 즉 세무보고에 공격적인 기업에 대해 재무분석가의 이익예측오차가 커진다는 것은 이들 기업에 대해 재무분석가는 이익예측이 어려워 부정확하고 낙관적인 예측정보를 발표할 수 있으며, 또한 재무분석가 사이에 의견불일치에 따른 이익예측의 분산도 커져 이질적 예측치 정보를 산출할 수 있음을 의미한다. 그러한 점에서 본 연구는 재무분석가의 이익예측오차 중 이익예측의 정확성, 이익예측의 편의 및 이익예측의 분산 측면에서 세무보고 공격성과의 관계를 살펴보았다.<sup>4)</sup> 전술한 바와 같이 세무보고 공격성이 높은 기업이 그렇지 않은 경우와 비교하여 공

2) 예를 들어, Chen et al.(2010)은 조세회피에 반대되는 비조세비용으로 대리인비용, 정치적 비용 및 명예훼손비용 등을 논하고 있다.  
 3) Balakrishnan et al.(2012)은 세무보고 공격성과 기업투명성 간에 상충되는 관계가 있는지를 재무보고의 질 측면에서 살펴본 결과에서 세무보고 공격성과 낮은 발생액의 질 간에 양(+ )의 관계가 있음을 보고하였다.  
 4) 본 연구에서 이익예측의 정확성(accuracy)은 기업의 이익 실제치와 재무분석가의 이익예측치 간의 차이에 절대값(absolute value)을 취해 계산된 값이고, 이익예측의 편의(bias)는 앞서의 경우에 절대값을 취하지 않고 계산된 값이다. 특히 편의에서 낙관적 편의(비관적 편의)는 재무분석가의 이익예측치가 이익 실제치보다 더 높은(낮은) 경우이다. 또한 재무분석가의 특성과 편의를 다룬 선행연구들은 재무분석가의 경우 이익이 덜 예측가능할 때 낙관적 예측치의 발표가 증가됨을 보고해 왔다(Das et al., 1998; Easterwood and Nutt, 1999). 또한 낙관적 예측치의 발표는 음(-)의 이익충격(earnings surprise)과 부정적인 시장반응과도 관련이 있는 반

시된 재무보고의 질(financial reporting quality)이 낮다면 재무분석가의 이익예측오차는 커지고, 그 결과로 이익예측의 정확성이 낮고, 이익예측에서 낙관적 편이의 성향이 발생되며, 또한 재무분석가들 간에 이익예측의 분산은 커질 것으로 예상될 수 있다. 하지만 한편으로, 국내 상장기업들의 경우에는 소유와 경영이 분리된 기업도 있으나, 그렇지 않은 경우도 있기 때문에 Slemrod(2004)의 주장처럼 세무보고에 공격성이 높은 기업에 대해 재무분석가들이 대리인 관점에서 평가하는지는 실증적 의문사항에 귀결된다.

국외의 경우 Balakrishnan et al.(2012)은 세무보고 공격성과 기업투명성과의 관계를 알아보는 과정에서 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 분석한 결과, 세무보고에 공격적인 기업은 재무분석가의 이익예측의 정확성이 낮고, 이익예측의 분산은 커짐을 제시하였다. 그러나 국내의 경우는 대부분 조세회피와 Tobin's Q로 측정된 기업가치 간의 관계, 또는 주식수익률, 감사보수 등을 분석한 연구는 있으나, 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 체계적으로 다룬 연구는 전무했다는 점에서 본 연구는 의미가 있을 것으로 기대된다. 아울러 본 연구에서 관찰되는 실증적 증거는 앞서의 국내 선행연구에서 부족했던 부분을 보완하여 분석하고 있다는 점에서 관련연구에도 추가적인 증거를 제공할 것으로 보인다. 또한 재무분석가가 세무보고 공격성이 높은 기업에 대해 보다 정확한 이익예측치

를 산출하지 못한다면 재무분석가는 자본시장에서 정보중개인의 역할을 하고 있기 때문에 예측정보를 이용하는 투자자들의 합리적인 의사결정을 힘들게 할 수 있다. 따라서 본 연구의 실증적 결과는 학계뿐만 아니라 투자자, 실무계 및 자본시장을 규율하는 규제기관에게도 의미 있는 시사점을 더불어 제공해 줄 것으로 기대된다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 앞서 서론에 이어, 제Ⅱ장에서는 세무보고 공격성 또는 조세회피를 다룬 관련연구를 검토하고, 이를 기초로 가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 가설을 검증하기 위한 연구 모형의 제시, 변수의 정의와 측정 및 표본의 선정과정을 설명한다. 제Ⅳ장에서는 가설에 대한 실증분석 결과를 제시하고, 그 결과를 논의한다. 마지막으로, 제Ⅴ장에서는 본 연구결과를 요약하고, 본 연구의 시사점 및 추가적인 공헌과 분석상 한계에 대해 기술하였다.

## II. 선행연구의 검토와 가설의 설정

### 2.1 선행연구의 검토

조세회피 또는 세무보고 공격성을 다룬 이전 연구들은 크게 두 가지 측면에서 다루어졌다. 하나는 기업의 조세회피 성향에 영향을 미치는 결정요인

면에, 정확하고 비관적 예측치(accurate and pessimistic forecast)는 긍정적인 시장반응과 관계가 있다(Bartov, Givoly, and Hayn, 2002; Eames and Glover, 2003). 따라서 재무분석가의 예측치에서 낙관적 편의를 가진다는 것은 이익예측의 정확성이 낮음을 의미한다(Duru and Reeb, 2002). 그리고 이익예측의 분산(dispersion)은 재무분석가들이 발표한 이익예측치 간의 표준편차를 이용하여 측정된다. 따라서 이익예측의 분산이 높다면 재무분석가 사이에서 이익예측시 의견불일치 정도가 높음을 나타내므로, 역시 이익예측의 정확성은 감소된다. 그러한 점에서 이익예측의 정확성이 낮은 경우, 낙관적 편이가 나타나는 경우, 그리고 이익예측의 분산이 큰 경우 모두는 재무분석가의 이익예측오차와 밀접한 관련이 있으므로, 이와 관련해서 본 연구는 기술의 편의상 재무분석가의 이익예측오차라는 용어로 총칭하였다.

(determinants)에 대한 사항을 알아본 연구이고,<sup>5)</sup> 다른 하나는 기업의 조세회피의 경제적 결과(economic consequences)가 상이한 측면이 있음을 조사하기 위하여 시장반응과의 관계를 통해 살펴본 연구이다 (Hanlon and Heitzman, 2010). 본 연구는 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 살펴본다는 점에서 전자보다는 후자의 연구들과 보다 더 밀접한 관계가 있으므로, 기업의 조세회피 성향에 대한 시장반응을 살펴본 선행연구들을 중심으로 살펴보고자 한다.

먼저 투자자의 시장반응을 통해 살펴본 연구들은 조세회피행위와 Tobin's Q로 측정된 기업가치 또는 주식수익률, 그리고 차기 추가폭락의 가능성과의 관계를 분석하였다. 예를 들어, Desai and Dharmapala (2009)은 조세회피와 기업가치 간에 평균으로는 유의한 관계를 발견하지 못했으나, 기관투자자 지분율이 높은 경우 조세회피와 기업가치 간에 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 국내의 경우에도 조세회피와 Tobin's Q로 측정된 기업가치 간의 관계를 살펴본 연구들이 다수 존재한다(고윤성·김지홍·최원욱, 2007; 전주성, 2011; 손언승·양동훈·이상철·김갑순, 2012; 기은선, 2012; 강정연·고종권, 2014; 윤성수·이광숙·기은선, 2015; 기은선·이광숙, 2015).

고윤성 외(2007)는 Desai and Dharmapala (2006; 이하 DD\_BTD)의 방법에 따라 BTD(book-tax income differences)에서 총발생액으로 설명되

지 않는 잔차를 이용한 조세회피 측정치와 기업특성 및 기업가치와의 관계를 분석하였다. 이중 조세회피와 기업가치 간의 관계에서는 유의한 양(+)의 관계를 보고하였다. 이 연구는 이러한 결과에 대해 조세회피를 통한 현금유출의 감소는 기업가치에 긍정적인 결과를 초래한다고 해석하였다. 윤성수 외(2015)도 장기 유효세율(ETR)을 이용하여 Balakrishnan et al.(2012)의 방법으로 측정된 세무보고 공격성과 기업가치 간에 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 또한 이 연구는 공격적인 세무보고를 수행하는 기업의 세후영업현금흐름은 그렇지 않은 기업의 경우와 비교할 때 그 가치가 평가절하 된다는 결과도 제시하였다. 기은선·이광숙(2015)도 세무보고 공격성과 기업가치 간에 양(+)의 관계를 보고하였고, 또한 조세회피의 지속성이 높고 변동성이 낮을수록 조세회피 성향과 기업가치 간의 양(+)의 관계는 강화됨을 제시하였다. 이와 달리, 전주성(2011)은 DD\_BTD를 이용한 조세회피와 기업가치 간에 유의한 관계를 발견하지 못하였다. 반면, 기은선(2012) 및 손언승 외(2012) 모두 DD\_BTD를 이용한 조세회피와 기업가치 간에 유의한 음(-)의 관계가 나타남을 보고하였다. 또한 강정연·고종권(2014)도 앞서의 연구들에서 이용된 다양한 조세회피 측정치를 분석한 결과 모두 조세회피와 기업가치 간에 음(-)의 관계가 있음을 보고하였다. 이 연구는 이러한 결과에 대해 Slemrod(2004)가 주장<sup>6)</sup>하는 대리

5) 기업의 조세회피 성향에 영향을 미치는 결정요인을 알아본 연구들은 다음의 측면에서 분석이 주로 수행되었다. 예를 들어, 재무적 특성으로 측정된 기업특성이 조세회피와 관련성이 있는지를 살펴본 연구(Gupta and Newberry, 1997; 김진희·정계옥, 2006; 고윤성 외, 2007), 경영자의 보상유인이 조세회피에 영향을 미치는지를 알아본 연구(Phillips, 2003; Desai, Dyck, and Zingales, 2007), 기업지배구조의 특성이 조세회피에 미치는 영향을 알아본 연구(Desai and Dharmapala, 2006; 정용수·이윤원·조용언, 2011; 박미영, 2012; 강정연·고종권, 2014), 소유구조와 조세회피와의 관계를 살펴본 연구(Desai and Dharmapala, 2009; Chen et al., 2010; 박종국·홍영은, 2009; 강정연·김영철, 2012) 등이다.

6) Slemrod(2004)은 조세회피행위 자체보다 소유와 경영이 분리된 기업 상황에서 경영자의 조세회피는 대리인 문제를 내포한다고 주장한다. 즉 이 연구는 소유와 경영이 분리가 된 기업의 조세회피 활동은 주인-대리인 관점에서 판단할 필요가 있으며, 소유와 경영의 분리 자체가 경영자에게 기업의 조세회피 의사결정에서 사적이익을 추구하는 문제를 초래한다고 보았다.

인 관점의 예상과 같이 조세회피를 하는 기업은 비조세비용 역시 상당히 클 수 있기 때문에 이러한 측면이 세금절감효과를 초과하여 기업가치에 부정적인 영향을 초래하는 것으로 해석하였다.

최정호 · 김미영(2015)은 관계회사매출과 조세회피 및 주식수익률과의 관계를 연구하였다. 이중 DD\_BTD 모형을 이용한 조세회피 측정치와 주식수익률 간의 관계는 기업의 조세회피 정도가 클수록 주식수익률은 증가됨을 보고하였다. 이와 달리, Kim et al.(2011)은 기업의 조세회피 정도가 클수록 차기 추가폭락의 가능성과 양(+)의 관계가 있음을 제시하였다. 또한 이 연구는 외부통제 메커니즘이 강할수록(예로, 기관투자자 지분율이 높고, 재무분석가 수가 많고, 인수위협이 높을 때) 조세회피와 폭락위험(crash risk) 간에 양(+)의 관계가 약화됨을 보고하였다. 이외에도 조세회피와 감사인의 반응 또는 채권자 측면의 부채조달비용과의 관계를 분석한 연구가 있다. 예를 들어, Donohoe and Knechel(2014)은 장기 유효세율(ETR)로 측정되는 세무보고 공격성이 높은 기업이 그렇지 않은 경우보다 외부감사인의 감사위험이 증가하여 감사보수가 높음을 보고하였다. 또한 국내 연구로 심충진(2009)도 앞서와 동일한 결과를 보고하였고, 박종일 · 지승민(2016b)은 세무보고 공격성이 높은 기업의 경우가 감사위험이 높아 감사인의 기대감사시간, 실제 감사보수 및 감사시간 모두 증가된다는 결과를 보여주었다. 그리고 김은주 · 조용연(2012)은 장기 유효세율(ETR)로 측정되는 조세회피 성향이 높은 기업일수록 부채조달비용이 증가된다는 결과를, 박종일 · 지승민(2016a)은 세무보고 공격성이 높은 기업의 회

사채 신용등급이 낮음을 보고하였다.

한편, Balakrishnan et al.(2012)은 공격적인 세무보고를 수행하는 기업이 덜 투명한 정보환경에 있는지를 조사하기 위하여 재무보고의 투명성(financial transparency)과 서로 상충관계에 있는지를 연구하였다. 특히, 이 연구는 세무보고 공격성에 대한 새로운 측정치를 제안하고, 이 측정치와 발생액의 질 또는 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 통해 기업투명성과의 관련성을 살펴보았다. 분석결과는 공격적인 세무보고 성향이 높은 기업일수록 재무분석가의 이익예측의 정확성이 낮고, 이익예측의 분산이 크며, 또한 매입-매도 스프레드로 측정된 정보비대칭 역시 증가한 반면, 발생액의 질은 감소된다는 결과를 제시하였다. 이 연구는 이에 기초하여 새롭게 제안된 세무보고 공격성 측정치의 타당성뿐 아니라 세무보고 공격성이 높은 기업일수록 기업투명성이 전반적으로 낮음을 보여주었다는데 의의가 있다.<sup>7)</sup>

이상의 선행연구의 결과들을 종합해 볼 때 투자자 측면의 경우 조세회피 또는 세무보고 공격성 간에 양(+)의 관계를 관찰한 연구(고운성 외, 2007; 윤성수 외, 2015; 기은선 · 이광숙, 2015)와 음(-)의 관계를 보고한 연구(기은선, 2012; 손연승 외, 2012; 강정연 · 고종권, 2014), 또한 두 변수 간에 평균적으로 관련성을 발견하지 못한 연구(Desai and Dharmapala, 2009; 전주성, 2011) 모두 보고되어 검증결과 측면은 혼재된 증거를 보여 왔다. 또한 조세회피 성향이 높은 기업일수록 주식시장에서 투자자들의 반응에 긍정적인 영향을 준다는 결과를 보고한 연구(최정호 · 김미영 2015)와 부정적인 영향을 보고한 연구(Kim et al., 2011)가 있어 상

7) Balakrishnan et al.(2012)의 연구와 유사하게 Chen, Huang, Pereira, and Wang(2011)의 경우도 조세회피와 기업의 불투명성(firm opacity) 간에 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다.

반된 증거를 보였다. 반면, 투자자 측면의 시장반응 이외에 감사인 측면에서는 세무보고 공격성이 높은 기업일수록 감사보수, 기대감사시간 및 실제 감사시간이 증가됨을(Doehoe and Knechel, 2014; 심충진, 2009; 박종일·지승민, 2016b), 채권자 측면에서 부채조달비용이 증가됨을(김은주·조용언, 2012), 신용평가기관 측면에서 회사채 신용등급이 낮음을(박종일·지승민, 2016a), 그리고 재무분석가 측면에서 이익예측오차가 크고, 정보비대칭 수준도 증가됨을 보고하였다(Balakrishnan et al., 2012).

그런데 앞서 전술한 국내 조세회피를 다룬 선행연구들의 특성에서 알 수 있듯이, 국내의 경우에 조세회피 또는 세무보고 공격성과 투자자 측면에서 Tobin's Q로 측정된 기업가치 간의 관계를 분석한 연구들이 대부분이고(고윤성 외, 2007; 전주성, 2011; 기은선, 2012; 손연승 외, 2012; 강정연·고종권, 2014; 윤성수 외, 2015; 기은선·이광숙, 2015), 주식수익률과의 관계(최정호·김미영, 2015), 그리고 일부 연구에서 외부감사인, 채권자 및 신용평가기관 측면에서 다루어졌다(심충진, 2009; 김은주·조용언, 2012; Doehoe and Knechel, 2014; 박종일·지승민, 2016a, 2016b). 하지만 주식시장의 참여자인 투자자들의 경제적 의사결정에 중요한 영향을 미치고(Asquith, Nikhail, and Au, 2005), 정보중개인의 역할을 수행하는 재무분석가 측면에서는 아직까지 국내의 경우 체계적으로 분석된 연구가 없어 이와 관련한 실증적 증거는 학계에 잘 알려져 있지 않은 실정이다. 따라서 본 연구는 국내 조세회피

를 다룬 선행연구들에서 상대적으로 연구가 미흡한 사항을 보완하기 위하여 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 주된 연구주제로 다루고자 한다.

한편, 본 연구는 선행연구인 Balakrishnan et al.(2012)의 연구와도 다음과 같은 측면에서 분석상에 차이가 있다. 첫째, Balakrishnan et al.(2012)은 공격적인 세무보고 측정치에 대한 새로운 모형<sup>8)</sup>을 제안하기 위하여 그들이 개발한 측정치와 발생액의 질 및 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 통해 공격적인 세무보고기업에서 기업투명성이 낮은지를 분석하였다. 하지만, 이들이 개발한 측정치 외에 기존 연구들에서 이용되는 세무보고 공격성 측정치의 경우에도 앞서와 같은 일관된 결과가 나타나는지는 알 수 없다. 따라서 본 연구에서는 Doehoe and Knechel(2014) 및 박종일·지승민(2016a, 2016b)의 방법에 따라 세무보고 공격성을 정의하여 분석한다는 점에서 앞서 연구의 측정방법과는 차이가 있다. 둘째, Balakrishnan et al.(2012)에서 제안된 측정방법은 연속변수로서 조세회피의 공격성 정도를 파악하는 방법이다. 또한 이러한 연속변수로 측정되는 방법은 Balakrishnan et al.(2012)의 연구만이 이용한 방법은 아니고, 과거 선행연구들에서 주로 이용되었던 방법이다. 그런데, Hanlon and Heitzman(2010)의 연구에서는 그동안 분석된 세무회계연구에 대한 전반적인 개관(review)에서 조세회피(tax avoidance) 또는 세무보고 공격성(tax aggressiveness)과 관련한 정의를 기업이 명

8) Balakrishnan et al.(2012)은 조세회피 전략을 파악하기 위하여 3년간 누적한 유효세율(GAAP ETR 및 CASH ETR)을 이용하여 동일산업과 유사한 규모에 속하는 기업은 유사한 세무계획 기회가 있다고 가정하고 개별기업의 각 ETR 측정치에서 연도별·산업별·규모별 ETR의 평균을 차감하여 측정하였다. 이 연구는 이렇게 측정된 변수값이 커질수록 조세회피의 수준이 증가하는 것으로 해석하였다. 하지만, 국내의 경우는 앞서의 국외 자료와 비교할 때 연도별로 동일산업에서 유사한 규모에 속하는 상장기업의 수가 월등히 적은 관계로 업종에 따라 적절한 대응 값 산정에 어려움이 있다.

시적(explicit) 세무담을 감소시키는 행위로 보고 있다.<sup>9)</sup> 이러한 정의방식에 따를 때 공격적인 세무보고를 수행하는 기업은 높은 유효세율(high ETR)보다는 낮은 유효세율(low ETR)을 부담하는 특성을 가지고 있다. 따라서 본 연구는 앞서의 세무보고에 공격적 성향이 높은 기업들에서 나타날 수 있는 낮은 유효세율의 특성이 반영된 변수를 이용하여 분석을 수행하고자 한다. 구체적으로, 본 연구에서는 세무보고에 공격적인 성향의 파악을 위하여 앞서 Hanlon and Heitzman(2010)의 정의에 보다 더 충실한 측정방법을 제공해 주는 Donohoe and Knechel(2014)의 방법에 따라 ETR 측정치를 기준으로 표본을 5분위수(quintile)로 나누어 가장 낮은(lowest) 분위수에 속한 구간을 세무보고에 공격성이 강한 집단(treatment group)으로 간주하고, 나머지 분위수에 속한 구간은 통제집단(control group)으로 분류하는 방법을 분석에 이용한다. 이러한 접근방법은 Balakrishnan et al.(2012)의 경우와는 다소 차이가 있다.<sup>10)</sup> 셋째, 본 연구는 선행연구보다 최근의 분석기간을 활용하여 IFRS의 무도입 전후기간에 따라 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계에 변화가 있는지를

추가로 분석하였다. IFRS를 다룬 최근 연구들에서는 새로운 국제회계기준이 도입됨에 따라 재무분석가의 정보환경에 변화가 있다고 주장한다(Byard, Li, and Yu, 2011; Cotter, Tarca, and Wee, 2012; Horton, Serafeim, and Serafeim, 2013; 남혜정, 2015). 따라서 본 연구는 앞서의 선행연구에서는 다루지 않은 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계가 IFRS 도입 전후기간에 따라 차별적인 반응이 있는지에 대해서도 살펴보고 있다.<sup>11)</sup>

## 2.2 가설의 설정

조세회피 또는 세무보고 공격성을 다룬 실증적 연구들에서 기업의 조세회피 전략에 대한 논의는 크게 두 가지 관점(two perspectives)을 보여 왔다. 하나는 기업이 부담하는 낮은 조세비용(tax costs)은 세무담의 감소와 관련이 있으므로, 조세회피 전략을 추구하는 기업은 높은 조세비용을 부담하는 기업보다 상대적으로 현금유출을 줄여 기업의 세후순이익과 세후현금흐름과 모두를 증가시켜, 그 결과로 기업가치에도 긍정적인 효과를 준다는 주장이다. 이 관

9) Hanlon and Heitzman(2010)의 조세회피 또는 세무보고 공격성에 대한 개념적 정의는 Dyreng et al.(2008) 및 Kim et al.(2011)의 연구들에서도 이와 유사한 정의를 한 바 있다.

10) 조세회피를 다룬 이전 연구들은 누적유효세율로 측정되는 조세회피 측정치를 이용할 때 주로 (-1)의 값을 곱한 변수를 모형식에 고려한 경우가 많았다. 반면, 본 연구에서는 세무보고 공격성에 대한 성향이 높은 기업을 포착하기 위하여 Donohoe and Knechel(2014)의 방법에 따라 누적유효세율이 상대적으로 낮은 구간에 속한 경우를 세무보고 공격성이 높은 기업으로 정의하였다. 이는 누적유효세율이 낮은 구간에 속한 기업들(실험집단으로 1)이 다른 구간의 기업들(통제집단으로 0)과 비교할 때 세무보고에 공격적인 성향이 더 높은 기업으로 보는 방법이다. 이와 달리, 기존 연구들에서 이용되었던 조세회피 변수로 분석하면 세무보고 공격성이 높은 기업과 그렇지 않은 기업 간의 특성을 해당 측정치로는 명시적으로 고려하지는 못한다. 그러한 점에서 Donohoe and Knechel(2014)의 방법이 가지는 측정상의 장점은 세무보고의 공격성이 의심되는 기업들에 대하여 변수측정시 보다 명시적으로 이를 고려해 줄 수 있는데 있다. 아울러 앞서의 세무보고 공격성의 구간 설정방법은 Hanlon and Heitzman(2010)에서 명시적인 낮은 유효세율로 정의되는 조세회피 또는 세무보고에 공격적인 성향이 있는 기업과 관련한 개념적 정의와도 잘 부합되는 방법이다. 또한 이 지시변수의 측정은 검증결과에서 연속변수의 경우보다 세무보고 공격성여부에 따른 정보를 제공한다.

11) 그 외에도 Balakrishnan et al.(2012)은 새로운 측정치 개발에 초점이 있기 때문에 주로 공격적인 세무보고와 기업투명성 간의 설명이 주를 이룬데 반해, 세무보고 공격성과 재무분석가의 특성과의 관련성에 대한 개념적인 논의는 부족했다. 따라서 본 연구는 후자와 관련한 논의에 보다 치중하여 가설의 전개과정을 다루고자 한 점에서도 선행연구에서 부족한 사항을 보완해 줄 것으로 보인다.

점에서는 주주의 부(wealth)도 함께 증가할 것으로 본다. 이를 전통적인 견해라고 부른다. 이러한 측면은 기업이 부담하는 조세회피로 인한 효익이 비용보다 클 때 가능한 조세회피 전략일 것이다. 그런데 이 관점은 주식이 상장된 기업의 중요한 특성을 간과한 점이 있다(Kim et al. 2011). 즉 현재와 같이 시장에서 주식이 공개적으로 거래되는 상장기업은 소유와 통제 간에 분리된 기업특성을 가진다(Slemrod, 2004; Crocker and Slemrod, 2005). 이는 Jensen and Meckling(1976)에서 논의된 바 있는 소유와 통제 간의 분리가 경영자에게 대리문제를 발생시킬 수 있고, 경영자의 조세회피행위의 결과에서도 예외일 수는 없다. 따라서 최근 연구들은 기업의 조세회피 행위에 대하여 대리인 관점의 틀(agency theory framework) 안에서 경영자의 기회주의적 행동(managerial opportunism)과 자원의 사적편익 추구행위(the diversion of rent) 측면에 대해 검토할 필요가 있다고 주장한다(Desai and Dharmapala, 2006, 2009; Chen et al., 2010; Kim et al., 2011). 이 관점에서는 기업의 조세회피 전략에 따른 세 부담 감소의 효익이 오히려 비조세비용(nontax costs)을 유발할 수 있고, 또한 후자가 전자보다 더 커질 수도 있다(Slemrod 2004). 따라서 최근 연구들은 기업의 조세회피와 관련해서 전통적인 관점보다는 대리인비용 관점에서의 이론적 설명과 이에 부합되는 실증적 증거들이 제시되어 왔다(Desai and Dharmapala, 2006, 2009; Kim et al., 2011; Balakrishnan et al., 2012; Donohoe and Knechel, 2014; 심충진, 2009; 김은주·조용언, 2012; 박종일·지승민, 2016a, 2016b). 따라서 본 연구는 이러한 맥락에서 기업의 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 살펴보고자 한다.

조세회피를 위해 세 부담을 감소시키려는 기업은 조세회피 전략을 수행할 때 과세당국의 적발가능성을 낮추기 위한 방법을 선호할 수 있기 때문에 보다 복잡하고 불투명한 거래를 할 가능성이 높다. 또한 조세회피행위가 추후 과세당국의 세무조사에서 탈세로 판정되어 적발될 경우 미래현금흐름과 관련한 불확실성 역시 증가된다. 아울러 조세회피를 통해 유보된 자원은 소유와 경영이 분리된 상장기업의 경우 외부 이해관계자들에 의한 감시·감독이 어렵고, 또한 기업은 내부적으로 이를 관리하기 위해 부적절한 회계처리를 하거나 조세회피를 위해서 복잡한 조직구조를 형성시킬 경우 기업과 외부 정보이용자 간의 정보비대칭 문제는 더 심화될 수 있다. 이런 경우 경영자는 주주의 부를 극대화하기보다는 자신의 사적 효익을 추구할 가능성이 높아질 수 있다(Kim et al., 2011). 이러한 맥락에서 보면, 세무보고에 보다 공격적인 기업이 재무보고의 투명성이나 회계정보의 질은 더 낮아질 수 있다(Chen et al., 2011; Balakrishnan et al., 2012). 즉 세무보고에 공격적 성향이 높은 기업은 본질적으로 과세당국의 추정가능성을 낮추려는 시도를 펼칠 수 있기 때문에 재무적 또는 조직적 복잡성은 더 증가될 수 있고, 그로 인해 자본시장에서 기업성과와 활동에 대한 정보가 충분하게 전달되지 않아 투자자들에게 해당 기업의 미래수익성과 관련한 불확실성을 높일 수 있다(고종권·윤성수·강정연·이광숙, 2013).

재무분석가는 기업평가에 전문성이 있으나, 한편으로 기업이 공시하는 회계정보에 불완전성이 높거나 예측력이 낮은 정보의 형태로 제공된다면 재무분석가 역시 정확한 예측치를 산출하기 어려워 이익 실제치에서 벗어난 이익예측치를 주식시장에 제공할 수 있다. 이와 같이 회계정보의 불확실성이 증가될수록 재무분석가의 이익 실제치와 예측치 간의 차이인 이익

예측오차는 커진다. 유사한 맥락에서, 재무보고위험(financial reporting risk)이 높은 기업에서 산출하는 정보는 이익예측력이 낮아 재무분석가의 이익예측오차가 커질 수 있다.<sup>12)</sup> 사후적 이익실제치와 재무분석가의 미래이익을 예상한 예측치 간에 오차가 크다는 것은 해당 기업의 미래 이익이나 현금흐름에 대한 예측이 어렵고, 오차의 크기만큼 정보에 대한 불확실성이 발생한다는 것을 나타낸다. 이는 재무분석가의 이익예측치의 정확성(forecast accuracy)이 떨어짐을 의미하며, 또한 이런 경우 재무분석가 간의 서로 이질적인 예상을 할 가능성도 높아져 이익예측의 분산(forecast dispersion) 역시 커진다. 이와 더불어 재무분석가는 해당 기업에 대한 이익예측이 어렵거나 이익예측력이 낮을 때 낙관적 예측치(optimistic forecasts)를 발표하는 성향이 높아진다(Das et al., 1998; Easterwood and Nutt, 1999; Lim, 2001 등).<sup>13)</sup>

이러한 재무분석가의 이익예측의 특성을 앞서 전술한 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업의 대리인비용 측면과 서로 연계시켜 살펴본다면, 세무보고 공격성이 높은 기업은 조세회피를 위한 과정에서 조세피난처를 활용한다면 조직의 복잡성도 증가하게 되고(Donohoe and Knechel, 2014), 또한 재무적 복잡성도 증가하여 외부 이해관계자와의 적절한 의사소통이 어려워져(Balakrishnan et al., 2012), 이들 기업의 이익예측시 재무분석가의 이익예측오차는 커질 수 있다. 뿐만 아니라 세무보고에 공격적인 기업의 투명성은 낮고(Chen et al., 2011), 또한

세무조사에서의 적발가능성을 낮추기 위하여 기업의 정보공시 수준 역시 낮을 수 있으므로,<sup>14)</sup> 세무보고에 공격적인 성향을 보이는 기업은 정보의 투명성이 저해되어 미래 이익예측에 이용가능한 정보가 상대적으로 부족해 재무분석가의 이익예측치의 오차 정도는 높아질 수 있다.

따라서 본 연구는 세무보고에 공격성이 높은 기업의 경우가 그렇지 않은 경우보다 공시된 재무보고의 질(financial reporting quality)이 낮을 것으로 기대되므로, 그 결과로 재무분석가의 이익예측오차도 커질 것으로 예상된다. 구체적으로는 세무보고에 공격성이 높은 기업의 경우 재무분석가의 이익예측의 정확성이 낮아지고, 또한 재무분석가의 이익예측에서 낙관적 편이가 발생할 수 있으며, 그리고 재무분석가 사이에 서로 이질적인 예상이 높아져 이익예측의 분산 역시 커질 것으로 예상된다. 이러한 논의를 바탕으로 본 연구는 다음과 같이 세 가지 가설에 대해 대립가설(alternative hypothesis)의 형태로 설정한 후 이와 관련한 실증적 의문사항(empirical question)을 알아보고자 한다.

가설 1: 다른 조건이 일정할 때 세무보고 공격성이 높은 기업은 그렇지 않은 경우에 비해 재무분석가의 이익예측의 정확성(accuracy)은 더 낮을 것이다.

가설 2: 다른 조건이 일정할 때 세무보고 공격성이 높은 기업은 그렇지 않은 경우에 비해

12) 선행연구에 의하면 기업에 대한 이익예측력이 낮은 경우 재무분석가의 이익예측오차는 커진다(Das et al., 1998; Eames and Glover, 2003).

13) 하지만, 이러한 재무분석가의 낙관적 예측치는 예측편의(forecast bias)를 내포한다는 점에서 이익예측의 정확성은 낮아지는 특성을 가진다(Duru and Reeb, 2002).

14) 예를 들어, Hope(2003)은 기업투명성이 낮으면 재무분석가의 이익예측오차는 커진다고 주장하였고, Lang and Lundholm(1996)은 정보공시 수준이 적은 기업일수록 재무분석가의 이익예측오차가 커짐을 보고하였다.

재무분석가의 이익예측에 낙관적 편 (optimistic bias)의 성향이 있을 것이다.

가설 3: 다른 조건이 일정할 때 세무보고 공격성이 높은 기업은 그렇지 않은 경우에 비해 재무 분석가 간의 이익예측의 분산(dispersion)이 더 클 것이다.

한편으로, 국내 상장기업들의 경우 소유와 경영이 분리된 기업도 있으나, 그렇지 않은 경우도 있기 때문에 Slemrod(2004)의 주장처럼 세무보고에 공격성이 있는 기업에 대해 대리인 관점에서 재무분석가들이 평가하는지는 실증적 의문에 귀결될 수 있다.

### III. 연구모형의 설계 및 표본의 선정

#### 3.1 연구모형의 설정

본 연구의 목적은 조세회피를 위한 세무보고에 공격적인 성향이 있는 기업의 경우 재무분석가는 이를 미래 이익예측치에 어떻게 반영하고 있는지를 알아 보는데 있다. 이를 위해 본 연구는 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측의 정확성, 편의 그리고 분산과의 관계를 실증적으로 분석하며, 다음의 식 (1)부터 식(3)까지의 모형식을 통해 검증한다.

$$\begin{aligned}
 ACCR_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 TAXAGG_t + \beta_2 BIG4_t \\
 & + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 FN_t + \beta_5 EL_t \\
 & + \beta_6 DA_t + \beta_7 BETA_t + \beta_8 VOL_t \\
 & + \beta_9 SIZE_t + \beta_{10} LEV_t + \beta_{11} MB_t \\
 & + \beta_{12} OWNER_t + \beta_{13} FOR_t + \beta_{14} MKT_t
 \end{aligned}$$

$$+ \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad \text{식(1)}$$

$$\begin{aligned}
 BIAS_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 TAXAGG_t + \beta_2 BIG4_t \\
 & + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 FN_t + \beta_5 EL_t \\
 & + \beta_6 DA_t + \beta_7 BETA_t + \beta_8 VOL_t \\
 & + \beta_9 SIZE_t + \beta_{10} LEV_t + \beta_{11} MB_t \\
 & + \beta_{12} OWNER_t + \beta_{13} FOR_t + \beta_{14} MKT_t \\
 & + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad \text{식(2)}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 DISP_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 TAXAGG_t + \beta_2 BIG4_t \\
 & + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 FN_t + \beta_5 EL_t \\
 & + \beta_6 DA_t + \beta_7 BETA_t + \beta_8 VOL_t \\
 & + \beta_9 SIZE_t + \beta_{10} LEV_t + \beta_{11} MB_t \\
 & + \beta_{12} OWNER_t + \beta_{13} FOR_t + \beta_{14} MKT_t \\
 & + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad \text{식(3)}
 \end{aligned}$$

여기서,

종속변수

$ACCR_{t+1}$  = t+1년도 이익예측의 정확성 (=이익예측오차의 절대값, [ |주당이익예측치<sub>t+1</sub> - 실제주당순이익<sub>t+1</sub> | / P<sub>t</sub> ], P<sub>t</sub>: t년도 증가);

$BIAS_{t+1}$  = t+1년도 이익예측의 편의 (= [주당이익예측치<sub>t+1</sub> - 실제주당순이익<sub>t+1</sub>] / P<sub>t</sub>);

$DISP_{t+1}$  = t+1년도 이익예측의 분산 (=주당이익예측치의 표준편차<sub>t+1</sub> / P<sub>t</sub>);

관심변수

$TAXAGG$  = t년도 세무보고에 공격성이 높은 기업이면 1, 아니면 0인 지시변수(Donohoe and Knechel(2014)의 방법에 따라 각 GAAP ETR, CASH ETR, CFO ETR을 기준으로 5분위수(quintile) 중 가장 낮은 구간에 속한 기업이면 1, 아니면 0);

GAAP ETR = t년도 Dyreng et al.(2008)의 방법

에 따라 현재를 포함한 과거 5년간의 누적 GAAP 유효세율(=Σ법인세비용/Σ법인세비용차감전순이익, 또한 표본 선정시 분모인 세전이이익이 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 현재를 포함한 과거 5년간의 누적 Cash 유효세율(=Σ법인세부담액<sup>15)</sup>/Σ법인세비용차감전순이익, 또한 측정방법은 앞서 GAAP ETR과 동일함);

CFO ETR = t년도 Guenther et al.(2014)의 방법에 따라 현재를 포함한 과거 5년간의 누적 CFO 대비 유효세율(=Σ법인세부담액/(Σ(영업현금흐름+법인세부담액))), 또한 측정방법은 앞서 GAAP ETR과 동일함);

통제변수

BIG4 = t년도 Big 4 제휴 회계법인이면 1, 아니면 0;

AUDCH = t년도 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0;

FN = t년도 주당이익예측치를 발표한 재무분석가의 수;

EL = t년도 이익수준(=주당순손익/P<sub>t</sub>);

DA = t년도 ROA 성과통제 재량적 발생액(Kothari et al., 2005);

BETA = t년도 1년간의 시장모형으로 추정된 체계적 위험;

VOL = t년도 주가변동성(=1년간의 일일주식수익률 분산);

SIZE = t년도 총자산에 자연로그를 취한 값;

LEV = t년도 부채비율(=총부채/총자산);

MB = t년도 자기자본의 장부가치 대비 시장가치;

OWNER = t년도 대주주 지분율(특수관계자 포함);

FOR = t년도 외국인투자자 지분율;

MKT = t년도 코스닥상장기업이면 1, 유가증권상장기업이면 0;

ΣIND = 산업별 더미변수

ΣYD = 연도별 더미변수

ε = 잔차항

편의상 i기업에 대한 표시를 생략함.

가설 1부터 3까지를 검증하기 위한 모형식은 식(1)부터 식(3)까지이다. 식(1)의 종속변수는 ACCR로 재무분석가의 이익예측의 정확성(analyst' forecast accuracy)을, 식(2)의 종속변수는 BIAS로 이익예측의 편의(optimistic or pessimistic bias)를, 식(3)의 종속변수는 DISP로 이익예측의 분산(analyst' forecast dispersion)을 나타낸다. 이들 모두는 재무분석가의 이익예측오차(analyst' earnings forecast errors)와 관련이 있다. 먼저 식(1)의 이익예측의 정확성(ACCR로 칭함)은 이익예측오차의 절대값(absolute errors)으로 측정된다. 구체적으로, ACCR는 재무분석가의 주당이익예측치에서 실제주당순이익을 차감한 값을 기초주가로 나누어 분자에 절대값을 취하여 계산된다(최원욱·박종일·장금주, 2008; 선우혜정·최종학·이병희, 2010; 정성우·배성호·임태균, 2012). 또한 식(2)의 이익예측의 편의(BIAS)는 재무분석가의 주당이익예측치에서 실제주당순이익을 차감한 값을 기초주가로 나누어 측정한다. 하지만 앞서 ACC와 달리, 분자에 절대값을 취하지는 않는다. 그리고 식(3)의 이익예측의 분산(DISP)은 재무분석가들이 산출한 주당이익예측치의 표준편차를 기초주가로 나누어 측정한다(Balakrishnan et al., 2012; 남혜정, 2015). 여기서 실제주당순이익

15) 법인세부담액은 선행연구의 방법에 따라 측정하였다(강정연·고종권, 2014; 기은선, 2012 등). 즉 법인세부담액=법인세비용+(기말이연법인세자산-기초이연법인세자산)-(기말이연법인세부채-기초이연법인세부채)이다.

은 t+1기의 자료이고, 본 연구에서 주당이이익예측치는 Fn-Guide 데이터베이스에서 제공되는 재무분석가들이 t시점에서 t+1시점에 대해 예측한 정보이며, 회계연도 마지막에 예측된 합의치(consensus)의 평균을 이용하였다. 또한 주당이이익예측치의 표준편차도 Fn-Guide 데이터베이스에서 제공되는 정보를 이용하여 분석하였다. 만일 종속변수 ACCR이 설명변수와의 관계에서 그 값이 유의하게 작을수록(클수록) 재무분석가는 해당 정보에 대해 보다 더(덜) 정확한 이익예측이 이루어짐을 나타낸다. 또한 BIAS는 그 값이 유의한 음(양)일수록 재무분석가의 이익예측치에 비관적(낙관적) 편위의 성향이 있음을 나타내며, DISP는 그 값이 유의한 음(양)일수록 재무분석가 간에 해당 기업에 대한 이익예측시동질적(이질적) 믿음이 커서 의견불일치 정도는 감소(증가)됨을 나타낸다.

식(1)부터 식(3)까지 공통된 관심변수는 세무보고에 공격적인 기업(tax aggressive firms)을 나타내는 TAXAGG이다. 이 변수를 측정하기 위하여 본 연구는 먼저 Dyreng et al.(2008) 및 Guenther

et al.(2014)<sup>16)</sup>의 방법에 따른 세 가지 조세회피(tax avoidance) 측정치를 이용하였다.<sup>17)</sup> 구체적으로는 Dyreng et al.(2008)의 방법에 따라 5년간 누적유효세율(cumulative effective tax rate)로 측정되는 GAAP ETR(전통적인 유효세율), CASH ETR(현금유효세율) 및 Guenther et al.(2014)의 방법에 따라 측정된 CFO ETR(세전영업현금흐름을 대비로 측정된 유효세율)이다.<sup>18)</sup> 즉 GAAP ETR, CASH ETR, CFO ETR 모두는 당기를 포함한 과거 5년간의 연도별 자료를 합산하여 누적한 장기 유효세율이다(강정연·김영철, 2012; 강정연·고종권, 2014; 기은선·이광숙 2015 등). 이를 측정하는데 있어 각 ETR 계산에서 분모(세전이익과 세전영업현금흐름) 값이 연도별로 영(0) 또는 영(0) 이하인 기업은 제외하고, 또한 각 계산된 ETR 값이 영(0)과 영(0) 이하의 기업도 분석에서 제외하였다. 그리고 ETR 값이 1 이상이면 1로 조정(reset)하여 측정하였다. 그런 후, 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업을 식별하기 위하여 Donohoe and Knechel (2014)의 방법에 따라 각 ETR 측정치마다 표본을

- 16) Guenther et al.(2014)은 세무보고 공격성의 측정치로 낮은 CFO ETR을 제안하고 있다. 이 연구는 CFO ETR 계산시 법인세부담액을 세전영업현금흐름으로 나누어 측정했다. 여기서 세전영업현금흐름은 영업현금흐름에 법인세부담액을 다시 더하여 측정된다. 이 연구는 GAAP ETR 및 CASH ETR은 분모의 계산에 이용된 세전이익의 경우는 만일 기업의 조세회피 수준이 높더라도 상향이익조정(upward earnings management)에 의해 ETR이 낮아지는 결과를 초래할 수 있으므로, 이들 두 측정치는 조세회피뿐 아니라 이익조정 모두와 관련이 있다고 주장한다. 반면, CFO ETR은 분모 계산에서 이익조정과는 덜 민감한 영업현금흐름으로 측정하기 때문에 이 측정치는 조세회피와 더 관련이 있음을 보여주었다. 따라서 본 연구는 GAAP ETR 및 CASH ETR 외에도 이익조정 영향에 덜 민감한 CFO ETR에 대해서도 병행하여 살펴보고자 한다.
- 17) Balakrishnan et al.(2012)의 연구는 조세회피의 두 측정치인 GAAP ETR(전통적인 유효세율), CASH ETR(현금유효세율)을 중심으로 살펴본 반면, 본 연구는 앞서의 두 측정치 외에도 추가로 Guenther et al.(2014)의 연구에서 이용된 CFO ETR(세전영업현금흐름 대비 유효세율)에 대해서도 살펴보았다. 또한 Balakrishnan et al.(2012)은 재무분석가의 이익예측오차를 분석할 때 두 가지 사항인 재무분석가의 이익예측의 정확성과 분산을 중심으로 살펴본 반면, 본 연구는 앞서의 사항 외에도 추가로 재무분석가의 이익예측에서의 비효율성(inefficiency) 측면인 체계적 편의(systematic bias)에 대해서도 살펴보았다는 점에서 선행연구보다 더 확장된 증거를 제공한다.
- 18) 본 연구의 분석에 이용된 각 장기 누적유효세율의 측정방법은 다음과 같다.

(1) GAAP ETR	(2) CASH ETR	(3) CFO ETR
$\frac{\sum_{t=n-4}^{t=n} \text{법인세비용}_{i,t}}{\sum_{t=n-4}^{t=n} \text{법인세비용차감전순이익}_{i,t}}$	$\frac{\sum_{t=n-4}^{t=n} \text{법인세부담액}_{i,t}}{\sum_{t=n-4}^{t=n} \text{법인세비용차감전순이익}_{i,t}}$	$\frac{\sum_{t=n-4}^{t=n} \text{법인세부담액}_{i,t}}{\sum_{t=n-4}^{t=n} \text{영업현금흐름} + \text{법인세부담액}_{i,t}}$

5분위수(quintile)로 나누어 가장 낮은(lowest) 분위수에 속한 구간을 세무보고에 공격성이 강한 집단(treatment group)으로, 나머지 분위수에 속한 구간은 통제집단(control group)으로 분류하였다. 즉 관심변수 TAXAGG는 각 ETR 측정치(GAAP ETR, CASH ETR, CFO ETR)를 기준으로 5분위수로 나눈 값이 하위 5분위수에 해당되는 기업이면 1, 아니면 0인 지시변수로 측정되었다.

식(1)부터 식(3)까지에 포함된 통제변수들은 유사하며, 이들은 재무분석가의 이익예측치를 분석한 선행연구에서 이용된 변수를 모형식에 고려하였다(Lang and Lundholm, 1996; Ahmed, Nainar, and Zhou, 2001; Behn, Choi, and Kang, 2008; Balakrishnam et al., 2012; Cotter et al., 2012; 정석우, 2003; 정석우·임태균, 2005; 전규안·최종학·박종일·이병희, 2007; 최원욱 외, 2008; 박종일·전규안·노희천, 2009; 선우혜정 외, 2010; 정형욱·이현주·이강일, 2014; 남혜정, 2015 등). 즉 모형식에 고려된 통제변수는 BIG4(감사인 유형), AUDCH(감사인 교체여부), FN(이익예측치를 발표한 재무분석가의 수), EL(이익수준), DA(재량적 발생액), BETA(체계적 위험), VOL(주가변동성), SIZE(기업규모), LEV(부채비율), MB(성장성), OWNER(대주주 지분율), FOR(외국인투자자 지분율), MKT(시장유형) 등이다. 이외에도 산업과 연도별 차이에 따른 고정효과(fixed effect)를 통제하기 위하여 산업( $\Sigma$ IND)과 연도( $\Sigma$ YD) 더미를 모형식에 포함하였다. 통제변수의 측정방법은 식(3)의 하단에 보고된 정의와 같다. 따라서 여

기서는 통제변수의 선정이유를 살펴본다.

모형식에 고려된 통제변수 중 BIG4 및 AUDCH는 감사품질에 따른 영향을 통제하기 위한 변수들이다. 감사인의 감사품질이 높으면 재무분석가의 이익예측오차는 감소된다는 결과에 따라 BIG4를 모형식에 통제하였다(Behn et al., 2008; 선우혜정 외, 2010).<sup>19)</sup> AUDCH는 감사인이 교체되면 이익조정이 증가됨을 보고한 연구들이 있다(Becker, DeFond, Jiambalvo, and Subramanyam, 1998; DeFond and Subramanyam, 1998). 이런 측면에서 보면, 감사인이 교체된 기업은 이익예측오차를 증가시킬 것으로 기대된다(박종일 외, 2009). FN은 재무분석가의 수가 많을수록 이익예측오차가 감소된다는 주장에 따라 모형식에 고려하였다(Lang and Lundholm, 1996; Cotter et al., 2012; 최원욱 외, 2008; 박종일 외, 2009). EL 및 DA는 재무성과 및 이익조정과 관련된 변수이다. 선행연구들에서는 이익수준이 클수록 재무분석가의 이익예측오차가 감소됨을 보고하였다(Eames and Glover, 2003; 선우혜정 외, 2010; 정석우 외, 2012). DA는 이익의 질을 나타내므로, 본 연구는 이를 통제한 후에 세무보고 공격성과 이익예측오차와의 관계를 살펴보기 위하여 DA를 모형식에 추가하였다. DA는 Kothari, Leone, and Wasley(2005)의 방법에 따라 ROA 성과통제 재량적 발생액으로 측정하였다. 선행연구들은 기업의 재량적 발생액 수준이 클수록 이익의 질은 낮아진다고 본다(Dechow, Sloan, and Sweeney, 1995; Kothari et al., 2005 등). 따라서 재량적 발생액 수준이 높을수록 이익예측오차는 증가할 것으로 기대

19) 본 연구는 기술의 편이상 통제변수와 재무분석가의 이익예측치 간의 관계를 이익예측오차(earnings forecast errors)와의 관계로 설명한다. 이익예측오차의 역수 또는 오차에 (-1)를 곱한 수치가 재무분석가의 이익예측의 정확성(ACCR)을 나타낸다. 또한 ACCR의 양쪽 극단에 있는 것이 이익예측의 편의(BIAS)이다. 그리고 이익예측의 분산(DISP)이 크다는 것은 재무분석가들 사이에 이질적 믿음에 따라 이익예측치의 분산이 커진 경우이므로, 이익예측오차는 증가된다는 것을 의미한다. 따라서 ACCR, BIAS 및 DISP 모두는 이익예측오차와 서로 밀접한 관련성을 가진다.

된다(Ahmed et al., 2001; 안윤영·신현한·장진호, 2005; 임태균·정석우, 2006; 남혜정, 2015).<sup>20)</sup>

BETA 및 VOL 모두는 주가변동성과 관련이 있다. 체계적 위험이나 주가변동성이 클수록 재무분석가의 이익예측오차를 증가시킨다는 선행연구에 따라 이들 변수를 모형식에 고려하였다(Lang and Lundholm, 1996; Zhang, 2006; 선우혜정 외, 2010). SIZE, LEV 및 MB는 기본적인 기업특성을 나타낸다. 기업규모가 클수록 자본시장에서 공시되는 정보가 많으므로, 이익예측오차는 감소한다(정석우, 2003; 정형욱 외, 2014). 부채비율이 높은 기업은 부채차입에 따른 이익조정 유인이 클 수 있어 이익예측오차는 증가될 수 있다(최원욱 외, 2008; 선우혜정 외, 2010). 그리고 자기자본의 장부가치 대비 시장가치는 기업의 성장성을 나타내며, 선행연구는 MB와 이익예측오차 간에 음(-)의 관계를 보고하고 있어 모형식에 통제하였다(선우혜정 외, 2010).

OWNER 및 FOR은 소유구조의 영향을 통제하기 위한 변수들이다. 이전 연구는 대주주 지분율과 재량적 발생액 간에 양(+)의 관계를 보고하였다(박종일, 2003). 이런 측면에서 본다면, 지배주주의 통제권이 커질수록 지배주주와 주주 간에 이해가 일치되기 보다는 지배주주 자신의 사적이익을 달성할 유인이 높을 수 있으므로(Fan and Wong, 2005), 대주주 지분율과 재무분석가의 이익예측오차 간에는 양(+)의 관계가 기대된다(박종일 외, 2009). 반면, 외국인투자자가 투자기업의 정보비대칭 수준을 완화할 수 있기 때문에 선행연구들에서는 외국인투자자 지분율이 높을수록 이익예측오차는 감소된다는 결과를

보고하였다(안윤영 외, 2005; 박종일 외, 2009). 한편, MKT는 시장유형을 나타내는 변수이다(배성호·정석우·오광욱, 2012). 일반적으로 코스닥상장기업보다 유가증권상장기업이 재무건전성이 더 높을 수 있기 때문에 MKT와 이익예측오차 간에는 양(+)의 관계가 예상된다.

### 3.2 표본의 선정

본 연구는 2005년부터 2014년까지 한국거래소에 상장된 기업 중 다음의 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 상장기업
- (2) 12월 결산법인
- (3) Fn-Guide 데이터베이스로부터 이익예측치 자료가 수집가능한 기업
- (4) NICE평가정보(주)의 KISVALUE에서 필요한 재무자료를 입수할 수 있는 기업
- (5) 연도별로 세전이익이 양(+)인 기업
- (6) 자본잠식기업은 제외
- (7) 적정 이외의 감사의견을 받은 기업은 제외

본 연구의 분석대상은 유가증권상장 및 코스닥상장기업이고, 분석기간은 시차가 고려된 모형을 이용하고 있기 때문에 종속변수(관심변수와 통제변수)를 기준으로 2005년부터 2014년까지(2004년부터 2013년까지) 10년간이다.<sup>21)</sup> 조건 (1)과 (2)는 재무제표의 비교가능성을 제고하기 위함이고, 조건 (3) 및

20) 예를 들어, 임태균·정석우(2006) 및 조중석·조문희(2009)는 재량적 발생액의 크기가 클수록 재무분석가의 이익예측치에 낙관적 편이가 커짐을 보고하였다.

21) 본 연구의 관심변수인 장기 누적효율세율 측정을 위해서는 당기를 포함한 과거 5년간의 자료가 필요하다. 따라서 실제 재무자료의 이용은 2000년부터이다.

(4)은 자료원에 대한 사항이다. 본 연구는 먼저 재무분석가의 이익예측치 자료를 Fn-Guide 데이터베이스를 통해 추출하였고, 나머지 분석에 필요한 감사인 명단, 재무자료 및 기타 시장관련 자료에 대해서는 NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스에서 추출하여 이용하였다. 다만, 대주주 지분율 자료에 대해서는 상장회사협의회(주)의 TS2000 데이터베이스를 이용하였다. 조건 (5)에서 세전이익이 연도별로 영(0) 이하인 기업은 유효세율 측정 후 결과해석에 어려움이 있기에 제외하였다(Dyrenget al., 2008; Guenther et al., 2014). 또한 조건 (6) 및 (7)은 자본잠식이나 감사의견에서 비적정 감사의견을 받은 기업은 일반기업과 비교하여 재무제표의 신뢰성이 낮기 때문에 분석에서 제외하였다. 한편, 극단치 처리를 위하여 본 연구는 식(1)부

터 식(3)까지의 모형식에서 변수 중 자연로그 값을 취한 변수와 더미변수를 제외하고, 나머지 변수들에 대해서는 각 변수의 상하 1% 내에서 조정(winsorize)한 후 분석에 이용하였다. 본 연구는 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측치 간의 관계를 살펴보는 것이므로, 재무분석가의 이익예측치와 누적유효세율 측정치 모두 분석에 이용가능한 기업을 표본으로 선정하였다. 따라서 이상의 조건을 만족시키는 최종표본은 ETR 측정치(GAAP ETR, CASH ETR, CFO ETR)에 따라 다소 차이가 있으나, 분석기간 2004년부터 2013년까지 GAAP ETR(CASH ETR, CFO ETR) 측정치를 기준으로 2,740개(2,677개, 2,069개) 기업/연 자료였다.

〈표 1〉에는 표본의 구성을 보고하였다. 즉 산업별 분포(Panel A)와 IFRS 도입 전후기간에 따른 표

〈표 1〉 산업별 및 IFRS 도입 전후기간 표본의 분포

Panel A: 산업별 분포						
Industry	전체표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
제조업	1,772	64.7%	871	57.2%	901	74.1%
건설업	109	4.0%	93	6.1%	16	1.3%
도매 및 소매업	175	6.4%	121	7.9%	54	4.4%
서비스업	568	20.7%	335	22.0%	233	19.2%
기타	116	4.2%	104	6.8%	12	1.0%
합계	2,740	100.0%	1,524	100.0%	1,216	100.0%

Panel B: IFRS 도입 전후기간						
IFRS adoption	전체표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
Pre-IFRS	1,809	66.0%	1,030	67.6%	779	64.1%
Post-IFRS	931	34.0%	494	32.4%	437	35.9%
합계	2,740	100.0%	1,524	100.0%	1,216	100.0%

주1) 산업별 구분은 NICE평가정보(주)의 KISVALUE에 수록된 업종별 대분류 기준에 따라 분류함. 또한 관심변수를 기준으로 Pre-IFRS는 2004년부터 2010년까지이고, Post-IFRS는 2011년부터 2013년까지임.

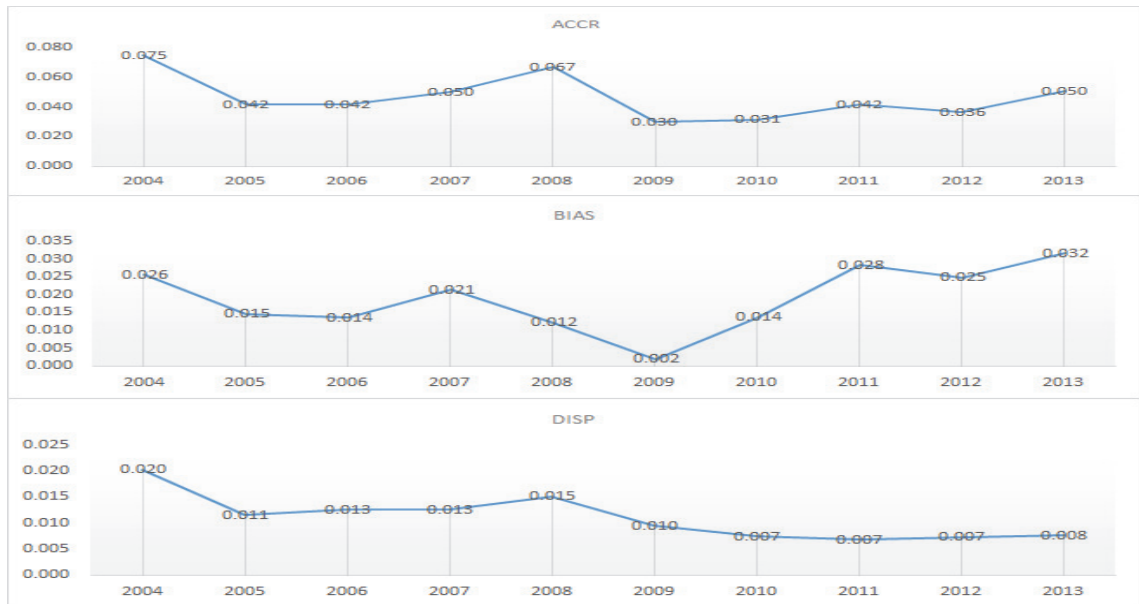
주2) 표의 경우 GAAP ETR을 기준으로 한 최종표본 2,740개 기업/연 자료를 중심으로 보고함.

본의 분포(Panel B)를 나타내었다. 또한 Panel A와 B에서는 전체표본 외에도 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ)에 따라 나누어 보고했다. 먼저 Panel A를 보면, 전체표본, KOSPI, KOSDAQ 표본 모두 제조업이 60% 전후로 표본에서 가장 빈도수가 많다(전체표본: 64.7%, KOSPI: 57.2%, KOSDAQ: 74.1%).<sup>22)</sup> 다음은 서비스업이다(전체표본: 20.7%,

KOSPI: 22.0%, KOSDAQ: 19.2%). 나머지 산업은 모두 10% 이내이다. Panel B를 보면, 분석기간을 IFRS 도입 전후기간(Pre-IFRS vs. Post-IFRS)에 따라 나누면 Pre-IFRS(2004년~2010년) 기간은 표본의 대략 2/3의 비중을, Post-IFRS(2011년~2013년) 기간은 표본의 1/3의 비중이다. 이러한 사항은 시장유형에 관계없이 유사하다.



〈그림 1〉 GAAP ETR의 연도별 추이



〈그림 2〉 ACCR, BIAS, DISP의 연도별 추이

22) 지면관계상 별도의 표로 보고하지는 않았지만, KISVALUE의 산업별 중분류 기준에 따라 제조업의 산업별 분포를 확인해 본 결과, 전 업종에 걸쳐 고루 분포되었음을 확인할 수 있었다.

한편, 실증분석에 앞서 <그림 1>에는 관심변수 측정에 이용된 GAAP ETR(전통적인 유효세율)의 연도별 추이(평균)를 나타내었다. 또한 <그림 2>에는 식(1)부터 식(3)까지 종속변수인 ACCR(이익예측의 정확성), BIAS(이익예측의 편의), DISP(이익예측의 분산)의 연도별 추이(평균)를 나타내었다.

먼저 <그림 1>을 살펴보면, GAAP ETR이 분석기간 초반보다 후반으로 올수록 점차 낮아지는 패턴을 보이고 있다. 이는 정부의 점진적인 법인세율 인하정책에 따른 결과로 보인다.<sup>23)</sup> 다음으로, <그림 2>에서 ACCR은 분석기간 초(2004년도)와 금융위기(2008년도)에서 이익예측의 정확성이 보다 낮아졌다. BIAS의 경우는 전반적으로 낙관적 편의(optimistic bias)의 성향을 보이지만, 금융위기 주변에서는 감소되었고 금융위기 이후에 다시 증가되는 패턴이다. 그리고 DISP는 금융위기 전까지 높았으나, 이후 점차 낮아지는 패턴을 보이고 있다.

## IV. 실증분석결과

### 4.1 주요 변수의 기술통계

<표 2>에는 모형식에 사용된 주요 변수들의 기술통계를 보고하였다. 본 연구에서는 다양한 유효세율 측정치(GAAP ETR, CASH ETR, CFO ETR)를

이용하고 있으므로, 측정치에 따라 표본수에 다소 차이가 있다. 따라서 본 연구는 지면상 표본수가 가장 많았던 GAAP ETR를 중심으로 보고했다.

<표 2>를 보면, 각 모형식에서 종속변수인 ACCR(이익예측의 정확성)의 평균(중위수)은 0.047(0.016)이고, BIAS(이익예측의 편의)는 0.019(0.005)이며, DISP(이익예측의 분산)는 0.011(0.006)로 모두 양(+)의 값이다.<sup>24)</sup> 특히, 이익예측오차 중 BIAS의 평균과 중위수 모두 양(+)의 값을 가진다는 것은 국내외 선행연구의 결과와도 일치하게 재무분석가는 비판적 예측치보다는 낙관적 예측치를 주로 발표하는 성향이 있음을 보여준다.<sup>25)</sup> 관심변수 TAXAGG(세무보고 공격성의 구간)를 측정하기 위해서 이용된 각 GAAP ETR, CASH ETR, CFO ETR의 평균(중위수)은 0.216(0.226), 0.203(0.204), 0.205(0.189)로 나타났다. 이는 전통적인 유효세율(GAAP ETR)로 측정된 장기 누적유효세율의 경우 상장기업들은 평균적으로 세전이익의 약 21.6%를 법인세 비용으로 계상하고 있음을 의미하며, 현금유효세율(CASH ETR)로 측정하면 세전이익 대비 평균 20.3%의 세부담을 하는 것으로 나타났다. 또한 세전영업 현금흐름 대비 유효세율(CFO ETR)의 경우에는 평균 20.5%이다. 세무보고 공격성이 높은 기업 구간을 포착하기 위한 관심변수 TAXAGG는 각 세 가지 ETR을 기준으로 5분위수로 나눈 후 이중 가장 낮은 분위수로 정의했기 때문에 평균이 모두 표본의 20%가 된다.

23) 분석기간 중 관심변수를 기준으로 법인세율 변화를 살펴보면, 2004년도의 법정최고세율은 27%, 2005년부터 2008년까지는 2% 낮아진 25%, 2009년부터 2012년까지는 3% 낮아진 22%, 2013년도부터 현재까지 2% 낮아진 20%의 세율 적용을 받고 있다. 이에 따라 GAAP ETR도 최근으로 올수록 점차 감소되는 패턴을 보인다.

24) DISP의 표본수가 ACCR 및 BIAS보다 적은 것은 본 연구의 경우에서 이익예측의 분산을 계산하기 위해서는 한 기업당 재무분석가의 수가 적어도 3인 이상인 경우로 표본을 제한하였기 때문이다(남해정, 2015).

25) 재무분석가의 이익예측치를 다룬 국내 선행연구들도 재무분석가의 이익예측치가 사후적 이익에 비해 낙관적임을 보고하였다(정석우·임태균, 2005; 임태균·정석우, 2006; 전규안 외, 2007; 박종일 외, 2009 등).

〈표 2〉 주요 변수에 대한 기술통계

Variable	N	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값
ACCR	2,740	0.047	0.016	0.107	0	0.841
BIAS	2,740	0.019	0.005	0.090	-0.231	0.613
DISP	1,208	0.011	0.006	0.017	0.000	0.129
GAAP ETR	2,740	0.216	0.226	0.077	0.002	0.640
CASH ETR	2,677	0.203	0.204	0.090	0	0.628
CFO ETR	2,069	0.205	0.189	0.138	0	1
TAXAGG	2,740	0.200	0	0.400	0	1
BIG4	2,740	0.712	1	0.453	0	1
AUDCH	2,740	0.160	0	0.367	0	1
FN	2,740	5.197	2	6.308	1	31
EL	2,740	0.150	0.093	0.219	0.002	1.619
DA	2,740	-0.008	-0.008	0.078	-0.237	0.236
BETA	2,740	0.864	0.850	0.432	-0.004	1.958
VOL	2,740	0.489	0.449	0.197	0.208	1.508
SIZE	2,740	26.561	26.233	1.691	22.903	32.673
LEV	2,740	0.359	0.353	0.171	0.043	0.731
MB	2,740	1.606	1.251	1.244	0.298	7.547
OWNER	2,740	0.409	0.400	0.148	0.075	0.731
FOR	2,740	0.142	0.083	0.154	0	0.627
MKT	2,740	0.444	0	0.497	0	1

주1) 변수의 정의: ACCR= t+1기 재무분석가의 이익예측의 정확성(=이익예측오차의 절대값,  $[| \text{주당이익예측치}_{t+1} - \text{실제주당순이익}_{t+1} | / P_t]$ ,  $P_t$ : t년도 증가); BIAS= t+1기 이익예측의 편의(= $[\text{주당이익예측치}_{t+1} - \text{실제주당순이익}_{t+1}] / P_t$ ); DISP= 이익예측의 분산(=주당이익예측치의 표준편차/ $P_t$ ); GAAP ETR= t년도 Dyreng et al.(2008)의 방법에 따라 당기 포함된 과거 5년간의 누적 GAAP 유효세율(= $\Sigma \text{법인세비용} / \Sigma \text{법인세비용차감전순이익}$ , 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(= $\Sigma \text{법인세부담액} / \Sigma \text{법인세비용차감전순이익}$ , 또한 측정방법은 앞서 GAAP ETR과 동일함); CFO ETR= t년도 Guenther et al.(2014)의 방법에 따라 당기를 포함한 과거 5년간의 누적 CFO 대비 유효세율(= $\Sigma \text{법인세부담액} / [\Sigma \text{영업현금흐름} + \Sigma \text{법인세부담액}]$ , 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, CFO ETR을 기준으로 5분위수(quintile) 중 가장 낮은 구간에 속한 기업이면 1, 아니면 0]; BIG4= t년도 Big4 제휴 회계법인이면 1, 아니면 0; AUDCH= t년도 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0; FN= t년도 주당이익예측치를 발표한 재무분석가의 수; EL= t년도 이익수준(=주당순이익/ $P_t$ ); DA= t년도 ROA 성과통계 계량적 발생액(Kothari et al., 2005); BETA= t년도 1년간의 시장모형으로 추정된 체계적 위험; VOL= t년도 증가변동성(=1년간의 일일주가수익률 분산); SIZE= t년도 총자산의 자연로그를 취한 값; LEV= t년도 부채비율(=총부채/총자산); MB= t년도 자기자본의 장부가치 대비 시장가치; OWNER= t년도 대주주 지분율(특수관계자 포함); FOR= t년도 외국인투자자 지분율; MKT= 코스닥상장기업이면 1, 유가증권상장기업이면 0임.

주2) 모형식에 고려된 재무분석가의 주당이익예측치는 회계연도 마지막에 예측된 합의치의 평균을 이용함.

주3) 관심변수(종속변수)를 기준으로 분석기간 2004년부터 2013년까지(2005년부터 2014년까지) GAAP ETR을 중심으로 최종표본 2,740개 기업/연 자료를 보고함. 다만, CASH ETR과 CFO ETR의 경우는 분석에 이용된 값을 보고함.

BIG4(감사인 유형)의 평균이 0.712로 높게 나타나 재무분석가들이 이익예측치를 산출하는 기업은 주로 대형 회계법인에게 감사받은 경우가 많았다. AUDCH(감사인 교체)의 평균은 0.160으로 표본에서 감사인 교체기업이 16% 정도이다. FN(재무분석가의 수)의 평균(중위수)은 5.197(2)로 나타나 예측치를 산출한 재무분석가의 수가 한 기업당 평균 5명 정도였다. EL의 평균(중위수)은 0.150(0.093)으로 높은 양(+)의 수치 값이다. 이는 본 연구가 당기를 포함한 과거 5년간의 세전이이익이 양(+)인 기업을 표본으로 선정한 것과 관련이 있어 보인다. DA(재량적 발생액)의 평균과 중위수는 모두 -0.008이다.<sup>26)</sup> BETA(체계적 위험)의 평균(중위수)은 0.864(0.850)로 체계적 위험의 기대치인 1보다는 낮고, VOL(주가변동성)의 평균(중위수)은 0.489(0.449)로 표본기업들의 1년간 주식수익률의 변동성은 평균 48.9% 정도로 나타났다. SIZE(기업규모)의 평균(중위수)은 26.561(26.233)이고, 자연로그를 취하기 전의 값은 2,154,504(247,166)백만원이었다. LEV(부채비율)의 평균(중위수)은 0.359(0.353)로 타인자본보다 자기자본이 더 높게 나타났다. MB의 평균(중위수)은 1.606(1.251)으로 나타나 자기자본의 시장가치가 장부가치에 비해 평균 1.6배 정도 더 높았다.

한편, OWNER(대주주 지분율)의 평균(중위수)은 0.409(0.400)로 나타나 국내 상장기업들은 전반적으로 기업을 통제하는 지배주주 지분이 높다. FOR(외국인투자자 지분율)의 평균(중위수)은 0.142(0.083)로 평균과 중위수 간에 차이가 크다. 이는 외국인투자자들의 경우 일부 관심종목에 집중투자를 수행한

결과로 보인다. MKT(시장유형)의 평균은 0.444로 나타나 재무분석가의 이익예측치는 코스닥상장보다 유가증권상장에 속한 기업에 대해 산출되는 경우가 더 많음을 알 수 있다.

〈표 3〉에는 GAAP ETR 측정치를 기준으로 전체 표본을 다시 세무보고 공격성이 높은 구간의 기업(tax aggressive firms)과 그렇지 않은 경우(tax non-aggressive firms)로 나누어 주요 변수 간에 차이가 있는지를 살펴보았다. 표에 보고된 수치 값은 평균이며, 따라서 두 집단 간의 차이검정은 *t* 검증결과를 보고하였다.

〈표 3〉의 결과에서 나타난 특성을 살펴보면, 종속 변수 ACCR 및 BIAS는 세무보고 공격성이 높은 구간의 기업들이 그렇지 않은 경우보다 10% 수준에서 재무분석가의 이익예측의 정확성(earnings forecast accuracy)이 낮고, 이익예측치에 낙관적 편향(optimistic bias)의 성향이 있는 것으로 나타났다. 이는 가설 1과 2와 일치하는 결과이다. 하지만 재무분석가의 이익예측치에 영향을 미치는 일정 변수를 통제하기 전의 결과라는 점에서, 통제변수가 고려된 다변량 회귀분석을 통해 보다 정확한 결과 확인이 필요하다. 그러나 DISP의 경우 재무분석가들 사이의 이익예측의 분산(dispersion)에서는 세무보고 공격성이 높은 구간의 집단과 그렇지 않은 경우 간에 유의한 차이를 보이지 않았다.

기타 통제변수의 결과에서는 DA를 제외하면 대체로 두 집단 간에 유의한 차이로 나타났다. 구체적으로는 세무보고 공격성이 높은 구간의 집단이 그렇지 않은 경우와 비교할 때 Big 4 감사인의 선임, 감사인 교체비율, 재무분석가의 수, 이익수준, 기업규모,

26) DA의 평균이 영(0)보다 약간 낮은 음(-)의 값으로 나타난 것은 본 연구의 경우 상장기업 전체를 대상으로 재량적 발생액이 추정되었고, 이중 재무분석가의 이익예측치 자료가 있는 기업을 대상으로 표본이 구성되었기 때문에 상대적으로 분석에서 제외된 기업들에서의 재량적 발생액이 평균에서 양(+)의 값을 가진다는 것을 의미한다.

〈표 3〉 주요 변수 간의 차이검증

Variable	Tax aggressive firms (N=548)	Tax non-aggressive firms (N=2,192)	차이검증
	평균	평균	t 검증
ACCR	0.055	0.045	1.646*
BIAS	0.026	0.018	1.717*
DISP	0.011	0.011	-0.345
BIG4	0.673	0.721	-2.156**
AUDCH	0.130	0.168	-2.332**
FN	3.900	5.521	-6.144***
EL	0.121	0.157	-4.473***
DA	-0.006	-0.009	0.632
BETA	0.985	0.834	7.088***
VOL	0.547	0.475	7.036***
SIZE	25.945	26.715	-9.672***
LEV	0.347	0.362	-1.727*
MB	1.715	1.579	2.365**
OWNER	0.373	0.418	-6.724***
FOR	0.084	0.156	-12.782***
MKT	0.646	0.393	11.010***

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.

주2) 차이검증은 평균에 대한 t 검증을 보고함.

주3) 관심변수를 기준으로 분석기간 2004년부터 2013년까지 GAAP ETR을 중심으로 최종표본 2,740개 기업/연 자료를 보고함.

부채비율, 대주주 지분을 및 외국인투자자 지분율이 낮거나 적고, 체계적 위험과 주가변동성, 자기자본의 장부가치 대비 시장가치 비율, 코스닥상장기업에 속한 기업이 높거나 많게 나타났다. 이는 세무보고 공격성이 높은 구간의 기업에서 더 주가변동성이 높고, 코스닥상장기업에 속한 경우가 많다는 것을 보여준다.

#### 4.2 상관관계 분석

〈표 4〉에는 식(1)부터 식(3)까지의 모형식에 이

용된 각 주요 변수들의 피어슨 상관관계를 나타내었다. 〈표 4〉를 보면, GAAP ETR로 측정된 관심변수 TAXAGG(GAAP)는 ACCR 및 BIAS에 대해 모두 유의한 양(+)의 상관성을 보인다. 반면, TAXAGG와 DISP 간에는 유의한 상관성이 나타나지 않았다. 이러한 결과들은 앞서 〈표 3〉의 경우와 일치한다.<sup>27)</sup> 이는 세무보고 공격성이 높은 기업이 그렇지 않은 경우보다 재무분석가의 이익예측의 정확성이 떨어지고, 이익예측치에서 낙관적 편이가 있음을 나타낸다. 하지만, 이들의 단순 상관성에 대한 관계 역시 일정 변수들이 통제되지 않은 결과이므로, 다변량 회귀분

27) 한편, 지면상 표에 보고하지는 않았지만, CASH ETR과 CFO ETR로 측정된 TAXAGG 역시 ACCR 및 BIAS에 대해 유의한 양(+)의 상관성을 보였다. 반면, DISP의 경우는 TAXAGG(CASH)와 유의한 상관성이 관찰되지 않았으나, TAXAGG(CFO)와 DISP 간에는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관성으로 나타났다.

〈표 4〉 주요변수에 대한 상관관계

Variable	ACCR	BIAS	DISP	TAXAGG (GAAP)	BIG4	AUDCH	FN	EL	DA	BETA	VOL	SIZE	LEV	MB	OWNER	FOR	MKT
ACCR	1	0.589 (0.000)	0.627 (0.000)	<b>0.035</b> <b>(0.066)</b>	-0.033 (0.082)	0.028 (0.140)	-0.132 (0.000)	0.456 (0.000)	0.048 (0.000)	-0.056 (0.003)	0.019 (0.324)	-0.064 (0.001)	0.076 (0.000)	-0.166 (0.000)	0.039 (0.039)	-0.070 (0.000)	-0.017 (0.368)
BIAS		1	0.323 (0.000)	<b>0.036</b> <b>(0.061)</b>	-0.033 (0.083)	-0.026 (0.177)	-0.075 (0.000)	0.120 (0.000)	0.043 (0.025)	-0.006 (0.761)	-0.011 (0.570)	-0.022 (0.247)	0.044 (0.022)	-0.082 (0.000)	0.057 (0.003)	-0.048 (0.013)	-0.019 (0.313)
DISP			1	<b>-0.008</b> <b>(0.775)</b>	-0.005 (0.860)	0.041 (0.152)	-0.092 (0.000)	0.613 (0.000)	0.079 (0.006)	-0.023 (0.424)	0.034 (0.237)	-0.056 (0.053)	0.088 (0.002)	-0.223 (0.000)	0.015 (0.597)	-0.075 (0.008)	0.003 (0.907)
TAXAGG (GAAP)				1	-0.042 (0.029)	-0.042 (0.029)	-0.103 (0.000)	-0.066 (0.001)	0.013 (0.495)	0.140 (0.000)	0.146 (0.000)	-0.182 (0.000)	-0.035 (0.065)	0.044 (0.021)	-0.121 (0.000)	-0.188 (0.000)	0.203 (0.000)
BIG4					1	-0.047 (0.014)	0.279 (0.000)	-0.039 (0.040)	-0.007 (0.704)	0.005 (0.780)	-0.121 (0.000)	0.402 (0.000)	0.089 (0.000)	0.061 (0.001)	-0.035 (0.071)	0.258 (0.000)	-0.333 (0.000)
AUDCH						1	-0.032 (0.091)	0.029 (0.129)	-0.003 (0.859)	0.040 (0.035)	0.101 (0.150)	-0.028 (0.150)	0.008 (0.684)	-0.011 (0.555)	0.043 (0.023)	-0.040 (0.036)	0.012 (0.518)
FN							1	-0.106 (0.000)	-0.073 (0.000)	0.125 (0.000)	-0.146 (0.000)	0.717 (0.000)	0.166 (0.000)	0.261 (0.000)	-0.264 (0.000)	0.511 (0.000)	-0.346 (0.000)
EL								1	0.024 (0.203)	-0.144 (0.000)	-0.015 (0.425)	-0.097 (0.000)	0.032 (0.090)	-0.209 (0.000)	0.060 (0.002)	-0.045 (0.019)	-0.009 (0.646)
DA									1	0.046 (0.017)	0.067 (0.000)	0.018 (0.347)	0.152 (0.000)	-0.124 (0.000)	0.048 (0.012)	-0.093 (0.000)	-0.045 (0.019)
BETA										1	0.396 (0.000)	0.068 (0.001)	0.066 (0.001)	0.132 (0.000)	-0.183 (0.000)	-0.057 (0.000)	0.141 (0.000)
VOL											1	-0.298 (0.000)	0.042 (0.030)	0.082 (0.000)	0.031 (0.105)	-0.239 (0.000)	0.292 (0.000)
SIZE												1	0.348 (0.000)	0.026 (0.171)	-0.126 (0.000)	0.504 (0.000)	-0.634 (0.000)
LEV													1	-0.006 (0.750)	-0.042 (0.027)	-0.020 (0.300)	-0.229 (0.000)
MB														1	-0.130 (0.000)	0.250 (0.000)	0.082 (0.000)
OWNER															1	-0.271 (0.000)	-0.012 (0.531)
FOR																1	-0.334 (0.000)
MKT																	1

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.  
 주2) 표에 보고된 사항은 피어슨 상관계수를 보고함.  
 주3) 괄호안의 수치는 p 값임(양측검증).

석을 통해 보다 정확한 사항을 살펴볼 필요가 있다.

기타 통제변수의 경우 종속변수인 ACCR, BIAS 및 DISP에 대해 유의한 상관성을 보이는 변수는 대체로 BIG4, FN, EL, DA, SIZE, LEV, MB, OWNER, FOR 등에서 나타났다. 구체적으로는

BIG4, FN, SIZE, MB, FOR은 ACCR, BIAS 및 DISP에 대해 유의한 음(-)의 상관성을, EL, DA, LEV, OWNER는 ACCR, BIAS 및 DISP에 대해 유의한 양(+)의 상관성이 나타났다. 이는 Big 4 감사인이 감사한 기업이면, 재무분석가의 수가 많을수

록, 기업규모가 클수록, 자기자본의 장부가치 대비 시장가치 비중이 클수록, 외국인투자자 지분율이 높을수록 재무분석가의 이익예측의 정확성이 높고, 비관적 편향(pessimistic bias)의 성향이 있으며, 이익예측의 분산은 작는데 반해, 이익수준이 클수록, 재량적 발생액 수준이 클수록, 부채비율이 높을수록, 대주주 지분율이 높을수록 재무분석가의 이익예측의 정확성이 낮고, 낙관적 편향의 경향이 있으며, 이익예측의 분산은 커짐을 나타낸다.

한편, 통제변수에 따라서는 종속변수에 대해 유의한 상관성이 관찰되지 않은 변수들이 있다(AUDCH, BETA, VOL, MKT). 하지만 이들 변수는 다른 변수와도 상호 관련성이 있기 때문에 다변량 회귀분석을 이용하여 분석할 때 이들 변수의 보다 직접적인 효과 파악이 가능할 수 있으므로, 본 연구는 선행연구들과 같이 이들 변수에 대해서도 모형식에 고려한 후 분석하고자 한다. 그리고 설명변수 중 SIZE와 FN 간에는 0.717로 높은 양(+)의 상관성이 나타났다. 이는 재무분석가의 경우 기업규모가 큰 기업에 대하여 예측치를 산출하는 경향이 높다는 선행연구의 결과와도 일치한다(Frankel, Kothari, and Weber, 2006; 남혜정, 2015).<sup>28)</sup> 하지만, 두 변수 간에 상관성이 높으므로, 다변량 회귀분석시 다중공선성(multicollinearity) 문제가 있는지를 확인해 볼 필요가 있다.

#### 4.3 가설에 대한 주된 회귀분석 결과

##### 4.3.1 가설 1의 결과

본 절에서는 가설 1부터 3까지에 대한 분석결과를 <표 5>부터 <표 7>까지에 각각 나타내었다. 먼저 <표 5>에는 가설 1을 검증하기 위하여 식(1)의 모형식을 이용한 다변량 회귀분석 결과를 보고하였다. 종속 변수는 ACCR이고, 관심변수는 TAXAGG이다. 모형 1부터 3까지는 각각 GAAP ETR, CASH ETR 및 CFO ETR로 측정된 TAXAGG의 결과를 나누어 제시했다. 또한 회귀분석시에 식(1)의 모든 설명 변수가 포함된 후 분석되었지만, 지면관계상 산업( $\Sigma$ IND) 및 연도( $\Sigma$ YD) 더미변수의 보고는 생략했다. 따라서 표에 보고된 회귀분석은 산업효과와 연도효과가 통제된 후의 결과이다.

<표 5>의 결과를 보면, 모형 1부터 3까지  $F$  값이 모두 통계적으로 유의한 값을 보여 본 연구에서 설정한 모형식은 적합성이 있는 것으로 나타났다.<sup>29)</sup> 모형의 설명력( $Adj. R^2$ )은 모형 2에서 0.254로 가장 높고, 다음이 모형 1에서 0.239를, 모형 3은 0.191로 나타났다.

가설 1을 검증한 관심변수 TAXAGG는 ETR의 측정방법(GAAP ETR, CASH ETR, CFO ETR)에 상관없이 종속변수 ACCR에 대해 1% 또는 5% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값으로 나타났다. 이러한 결과는 재무분석가의 이익예측오차에 영향을 미치는 일정 변수를 통제된 후에도 세무보고 공격성

28) SIZE와 FN 간에 Frankel et al.(2006)은 0.77의 상관성을, 남혜정(2015)은 0.68의 상관성을 보고하였다.

29) 모형식에 고려된 설명변수 간에 다중공선성 문제가 있는지를 분산팽창요인(variance influence factor: VIF) 값으로 확인해 보았다. VIF 값이 10 이상이면 통계적으로 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판단한다. <표 5>에서 모형 1부터 모형 3까지 VIF 값이 가장 높았던 변수는 SIZE로 각각 4.819, 4.829, 4.808로 나타났다. 따라서 VIF 값이 5 이하로 나타나 본 연구결과에서 변수 간의 다중공선성 문제는 심각하지 않았다. 이후 가설 2와 3과 관련한 분석결과인 <표 6> 및 <표 7>의 경우도 이와 유사한 수준인 것이 확인되었다. 따라서 이후 분석결과에 대한 다중공선성과 관련한 논의는 생략한다.

〈표 5〉 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차(이익예측의 정확성)에 대한 검증결과

$$ACCR_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 TAXAGG_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 FN_t + \beta_5 EL_t + \beta_6 DA_t + \beta_7 BETA_t + \beta_8 VOL_t + \beta_9 SIZE_t + \beta_{10} LEV_t + \beta_{11} MB_t + \beta_{12} OWNER_t + \beta_{13} FOR_t + \beta_{14} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)$$

Variable	pred. sign	종속변수 = $ACCR_{t+1}$		
		모형 1	모형 2	모형 3
		GAAP ETR	CASH ETR	CFO ETR
Intercept	?	0.027 (0.450)	0.045 (0.701)	0.084 (1.305)
<b>TAXAGG</b>	<b>+</b>	<b>0.017</b> <b>(3.505***)</b>	<b>0.011</b> <b>(2.273**)</b>	<b>0.016</b> <b>(2.992***)</b>
BIG4	-	-0.003 (-0.607)	-0.003 (-0.747)	-0.003 (-0.683)
AUDCH	+	0.004 (0.812)	0.007 (1.359)	0.000 (0.008)
FN	-	-0.001 (-2.893***)	-0.001 (-2.711***)	-0.001 (-2.545***)
EL	-	0.220 (24.949***)	0.233 (25.660***)	0.168 (16.765***)
DA	+	0.014 (0.569)	0.002 (0.074)	-0.024 (-0.791)
BETA	+	-0.002 (-0.303)	-0.001 (-0.262)	0.012 (1.943**)
VOL	+	0.024 (2.037**)	0.031 (2.558***)	0.008 (0.562)
SIZE	-	0.000 (-0.056)	-0.001 (-0.338)	-0.002 (-1.012)
LEV	+	0.048 (3.887***)	0.059 (4.511***)	0.063 (4.828***)
MB	-	-0.007 (-3.908***)	-0.007 (-3.765***)	-0.010 (-5.537***)
OWNER	+	-0.004 (-0.300)	-0.017 (-1.198)	-0.004 (-0.278)
FOR	-	0.010 (0.648)	0.011 (0.688)	0.021 (1.196)
MKT	+	-0.007 (-1.448)	-0.008 (-1.507)	-0.002 (-0.357)
$\Sigma IND$		Included	Included	Included
$\Sigma YD$		Included	Included	Included
Adj. $R^2$		0.239	0.254	0.191
F 값		32.895***	34.729***	19.074***
N		2,740	2,677	2,069

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).

이 높은 구간에 속한 기업이 그렇지 않은 경우보다 재무분석가의 이익예측의 정확성이 떨어진다는 것을 의미한다. 이는 가설 1의 예상과 일치하게 세무보고 공격성이 높은 기업이 그렇지 않은 경우와 비교하여 재무분석가들이 이들 기업의 미래이익을 예측하는데 있어 재무보고위험이 높아 불확실성이 증가되어 나타난 결과로 보인다. 따라서 유효세율로 파악되는 세무보고 공격성이 높은 기업들에 대해 재무분석가는 덜 정확한 이익예측치를 산출할 것으로 예상한 가설 1은 지지된 결과를 얻었다. 이러한 실증적 결과는 변수 측정방법은 다르지만, 기업의 세무보고 공격성이 높은 기업일수록 재무분석가의 이익예측의 부정확성과 양(+)의 관계가 있다는 Balakrishnan et al.(2012)의 결과와도 일치한다. 한편, 이러한 <표 5>의 결과는 연구주제는 다르지만 대리인 비용 측면에서의 결과를 보고한 Kim et al.(2011), Donohoe and Knechel(2014), 심충진(2009), 김은주·조용언(2012) 및 박종일·지승민(2016a, 2016b)과도 일맥상통하는 실증적 증거로 볼 수 있다.

기타 통제변수에 포함된 결과는 모형에 따라 다소 차이는 있으나, 종속변수(ACCR)는 FN, EL, BETA, VOL, LEV, MB와 유의한 관계로 나타났다. 구체적으로는 FN, MB는 ACCR에 대해 유의한 음(-)의 관계를, EL, BETA, VOL, LEV는 ACCR에 대해 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 즉 재무분석가의 수가 많을수록, 자기자본의 장부가치 대비 시장 가치가 클수록 재무분석가의 이익예측의 정확성이 높은 반면, 이익수준이 클수록, 체계적 위험 또는 주

가변동성이 클수록, 부채비율이 높을수록 재무분석가의 이익예측의 정확성은 낮은 것으로 나타났다. 이중 BETA 및 VOL 변수를 제외하면 <표 4>의 단순 상관관계의 결과와도 일치한다.<sup>30)</sup> 그러나 단순 상관관계에서 유의한 상관성을 보였던 BIG4, DA, SIZE, OWNER 및 FOR의 경우는 다변량 회귀분석 결과에서 더 이상 유의한 값이 관찰되지는 않았다.

#### 4.3.2 가설 2의 결과

앞서 <표 5>의 결과에서 ETR 측정치에 관계없이 관심변수 TAXAGG는 절대값을 취한 이익예측오차(absolute analyst forecast errors: ACCR)와 유의한 양(+)의 관계를 보였다. 그런데 재무분석가의 이익예측오차에 절대값을 취하면 재무분석가의 이익예측치에 대한 정확성 여부는 알 수 있으나, 이익예측치의 편의(bias) 성향, 즉 낙관적 편이 또는 비관적 편이 중 어떤 경우인지와 관련된 사항은 앞서의 결과만으로는 알 수 없다. 선행연구들은 재무분석가의 이익예측의 정확성이 낮을 때 재무분석가는 낙관적 이익예측을 발표한다는 결과를 보고해 왔다(O'Brien, 1988; McNichols and O'Brien, 1997; Das et al., 1998; Lim, 2001; Eames et al., 2002 등).<sup>31)</sup> 따라서 이와 관련해서 세무보고 공격성과의 관계는 가설 2를 통해 살펴보았다.

<표 6>에는 가설 2를 검증하기 위하여 식(2)의 모형식을 이용한 다변량 회귀분석 결과를 보고하였다. 표 보고방식은 앞서 <표 5>와 동일하다. 다만, 앞서

30) 박종일 외(2009)의 연구는 EL과 ACCR 간에 예상과 다른 유의한 양(+)의 관계를 보고하였고, 임태균·정석우(2008)의 연구는 DA와 ACCR 간에 유의한 관계가 관찰하지 못하였다. 또한 SIZE, LEV, MB, VOL, BETA는 선우혜정 외(2010)의 결과와 대적으로 일치한다.

31) 해당 기업에 대한 이익예측이 어렵거나 이익예측의 가능성이 낮은 때 재무분석가는 낙관적 이익예측치를 발표하는 경향이 있다(Das et al., 1998; Lim, 2001; Eames et al., 2002 등). 이와 같이 재무분석가들이 낙관적 예측치를 산출하는 경우 이익예측의 정확성은 낮아진다(Duru and Reeb, 2002).

〈표 6〉 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차(이익예측의 편의)에 대한 검증결과

$$\begin{aligned}
 BIAS_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 TAXAGG_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 FN_t + \beta_5 EL_t + \beta_6 DA_t \\
 & + \beta_7 BETA_t + \beta_8 VOL_t + \beta_9 SIZE_t + \beta_{10} LEV_t + \beta_{11} MB_t + \beta_{12} OWNER_t \\
 & + \beta_{13} FOR_t + \beta_{14} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

Variable	pred. sign	종속변수 = $BIAS_{t+1}$		
		모형 1	모형 2	모형 3
		GAAP ETR	CASH ETR	CFO ETR
Intercept	?	0.051 (0.879)	0.058 (0.942)	0.077 (1.179)
<b>TAXAGG</b>	<b>+</b>	<b>0.011 (2.386**)</b>	<b>0.007 (1.521)</b>	<b>0.010 (1.977**)</b>
BIG4	-	-0.007 (-1.568)	-0.007 (-1.547)	-0.005 (-1.108)
AUDCH	+	-0.006 (-1.191)	-0.002 (-0.431)	-0.006 (-1.053)
FN	-	-0.001 (-1.279)	-0.001 (-1.269)	-0.000 (-0.702)
EL	-	0.050 (6.056***)	0.064 (7.405***)	0.027 (2.639***)
DA	+	0.017 (0.763)	0.008 (0.357)	0.014 (0.469)
BETA	+	0.005 (1.112)	0.005 (0.946)	0.012 (1.937**)
VOL	+	0.004 (0.397)	0.013 (1.131)	0.006 (0.385)
SIZE	-	-0.001 (-0.583)	-0.002 (-0.653)	-0.003 (-1.097)
LEV	+	0.026 (2.201**)	0.038 (3.044***)	0.032 (2.433***)
MB	-	-0.004 (-2.591***)	-0.005 (-2.616***)	-0.005 (-2.864***)
OWNER	+	0.027 (2.137**)	0.012 (0.926)	0.023 (1.580)
FOR	-	0.010 (0.671)	0.009 (0.548)	0.014 (0.806)
MKT	+	-0.009 (-1.859*)	-0.010 (-2.061**)	-0.006 (-1.034)
$\Sigma IND$		Included	Included	Included
$\Sigma YD$		Included	Included	Included
Adj. $R^2$		0.036	0.041	0.026
F 값		4.738***	5.251***	3.035***
N		2,740	2,677	2,069

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).

〈표 5〉와 달리 〈표 6〉의 종속변수는 BIAS이다. BIAS는 이익예측치의 편향의 성향을 살펴보기 위하여 ACCR에 절대값을 취하지 않는 변수이다.

〈표 6〉의 결과를 보면, 모형 1부터 3까지  $F$  값이 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 모형의 설명력( $Adj. R^2$ )은 모형 2가 0.041을, 다음이 모형 1에서 0.036을, 모형 3은 0.026으로 나타났다. 앞서 〈표 5〉의 종속변수 ACCR의 경우와 비교하면 전반적으로 설명력이 낮았다.

가설 2를 검증한 관심변수 TAXAGG는 GAAP ETR과 CFO ETR로 측정된 경우에서 종속변수 BIAS에 대해 각각 5% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다. 그러나 CASH ETR로 측정된 TAXAGG의 결과는 양(+)의 계수값을 보이지만, 통계적으로 유의한 수준은 아니다. 따라서 세 측정 방법 중 두 경우에서 관심변수 TAXAGG는 BIAS에 대해 유의한 양(+)의 결과로 나타나 〈표 6〉의 결과는 대체로 재무분석가의 이익예측오차에 영향을 미치는 일정 변수를 통제한 후에도 세무보고 공격성이 높은 구간에 속한 기업이 그렇지 않은 경우에 비해 재무분석가의 이익예측오차에서 낙관적 편향(optimistic bias)의 성향이 있음을 보여준다. 이러한 결과는 본 연구의 예상과 일치되게 세무보고 공격성이 높은 기업들에 대하여 재무분석가는 재무보고의 질이 상대적으로 낮다고 인지하고 있어 이들 기업의 미래이익을 예측하는데 있어 불확실성이 높기에 나타난 결과로 보인다. 따라서 세무보고에 공격성이 높은 기업에 대한 재무분석가의 미래이익 예

측치는 낙관적 편향이 있을 것으로 예상했던 가설 2의 경우도 지지된 결과를 보였다. 한편, 관련연구인 Balakrishnan et al.(2012)에서는 본 연구와 같이 BIAS에 대한 분석을 수행하지 않아 선행연구와의 검증결과 비교는 어렵다.

통제변수의 결과는 모형에 따라 다소 차이는 있지만, 종속변수(BIAS)는 EL, BETA, LEV, MB, OWNER, MKT와 유의한 관계로 나타났다. 구체적으로는 MB 및 MKT는 BIAS에 대해 유의한 음(-)의 관계를, EL, BETA, LEV 및 OWNER는 BIAS에 대해 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 즉 자기자본의 장부가치 대비 시장가치가 클수록, 코스닥상장기업이면 재무분석가들의 이익예측오차에서 비관적 편향의 성향이 높은 반면, 이익수준이 클수록, 체계적 위험이 클수록, 부채비율이 높을수록, 대주주 지분율이 높을수록 재무분석가들의 이익예측오차에서 낙관적 편향의 성향이 높은 것으로 나타났다.<sup>32)</sup> EL, BETA, LEV, MB 및 MKT의 경우 대체로 〈표 5〉의 결과와 유사하다.

#### 4.3.3 가설 3의 결과

〈표 7〉에는 가설 3을 검증하기 위하여 식(3)의 모형식을 이용한 다변량 회귀분석 결과를 보고하였다. 표 보고방식은 앞서와 동일하다. 다만, 〈표 7〉의 종속변수는 DISP이다. 또한 앞서와 달리, 본 분석에서는 선행연구의 방법과 같이 재무분석가의 수가 3인 이상의 경우를 대상으로 하였다(남혜정, 2015).<sup>33)</sup>

32) MB, EL 및 BETA는 BIAS를 다룬 선행연구인 정형욱 외(2014)의 결과와도 일치한다.

33) 재무분석가에 대한 이익예측의 분산(DISP)은 한 기업당 이익예측치를 산출하는 재무분석가의 수가 일정 수준이 되어야만 계산이 가능하다. 예를 들어, 국내의 경우는 선진국과 달리 재무분석가의 수가 월등히 부족하여 GAAP ETR의 표본수(N=2,740개 기업/연)를 기준으로 볼 때, 재무분석가의 예측치가 하나의 기업은 1.150개 기업/연, 돌인 기업은 352개 기업/연, 셋인 기업은 217개 기업/연, 넷인 기업은 135개 기업/연, 다섯인 기업은 111개 기업/연, 여섯인 기업은 79개 기업/연 등으로 점차 감소된다. 따라서 본 연구는 DISP 변수에 대해서는 Fn-Guide 데이터베이스로부터 산출가능 했던 표본수를 고려하여 재무분석가 수가 3인 이상으로 분석하였다.

〈표 7〉 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차(이익예측의 분산)에 대한 검증결과

$$DISP_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 TAXAGG_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 FN_t + \beta_5 EL_t + \beta_6 DA_t + \beta_7 BETA_t + \beta_8 VOL_t + \beta_9 SIZE_t + \beta_{10} LEV_t + \beta_{11} MB_t + \beta_{12} OWNER_t + \beta_{13} FOR_t + \beta_{14} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (3)$$

Variable	pred. sign	종속변수 = $DISP_{t+1}$		
		모형 1 GAAP ETR	모형 2 CASH ETR	모형 3 CFO ETR
Intercept	?	-0.009 (-0.731)	-0.007 (-0.484)	0.001 (0.027)
<b>TAXAGG</b>	<b>+</b>	<b>0.001</b> <b>(1.002)</b>	<b>0.003</b> <b>(2.093**)</b>	<b>0.006</b> <b>(2.760***)</b>
BIG4	-	0.003 (2.419**)	0.003 (2.246**)	0.001 (0.548)
AUDCH	+	0.001 (0.900)	0.002 (1.538)	0.003 (1.574)
FN	-	-0.000 (-0.947)	-0.000 (-1.179)	-0.000 (-1.414)
EL	-	0.055 (24.334***)	0.061 (23.630***)	0.065 (13.584***)
DA	+	0.009 (1.668*)	0.012 (2.004**)	0.017 (1.362)
BETA	+	-0.000 (-0.098)	-0.001 (-0.681)	0.002 (1.001)
VOL	+	-0.000 (-1.141)	0.000 (0.112)	0.008 (1.077)
SIZE	-	0.000 (1.048)	0.000 (0.840)	-0.000 (-0.021)
LEV	+	0.007 (2.637***)	0.006 (1.954**)	0.018 (3.441***)
MB	-	-0.001 (-4.062***)	-0.001 (-2.985***)	-0.002 (-3.084***)
OWNER	+	-0.000 (-0.150)	-0.003 (-0.826)	0.001 (0.147)
FOR	-	-0.008 (-2.442***)	-0.009 (-2.352**)	-0.004 (-0.654)
MKT	+	0.002 (1.996**)	0.002 (1.504)	0.001 (0.445)
$\Sigma IND$		Included	Included	Included
$\Sigma YD$		Included	Included	Included
Adj. $R^2$		0.414	0.401	0.245
F 값		32.535***	29.838***	12.842***
N		1,208	1,163	984

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).

〈표 7〉의 결과를 보면, 모형 1부터 3까지  $F$  값이 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 모형의 설명력( $Adj. R^2$ )은 모형 1이 0.414로 가장 높고, 다음이 모형 2에서 0.401을, 모형 3은 0.245로 나타났다. 앞서의 종속변수와 비교하면 높은 설명력을 보이고 있다.

가설 3을 검증한 관심변수 TAXAGG는 CASH ETR과 CFO ETR로 측정된 경우에서 종속변수 DISP에 대해 각각 5%와 1% 수준에서 유의한 양(+ )의 계수값이 나타났다. 그러나 GAAP ETR로 측정된 TAXAGG의 결과는 양(+ )이지만, 통계적으로 유의한 수준은 아니다. 앞서와 같이 세 ETR 측정방법 중 두 경우에서 관심변수 TAXAGG는 DISP에 대해 유의한 양(+ )의 결과로 나타난 것으로 볼 때, 대체로 재무분석가의 이익예측오차에 영향을 미치는 일정 변수를 통제할 후에도 세무보고 공격성이 높은 구간에 속한 기업이 그렇지 않은 경우에 비해 재무분석가의 이익예측치 간의 분산이 더 커지는 결과로 나타났다. 이러한 결과는 기대와 일치하게 세무보고 공격성이 높은 기업에 대해 재무분석가 사이에 이들 기업의 이익예측치를 산출할 때 동질적인 예상(homogeneous prediction)보다는 이질적인 예상(heterogeneous prediction)이 더 많다는 것이므로, 세무보고 공격성이 높은 기업의 경우 재무분석가는 이들 기업의 미래이익을 예측하는데 있어 불확실성이 높다는 것을 나타낸다. 따라서 세무보고 공격성이 높은 기업이 그렇지 않은 경우보다 재무분석가들의 이익예측치 간에 분산이 클 것으로 예상한 가설 3의 경우도 지지된 결과로 나타났다. 한편, 앞서의 결과는 세무보고 공격성의 측정 방법은 다르지만, Balakrishnan et al.(2012)의 결과와도 일치한다.

통제변수의 결과는 모형에 따라 다소 차이는 있으

나, 종속변수(DISP)는 BIG4, EL, DA, LEV, MB, FOR, MKT와 유의한 관계로 나타났다. 구체적으로는 MB 및 FOR은 DISP에 대해 유의한 음(-)의 관계를, BIG4, EL, DA, LEV 및 MKT는 DISP에 대해 유의한 양(+ )의 관계로 나타났다. 즉 자기자본의 장부가치 대비 시장가치가 클수록, 외국인투자자 지분율이 높을수록 재무분석가들이 산출하는 이익예측치 간의 분산은 작은 반면에, Big 4 감사인이 감사한 기업이면, 이익수준이 클수록, 재무적 발생액 수준이 높을수록, 부채비율이 높을수록, 코스닥상장기업이면 재무분석가들이 산출하는 이익예측치 간의 분산은 큰 것으로 나타났다. EL, LEV 및 MB의 경우는 대체로 앞서의 분석결과들과 일관된 패턴을 보이고 있다.

이상의 결과들을 종합하면, 세무보고 공격성 여부(TAXAGG)와 재무분석가의 이익예측오차와 관련된 부정확성 정도(ACCR), 낙관적 편의의 성향(BIAS) 및 분산 정도(DISP)는 대체로 유의한 양(+ )의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이는 국내 재무분석가들이 과거 누적유효세율로 파악되는 세무보고에 공격성이 높은 기업에 대해 그렇지 않은 경우에 비해 이익예측오차가 증가한다는 것이므로, 세무보고에 공격적인 성향의 기업들에 대해 조세회피에 따른 세무보고위험이 높고, 그로 인해 미래 이익을 예측하는데 있어 불확실성도 높아 이익예측치의 정확성은 떨어지고, 낙관적 편의의 성향이 있으며, 또한 재무분석가 간에도 이질적 예상에 따른 이익예측치 간의 분산 역시 커짐을 나타낸다. 한편, 이러한 결과는 Chen et al.(2011) 및 Balakrishnan et al.(2012)의 연구에서 기업의 세무보고 공격성이 높을 때 기업투명성과는 음(-)의 관계를, 또는 기업의 불투명성과는 양(+ )의 관계를 가진다는 주장과도 일치한다. 또한 본 연구에서 세무보고 공격성이 높은

기업에서 재무분석가의 이익예측의 정확성이 떨어지고, 낙관적 편향 및 분산이 커지는 실증적 증거는 재무분석가 측면에서도 최근 연구들에서 주장하는 전통적인 관점보다 대리인 관점(*agency perspective*)에 더 부합되는 결과라도 할 수 있다(Slemrod, 2004; Desai and Dharmapala, 2006, 2009; Kim et al., 2011 등). 왜냐하면 재무분석가들이 세무보고 공격성이 높은 기업에 대해 전통적인 관점으로 인지한다면 이들 기업에 대한 이익예측치의 정확성은 높고, 이익예측의 분산은 더 작게 나타날 수 있기 때문이다.

#### 4.4 추가분석 결과

본 연구의 분석기간이 관심변수의 측정과 관련하여 2004년부터 2013년까지이므로, IFRS 의무도입 전후기간 모두가 분석에 포함되어 있다. 그런데 재무분석가 측면에서 IFRS를 다룬 최근 연구들은 새로운 국제회계기준이 의무도입에 따라 재무분석가의 정보환경(*information environment*)에 긍정적인 변화가 있다고 주장과 결과를 보고해 왔다(Byard et al., 2011; Horton et al., 2013 등). 예를 들어, Byard et al.(2011)과 남혜정(2015)은 IFRS 도입 전보다 도입 후에 재무분석가의 이익예측의 정확성은 증가하고, 이익예측의 분산이 감소되었음을 보고하였고, Cotter et al.(2012) 및 Horton et al.(2013)의 연구도 재무분석가의 이익예측의 정확성이 증가했다는 결과를 제시하였다.<sup>34)</sup> 따라서 본 질의 추가분석(*additional analysis*)에서는 앞서의 선

행연구들에서의 논의에 기초하여 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차 간의 관계가 IFRS 도입 전후기간에 따라 다른지를 살펴보고자 한다. 이러한 선행연구의 결과에 기초해 볼 때 회계기준에 따라 재무분석가의 정보환경이 개선되기 이전인 K-GAAP 보고체계에서의 경우가 IFRS 도입 이후와 비교할 때 재무분석가들이 세무보고 공격성이 높은 기업에 대한 이익예측의 어려움과 복잡성은 더 높을 것으로 기대된다. 따라서 앞서의 <표 5>부터 <표 7>까지의 결과들의 경우 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차와의 양(+)<sup>34)</sup>의 관련성은 IFRS 도입 이후보다 이전 기간에서 더 뚜렷한 반응이 나타날 것으로 예상될 수 있다. 이를 알아보기 위하여 본 절에서는 전체표본을 다시 IFRS 도입 전후기간으로 나누어 앞서와 동일한 분석을 수행해 보았다. 그 결과는 <표 8>에 나타내었다. 앞서와 같이 다변량 회귀분석을 수행하였으나, 지면상 관심변수인 TAXAGG에 대한 결과를 중심으로 요약 표를 작성해 보고하였다. Panel A는 Pre-IFRS 기간(2005-2010)의 결과를, Panel B에는 Post-IFRS 기간(2011-2013)의 결과를 각각 나타내었다.

<표 8>의 결과를 살펴보면, Panel A의 Pre-IFRS 기간에서 관심변수 TAXAGG는 세 가지 ETR 측정치 중 각 두 경우에서 종속변수(ACCR, BIAS, DISP)에 대해 유의한 양(+)<sup>34)</sup>의 계수값이 나타났다. 반면, Panel B의 Post-IFRS 기간에서 관심변수 TAXAGG는 종속변수 ACCR에 대해 세 가지 ETR 측정치의 경우 모두 유의한 계수값이 나타나지 않았고, 종속변수 BIAS 및 DISP에 대해 세 가지 ETR 측정치

34) IFRS 도입 이후 재무분석가의 정보환경이 향상되어 이익예측의 정확성이 높아지고, 재무분석가들 사이에 이익예측의 분산은 감소됨을 보고한 선행연구들은 공통되게 IFRS 보고체계가 종전 K-GAAP 보고체계와 비교하여 재무제표와 관련한 주석 등의 공시 정보량이 더 증가하게 되어 정보이용자들의 정보비대칭 수준이 더 낮아졌다고 주장한다(Byard et al., 2011; Cotter et al., 2012; Horton et al., 2013).

〈표 8〉 추가분석 결과: Pre-IFRS 기간 vs. Post-IFRS 기간

Panel A: Pre-IFRS 기간(2005-2010)				Panel B: Post-IFRS 기간(2011-2013)			
Variable	pred. sign	종속변수 = $ACCR_{t+1}$			종속변수 = $ACCR_{t+1}$		
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 1	모형 2	모형 3
		GAAP ETR (N=1,809)	CASH ETR (N=1,785)	CFO ETR (N=1,404)	GAAP ETR (N=931)	CASH ETR (N=892)	CFO ETR (N=665)
<b>TAXAGG</b>	+	<b>0.018</b> (2.836***)	0.011 (1.595)	<b>0.022</b> (3.318***)	0.011 (1.553)	0.010 (1.475)	0.002 (0.203)
Variable		종속변수 = $BIAS_{t+1}$			종속변수 = $BIAS_{t+1}$		
		GAAP ETR (N=1,809)	CASH ETR (N=1,785)	CFO ETR (N=1,404)	GAAP ETR (N=931)	CASH ETR (N=892)	CFO ETR (N=665)
<b>TAXAGG</b>	+	<b>0.010</b> (1.654*)	-0.000 (-0.023)	<b>0.014</b> (2.015**)	0.009 (1.390)	<b>0.015</b> (2.425**)	0.004 (0.539)
Variable		종속변수 = $DISP_{t+1}$			종속변수 = $DISP_{t+1}$		
		GAAP ETR (N=816)	CASH ETR (N=795)	CFO ETR (N=689)	GAAP ETR (N=392)	CASH ETR (N=368)	CFO ETR (N=295)
<b>TAXAGG</b>	+	-0.000 (-0.227)	0.003 (1.655*)	0.007 (2.404**)	0.003 (1.990**)	0.002 (1.074)	0.003 (1.046)

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.

주2) 표에 보고된 Pre-IFRS(2005-2010)과 Post-IFRS(2011-2013)의 기간은 관심변수를 기준으로 보고함.

주3) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.

주4) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

중 각 한 경우에서만 TAXAGG는 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다. 따라서 전반적으로 Post-IFRS 기간보다는 Pre-IFRS 기간일 때 세무보고 공격성과 이익예측오차와의 양(+)의 관계는 더 뚜렷한 결과를 보였다. 즉 〈표 5〉부터 〈표 7〉까지의 결과는 주로 Pre-IFRS 기간에서 세무보고 공격성이 높은 기업에 대해 재무분석가의 이익예측의 정확성이 낮고, 이익예측치에 낙관적 편의를 성향이 있으며, 이익예측의 분산이 커지는 것에 기인함을 알 수 있다. 이는 국내의 경우 2011년도부터 모든 상장기업들에서 시행된 IFRS 의무도입은 새로운 국제회계기준이 적용되면서 재무분석가들의 정보환경에도 긍정적인 변화로 작용하고 있어 Pre-IFRS 기간의 경우와

비교할 때 Post-IFRS 기간에서는 세무보고 공격성이 높은 기업에 대한 재무분석가의 이익예측의 정확성이 낮고, 이익예측치에 낙관적 편의가 있으며, 이익예측의 분산이 커지는 현상이 전반적으로 감소되었음을 의미한다. 따라서 앞서의 결과는 IFRS 의무도입의 효과로 인해 재무분석가의 정보환경에 긍정적인 영향을 주었음을 시사한다. 그러한 점에서 〈표 8〉의 결과는 IFRS 도입 전후기간에 따라 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차와의 양(+)의 관계에 차별적인 반응(differential response)이 나타남을 보여준다.

본 절의 두 번째 추가분석에서는 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계가 시장유형

(KOSPI vs. KOSDAQ)에 따라 차이가 있는지를 살펴보았다. 이에 대한 분석결과는 <표 9>에 나타나 있다.<sup>35)</sup>

<표 9>의 결과를 보면, Panel A의 KOSPI 표본에서 관심변수 TAXAGG는 종속변수 ACCR에 대해 양(+)이지만, 주로 GAAP ETR로 측정된 경우만 유의한 양(+)의 관계를, Panel B의 KOSDAQ 표본에서 관심변수 TAXAGG는 ACCR에 대해 주로 CASH ETR 및 CFO ETR로 측정된 경우에서 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 또한 Panel A의 KOSPI 표본에서 TAXAGG는 BIAS에 대해 GAAP

ETR 및 CASH ETR로 측정된 경우에서 유의한 양(+)의 관계를 보이는 반면, Panel B의 KOSDAQ 표본에서 TAXAGG는 BIAS에 대해 주로 CFO ETR로 측정된 경우에서 유의한 양(+)의 관계가 나타났다. 그리고 Panel A의 KOSPI 표본에서 TAXAGG는 DISP에 대해 CASH ETR 및 CFO ETR로 측정된 경우에서 유의한 양(+)의 관계를 보이며, Panel B의 KOSDAQ 표본에서 TAXAGG는 DISP에 대해 주로 GAAP ETR 및 CFO ETR로 측정된 경우에서 유의한 양(+)의 관계가 나타났다. 이러한 결과로 볼 때 시장유형에 따라 세무보고 공격성과 재무분석

<표 9> 추가분석 결과: KOSPI vs. KOSDAQ 표본

Panel A: KOSPI 표본				Panel B: KOSDAQ 표본			
Variable	pred. sign	종속변수 = $ACCR_{t+1}$			종속변수 = $ACCR_{t+1}$		
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 1	모형 2	모형 3
		GAAP ETR (N=1,524)	CASH ETR (N=1,445)	CFO ETR (N=1,141)	GAAP ETR (N=1,216)	CASH ETR (N=1,232)	CFO ETR (N=928)
TAXAGG	+	0.026 (3.337***)	0.010 (1.335)	0.007 (0.931)	0.009 (1.531)	0.011 (1.739*)	0.026 (3.429***)
Variable		종속변수 = $BIAS_{t+1}$			종속변수 = $BIAS_{t+1}$		
		GAAP ETR (N=1,524)	CASH ETR (N=1,445)	CFO ETR (N=1,141)	GAAP ETR (N=1,216)	CASH ETR (N=1,232)	CFO ETR (N=928)
		GAAP ETR (N=869)	CASH ETR (N=817)	CFO ETR (N=695)	GAAP ETR (N=339)	CASH ETR (N=346)	CFO ETR (N=289)
TAXAGG	+	0.025 (3.454***)	0.015 (2.050**)	0.004 (0.531)	0.001 (0.192)	0.004 (0.656)	0.016 (2.015**)
TAXAGG	+	-0.000 (-0.043)	0.003 (2.140**)	0.005 (1.998**)	0.004 (1.987**)	0.002 (0.841)	0.010 (1.955**)

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).

35) 예를 들어, <표 4>의 상관관계에서는 재무분석가의 이익예측오차와 관련된 변수들(ACCR, BIAS, DISP)은 MKT와 유의한 상관성을 보이지 않았으나, TAXAGG는 MKT와 유의한 양(+)의 상관성이 나타났다. 따라서 본 절에서는 시장유형에 따라 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차와의 양(+)의 관계가 다른지를 알아보고자 한다.

가의 이익예측오차 간의 양(+의 관계는 ETR 측정치에 따라 다소 차이는 있으나, 두 시장유형 모두에서 관찰되고 있어 시장유형 간 차이에 대해서는 검증결과가 민감하지는 않음을 볼 수 있다.

#### 4.5 민감도 분석결과

본 절에서는 민감도 분석(sensitivity analysis)으로 국내외 선행연구들에서 주로 이용되었던 조세회피 측정치와 재무분석가의 이익예측오차(ACCR, BIAS, DISP)와의 관계를 살펴보고자 한다. 즉 앞서의 분석들은 관심변수를 측정할 때 Donohoe and Knechel(2014)의 방법에 따라 각 누적유효세율 측정치(GAAP ETR, CASH ETR, CFO ETR)를 기준으로 표본을 5분위수(quintile)로 나눈 후 이 중에서 가장 낮은(lowest) 구간에 속한 집단을 지시변수의 형태로 측정한 후 모형식에 고려했다. 이 측정방법의 이점은 세무보고 공격성이 높은 기업의 경우 낮은 유효세율(low ETR)을 부담하는 기업이라는 점에서 이를 세무보고 공격성이 의심되는 기업으로 간주해 이들 세무보고 공격성이 높은 구간의 기업(tax-aggressive firms)과 그렇지 않은 구간의 기업(tax non-aggressive firms) 간을 변수 측정상에 명시적으로 고려한다는 데 있다. 하지만, 국내 과거 연구들은 이러한 측정방법보다는 대부분이 ETR로 계산되는 측정치에 '(-1)'의 값을 곱해서 계산되는 조세회피 측정치를 분석에 고려한 경우가 많았다(심충진, 2009; 김은주·조용언, 2012; 강정연·고종권, 2014 등). 하지만 이 방법은 앞서와 달리 연속변수로 측정되는 특징이 있으나, 세무보고 공격성이 높고/낮음에 대한 명시적 고려가 변수 측정상에 포함되지 않는다.

본 절에서는 민감도 분석의 일환으로 국내 연구들

에서 주로 이용되었던 조세회피 측정방법의 경우에도 앞서 <표 5>부터 <표 7>까지의 검증결과와 일관된 결과가 나타나는지와 더불어 본 연구는 이러한 민감도 분석을 통해서 두 방법(지시변수 vs. 연속변수 측정방법) 간에도 더 뚜렷한 결과가 관찰되는 측정치가 어떤 방법인지를 알아보려고 하였다. 이를 위해 식(1)부터 식(3)까지 관심변수 TAXAGG 대신 선행연구의 방법과 같이 각 GAAP ETR, CASH ETR, CFO ETR 측정치에 대해 (-1)의 값을 곱한 ETR 변수를 모형식에 이용하여 분석하였다. 그 결과는 <표 10>에 나타내었다.

<표 10>의 결과를 보면, Panel A에서 관심변수 ETR은 GAAP ETR의 경우에서만 종속변수 ACCR에 대해 유의한 양(+의 계수값이 나타났다. CASH ETR 및 CFO ETR에서는 통계적으로 유의한 값을 보이지 않았다. Panel B에서도 앞서와 유사하게 관심변수 ETR은 GAAP ETR의 경우만 종속변수 BIAS에 대해 유의한 양(+의 계수값이 나타났다. 그리고 Panel C에서는 관심변수 ETR은 GAAP ETR를 제외한 CASH ETR과 CFO ETR의 경우에서 종속변수 DISP에 대해 유의한 양(+의 계수값이 나타났다. 즉 종속변수 ACCR에 대해 관심변수 TAXAGG는 세 가지 측정치 모두 유의했던 반면에, ETR로 측정된 조세회피 측정치는 한 가지 측정치(GAAP ETR)만 유의한 결과였다. 또한 종속변수 BIAS에 대해 관심변수 TAXAGG는 두 가지 측정치에서 유의했던 반면에, ETR은 한 가지 측정치(GAAP ETR)만 유의한 결과로 나타났다. 그리고 종속변수가 DISP의 경우는 TAXAGG과 ETR 모두 두 가지 측정치에서 유의하지만, 전자보다 후자의 유의수준이 더 낮은 것으로 나타났다. 이상의 분석결과를 비교한 사항을 종합하면, ETR 측정치의 경우도 <표 5>부터 <표 7>까지와 대체로 일치된 결

〈표 10〉 민감도 분석결과: ETR 측정치와 재무분석가의 이익예측오차 간의 검증결과

Panel A: 종속변수 = $ACCR_{t+1}$				
Variable	pred. sign	모형 1	모형 2	모형 3
		GAAP ETR (N=2,740)	CASH ETR (N=2,677)	CFO ETR (N=2,069)
<b>ETR</b>	+	<b>0.060</b> (2.283**)	<b>0.024</b> (1.073)	<b>0.020</b> (1.301)

Panel B: 종속변수 = $BIAS_{t+1}$				
Variable		GAAP ETR (N=2,740)	CASH ETR (N=2,677)	CFO ETR (N=2,069)
		<b>ETR</b>	+	<b>0.061</b> (2.459***)

Panel C: 종속변수 = $DISP_{t+1}$				
Variable		GAAP ETR (N=1,208)	CASH ETR (N=1,163)	CFO ETR (N=984)
		<b>ETR</b>	+	<b>0.004</b> (0.736)

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음. ETR의 측정치는 GAAP ETR, CASH ETR, CFO ETR 측정치에 (-1)의 값을 각각 곱하여 계산함.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.

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

과가 관찰되지만, 전반적으로 연속변수로 측정된 ETR의 경우보다는 앞서의 지시변수로 측정된 TAXAGG에서 더 뚜렷한 양(+)의 결과가 나타남을 볼 수 있다. 이러한 결과로 볼 때 이전 연구들에서의 연속변수로 측정되는 조세회피 측정치보다는 세무보고 공격성이 높은 구간의 기업이 명시적으로 고려되는 지시변수의 측정치가 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차와의 양(+)의 관련성을 파악하는데 있어서는 더 유용한 측정방법(usefulness as a measure of tax aggressiveness)을 제공해 주는 것으로 보인다.

## V. 결론

본 연구는 세무보고 공격성이 높은 기업에 대한

재무분석가 관점에서 이를 이익예측치에 어떻게 반영시키고 있는지를 실증적으로 분석하였다. 이전 연구들은 대부분이 투자자 측면에서 Tobin's Q로 측정된 기업가치와 조세회피와의 관계를 살펴보았다. 이들 연구의 결과는 두 변수 간에 양(+)의 관계를 보고한 연구(고윤성 외, 2007; 윤성수 외, 2015; 기은선·이광숙, 2015)가 있는가 하면, 두 변수 간에 음(-)의 관계를 보고한 연구(기은선, 2012; 손연승 외, 2012; 강정연·고종권, 2014), 또한 두 변수 간에 관련성을 관찰하지 못한 연구(Desai and Dharmapala, 2009; 전주성, 2011)도 보고되어 혼재된 증거를 제시해 왔다. 이러한 점에서 본다면, 투자자 측면에서 기업의 조세회피와 관련한 결과는 아직까지 합의된 결론에는 도달하지 못한 것으로 보인다.

이와 달리, 본 연구는 기업분석에 보다 전문성이 있는 재무분석가 관점에서의 세무보고 공격성과 재

무분석가의 이익예측오차와의 관계를 이익예측의 정확성, 편의 및 분산 측면에서 분석하였다. 특히, 본 연구는 국내 선행연구에서의 조세회피 측정치보다는 조세회피가 의심되는 구간을 설정하여 세무보고에 보다 공격적인 기업에 초점을 둔 분석을 수행하였다. 이를 위하여 본 연구는 조세회피를 위한 기업의 세무보고 공격성에 대한 성향을 파악하기 위하여 Dyreng et al.(2008) 및 Guenther et al.(2014)의 방법에 따라 5년간의 누적유효세율인 GAAP ETR, CASH ETR 및 CFO ETR를 각각 이용하였다. 또한 본 연구는 세무보고 공격성이 의심되는 기업들의 구간 설정을 위해 Donohoe and Knechel(2014)의 방법에 따라 각 세 가지 ETR 측정치를 기준으로 5분위수로 나눈 후 이중 가장 낮은 구간을 세무보고 공격성이 높은 기업으로 정의한 후 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 살펴보았다. 분석기간은 관심변수(종속변수)를 기준으로 2004부터 2013까지(2005년부터 2014년까지) 10년간이며, 표본은 금융업을 제외한 12월 결산법인 중 상장기업을 대상으로, 재무분석가의 이익예측 정보가 이용가능 했던 기업을 대상으로 분석하였다.

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 재무분석가의 이익예측오차에 영향을 미치는 일정변수 및 재량적 발생액까지 통제된 후에도 세무보고 공격성이 높은 구간의 기업은 그렇지 않은 경우보다 재무분석가들이 산출하는 이익예측의 정확성이 떨어지고, 낙관적 편의의 성향이 있으며, 또한 재무분석가들의 이익예측의 분산도 커지는 것으로 나타났다. 이는 세무보고에 공격적인 기업이 그렇지 않은 경우와 비교할 때 기업의 재무보고위험이 높아 재무분석가들이 이들 기업의 미래이익을 예측하는데 있어 불확실성은 더 증가된다는 것을 나타낸다. 둘째, 추가분석에 따르면 IFRS 도입 이전기간이 이후

기간에 비해 앞서의 첫 번째 결과인 세무보고 공격성과 이익예측오차와의 양(+ )의 관계가 더 뚜렷한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 새로운 국제회계기준의 의무도입 이후 재무분석가의 정보환경에 긍정적인 변화로 인해 세무보고에 공격성과 재무분석가의 이익예측오차와의 양(+ )의 관계가 전반적으로 감소되었음을 시사한다. 마지막으로, 민감도 분석결과에 따르면 이전 연구들의 측정방법인 조세회피 측정치와 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 분석하면 대체로 첫 번째의 결과와 일치된 결과가 관찰되었으나, 전반적으로 연속변수로 측정되는 조세회피 측정치보다는 본 연구에서 초점을 둔 지시변수의 측정치가 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차와의 양(+ )의 관련성이 더 뚜렷한 결과로 나타났다. 따라서 이러한 결과는 이전 국내 연구들에서 연속변수로 측정하는 조세회피 측정치보다는 세무보고 공격성이 높은 기업과 그렇지 않은 경우를 명시적으로 고려한 지시변수의 측정치가 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차와의 양(+ )의 관계를 파악하는데 있어 더 유용한 측정방법을 제공하는 것으로 보인다. 한편으로, 이러한 발견은 향후 조세회피를 분석하는 연구들에게도 변수 측정상에 시사점을 제공해 준다.

이상을 종합하면, 본 연구결과는 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 통해 세무보고에 공격적인 성향이 높은 기업이 그렇지 않은 경우보다 재무보고의 질이 낮아 재무보고위험이 더 높다는 것을 재무분석가 관점에서의 이익예측의 정확성, 편의의 성향 그리고 이익예측의 분산 측면에서 보여주었다는데 의의가 있다. 또한 국내의 경우 아직까지 재무분석가 측면에서 세무보고 공격성과 이익예측오차와의 관계를 체계적으로 다룬 선행연구가 거의 없어 본 연구의 발견은 투자자 측면의 조세

회피를 다룬 선행연구들에서 혼재된 증거가 보고되어 온 상황에서 관련연구에도 추가적인 실증적 증거를 제공할 것으로 기대된다. 또한 본 연구에서 분석 대상인 재무분석가들은 주식시장에서 투자자들의 투자사결정에 중요한 정보중개인의 역할을 수행하고 있기 때문에, 세무보고 공격성과 재무분석가의 이익예측오차 간에 양(+ )의 관계가 있음을 보여준 본 연구결과는 학계뿐만 아니라 투자자, 실무계, 그리고 자본시장을 감독하는 규제기관 및 정책입안자들에게도 유용한 시사점을 더불어 제공해 줄 것으로 예상된다.

이상의 유익한 시사점의 제공에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 분석상에 한계가 있을 수 있다. 첫째, 본 연구에서 이용된 식(1)부터 식(3)까지의 모형식에서 고려되지 않은 생략된 변수(omitted variable)의 문제는 여전히 남아 있다. 둘째, 본 연구는 관심 변수의 측정시 조세회피 성향을 파악하기 위해 누적 유효세율을 이용하는 과정에서 5년간 세전이익이나 세전영업현금흐름이 연도별로 영(0) 및 음(-)의 값을 가지면 표본에 대해 분석에서 제외했기 때문에 상대적으로 재무구조가 건전한 기업이 분석되는 자기선택 편향(self-selection bias) 문제가 있을 수 있다. 또한 재무분석가의 이익예측치의 경우 모든 상장기업을 대상으로 산출되지 않기 때문에 본 연구결과를 전체 상장기업에 투영하여 판단하는 데는 한계가 있다. 셋째, 본 연구는 세무보고에 보다 공격성이 높은 기업이면 법인세를 감소시키려는 기업이므로, Donohoe and Knechel(2014)의 방법에 따라 낮은 유효세율의 구간을 세무보고 공격성이 높은 기업으로 정의한 후 분석하였다. 그러나 이 방법의 경우 유효세율이 낮은 구간 중 합법적인 세무계획에 따라 조세회피를 수행한 경우와 그렇지 않은 경우 간을 정확히 구분해 주지는 못하는 측면이 있다. 따라서

이러한 측면은 결과해석상에 고려될 필요가 있다. 한편으로, 앞서와 같은 분석상의 한계는 본 연구만이 가지는 문제라기보다는 세무회계 연구에서 다루고 있는 누적유효세율 측정치를 이용한 경험적 연구들의 경우에도 공통되는 사항이기도 하다.

## 참고문헌

- 강정연 · 고종권(2014), "기업지배구조가 조세회피와 기업 가치의 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.
- 고종권 · 윤성수 · 강정연 · 이광숙(2013), "실증세무연구의 개관," **회계학연구**, 38(2), 367-446.
- 기은선(2012), "기업의 사회적 책임활동이 조세회피 및 조세회피에 대한 시장반응에 미치는 영향," **세무학연구**, 29(2), 107-136.
- 기은선 · 이광숙(2015), "장기적인 조세회피 관리 능력이 기업 가치에 미치는 영향," **2015년 한국세무학회 추계 학술발표대회 발표논문집**, 279-302.
- 김은주 · 조용연(2012), "조세회피와 감사품질과 타인자본 비용의 관련성," **국제회계연구**, 44, 279-300.
- 김지홍 · 백혜원 · 고재민(2010), "발생액의 질과 재무분석가의 정보 환경이 이익예측 정확성에 미치는 영향," **회계학연구**, 35(3), 1-35.
- 김진희 · 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.
- 박종국·홍영은(2009), “조세회피와 외국인지분율,” **세무학연구**, 26(1), 105-135.
- 박종일(2003), “기업지배구조와 이익조정: 최대주주 지분율을 중심으로,” **회계학연구**, 28(2), 135-172.
- 박종일·전규안·노희천(2009), “회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동 정보가 재무분석가의 이익예측치에 미치는 영향,” **세무와회계저널**, 10(2), 225-260.
- 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.
- 배성호·정석우·오광욱(2012), “K-IFRS 공시품질과 재무분석가 이익예측분산도,” **경영학연구**, 41(4), 643-674.
- 선우혜정·최종학·이병희(2010), “지분율 괴리도가 재무분석가의 이익예측치오차에 미치는 영향,” **회계학연구**, 35(2), 1-34.
- 손인승·양동훈·이상철·김갑순(2012), “기업지배구조가 조세절감활동과 기업가치의 관련성에 미치는 영향에 대한 연구,” **세무와회계저널**, 13(3), 385-419.
- 심충진(2009), “조세회피와 회계감사 보수의 관련성에 관한 연구,” **회계와 감사연구**, 50, 1-22.
- 안윤영·신현한·장진호(2005), “외국인투자자와 정보비대칭 간의 관계,” **회계학연구**, 30(4), 109-131.
- 안윤영·유영태·조영준·신현한·장진호(2006), “재무분석가의 특성이 이익예측정확성에 미치는 영향,” **회계학연구**, 31(4), 1-24.
- 윤성수·이광숙·기은선(2015), “조세전략과 기업가치,” **2015년 한국세무학회 추계 학술발표대회 발표논문집**, 137-156.
- 임태균·정석우(2006), “이익조정이 재무분석가의 이익예측치에 미치는 영향,” **회계·세무와 감사연구**, 44, 311-334.
- 임태균·정석우(2008), “이연법인세정보와 재무분석가 이익예측치의 특성,” **회계저널**, 17(3), 181-204.
- 전규안·최종학·박종일·이병희(2007), “기타포괄손익과 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관련성에 관한 연구,” **회계학연구**, 32(1), 141-171.
- 전주성(2011), “조세회피와 기업가치: 지배구조의 역할을 중심으로,” **재정학연구**, 4(4), 59-85.
- 정석우(2003), “재무분석가의 분석기업 결정과 예측특성에 영향을 미치는 요인,” **회계학연구**, 28(4), 61-84.
- 정석우·배성호·임태균(2012), “환위험 기업에 대한 재무분석가 이익예측 특성,” **회계학연구**, 37(4), 1-35.
- 정석우·임태균(2005), “회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향,” **회계학연구**, 30(2), 209-235.
- 정용수·이윤원·조용언(2011), “기업지배구조가 세무신고 공격성에 미치는 영향,” **세무학연구**, 28(2), 9-40.
- 정형욱·이현주·이강일(2014), “감사시간이 재무분석가의 이익예측편의에 미치는 영향,” **경영학연구**, 43(4), 1079-1111.
- 조중석·조문희(2009), “경영자의 기회주의적 재량권이 재무분석가의 이익예측에 미치는 영향,” **회계학연구**, 14(1), 147-173.
- 최원욱·박종일·장금주(2008), “이월결손금의 미래법인세 효과에 관한 재무분석가의 해석,” **경영학연구**, 37(2), 375-414.
- 최정호·김미영(2015), “관계회사거래와 조세회피 및 주식 수익률에 관한 연구,” **회계·세무와 감사연구**, 57(2), 1-26.
- Ahmed, A. S., S. M. Nainar, and J. Zhou(2001), “Do Analysts’ Forecasts Fully Reflect the Information in Accruals?,” Working Paper. Syracuse University.
- Asquith, P., M. B. Mikhail, and A. S. Au(2005), “Information Content of Equity Analyst Reports,” *Journal of Financial Economics*, 75(2), 245-282.
- Balakrishnan, K., J. Blouin, and W. Guay(2012),

- "Does Tax Aggressiveness Reduce Financial Reporting Transparency?," *Working Paper*. University of Pennsylvania.
- Bartov, E., D. Givoly, and C. Hayn(2002), "The Rewards to Meeting and Beating Earnings Expectations," *Journal of Accounting and Economics*, 24, 99-126.
- 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, 1-24.
- Behn, B. K., J-H. Choi, and T. Kang(2008), "Audit Quality and Properties of Analysis Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, 83(2), 327-349.
- Brown. L. D., R. Hagerman. P. Griffin, and M. Zmijewski(1987), "Security Analyst Superiority Relative to Univariate Time-series Models in Forecasting Quarterly Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 9(2), 61-87.
- 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.
- Das, S., C. Levine, and K. Sivaramakrishnan(1998), "Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, 73(2), 277-294.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney (1995), "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, 70, 193-225.
- DeFond, M., and L. Subramanyam(1998), "Auditor Changes and Discretionary Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 25, 36-67.
- 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.
- Desai, M., A. Dyck, and L. Zingales(2007), "Theft and Taxes," *Journal of Financial Economics*, 84, 591-623.
- Donohoe, M., and W. R. Knechel(2014), "Does Corporate Tax Aggressiveness Influence Audit Pricing?," *Contemporary Accounting Research*, 31(1), 284-308.
- Duru. A., and D. M. Reeb(2002), "International Diversification and Analysts' Forecast Accuracy and Bias," *The Accounting Review*, 77(2), 415-433.
- Dyreg, S., M. Hanlon, and E. Maydew(2008), "Long-run Corporate Tax Avoidance," *The Accounting Review*, 83, 61-82.
- Eames, M., and S. Glover(2003), "Earnings Predictability and the Directing of Analysts' Earnings Forecast Errors," *The Accounting Review*,

- 78(3), 707-724.
- Eames, M., Glover, S, and J. Kennedy(2002), "The Association between Trading Recommendations and Broker-analysts' Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research*, 40, 85-104.
- Easterwood, J. C., and S. R. Nutt(1999), "Inefficiency in Analyst Forecasts: Systematic Misreaction or Systematic Optimism?," *Journal of Finance*, 54, 1777-1797.
- Fan, J. P., and T. J. Wong(2005), "Do External Auditors Perform a Corporate Governance Role in Emerging Markets? Evidence from East Asia," *Journal of Accounting Research*, 43(1), 35-72.
- Frankel, R., S. P. Kothari, and J. Weber(2006), "Determinants of the Informativeness of Analyst Research," *Journal of Accounting and Economics*, 41, 29-54.
- Guenther, D. A. L. K. Krull, and B. M. Williams (2014), "Are "Tax Aggressive" Firms Just Inflating Earnings?," *Working paper*. University of Oregon.
- 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 S. Heitzman(2010), "A Review of Tax Research," *Journal of Accounting and Economics*, 50, 127-178.
- Hope, O.(2003), "Disclosure Practices, Enforcement of Accounting Standards and Analysts' Forecast Accuracy: An International Study," *Journal of Accounting Research*, 41(2), 235-72.
- 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*, 7, 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.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley (2005), "Performance Matched Discretionary Accrual Measures," *Journal of Accounting and Economics*, 39, 163-197.
- Lang, M., and R. Lundholm(1996), "Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior," *The Accounting Review*, 71(4), 467-92.
- Lim, T.(2001), "Rationality and Analysts' Bias," *Journal of Finance*, 56(1), 369-385.
- McNichols, M., and P. O'Brien(1997), "Self-selection and Analyst Coverage," *Journal of Accounting Research*, 35, 167-199.
- O'Brien, P.(1988), "Analysts' Forecasts as Earnings Expectations," *Journal of Accounting and Economics*, 10, 159-193.
- Phillips, J. D.(2003), "Corporate Tax-planning Effectiveness: The Role of Compensation-based Incentives," *The Accounting Review*, 78, 847-874.
- Slemrod, J.(2004), "The Economics of Corporate Tax Selfishness," *National Tax Journal*, 57, 877-899.
- Zhang, X. F.(2006), "Information Uncertainty and Analyst Forecast Behavior," *Contemporary Accounting Research*, 23(2), 565-590.

## The Effect of Corporate Tax Aggressiveness on Analyst' Earnings Forecast Errors

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

### Abstract

This study investigates the relation between firm's tax aggressiveness and quality of analyst forecasts measured as forecasting accuracy, bias, and dispersion among analysts. Prior research examining the effect of tax aggressiveness on firm value proxied by Tobin's Q documents mixed results. Our study is distinct from prior research in that we focus on analysts who are more sophisticated than general investors and that we investigate how corporate tax aggressiveness affects quality of their forecasts.

On one hand, corporate tax aggressiveness may increase firm value by reducing tax costs, thereby increasing net income and net cash flows. On the other hand, tax aggressiveness may exacerbate agency problem because managers can use tax aggressive activities to exploit their private benefits and such activities are difficult to monitor from outside(Slemrod, 2004; Desai and Dharmapala, 2006). Additionally, tax aggressive activities may involve severe monetary and non-monetary costs including reputation costs if tax authorities successfully prosecute any illegal activities(Slemrod, 2004). Further, prior research on tax avoidance argues that tax aggressive firms tend to produce less transparent financial reporting and that information asymmetry between managers and outside stakeholders are higher for such firms(Chen, Chen, and Shevlin, 2010; Kim, Li, and Zhang, 2011; Balakrishnan, Blouin, and Guay, 2012; Donohoe and Knechel, 2014; Kim and Cho, 2012).

Empirically, Kim et al.(2011) document that corporate tax aggressiveness is positively related with stock price crash risk, Kim and Cho(2012) report a positive relation between tax

---

\* 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

aggressiveness and cost of debts, and Park and Chee(2016a) find a negative relation between tax aggressiveness and bond credit rating. In addition, Chen et al.(2010) and Balakrishnan et al.(2012) document a negative relation between tax aggressiveness and corporate transparency and Donohoe and Knechel(2014) document a positive relation between tax aggressiveness and audit fee reflecting higher audit risk for tax aggressive firms. Overall, these empirical findings suggest that corporate tax aggressiveness is associated with higher audit risk and higher financial reporting risk and the market requires risk premium for tax aggressive firms. Extending this line of research, we examine whether analysts produce lower quality forecasts for more tax aggressive firms.

We construct proxy for tax aggressiveness using GAAP ETR and CASH ETR introduced by Dyreng, Hanlon, and Maydew(2008) and CFO(cash flow from operations) ETR introduced by Guenther, Krull, and Williams(2014). Following Donohoe and Knechel(2014), we classify firms as tax aggressive if they are in the lowest quintile of GAAP ETR, CASH ETR, or CFO ETR by year within the same industry. Our sample covers KOSPI and KOSDAQ listed firms with available data in non-financial industries with fiscal year-end in December from 2004 to 2013.

Our main findings are as follows. First, we find a positive relation between analyst forecast error and corporate tax aggressiveness. Specifically, more aggressive tax avoidance is associated with less accurate forecasts, more optimistically biased forecasts, and higher forecast dispersion, suggesting that tax aggressiveness increasing information uncertainty. Second, when we partition the sample into pre- and post-IFRS adoption period, we find that the positive relation between tax aggressiveness and analyst forecast error measured as accuracy, bias, and dispersion is stronger during pre-IFRS adoption period. This suggests that analyst forecast accuracy for tax aggressive firms improved after the adoption of IFRS. Lastly, the positive relation between corporate tax aggressiveness and analyst forecast error becomes less strong but still significant when we use ETR as a continuous variable to measure tax aggressiveness as commonly used by prior tax avoidance papers published in Korea.

Overall, our results imply that the quality of analyst forecasts is lower for tax aggressive firms because analysts produce less accurate, more optimistically biased, and more dispersed forecasts for tax aggressive firms. There seldom exists research examining the relation between corporate tax aggressiveness and analyst forecast error using Korean data. Prior studies focus on the relation between tax aggressiveness and firm value and they document mixed results. Therefore, our research examining analyst perception about corporate tax aggressiveness contributes to the literature investigating the effect of tax aggressiveness on information uncertainty. Further,

considering the importance of analyst role in decision making of investors and creditors on the capital market, our results provide implications to academicians, practitioners, and regulators.

Key words: Corporate tax aggressiveness, Analyst' earnings forecast errors, Forecast accuracy, Forecast bias, Forecast dispersion, 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 경영대학경영학과를 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.