

재무분석가의 법인세비용 예측이 조세회피에 미치는 영향

한영희(남서울대) · 김동하(인하대)

I. 서 론

일반적으로 조세회피(tax avoidance)란 합법적인 절세(tax evasion)행위와 불법적인 탈세(tax saving)행위를 모두 포함하는 개념으로써 조세부담을 감소시키는 행위를 말한다. 조세회피 행위는 세무신고 자료가 외부적으로 공개되지 않아 발각될 가능성이 낮기 때문에, 기업의 입장에서는 이를 통해 기업의 가치를 극대화하려고 한다.

선행연구에 의하면 기업의 조세회피 행위는 외부감시주체인 지배구조에 의해 감소된다. 기업지배구조를 형성하는 외국인투자자의 지분율이 높거나 감사위원회의 독립성이 높을수록 기업의 조세회피 행위는 감소하고 있다(Moore 2007; 박종국 · 홍영은 2009). 이는 기업지배구조 관점에서 외부감시자 역할의 수행이 경영자의 기회주의적인 행동을 억제시킬 수 있음을 의미한다.

재무분석가는 기업 가치 평가에 유용한 정보를 제공하여 기업과 투자자 사이의 정보비대칭을 해소시키는 정보중개자(information intermediary)로서의 역할을 수행한다(Healy and Palepu 2001). 또한 재무분석가의 이익예측활동은 분석 기업에 대한 다양한 정보를 제공함으로써 투자자뿐 아니라 경영자의 의사결정에도 큰 영향을 미친다(고재민 외 2012). 즉 재무분석가는 정보 중개자의 역할과 동시에 경영자가 보고하는 회계이익의 질에도 영향을 미치는 외부감시자의 역할도 하고 있음을 의미한다. 재무분석가의 외부감시기능에 관한 선행연구들은 재무분석가 수가 증가할수록 모니터링 기능으로 인해 경영자의 재무보고에 관한 기회주의적 행동이 억제되고, 이러한 효과적인 외부감시로 인해 회계이익의 질이 개선되어 기업 가치가 향상된다고 보고한다(Yu 2008; 전수영 · 이정기 2011; 유정민 외 2012; 안윤영 · 장진호 2006). 따라서 재무분석가가 경영자의 기회주의적 행동인 조세회피 행위도 억제시킬 수 있는지 살펴볼 필요성이 있다.

재무분석가는 분석 기업에 대한 전문지식 및 사적정보를 바탕으로 기업이 제공하는 재무제표 및 복잡한 주식사항 등을 이해하여 기업의 이해관계자들에게 다양한 예측치를 제공한다. 하지만 분석대상 기업의 회계정보 변동의 폭이 커서 불확실성이 높은 경우 재무분석가들은 예측이 어려워 일부 예측치만 제시한다(오광욱 · 기은선 2012). 특히 세무관련 정보는 외부에 공개되지 않기 때문에 분석기업의 법인세에 대한 예측은 더욱 어렵다. 따라서 재무분석가들이 분석기업의 세부적인 항목에 관한 예측치를 제시하지 않는다면 경영자들은 이를 외부감시자로 인식하지 않을 수 있다. 이와 같은 상황에서 재무분석가의 법인세비용 예측은 경영자의 기회주의적인 행동을 억제시키는 수단이 될 수 있다. 기업에 대한 사적정보를 보유하고 있거나 분석역량이 뛰어난 재무분석가는 포괄적인 예측치뿐 아니라 보다 세부적인 예측치를 제공하는데, 이는 재무분석가가 본인이 제공한 이익예측치의 정확성에 대한 확신이 있기 때문이다(Asquith et al. 2005). 따라서 재무분석가의 세부항목에 관한 예측치 제공여부에 따라 조세회피의 정도에 차이가 있는지도 검증해볼 필요가 있다.

본 연구는 재무분석가가 경영자의 기회주의적 행동인 이익조정뿐 아니라 조세회피 행위에 있어서도 외부감시주체로서의 역할을 수행하는지 살펴보고, 이 때 재무분석가의 법인세비용 예측 여부에

따라 조세회피 행위에 차이가 있는지 살펴보았다.

본 연구 결과를 통해 재무분석가의 세부항목에 관한 예측치 제공이 경영자의 의사결정에 영향을 주는 것을 확인함으로써, 재무분석가의 보다 활발한 예측활동을 통해 회계정보의 투명성이 강화되고, 이로 인해 시장의 효율성이 증진될 것으로 기대할 수 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제 I 장 서론에 이어 제 II 장에서는 선행연구를 검토한 후 그에 따른 연구가설을 설정한다. 제 III 장에서는 실증분석에 이용된 변수의 정의 및 연구모형과 표본 선정 방법을 제시한다. 다음으로 제 IV 장에서는 실증분석 결과를 기술하고, 제 V 장과 제 VI 장에서는 각각 추가분석과 본 연구의 결론을 제시한다.

II. 선행연구 검토 및 연구가설 설정

2.1 조세회피

조세회피의 정의에 대해 완벽하게 일치되는 개념은 없지만, 일반적으로 조세회피(tax avoidance)란 합법적인 절세(tax evasion)행위와 불법적인 탈세(tax saving)행위를 모두 포함하는 개념으로서 조세 부담을 감소시키는 행위를 말한다. 조세회피 행위는 세무신고 자료가 외부적으로 공개되지 않기 때문에 발각될 가능성이 낮다. 따라서 기업의 입장에서는 조세회피 행위를 통해 기업의 가치를 극대화하기 위해 노력하는데, 기업 특성에 따라 조세회피의 유인에 차이를 둘 수 있다.

기업특성에 따라 조세회피 성향에 차이가 있는지 검증한 연구들을 살펴보면, Chen et al.(2010)은 가족기업과 비가족기업의 조세회피 성향에 대해 분석하였는데, 가족기업이 비가족기업에 비해 조세회피로 인한 명성의 손실, 세무조사 및 소송위험과 같은 잠재적인 비용이 더 크기 때문에 조세회피 행위에 있어서 소극적이라고 보고하였으며, 추가적으로 장기적 기관투자자에 의한 외부 모니터링이 강화될수록 조세회피 행위는 더욱 소극적이라고 보고하였다. 국내에서도 동일하게 고윤성·백혜원(2010)은 가족기업이 비가족기업에 비해 조세회피 성향이 낮다고 보고하였다.

박종국·홍영은(2009)은 외국인투자자 지분율과 조세회피의 관계를 검증한 결과, 외국인투자자 지분율이 높을수록 조세회피가 감소한다고 보고하며, 이에 대해 외국인투자자의 감시효과라기보다는 외국인투자자가 과세소득보다 회계이익에 관심을 갖기 때문에 배당을 통한 사적 이익을 극대화하기 위해 경영자의 의사결정에 영향을 미치는 것으로 해석하였다. 강정연·김영철(2012)도 외국인투자자 지분율이 높을수록 조세회피 성향이 감소한다고 보고하였다. 하지만 이균봉(2010)은 외국인투자자 지분율이 높을수록 조세회피 성향이 높다고 보고하였고, 이에 대해 외국인투자자가 감세로 인한 이익을 배당으로 가져가기 위함이라고 주장하였다.

Moore(2007)는 감사위원회의 독립성이 조세회피와 음(-)의 관계에 있지만 이사회의 독립성은 조세회피와 유의한 관계가 없다고 보고하였다. 또한 홍창목·정진향(2013)은 감사위원회에 세무 또는 회계전문가가 있는 경우 조세회피를 감소시킨다고 보고하였다. 반면 정용수 외(2011)는 이사회의 독립성이 조세회피와 양(+)의 관계에 있고, 감사위원회의 설치 여부는 조세회피와 관련이 없다고 보고하였다.

선행연구 결과들을 종합해보면 조세회피의 특성상 발각될 가능성이 낮아 외부감시자의 역할에 대해 일관적인 결과가 도출되지는 않았지만 조세회피 행위는 외부감시주체에 의해 감소될 수 있음을 확인할 수 있다.

2.2 재무분석가의 외부감시기능

재무분석가는 기업 가치를 평가하고 이익예측활동을 통해 시장참여자들에게 유용한 정보를 제공하는 정보중개자의 역할을 수행한다(Jensen and Meckling 1976; Lang and Lundholm 1996; Francis et al. 2002; Frankel et al. 2006; 한영희 외 2013). 또한 재무분석가의 적극적인 이익예측활동은 다양한 분석정보를 제공함으로써 투자자뿐 아니라 경영자의 재무보고 의사결정에도 영향을 미친다. Healy and Palepu(2001)는 재무분석가가 정보중개자로서의 역할뿐 아니라 기업지배구조 관점에서 외부감시자의 역할도 수행하며 경영자의 기회주의적인 행동을 억제시킨다고 주장하였다. 이에 재무분석가의 외부감시기능에 대한 많은 실증 연구들이 이루어졌다.

Yu(2008)는 재무분석가 수가 이익조정에 미치는 영향을 알아본 결과, 재무분석가 수의 증가가 기업에 대한 감시 기능의 활성화로 연결되어 이익조정을 감소시키고 경영자가 제공하는 정보의 질을 높여 시장의 효율성을 높인다고 보고하였다. 국내에서도 동일하게 재무분석가 수가 증가할수록 회계이익의 질 및 발생액의 질은 높아지고 이익조정이 줄어들어, 재무분석가들이 효율적인 외부감시주체로서의 역할을 하고 있는 것이 확인되고 있다(안윤영 · 장진호 2006; 전수영 · 이정기 2011; 유정민 외 2012). 또한 고재민 외(2012)와 한영희 외(2013)는 재무분석가 수가 경영자의 자발적 공시에 미치는 영향을 알아본 결과, 재무분석가 수가 증가할수록 자발적 공시를 통해 제공되는 경영자 예측치의 정확도가 높아짐을 확인하였고, Chung and Jo(1996)는 재무분석가 수가 기업 가치에 미치는 영향을 분석하여 재무분석가가 기업 가치를 증가시키는 효과적인 외부감시기능을 수행한다고 보고하였다.

2.3 재무분석가의 세부항목 예측치 제공

기업에 대한 사적정보를 보유하고 있거나 분석역량이 뛰어난 재무분석가는 포괄적인 예측치뿐만 아니라 보다 세부적인 예측치를 제공한다. 이는 재무분석가가 본인이 제공한 이익예측치의 정확성에 대한 확신이 있기 때문이다(Asquith et al. 2005). 오광욱 · 기은선(2012)은 유효세율 및 LTD(회계이익-세무이익)의 변동성이 높을수록 재무분석가들은 예측이 어려워 법인세비용 예측치를 제시하지 않는다고 보고하였다. 이는 재무분석가가 단순히 이익예측치만 제시하였다면 분석 대상 기업의 정보 불확실성으로 인해 법인세에 대한 정보 입수가 부족하여 법인세비용을 예측하지 못하였음을 의미한다. 따라서 재무분석가가 단순히 이익예측치만을 제시한 경우 경영자들은 이를 외부감시자로 인식하지 않고 조세회피 행위를 자유롭게 할 가능성이 있다. 또한 Keung(2010)은 재무분석가가 이익예측치만 제공하는 경우보다 이익예측치와 매출액예측치를 같이 제공하는 경우 이익예측치의 정확도가 더 높고, 시장 반응도 강하게 나타난다고 보고하였다. 이는 재무분석가의 예측 정확성에 대한 확신이 많은 종류의 예측치 제공으로 이어지고 있음을 의미한다. 따라서 재무분석가가 세부항목에 해당하는 법인세비용에 대한 예측치를 제시하였다면 분석 대상 기업의 사적정보 및 세무정보 입수를 통해 법인세비용에 대해 자세히 파악하고 있다고 볼 수 있다.

선행연구 결과들을 종합해보면 재무분석가는 정보중개자로서의 역할뿐 아니라 기업지배구조 관점에서 외부감시자의 역할도 수행하고 있다. 그리고 일관적이지는 않지만 전반적으로 조세회피 행위는 외부감시주체에 의해 감소되고 있음을 확인할 수 있다. 따라서 재무분석가가 예측활동을 통해 외부감시자 역할을 한다면, 경영자의 기회주의적 행동인 조세회피 행위는 감소될 것으로 예상된다. 하지만 경영자의 입장에서 재무분석가의 단순 성과예측치⁴⁾ 제공은 재무분석가가 세금 관련 정보의 불확

4) 본 연구에서는 성과예측치를 제공한 재무분석가를 법인세차감전순이익과 같은 세부항목에 관한 예

실성으로 인해 조세회피 행위를 포착하지 못한 결과물로 인식할 가능성이 있고, 이로 인해 조세회피 행위는 감소하지 않을 수도 있다. 하지만 법인세비용을 예측한 재무분석가에 대해서는 경영자가 이를 과도한 외부감시자로 인식하여 조세회피가 감소할 가능성이 높다. 이처럼 재무분석가의 법인세비용 예측 여부가 기업의 조세회피 성향에 미치는 영향은 차이가 있을 것으로 기대된다. 따라서 재무분석가를 법인세비용을 예측하지 않은 재무분석가와 법인세비용을 예측한 재무분석가로 구분하여 아래와 같이 귀무가설 형식인 [가설 1-1]과 대립가설 형식인 [가설 1-2]를 설정한다.

[가설 1-1]: 법인세비용을 예측하지 않은 재무분석가 수는 기업의 조세회피 성향과 관련이 없다.

[가설 1-2]: 법인세비용을 예측한 재무분석가⁵⁾ 수가 증가할수록 기업의 조세회피 성향은 감소한다.

[가설 1-1]과 [가설 1-2]는 재무분석가의 법인세비용 예측 여부에 따라 외부감시기능이 달라지는지를 확인하는 검증이다. 만약 법인세비용 예측 유·무와 관계없이 재무분석가가 외부감시자로서 조세회피 행위를 감소시키고 있다면 귀무가설인 [가설 1-1]은 기각될 것이고, 재무분석가의 법인세비용 예측의 중요성에 대한 검증인 [가설 1-2]는 의미 없는 검증이 된다. 따라서 재무분석가의 법인세비용 예측 중요성에 대해 추가적으로 확인하고자 아래와 같이 [가설 2]를 설정한다.

[가설 2]: 재무분석가가 성과예측치만 제공한 기업보다 법인세비용까지 제공한 기업의 조세회피 성향이 더 감소한다.

III. 연구방법론

3.1 조세회피의 추정

조세회피는 세무신고 자료가 공개되지 않기 때문에 정확한 금액은 파악할 수 없다. 따라서 조세회피 금액을 추정하는 연구가 많이 진행되었고 다양한 추정 방법이 제시되었다. 하지만 각 추정 방법마다 추정 오류를 내포하는 한계점을 지니고 있어, 전술한 선행연구들과 같이 추정 방법에 따라 차별화된 결과들이 도출되기도 한다. 본 연구에서는 가설 검증과 더불어 강건성을 확인하고자 조세회피 추정 방법 중 선행연구에서 일반적으로 사용되고 있는 아래의 3가지 추정 방법을 통해 조세회피를 추정하였다.⁶⁾

측치가 아닌 매출액, 영업이익, 당기순이익 중에서만 1개 이상의 예측치를 제시한 재무분석가로 정의하였다.

5) 본 연구에서는 선행연구와 일관되게 법인세차감전순이익과 당기순이익 예측치를 같이 제공한 재무분석가를 법인세비용을 예측한 재무분석가로 정의하였다(오광욱·기은선 2012).

6) Chen et al.(2010)은 ①회계이익과 세무이익의 차이, ②재량적 LTD, ③유효법인세율, ④현금유효법인세율, 이 4가지를 조세회피의 대용치로 사용하였다. 여기서 ③유효법인세율과 ④현금유효법인세율은 1개년도의 자료만으로 측정하였기 때문에 연간 변화를 고려하지 못한다는 단점이 있다. 또한 현금유효법인세율은 법인세납부액/세전이익으로 계산되는데, 분모는 당기의 세전이익이지만 분자는 당기 이외

3.1.1 회계이익과 세무이익의 차이(BTD)

기업은 기업 가치를 극대화하기 위해 회계이익을 감소시키지 않으며 법인세를 최소화하기 위해 노력하는데, 이 때 회계이익과 세무이익의 차이(이하 BTD)가 크게 나타나고 이를 조세회피 수준으로 볼 수 있다. BTD는 식(1)과 같이 세전이익에서 과세소득을 차감하여 계산된다. 세전이익은 재무제표를 통해 확인이 가능하지만 과세소득은 비공개 자료이기 때문에 추정을 해야 한다. 추정과세소득은 식(2)와 같이 법인세부담액을 법인세율로 나누어 계산한다(Manzon and Plesko 2002; 박승식 외 2006; 신승표 2013 등).

$$BTD = \text{세전이익} - \text{과세소득} \quad (1)$$

$$\text{과세소득} = \frac{\text{법인세부담액}}{\text{법인세율}} \quad (2)$$

$$\text{법인세부담액} = \text{법인세비용} + (\text{이연법인세자산의 순증가액}) - (\text{이연법인세부채의 순증가액}) \quad (3)$$

3.1.2 재량적 BTD

Desai and Dharmapala(2006)는 BTD 중에 재무보고목적의 이익조정 행위로 설명되지 못하는 부분에 기업의 조세회피가 포함되어 있다고 주장하면서 BTD를 재량적 부분과 비재량적 부분으로 나누는 조세회피에 대한 측정모형을 개발하였다. 모형에는 전술한 바와 같이 추정한 BTD와 이익조정의 대응치로 총발생액을 이용하였고, 총발생액은 당기순이익에서 영업활동으로 인한 현금흐름을 차감하여 계산하였다. 식(4)를 산업-연도별로 회귀분석을 실시한 후 여기서 도출된 잔차를 재량적 BTD로 정의한다.

$$BTD_t = \alpha_1 TA_t + \epsilon \quad (4)$$

$$BTD = \frac{\text{세전이익} - \text{과세소득}}{\text{전기 자산총계}}$$

$$TA = \frac{\text{총발생액}}{\text{전기 자산총계}}$$

$$\epsilon = \text{재량적 BTD(조세회피성향)}$$

3.1.3 유효법인세율

유효법인세율(이하 ETR)은 식(5)와 같이 법인세비용을 세전이익으로 나누어 계산한다.⁷⁾⁸⁾ ETR은 포괄손익계산서 항목을 이용하므로 자료의 입수가 용이하며 계산이 간단하지만, 분자로 법인세비용을 사용하기 때문에 세무전략이 아닌 항목들, 즉 평가충당금, 법인세준비금 등의 영향을 받을 수 있고, 기업의 평균치에 해당하는 조세부담 수준을 의미하므로 조세회피와 세금선호 의사결정을 구분하

의 기간에 대한 법인세를 포함하고 있으므로 시차의 올바른 대응이 되지 않는다. 이러한 문제점을 보완하고자 Dyreng et al.(2008)에 의해 장기현금유효법인세율이 고안되었다.

7) 전술하였던 BTD와 재량적BTD는 커질수록 조세회피 성향이 증가하는 반면, 유효법인세율은 커질수록 조세회피 성향이 감소한다. 따라서 해석상 편의 및 부호의 일치를 위해 유효법인세율에 (-1)을 곱하였다.

8) 전술한 바와 같이 장기현금유효법인세율을 조세회피의 대응치로 사용하려 했으나, 장기현금유효법인세율의 경우 추정치의 특성상 장기적 기간의 표본이 필요하다. 하지만 본 연구에서는 표본연도가 6개연도로 제한되어 있어 표본의 확보를 위해 장기현금유효법인세율에 대한 분석은 실시하지 못하여 유효법인세율로 대체하였다.

기 어렵다는 단점이 있다(강정연·김영철 2012). 또한 분모가 음(-)일 경우에는 무의미한 수치가 된다는 단점이 있다(Dyreng et al. 2008).

$$\text{유효법인세율} = \frac{\text{법인세비용}}{\text{세전이익}} \times (-1) \quad (5)$$

3.2 가설 검증 모형

3.2.1 [가설1] 검증 모형

재무분석가 수가 증가할수록 기업의 조세회피 성향이 감소하는지 검증하기 위해 아래와 같이 식(6)과 식(7)을 설정하였다. 법인세비용 예측과 무관하게 경영자가 재무분석가를 외부감시자로서 인식한다면 기업의 조세회피 성향이 감소하여 식(6)과 식(7) 모두 α_1 의 계수가 유의한 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다. 하지만 경영자가 재무분석가의 법인세비용 예측 유·무에 따라 그들을 외부감시자로 인식한다면 식(7)에서만 α_1 의 계수가 유의한 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다.

$$TS(BTD, ETR)_t = \alpha_0 + \alpha_1 FOLLOW_t + \alpha_2 SIZE_t + \alpha_3 LEV_t + \alpha_4 ROA_t + \alpha_5 PPE_t + \alpha_6 CFO_t + \alpha_7 FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YR + \epsilon_t \quad (6)$$

$$TS(BTD, ETR)_t = \alpha_0 + \alpha_1 TAXFOLLOW_t + \alpha_2 SIZE_t + \alpha_3 LEV_t + \alpha_4 ROA_t + \alpha_5 PPE_t + \alpha_6 CFO_t + \alpha_7 FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YR + \epsilon_t \quad (7)$$

$$TS = \text{Desai and Dharmapala(2006)의 방법에 따라 추정한 조세회피 추정치}$$

$$BTD = \frac{\text{세전이익} - \text{추정과세소득}}{\text{전기 자산 총계}}$$

$$ETR = \text{유효세율} \left(\frac{\text{법인세비용}}{\text{세전이익}} \right)$$

$$FOLLOW = \text{성과예측치만 제공한 재무분석가 수}$$

$$TAXFOLLOW = \text{법인세비용을 예측한 재무분석가 수}$$

$$SIZE = \ln(\text{자산 총계})$$

$$LEV = \frac{\text{부채 총계}}{\text{자본 총계}}$$

$$ROA = \frac{\text{당기순이익}}{\text{자산 총계}}$$

$$PPE = \frac{\text{유형자산} - (\text{토지} + \text{건설중인자산} + \text{미착자산} + \text{입목})}{\text{전기 자산 총계}}$$

$$CFO = \frac{\text{영업현금흐름}}{\text{전기 자산 총계}}$$

$$FOR = \text{외국인투자자 지분율}$$

3.2.2 [가설2] 검증 모형

재무분석가의 세부항목에 관한 예측치 제공이 포괄적인 예측치 제공보다 더 큰 감시역할을 하는지 알아보기 위해 식(8)을 설정하였다. 재무분석가들의 단순 이익예측보다 법인세비용 예측에 대해서 경영자들이 조세회피 행위가 발견될 위험이 더 높다고 인식한다면, 재무분석가가 법인세비용 예측치를 제공한 기업들의 조세회피 성향은 더욱 감소할 것이므로 α_1 의 계수는 유의한 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다.

$$TS(BTD, ETR)_t = \alpha_0 + \alpha_1 TFDUMMY_t + \alpha_2 SIZE_t + \alpha_3 LEV_t + \alpha_4 ROA_t + \alpha_5 PPE_t + \alpha_6 CFO_t + \alpha_7 FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YR + \epsilon_t \quad (8)$$

$$\begin{aligned} TS &= \text{Desai and Dharmapala(2006)의 방법에 따라 추정한 조세회피 추정치} \\ BTD &= \frac{\text{세전이익} - \text{추정과세소득}}{\text{전기 자산 총계}} \\ ETR &= \text{유효세율} \left(\frac{\text{법인세비용}}{\text{세전이익}} \right) \\ TFDUMMY &= \text{법인세비용을 예측한 재무분석가가 있는 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수} \\ SIZE &= \ln(\text{자산 총계}) \\ LEV &= \frac{\text{부채 총계}}{\text{자본 총계}} \\ ROA &= \frac{\text{당기순이익}}{\text{자산 총계}} \\ PPE &= \frac{\text{유형자산} - (\text{토지} + \text{건설중인자산} + \text{미착자산} + \text{입목})}{\text{전기 자산 총계}} \\ CFO &= \frac{\text{영업현금흐름}}{\text{전기 자산 총계}} \\ FOR &= \text{외국인투자자 지분율} \end{aligned}$$

조세회피 성향은 다양한 기업특성 요인들에 의해 영향을 받는다. 따라서 관심변수인 재무분석가 수 이외에 기업의 조세회피에 영향을 주는 요인들을 통제하기 위해, 선행연구를 토대로 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 총자산이익률(ROA), 감가상각 대상 유형자산(PPE), 영업현금흐름(CFO) 및 외국인투자자 지분율(FOR)을 통제변수로 모형에 포함하였다.

먼저 기업규모 차이의 효과를 통제하기 위하여 기업규모(SIZE)를 통제변수에 포함하였고, 부채비율이 높은 기업들은 부채에 대한 이자비용 등으로 인해 감세효과가 있기 때문에 조세회피 성향이 낮을 것으로 기대되어 부채비율을 포함하였다(전규안 2004; Graham and Tucker 2006). 그리고 이익의 수준이 높을수록 조세회피 성향이 높아 수익성을 나타내는 총자산이익률(ROA)을 포함하였고, 감가상각 대상 유형자산(PPE)이 많은 기업은 감가상각비로 인한 세금절감 효과가 있으므로 조세회피가 감소할 수 있지만, 상대적으로 조세회피의 기회가 증가하여 경영자가 이를 악용한다면 조세회피가 늘어날 수도 있다(강정연 · 김영철 2012). 따라서 감가상각 대상 유형자산(PPE) 변수를 모형에 포함하였다. 또한 세금은 직접적인 현금유출을 수반하므로 현금이 부족한 기업들은 조세회피를 적극적으로 할 가능성이 있기 때문에 영업현금흐름(CFO) 변수를 모형에 추가하고, 외국인투자자들의 감시효과로 인해 조세회피 성향은 감소할 것으로 기대되어 외국인투자자 지분율(FOR)을 통제변수로 선정하였다(박종국 · 홍영은 2009; 최원욱 외 2011).

3.3 표본의 선정

본 연구의 실증분석을 위해 2013년 현재 한국증권거래소에 상장되어 있는 기업을 대상으로 다음의 조건을 만족하는 기업을 표본으로 선정하였다.

- ① 2005년부터 2010년까지 금융업을 제외한 12월 결산 상장법인⁹⁾
- ② 자본이 잠식되지 않은 기업

9) FnGuide에서 제공하고 있는 재무분석가의 예측치 중 법인세비용차감전순이익 예측치와 같은 세부항목에 관한 예측치는 2005년부터 제공하고 있다.

- ③ 동종 산업 내 표본이 연도별로 20개 이상인 기업
- ④ FnGuide의 DataGuidePro 데이터베이스에서 재무제표 및 재무분석가의 예측 자료를 추출할 수 있는 기업
- ⑤ 법인세차감전순이익이 0보다 큰 기업

본 연구에서는 FN DataGuidePro 5.0에서 분석에 필요한 재무자료 및 재무분석가 예측 자료의 입수가 가능한 기업을 기본 대상으로 하고 있다. 금융업의 경우 재무제표의 양식, 계정과목의 성격 등이 일반 제조업과 상이하여 비교·분석이 용이하지 않기 때문에 제외하였다. 그리고 결산월 차이에 의한 영향을 통제하기 위하여 12월 결산법인으로 한정하였다. 또한 조세회피의 유인이 발생하지 않는 기업들을 통제하기 위해 세전이익이 0보다 작은 기업들도 제외하였다.

표본 대상 기업이 속하는 산업은 13개로 분류하였으며, 조세회피 추정 시 편의를 제거하기 위해 산업-연도별 표본수가 20개 미만인 경우 표본에서 제외하여 최종 8개의 산업군이 분석에 포함되었다. 또한 각 변수에 포함된 극단치가 분석 결과에 미치는 영향을 배제하기 위해 모든 변수의 상·하위 1%에 해당하는 표본의 관측값은 Winsorization 방식으로 처리하였다. 위와 같은 선정 기준을 통하여 최종적으로 1,324개의 기업-연도 자료가 선정되었다.

IV. 실증분석 결과

4.1 기술통계 및 상관분석

<표 1>은 분석에 이용된 주요 변수들에 대한 기술통계량을 보여준다. 먼저 기업을 분석하는 성과 예측치만 제공한 재무분석가 수(FOLLOW)는 최소 1명부터 최대 30명까지 나타났으며, 평균은 8.628로 표본 기업의 성과예측치를 제공한 평균적인 재무분석가 수는 대략 9명임을 확인할 수 있다. 또한 법인세비용을 예측한 재무분석가 수(TAXFOLLOW)는 평균이 5.349로 나타났다. 재무분석가가 분석한 기업 중 법인세비용을 예측한 재무분석가가 1명 이상 존재하는 기업의 비율에 해당하는 TFDUMMY는 평균이 0.752로 나타나 표본 기업 중 75%의 기업에 대해 재무분석가들이 법인세비용까지 예측하는 것을 확인할 수 있다. 종속변수인 조세회피 관련 변수들은 각각 평균이 0.006(TS), 0.006(BTD), -0.100(ETR)으로 나타났다.

<표 2>는 각 변수 간의 상관관계를 보여준다. 주요 관심변수인 성과예측치만 제공한 재무분석가 수(FOLLOW)는 조세회피의 대용치인 TS변수와는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계, BTD변수와는 5% 수준에서 유의한 양(+)의 관계, ETR변수와는 유의한 관계가 없음을 보이고 있다. 또한 법인세비용을 예측한 재무분석가 수(TAXFOLLOW)도 이와 유사하게 나타났다. 이는 [가설 1]을 일부 지지하는 결과이며, 조세회피 대용치에 따라 연구 결과가 다르게 나타날 가능성이 있음을 의미한다. 반면 조세회피 변수간의 상관관계를 살펴보면 TS변수와 BTD변수 간의 상관관계는 0.933, TS와 ETR변수 간의 상관관계는 0.642, BTD와 ETR변수 간의 상관관계는 0.689로 조세회피 측정치 간의 상관관계가 매우 높은 것도 확인할 수 있다.

<표 1> 기술통계량

변수	평균	표준편차	최소값	중위수	최대값
<i>FOLLOW</i>	8.628	8.519	1.000	5.000	30.000
<i>TAXFOLLOW</i>	5.349	5.642	0.000	3.000	19.000
<i>TFDUMMY</i>	0.752	0.432	0.000	1.000	1.000
<i>TS</i>	0.006	0.160	-0.364	-0.008	0.702
<i>BTD</i>	0.006	0.170	-0.416	-0.012	0.751
<i>ETR</i>	-0.100	0.638	-2.122	-0.193	4.018
<i>SIZE</i>	20.482	1.522	17.317	20.253	23.910
<i>LEV</i>	0.953	0.731	0.090	0.771	4.207
<i>ROA</i>	0.068	0.045	0.000	0.061	0.210
<i>PPE</i>	0.207	0.145	0.004	0.179	0.731
<i>CFO</i>	0.087	0.095	-0.177	0.078	0.427
<i>FOR</i>	0.170	0.160	0.000	0.119	0.627

FOLLOW= 성과예측치만 제공한 재무분석가 수
TAXFOLLOW= 법인세비용을 예측한 재무분석가 수
TFDUMMY= 법인세비용을 예측한 재무분석가가 있는 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수
TS= Desai and Dharmapala(2006)의 방법에 따라 추정된 조세회피 추정치
BTD= $\frac{\text{법인세전차감전순이익} - \text{추정과세소득}}{\text{전기 자산 총계}}$
ETR= 유효세율 $\left(\frac{\text{법인세비용}}{\text{세전이익}} \right)$
SIZE= $\ln(\text{자산 총계})$
LEV= $\frac{\text{부채 총계}}{\text{자본 총계}}$
ROA= $\frac{\text{당기순이익}}{\text{자산 총계}}$
PPE= $\frac{\text{유형자산} - (\text{토지} + \text{건설중인자산} + \text{미착자산} + \text{임목})}{\text{전기 자산 총계}}$
CFO= $\frac{\text{영업현금흐름}}{\text{전기 자산 총계}}$
FOR= 외국인투자자 지분율

재무분석가의 법인세비용 예측이 조세회피에 미치는 영향

<표 2> 변수간의 상관분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>FOLLOW</i> (1)	1.000	0.861 (0.000)	0.501 (0.000)	0.072 (0.008)	0.067 (0.014)	-0.034 (0.219)	0.731 (0.000)	0.047 (0.091)	0.113 (0.000)	0.210 (0.000)	0.210 (0.000)	0.540 (0.000)
<i>TAXFOLLOW</i> (2)		1.000	0.544 (0.000)	0.096 (0.001)	0.057 (0.037)	-0.041 (0.140)	0.700 (0.000)	0.053 (0.053)	0.096 (0.001)	0.207 (0.000)	0.180 (0.000)	0.584 (0.000)
<i>TFDUMMY</i> (3)			1.000	0.012 (0.650)	-0.024 (0.378)	-0.085 (0.002)	0.444 (0.000)	0.068 (0.014)	0.047 (0.087)	0.067 (0.015)	0.077 (0.005)	0.387 (0.000)
<i>TS</i> (4)				1.000	0.933 (0.000)	0.642 (0.000)	0.227 (0.000)	0.077 (0.005)	-0.137 (0.000)	0.123 (0.000)	-0.022 (0.425)	0.012 (0.673)
<i>BTD</i> (5)					1.000	0.689 (0.000)	0.228 (0.000)	0.050 (0.070)	-0.139 (0.000)	0.093 (0.001)	-0.041 (0.136)	-0.025 (0.373)
<i>ETR</i> (6)						1.000	0.062 (0.023)	0.033 (0.237)	-0.135 (0.000)	0.066 (0.017)	-0.021 (0.456)	-0.072 (0.008)
<i>SIZE</i> (7)							1.000	0.307 (0.000)	-0.110 (0.000)	0.148 (0.000)	0.024 (0.375)	0.472 (0.000)
<i>LEV</i> (8)								1.000	-0.407 (0.000)	0.064 (0.021)	-0.189 (0.000)	-0.090 (0.001)
<i>ROA</i> (9)									1.000	-0.010 (0.722)	0.462 (0.000)	0.215 (0.000)
<i>PPE</i> (10)										1.000	0.272 (0.000)	0.079 (0.004)
<i>CFO</i> (11)											1.000	0.192 (0.000)
<i>FOR</i> (12)												1.000

1) () 안의 값은 p-value임.

2) 각 변수의 정의는 <표 1>을 참조.

4.2 가설 검증 결과

<표 3>은 [가설 1]의 검증 결과로 재무분석가 수의 증가가 기업의 조세회피 행위에 미치는 영향을 조세회피의 대응치별로 나타내고 있다. Panel A는 성과예측치만 제공한 재무분석가 수가 증가할수록 기업의 조세회피 행위가 감소하는지 알아본 결과이고, Panel B는 법인세비용 예측치를 제시한 재무분석가 수가 기업의 조세회피 행위에 미치는 영향을 살펴본 결과이다.

Panel A에서 3가지 조세회피 변수(TS, BT, ETR)와 성과예측치만 제공한 재무분석가 수(FOLLOW)의 관계를 알아본 결과, 관심변수인 α_1 의 계수가 모두 유의한 음(-)의 값으로 나타나 성과예측치만 제공한 재무분석가 수가 증가할수록 조세회피는 감소함을 확인하였다. 이는 법인세비용을 예측하지 않은 재무분석가 수가 기업의 조세회피 행위와 관련이 없다는 귀무가설[가설1-1]을 기각하는 결과이며, 재무분석가의 법인세비용 예측 여부에 관계없이 경영자들은 발견되기 어려운 조세회피 행위에 있어서도 이들을 외부감시자로서 인식하고 있는 것으로 해석된다. 또한 Panel B에서도 3가지 조세회피 변수(TS, BT, ETR) 모두 관심변수인 α_1 의 계수가 유의한 음(-)으로 나타나 법인세비용을 예측한 재무분석가가 많을수록 경영자들은 이를 외부감시자로 인식하여 조세회피 행위가 감소하는 것을 확인할 수 있다. 이는 개별 기업을 분석하는 재무분석가 수가 증가할수록 경영자의 기회주의적인 행동을 제한시킨다는 선행연구 결과와 일관되는 결과이다(Yu 2008; 유정민 외 2012). 즉 재무분석가들은 우월한 정보선점 및 분석능력을 토대로 다양한 예측정보를 제공하기 때문에 조세회피 분야에 있어서도 외부감시주체로서의 역할을 하고 있음을 확인할 수 있다.

<표 4>는 [가설 2]의 검증 결과로 재무분석가의 법인세비용 예측이 경영자의 조세회피 행위를 더 감소시키는지 조세회피의 대응치별로 보여주고 있다. 분석 결과, 관심변수인 α_1 의 계수가 유의하게 음(-)의 값으로 나타나 재무분석가가 법인세비용 예측치를 제시하지 않은 기업의 경영자보다 재무분석가가 법인세비용 예측치를 제시한 기업의 경영자들이 조세회피 행위를 더 적게 하는 것으로 확인되었다. 이는 [가설 2]를 지지하는 결과이며, 경영자의 조세회피 행위에 있어 재무분석가가 단순히 이익예측치만 제공하는 것보다 법인세비용 예측치까지 제공하는 것이 더 큰 감시역할을 할 수 있음을 의미한다.

가설 검증 결과를 종합해보면, 재무분석가의 법인세비용 예측 여부와 관계없이 재무분석가 수가 증가할수록 조세회피 행위는 감소하지만, 이러한 조세회피 감소의 정도는 재무분석가가 법인세비용까지 예측한 기업에서 더 크게 나타나고 있다. 이는 재무분석가가 조세회피 행위에 있어서도 외부감시자로서의 역할을 수행하고 있음을 의미하며, 세부적인 항목에 대한 예측이 더 큰 모니터링 역할을 수행할 수 있음을 의미한다.

<표 3> 재무분석가 수가 조세회피 행위에 미치는 영향

$$TS(BTD, ETR)_t = \alpha_0 + \alpha_1 FOLLOW_t + \alpha_2 SIZE_t + \alpha_3 LEV_t + \alpha_4 ROA_t + \alpha_5 PPE_t + \alpha_6 CFO_t + \alpha_7 FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YR + \epsilon_t$$

Panel A. 법인세비용을 예측하지 않은 재무분석가 수

변수	예상 부호	TS		BTD		ETR	
		추정치	t-stat.	추정치	t-stat.	추정치	t-stat.
Intercept	?	-0.882	-9.40***	-0.951	-9.84***	-1.556	-4.09***
<i>FOLLOW</i>	?	-0.004	-4.79***	-0.004	-5.19***	-0.011	-3.66***
<i>SIZE</i>	+	0.045	9.54***	0.051	10.38***	0.082	4.26***
<i>LEV</i>	-	-0.020	-2.84***	-0.023	-3.21***	-0.040	-1.39
<i>ROA</i>	-	-0.337	-2.84***	-0.349	-2.86***	-1.871	-3.90***
<i>PPE</i>	+	0.125	3.78***	0.096	2.81***	0.261	1.95*
<i>CFO</i>	-	0.021	0.39	-0.011	-0.20	0.275	1.25
<i>FOR</i>	-	-0.084	-2.44**	-0.100	-2.82***	-0.172	-1.23
산업더미	N/A	포함		포함		포함	
연도더미	N/A	포함		포함		포함	
수정 R^2		0.10		0.14		0.06	
F-stat.		8.36***		12.65***		5.48***	
표본수		1,324		1,324		1,324	
$TS(BTD, ETR)_t = \alpha_0 + \alpha_1 TAXFOLLOW_t + \alpha_2 SIZE_t + \alpha_3 LEV_t + \alpha_4 ROA_t + \alpha_5 PPE_t + \alpha_6 CFO_t + \alpha_7 FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YR + \epsilon_t$							

Panel B. 법인세비용을 예측한 재무분석가 수

변수	예상 부호	TS		BTD		ETR	
		추정치	t-stat.	추정치	t-stat.	추정치	t-stat.
Intercept	?	-0.785	-8.31***	-0.849	-8.72***	-1.199	-3.14***
<i>TAXFOLLOW</i>	-	-0.004	-3.13***	-0.005	-3.50***	-0.011	-2.17**
<i>SIZE</i>	+	0.040	8.45***	0.045	9.27***	0.063	3.26***
<i>LEV</i>	-	-0.019	-2.61***	-0.022	-2.98***	-0.034	-1.19
<i>ROA</i>	-	-0.358	-3.01***	-0.372	-3.03***	-1.946	-4.04***
<i>PPE</i>	+	0.117	3.54***	0.087	2.55**	0.234	1.75*
<i>CFO</i>	-	0.008	0.15	-0.025	-0.45	0.231	1.06
<i>FOR</i>	-	-0.093	-2.65***	-0.109	-3.01***	-0.209	-1.47
산업더미	N/A	포함		포함		포함	
연도더미	N/A	포함		포함		포함	
수정 R^2		0.09		0.13		0.05	
F-stat.		7.59***		11.75***		4.99***	
표본수		1,324		1,324		1,324	

1) 양측검정의 결과로 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미함.

2) 각 변수의 정의는 <표 1>을 참조.

<표 4> 재무분석가의 법인세비용 예측이 조세회피에 미치는 영향

$$TS(BTD, ETR)_t = \alpha_0 + \alpha_1 TFDUMMY_t + \alpha_2 SIZE_t + \alpha_3 LEV_t + \alpha_4 ROA_t + \alpha_5 PPE_t + \alpha_6 CFO_t + \alpha_7 FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YR + \epsilon_t$$

변수	예상 부호	TS		BTD		ETR	
		추정치	t-stat.	추정치	t-stat.	추정치	t-stat.
Intercept	?	-0.656	-8.73***	-0.698	-9.00***	-0.902	-2.97***
<i>TFDUMMY</i>	-	-0.036	-3.16***	-0.040	-3.35***	-0.140	-3.02***
<i>SIZE</i>	+	0.034	9.02***	0.039	9.80***	0.051	3.31***
<i>LEV</i>	-	-0.016	-2.28**	-0.019	-2.60***	-0.028	-0.98
<i>ROA</i>	-	-0.369	-3.11***	-0.385	-3.15***	-1.958	-4.08***
<i>PPE</i>	+	0.107	3.24***	0.076	2.22**	0.204	1.53
<i>CFO</i>	-	-0.001	-0.02	-0.036	-0.65	0.206	0.95
<i>FOR</i>	-	-0.109	-3.21***	-0.128	-3.66***	-0.238	-1.74*
산업더미	N/A	포함		포함		포함	
연도더미	N/A	포함		포함		포함	
수정 R^2		0.09		0.13		0.06	
F-stat.		7.61***		11.69***		5.24***	
표본수		1,324		1,324		1,324	

1) 양측검정의 결과로 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미함.

2) 각 변수의 정의는 <표 1>을 참조.

V. 추가 분석

가설 검증 결과에 포함된 표본은 재무분석가의 예측치가 있는 기업만을 대상으로 하였다. 이러한 경우 자기선택편의(self selection bias)의 문제가 발생할 수 있다.¹⁰⁾ 따라서 재무분석가 수가 0인 기업을 포함하여 [가설 1]에 대해 재검증을 실시하였다.¹¹⁾ 또한 재무분석가가 분석을 실시한 기업 집단과 분석을 실시하지 않은 기업 집단, 즉 재무분석가 수가 있는 기업과 없는 기업 간의 조세회피 행위에 차이가 있는지 추가적으로 검증을 실시하였다.

<표 5>는 재무분석가의 존재 여부가 조세회피에 미치는 영향을 보여주는 결과이다. Panel A는 재무분석가 수가 있는 집단과 없는 집단에 대한 분석 결과이고, Panel B는 법인세비용을 예측한 재무분석가가 있는 집단과 그 외의 집단에 대한 분석 결과이다. 즉 기업을 분석한 재무분석가가 존재하더라도 법인세비용을 예측한 재무분석가가 없다면 재무분석가가 없는 기업으로 간주하였다.

먼저 재무분석가가 있는 기업과 없는 기업간의 조세회피 행동에 차이가 있는지 검증한 <표 5>의

10) 전체 표본 2,428개 중 재무분석가의 예측치가 존재하는 가설 검증 표본은 1,324개로 전체 표본의 절반에 가까운 1,104개의 표본이 제거되었다.

11) 본문에는 제시하지 않았지만, 재무분석가 수가 0인 기업을 포함하여 [가설 1]에 대해 재검증을 실시한 결과 가설 검증 결과와 유사하게 법인세비용 예측 여부와 무관하게 재무분석가 수가 증가할수록 조세회피 행위는 감소하는 것으로 나타나 자기선택편의의 문제는 없음을 확인하였다.

Panel A를 살펴보면 조세회피의 대응치 3가지 모두 α_1 의 계수가 유의하지 않게 나타났다. 이는 재무분석가의 존재만으로는 조세회피를 감소시키지는 못한다는 의미이며, [가설 1]검증 결과와 연동하여 해석해보면 재무분석가 수는 많을수록 외부감사자로서의 역할을 하고 있지만, 재무분석가의 존재 자체만으로는 감시기능의 역할을 하지 못한다는 것을 의미한다.

그러나 법인세비용을 예측한 재무분석가가 존재하는 기업이 그렇지 않은 기업들에 비해 조세회피 행동을 더 감소시키는지 검증한 Panel B를 살펴보면 조세회피의 대응치 3가지 모두 α_1 의 계수가 유의한 음(-)으로 나타났다. 이는 법인세비용을 예측한 재무분석가는 일반 재무분석가와는 달리 존재 자체만으로도 조세회피 행위를 감소시킬 수 있음을 의미한다.

가설 검증 결과 및 추가 분석 결과를 종합해보면, 법인세비용 예측과 무관하게 재무분석가 수가 증가할수록 경영자들의 조세회피 행위는 감소하지만, 재무분석가의 존재 자체만으로는 조세회피 행위를 감소시키지 못하고 있다. 하지만 법인세비용을 예측한 재무분석가의 경우에는 존재만으로도 감시역할을 수행하고 있는 것으로 확인되었다. 따라서 재무분석가들은 포괄적인 예측항목뿐 아니라 세부적인 항목에 대한 예측을 통해 경영자들을 모니터링하는 예측활동을 수행한다면, 조세회피 행위뿐 아니라 그 밖의 경영자의 기회주의적인 행동도 억제시킬 수 있을 것으로 기대된다.

<표 5> 재무분석가의 존재가 조세회피 행위에 미치는 영향

$TS(BTD, ETR)_t = \alpha_0 + \alpha_1 FOLLOWD_t + \alpha_2 SIZE_t + \alpha_3 LEV_t + \alpha_4 ROA_t + \alpha_5 PPE_t + \alpha_6 CFO_t + \alpha_7 FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YR + \epsilon_t$							
Panel A. 재무분석가의 유·무							
변수	예상 부호	TS		BTD		ETR	
		추정치	t-stat.	추정치	t-stat.	추정치	t-stat.
Intercept	?	-0.500	-8.88***	-0.533	-9.21***	-0.619	-2.52**
<i>FOLLOWD</i>	?	-0.006	-0.83	-0.007	-0.93	-0.015	-0.46
<i>SIZE</i>	+	0.028	9.51***	0.031	10.39***	0.039	3.06***
<i>LEV</i>	-	-0.017	-3.49***	-0.017	-3.51***	-0.047	-2.25**
<i>ROA</i>	-	-0.572	-6.71***	-0.541	-6.17***	-1.958	-5.28***
<i>PPE</i>	+	0.088	3.51***	0.068	2.66***	0.136	1.25
<i>CFO</i>	-	-0.031	-0.78	-0.064	-1.59	0.290	1.70*
<i>FOR</i>	-	-0.118	-4.52***	-0.143	-5.32***	-0.285	-2.51**
산업더미	N/A	포함		포함		포함	
연도더미	N/A	포함		포함		포함	
수정 R^2		0.07		0.13		0.04	
F-stat.		10.75***		19.17***		6.75***	
표본수		2,428		2,428		2,428	
$TS(BTD, ETR)_t = \alpha_0 + \alpha_1 TAXFOLLOWD_t + \alpha_2 SIZE_t + \alpha_3 LEV_t + \alpha_4 ROA_t + \alpha_5 PPE_t + \alpha_6 CFO_t + \alpha_7 FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YR + \epsilon_t$							
Panel B. 법인세비용을 예측한 재무분석가의 유·무							
변수	예상 부호	TS		BTD		ETR	
		추정치	t-stat.	추정치	t-stat.	추정치	t-stat.
Intercept	?	-0.545	-9.23***	-0.583	-9.62***	-0.846	-3.29***
<i>TAXFOLLOWD</i>	-	-0.020	-2.29**	-0.022	-2.52**	-0.085	-2.28**
<i>SIZE</i>	+	0.030	9.90***	0.034	10.82***	0.051	3.86***
<i>LEV</i>	-	-0.017	-3.63***	-0.018	-3.67***	-0.051	-2.43**
<i>ROA</i>	-	-0.563	-6.62***	-0.531	-6.08***	-1.905	-5.15***
<i>PPE</i>	+	0.088	3.51***	0.068	2.66***	0.136	1.25
<i>CFO</i>	-	-0.030	-0.76	-0.063	-1.56	0.295	1.73*
<i>FOR</i>	-	-0.108	-4.09***	-0.132	-4.85***	-0.239	-2.07**
산업더미	N/A	포함		포함		포함	
연도더미	N/A	포함		포함		포함	
수정 R^2		0.07		0.13		0.05	
F-stat.		11.01***		19.50***		7.03***	
표본수		2,428		2,428		2,428	

1) 양측검정의 결과로 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미함.

2) 각 변수의 정의는 <표 1>을 참조.

FOLLOWD= 해당기업을 분석한 재무분석가가 1명 이상이면 1, 아니면 0인 더미변수
TAXFOLLOWD= 해당기업의 법인세비용까지 분석한 재무분석가가 1명 이상이면 1, 아니면 0인 더미변수

VI. 결 론

본 연구는 재무분석가의 예측활동이 경영자의 조세회피 행위를 효과적으로 억제시키는지 살펴보았다. 특히 조세회피라는 특성상 재무분석가의 법인세비용 예측 여부에 따라 경영자의 기회주의적 행동에 차이가 있을 것으로 기대하여 법인세비용을 예측한 재무분석가와 예측하지 않은 재무분석가로 구분하여 분석을 실시하고, 법인세비용 예측 여부에 따라 조세회피 정도에 차이가 있는지 살펴보았다.

분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 법인세비용을 예측하지 않은 재무분석가와 법인세비용을 예측한 재무분석가로 구분하여 재무분석가 수가 증가할수록 조세회피 행위가 감소하는지 검증한 결과, 두 가지 경우 모두 재무분석가 수가 증가할수록 조세회피가 감소하는 것으로 나타나 법인세비용 예측 여부와 무관하게 재무분석가 수가 많은 기업일수록 해당 기업에 대한 재무분석가들의 모니터링 기능이 강화되어 경영자의 기회주의적 조세회피 행위를 억제시키고 있음을 확인하였다. 둘째, 재무분석가가 법인세비용을 예측한 기업과 법인세비용을 예측하지 않은 기업 간의 조세회피 성향에 차이가 있는지 검증한 결과, 재무분석가가 법인세비용을 예측한 기업 집단에서 조세회피 행위가 더 감소하는 것으로 발견되었다. 이는 재무분석가가 법인세비용에 대한 예측치를 제시한 경우, 재무분석가는 분석 기업의 세부 관련 정보에 대해 정확히 파악하여 확신에 의해 예측치를 제공하는 것이기 때문에 경영자는 이에 대해 과도한 견제 및 감시로 인식하고 있음을 의미하며, 재무분석가의 법인세비용 예측치 제공 여부에 따라 감시효과의 수준에 차이가 있음을 보여주는 결과이다.

또한 본 연구는 추가분석으로 재무분석가가 예측을 실시하지 않은 기업과 재무분석가가 예측을 실시한 기업 간의 조세회피 성향에 차이가 있는지 알아보았다. 즉 재무분석가 수가 아닌 재무분석가의 존재만으로도 조세회피 성향에 영향을 주는지 살펴보았다. 분석 결과 재무분석가가 존재하는 기업집단과 재무분석가가 존재하지 않는 기업집단 간의 조세회피 성향에는 차이가 없는 것으로 나타났다. 하지만 재무분석가가 법인세비용을 예측한 기업 집단에서는 다른 기업 집단보다 조세회피 성향이 감소하는 것으로 발견되었다. 이는 재무분석가의 법인세비용 예측이 경영자의 기회주의적인 행동을 감소시킨다는 가설 검증 결과와 일관된 결과이며, 재무분석가의 법인세비용 예측의 필요성이 제기되는 결과이다.

본 연구는 재무분석가가 조세회피 행위를 포착하는데 있어서도 외부감시자로서의 역할을 수행할 수 있음을 확인함으로써, 재무분석가의 예측활동이 회계정보의 투명성에 기여할 수 있다는 점을 시사하고 있다. 또한 재무분석가의 세부항목에 대한 예측활동이 경영자의 기회주의적인 행위를 더욱 감소시킬 수 있다는 점으로 미루어보아 재무분석가들의 보다 활발한 예측활동이 회계 투명성 및 시장 효율성을 증진시킬 수 있을 것으로 기대된다.

참 고 문 헌

- 강정연 · 김영철 (2012), “조세회피와 소유구조”, *세무학연구* 29(2): 37-67.
- 고윤성 · 백혜원 (2010), “가족기업의 조세회피 성향에 관한 연구”, *세무학연구* 27(2): 49-76.
- 고재민 · 조정은 · 김동하 (2012), “재무분석가 수가 수시공시의 신뢰성에 미치는 영향”, *회계연구* 17(3): 399-430.
- 박승식 · 장지인 · 정길채 · 배성태 (2006), “기업지배구조와 이익조정의 관련성에 대한 실증연구”, *회계정보연구* 24(1): 213-241.
- 박종국 · 홍영은 (2009), “조세회피와 외국인지분율”, *세무학연구* 26(1): 105-135.
- 신승묘 (2013), “회계이익과 세무이익의 차이가 자본구조에 미치는 영향”, *회계학연구* 38(4): 95-132.
- 안윤영 · 장진호 (2006), “재무분석가의 활동과 이익의 질 간의 관계 및 기업가치에 미치는 영향”, *대한경영학회지* 19(3): 933-959.
- 오광욱 · 기은선 (2012), “재무분석가의 법인세비용 예측여부 결정 요인 및 예측정보의 유용성에 관한 실증연구”, *세무학연구* 29(2): 137-163.
- 유정민 · 윤금상 · 고재민 · 김동하 (2012), “재무분석가의 수가 발생액 및 실제이익조정에 미치는 영향: 한-미 비교”, *회계저널* 21(5): 175-207.
- 이균봉 (2010), “기업소유구조가 조세회피성향에 미치는 영향”, *국제회계연구* 34: 187-216.
- 전규안 (2004), “조세비용과 비조세비용의 상충관계가 재무보고이익과 세무보고이익의 차이에 미치는 영향”, *회계학연구* 29(1): 29-56.
- 전수영 · 이정기 (2011), “재무분석가의 활동과 발생액 질의 관련성”, *국제회계연구* 36: 315-344.
- 정용수 · 이윤원 · 조용연 (2011), “기업지배구조가 세무신고 공격성에 미치는 영향”, *세무학연구* 28(2): 9-40.
- 최원욱 · 고윤성 · 조정은 (2011), “특수관계자 거래가 조세회피행위에 미치는 영향”, *세무학연구* 28(3): 9-35.
- 한영희 · 배성미 · 김동하 (2013), “재무분석가의 이익예측활동이 자발적 공시에 미치는 영향”, *국제회계연구* 52: 479-502.
- 홍창목 · 정진향 (2013), “감사위원회 전문성과 시장투명성이 조세회피에 미치는 영향”, *회계정보연구* 31(2): 187-212.
- Asquith, P., M. Mikhail, and A. Au (2005), “Information content of equity analyst reports”, *Journal of Financial Economics* 75(2): 245-282.
- Chen, S., C. Xia, C. Qiang, and S. Terry (2010), “Are family firms more tax aggressive than non-family firms?”, *Journal of Financial Economics* 95(1): 41-61.
- Chung, K., and H. Jo (1996), “The impact of security analysts' monitoring and marketing functions on the market value of firms”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31(4): 493-512.
- Desai, M., and D. Dharmapala (2006), “Corporate tax avoidance and high-powered incentives”, *Journal of Financial Economics* 79(1): 145-179.

- Dyreng, S., M. Hanlon, and E. Maydew (2008), “Long-run corporate tax avoidance” , *The Accounting Review* 83(1): 61–82.
- Francis, J., K. Schipper, and L. Vincent (2002), “Earnings announcements and competing information” , *Journal of Accounting and Economics* 33(3): 313–342.
- Frankel, R., S. P. Kothari, and J. Weber (2006), “Determinants of the informativeness of analyst research” , *Journal of Accounting and Economics* 41(1–2): 29–54.
- Graham, J. R., and A. L. Tucker (2006), “Tax shelters and corporate debt policy” , *Journal of Financial Economics* 81(3): 563–594.
- Healy, P., and K. Palepu (2001), “Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature” , *Journal of Accounting and Economics* 31(1–3): 405–440.
- Jensen, M., and W. Meckling (1976), “Theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and ownership structure” , *Journal of Financial Economics* 3(4): 305–360.
- Keung, E. C. (2010), “Do supplementary sales forecasts increase the credibility of financial analysts' earnings forecasts?” , *The Accounting Review* 85(6): 2047–2074.
- Lang, M., and R. Lundholm (1996), “Corporate disclosure policy and analyst behavior” , *The Accounting Review* 71(3): 467–492.
- Manzon, G., and G. Plesko (2002), “The relation between financial and tax reporting measures of income” , *Tax Law Review* 55: 175–214.
- Moore, J. (2007), “Do board audit committee independence affect tax reporting aggressiveness?” , Working Paper. Oregon State University.
- Yu, F. (2008), “Analyst coverage and earnings management” , *Journal of Financial Economics* 88(2): 245–271.