

경영자 예측정보공시가 기업의 조세회피에 미치는 영향

이남령(제1저자)

한국항공대학교 경영학부

이재홍(교신저자)

연세대학교 경영학과

핸드폰번호: 010-8877-7541, 010-4743-6185

E-mail 주소: nrlee@kau.ac.kr, jaehong321@gmail.com

원고매수: 31 페이지

경영자 예측정보공시가 기업의 조세회피에 미치는 영향

이남령(제1저자)¹⁾

이재홍(교신저자)²⁾

<요 약>

본 연구는 경영자 예측정보가 조세회피에 어떤 영향을 미치는지 살펴보기 위해 2004~2009년 기간 동안의 증권거래소 상장기업 데이터를 이용해 실증분석을 수행하였다. 분석결과, 자발적인 경영자 예측정보 공시는 조세회피를 감소시키는 것으로 나타났고, 이는 정보비대칭이 높을 경우 더욱 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한, 경영자 예측공시정보의 정확성도 조세회피행태감소에 영향을 주는 것으로 나타났다. 결과는 양질의 기업 내부정보가 기회주의적 조세회피행태를 유발시킬 수 있는 정보비대칭을 감소시키는데 중요한 역할을 하고 있음을 시사해 주고 있다. 강건성 분석에서도 결과는 재확인되었다. 본 연구는 기존 조세회피 관련 선행연구를 확장하여 기업의 조세회피행태를 이해하는데 있어 기업내부정보 질의 중요성을 확인시켜줬다는 점에서 의의를 가진다.

한글색인어: 기업 조세회피, 경영자 예측정보공시, 정보비대칭, 경영자 예측정보 정확성, 기업내부정보의 질

I. 서론

최근 미국에서 발간된 보고서³⁾에 의하면 포춘(Fortune) 선정 미국 500대 기업의 72%인 358개 대기업이 버뮤다, 룩셈부르크 등과 같은 해외에 조세피난처(tax haven) 역할을 하는 회사 7,622곳을 두고 있고 이들이 조세피난처에 쌓아둔 자금은 무려 2조 1000억 달러(한화

1) 한국항공대학교 경영학부

2) 연세대학교 경영학과

3) 미국의 ‘조세 정의를 위한 시민들’(CTJ: Citizens of Tax Justice)과 ‘공익리서치그룹’(PIRG: Public Interest Research Group)에서 제출한 보고서.

약 2,452조 원)에 달한 것으로 나타났다⁴⁾. 이에 경제협력개발기구(OECD)가 기업들의 조세 회피를 막기 위한 국제규칙(International Tax Rule)을 발표함에 따라 글로벌 대기업들이 긴장하고 있다⁵⁾.

경영진에게는 이익은 높이고 동시에 과세소득은 낮추고 싶어 하는 유인이 있다(Scholes and Wolfson, 1992). 기업이 존재하는 한 기업의 ‘이익조정’과 ‘조세회피’ 관행은 사라지지 쉽지 않을 것이고, 기업에게 ‘좋은 경영성과’와 ‘조세절감(절세: tax saving)’ 두 가지 모두 영원한 과제일 것이다. 기업들이 조세를 적게 내고자 하는 목표는 같겠지만 합법적인 절감이나 혹은 교묘하게 법의 허점을 이용하거나 법의 테두리를 벗어나는 불법의 형태나에 따라 다양한 용어와 정의가 혼용되고 있다. 일반적으로는 기업이 조세를 감소시키는 행위에 대해서 적법성 여부에 따라 탈세(tax evasion)와 조세회피(tax avoidance)로 구분한다. 이에 다양한 학자들이 조세회피에 대해 나름의 정의를 내리고 있지만, 일반적이고 포괄적인 의미에서 가장 많이 통용되고 있는 조세회피에 대한 광의의 정의는 외형적(혹은 명시적) 조세(explicit tax)의 감소를 의미한다(Dyrenge et al., 2008), (Hanlon and Heitzman, 2010). 즉, 조세회피 전략은 외형적인 조세부담 감소에 영향을 줄 수 있는 모든 거래를 반영하는 것으로 정의된다. 한편 Scholes et al.(2002)은 효율적인 세무전략은 외형적 조세 뿐 아니라 암묵적 조세까지 포함해야 하고 조세비용 및 비조세비용까지 고려해서 수립되어야 한다고 했다.

이렇듯 기업의 조세절감과 관련해서는 다양한 정의와 시각이 있고 중요한 이슈인 만큼 조세 회피와 다양한 이슈들을 관련시켜 연구가 진행되어 오고 있다. 조세회피가 조세비용 감소를 통해 세후 현금흐름을 증가시킬 수 있고 기업가치도 제고시킬 수 있다는 의견도 있어 왔지만(Graham & Tucker, 2006), 증가된 세후 현금흐름보다 오히려 비조세비용의 증가가 더 클 수도 있다고 했다(박미영, 2012). 또한 대리인 관점에서, 조세회피는 대리인 문제와 정보비대칭을 발생시켜 기업 가치에 부정적인 영향을 줄 수 있고 조세회피가 증가할수록 기업투명성과 재무보고의 질은 낮아짐이 확인된 바 있다(강정연, 2012). 정보비대칭이란 기업의 내부에 있는 자와 기업 외부투자자 간의 정보의 불균형으로 발생하는 현상이라고 할 수 있다. 따라서 정보비대칭이 높은 기업은 기업 내부 정보의 양이 적거나 정보의 질 혹은 그 신뢰도가 상대적으로 낮아 외부투자자가 인식하는 정보취득 비용이 높은 기업을 의미한다. 이러한 관계에서 여러 이해관계자들의 관계를 조정해주는 지배구조가 대리인 문제와 정보비대칭 완화에 큰 역할을 할 수 있다. 좋은 지배구조는 주주의 이익을 보호할 수 있고 대리인 비용의 발생문제를 줄일 수 있기 때문에(Dunlop, 1998), 적극적 조세전략을 취하는 기업이라도 좋은 지배구조를 가졌다면 오히려 기업의 조세회피가 주주의 부를 증가시킬 수 있다는 것이 확인된 바 있다(Lisowsky, 2010). 외국인지분율, 지배주주지분율 혹은 기관투자자 지분율

4) 이는 국제통화기금(IMF)이 집계한 2014년 우리나라 GDP 1조 4495억 달러를 뛰어넘는 금액이다. 기업별로는 IT기업 애플이 1,811억 달러(한화 약 212조원)로 가장 많은 자금을 해외로 빼돌렸다.

5) 특히 Wall Street Journal은 절세 기법을 적극 사용해 온 애플, 구글, 페이스북 등 정보기술(IT) 기업들이 큰 영향을 받을 것으로 내다봤다.

등의 지분구조를 통해 감시역할이 가능하다면 조세회피가 감소될 수 있음을 확인한 연구들도 있고(박종국과 홍영은, 2009), (강정연과 김영철, 2012), 이사회 내 사외이사의 비율이나 감사위원회의 독립성, 전문성 및 활동성 등도 조세회피 감소에 역할을 하고 있음이 증명된 바 있다(Lanis and Richardson, 2011), (Moore, 2006), (금보라와 권순창, 2014).

한편 정보비대칭은 세무와는 관련성이 없는 것으로 취급되어 왔지만(Maydew, 2001), 최근 들어 정보비대칭이 재무회계분야뿐 아니라 세무 관련해서도 중요한 이슈임이 인식되면서 조세와의 관계에 대한 연구가 점점 관심을 받고 있다(Armstrong et al., 2012), (Robinson et al., 2010). 기업이 비정상적으로 낮은 조세부담을 가진 경우 높은 정보비대칭이 있음이 확인된 바 있다(Balakrishnan et al., 2011). 본 연구에서는 자발적 공시 중 하나인 경영자 예측정보공시를 이용하여 기업이 자발적으로 내부정보를 공개할 경우 그리고 그 정보의 신뢰성이 높다면 조세회피에 어떤 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 경영자 예측정보공시의 경우 정보비대칭(information asymmetry) 문제 해결에 도움이 되면서 시장과 투자자들에게 유용한 정보가 되고 있음이 여러 논문들에 의해 확인되어 왔다(Ajinkya and Gift, 1984), (Waymire, 1984), (Pownall and Waymire, 1989), (Jennings, 1987), (Trueman, 1986). 자발적으로 수행하는 경영자 예측공시를 하는 기업의 경우, 그리고 그 공시정보의 신뢰성이 높을 경우, 대리인 문제나 정보비대칭 완화에 유용하게 작용함으로써 기회주의적인 조세회피 행태도 감소시킬 수 있을 것인지 살펴보기 위해 본 논문을 다음과 같이 구성하여 진행한다. 서론에 이어, 이론적 배경 및 선행연구를 서술하고, 연구 가설을 설정하며 연구 방법에 대해 서술한 후, 실증분석 결과를 제시하고, 본 연구의 결론을 맺는다.

II. 이론적 배경과 선행연구

1. 기업의 자발적 공시 중 경영자예측공시

기업은 이해관계자에게 기업과 관련된 정보를 알려야 하는 의무가 있고, 이를 알리기 위한 과정을 공시(disclosure)라고 한다. 공시는 강제성을 기준으로 크게 강제공시와 자발적 공시로 구분되는데, 기업 활동에 대한 강제공시 중 대표적이 재무제표이고(권수영 등, 2010), 자발적인 공시는 경영자 예측공시, 기업설명회 등이 포함된다. 경영자 예측정보공시는 이익공시일 이전에 공시하는 경영자 예측 정보를 말한다(King et al. 1990). 기업이 제공하는 회계정보는 반드시 신뢰성이 뒷받침되어야 하고 정보의 비대칭이 발생되지 않아야 하기 때문에 각종 규제 적용으로 통제하고 있다. 강제공시는 각종 제도에 의해 비교적 통제가 잘 되고 있지만, 주로 예측정보를 전달하는 자발적 공시는 임의성이 개입되기 때문에 통제가 용이하지 않다. 한편 2015년 9월 기업 공시제도 개편안에 따라 '풍문 또는 보도에 대한 해명 공시'도 도입되는 등 투명한 공시를 위한 방안들이 보완되고 있는 실정이지만, 최근 5

년 동안 공정거래법상 내부거래 공시·이사회 의결 불이행, 중요사항 누락 등으로 대기업에게 과태료가 부과된 사례는 130여건에 달했고 금액으로는 약 27억 원 규모로(공정거래위원회) 공시로 인한 부작용은 여전히 발생하고 있다.

관련 연구들은 대체적으로 자발적 정보공시의 동기와 유용성, 그리고 그 정확성에 대해 논하고 있는데, 먼저 기업들이 왜 자발적인 정보를 공시하는지를 살펴본 논문들에서 경영자 예측공시에는 특별한 동기가 존재함이 확인되었고(Ajinkya and Gift, 1984), (Trueman, 1986), 정보비대칭의 해소를 위해 경영자가 자발적으로 예측공시를 한다는 연구결과도 보고되었다(Verrecchia, 2001).

한편 2002년 11월, 투자자를 보호하고 주식시장 불공정거래를 막기 위한 취지로 공정공시 제도가 도입되었다. 공정공시제도의 대상정보는 장래사업 또는 경영계획, 영업실적에 대한 전망과 예측 등을 포함하는데, 공정공시제도를 통해 공시된 경영자 이익예측치가 재무분석가의 이익예측치보다 정확해졌음이 보고되었다(권수영 등, 2009). 이렇듯 경영자 예측정보의 유용성에 대해서도 여러 논문들에서 확인되고 있는데, 경영자 예측정보가 투자자와 재무분석가 모두에게 유용한 정보라는 것이 확인되었고(박진모와 최순재, 2012), 시장반응의 관찰을 통해 경영자가 예측정보 공시가 신뢰성 있는 유용한 정보임이 증명되기도 했다(Ajinkya and Gift, 1984), (Waymire, 1984), (Pownall and Waymire, 1989), (Jennings, 1987), (Trueman, 1986). 이경태 등(2011)은 경영자 매출액 예측치를 공시하는 기업의 이익공시일 이후 주가표류현상을 관찰하였는데, 주가표류현상이 감소됨을 확인하면서 경영자 예측정보 공시의 유용성을 검증했고, 이 정보 공시는 정보비대칭이 높은 경우 더 유용함도 확인되었다.

자발적 정보공시의 정확성과 관련된 연구를 보면, 다수의 경영자들이 예측이 정확하길 기대하고 있으며(Williams, 1996), 기업의 정확한 예측을 위해서는 좋은 내부정보환경이 필요함도 확인되었다(Jennings et al., 2012). 또한 기업의 정확한 예측은 기업 내부의 회계보고와 예산과정이 투명할 때(Cassar and Gibson, 2008), 그리고 정보시스템이 개선될 때 가능한 것으로 확인되었다(Dorantes et al., 2013).

2. 기업정보의 질과 조세회피

기업 내부의 정보를 자발적으로 공시하는 자발적 공시활동과 조세회피와의 관계에 대한 연구는 아직까지 많이 진행되지는 않았다. 이찬호와 김진섭(2014)은 자발적 공시활동 중 기업설명회와 기업의 조세회피 간의 관련성을 살펴보았는데, 자발적으로 기업설명회를 개최하는 기업일수록 조세회피 수준이 낮음을 확인하였다. 이는 신뢰성이 높은 기업설명회 개최 기업일수록 회계투명성을 저해하는 조세회피수준이 낮을 것으로 해석할 수 있다. 경영자 예측과 조세회피의 상관관계를 살펴본 기존연구 중 김정혜 등(2013)의 연구는 재무보고이익과 세무보고이익의 차이(BTD: Book-tax difference)를 조세회피 변수로 이용하여 경영자 예측에 미친 영향을 살펴보았는데, 분석 결과 보고이익의 차이가 클수록 즉, 조세회피 경향이

높을수록 이익예측정보의 정확성이 감소한다는 연구결과를 보였다.

회계정보의 질과 조세회피와의 관계에 대한 논문은 꽤 진행되어 왔는데 연구결과는 대부분 음(-)의 상관관계를 보이는 것으로 나타나, 조세회피를 많이 하는 기업일수록 회계투명성이 감소되고 회계정보의 질을 저하시키는 것으로 확인되었다(Balakrishnan et al., 2011), (강정연, 2012), (Wang, 2011), (Chen et al., 2011). Balakrishnan et al.(2011)은 비정상적으로 낮은 조세부담액을 가진 기업의 경우 재무분석가의 예측에 오류가 많았고 정보의 비대칭성이 높았다고 했다. 강정연(2012)은 네 가지 투명성 요소-발생액의 질, 재무분석가의 수, 연간주식거래 회전율, 재무분석가 이익예측오차-를 이용하여 조세회피가 증가할수록 기업투명성이 감소됨을 확인하였고, Wang(2011)과 Chen et al.(2011)은 불투명성 지수(Opacity index)를 사용하여 조세회피를 많이 하는 기업일수록 불투명성 수준이 높음을 검증하였다. 한편 내부 회계·공시 전문 인력은 회계자료 작성단계에서부터 회계정보의 질과 신뢰성을 제고하며 경영자의 조세회피 제어에 효과적인 것으로 나타났다. 특히 내부 회계·공시 전문 인력 중 공인회계사 및 기타 전문가는 경영자의 조세회피 제어에 더욱 효과적인 것으로 나타났다(지상현과 류예린, 2014).

III. 연구가설 및 연구설계

1. 연구가설

기업의 입장에서 조세비용뿐 아니라 비조세비용까지 고려한다면 조세를 회피하는 것만이 최적의 세무전략이라고 볼 수는 없다(Scholes et al., 2002). 물론 조세회피를 행하는 기업들의 경우에도 조세절감을 통해 주주의 부를 증가시킬 수 있고(Frischmann et al., 2008), (Wilson, 2009), (Lisowsky, 2010), 시장에서는 이를 긍정적으로 해석하여 기업 가치에도 긍정적인 영향을 미칠 수 있다는 시각도 있다(Graham and Tucker, 2006), (고윤성 등, 2007). 하지만, 조세회피를 통해 조세비용을 감소시키고 이로써 증가시킨 세후 현금흐름보다 오히려 비조세비용이 더 클 수 있으며(박미영, 2012), 대리인 관점에서 조세회피는 대리인 문제와 정보비대칭을 발생시켜 기업투명성과 재무보고의 질, 그리고 기업 가치에 부정적인 영향을 줄 수 있다(강정연, 2012). 이러한 부정적인 영향에 완충역할을 하는 것이 좋은 지배구조이다. Wilson(2009)의 연구에서는 적극적으로 조세전략을 이용하는 기업이 좋은 지배구조를 가지고 있는 경우, 양(+)의 비정상수익률을 보이면서 건전한 기업지배구조를 가지고 있는 기업의 적극적 조세전략은 부의 창조 수단이 될 수 있음을 확인했다. 이 결과는 Lisowsky(2010)의 연구에서도 같은 결과를 보임으로 좋은 지배구조를 가진 기업의 적극적 조세전략은 조세부담을 줄일 수 있는 중요한 수단임을 증명했다. 좋은 지배구조는 주주의 이익을 보호할 수 있고 대리인 비용의 발생문제를 줄일 수 있기 때문에(Dunlop, 1998), 종

은 지배구조를 가진 기업의 경우 적극적 조세전략도 긍정적으로 평가되고 있다.

이렇듯 좋은 지배구조가 대리인 문제와 정보비대칭을 완화시켜 기업의 조세전략에 긍정적인 영향을 미치듯이 기업이 제공하는 내부정보도 신뢰성이 뒷받침된다면 마찬가지로 대리인 문제와 정보비대칭 완화에 유용하게 작용할 수 있을 것이다. 기업 내부정보의 질이 높을 경우 기업 재무 상태에 대한 정확한 정보소통과 합리적인 경영자 의사결정을 가능하게 하고 (Brazel and Dang, 2008), 투명성도 제고시켜 줄 수 있다(Hodge et al., 2004). 기업 내부정보의 질이 좋을 경우, 위험을 감수하는 일회성의 기회주의적 조세회피가 아닌 조세절감도 가능하게 함을 확인하기도 했다(Gallemore and Eva, 2015), (Mills et al., 1998).

이에 기업 외부의 이해관계자는 접근할 수 없는 내부의 정보를 자발적 공시하는 기업일수록 또한 자발적 공시정보의 신뢰도가 높을수록 기업의 투명성이 제고되고 이는 대리인 문제나 정보비대칭 문제를 완화시킬 뿐 아니라 경영자의 기회주의적 행동을 감소시킴으로써 궁극적으로 기업에 부정적인 영향을 줄 수 있는 조세회피행위도 덜 할 것이라 예상할 수 있다. 따라서 본 논문에서는 기업이 자발적으로 공시하는 내부정보 관련 변수로 경영자 예측정보 공시여부와 그 정확성을 이용하여 조세회피와의 상관관계를 살펴보기로 하고 정보비대칭이 높은 경우 경영자 예측정보 유용성이 증대됨이 확인된 바와 같이(이경태 등, 2011) 정보의 비대칭성이 높은 경우도 고려하여 다음과 같은 가설을 수립해 본다.

가설1. 경영자 예측정보공시 여부와 조세회피는 음(-)의 상관관계가 있을 것이다.

가설1.1 정보비대칭이 높은 기업이 경영자 예측정보공시를 할 경우, 조세회피와 더 강한 음(-)의 상관관계가 있을 것이다.

가설2. 경영자 예측정보공시 정확성과 조세회피는 음(-)의 상관관계가 있을 것이다.

2. 연구모형과 변수의 측정

2.1 표본의 선정

본 연구의 표본은 2009년 12월 31일 현재 한국증권거래소의 유가증권 시장에 상장되어 있는 기업을 대상으로 2004년부터 2009년까지의 기간 동안 다음의 조건을 만족하는 기업을 선정하였다.

- ① 2004년부터 2009년까지 금융업을 제외한 12월 결산 상장법인
- ② 자본이 잠식되지 않은 기업
- ③ 동종 산업 내 표본이 20개 이상인 기업
- ④ NICE 신용평가정보의 KIS-Value 데이터베이스를 이용하여 재무 자료를 추출할 수 있는 기업

⑤ FnGuide 데이터베이스를 이용하여 애널리스트 이익 관련 예측 자료를 추출할 수 있는 기업⁶⁾

⑥ 데이터 오류로 의심되는 애널리스트 이익 관련 예측치는 제외⁷⁾

본 연구가 공정공시제도를 통한 경영자 예측 공시 자료를 기본적으로 사용하므로, 공정공시제도가 시행된 이후의 기한을 표본기간으로 한다. 표본 대상 기업에 속하는 산업은 10개로 분류하였으며, 재량적 발생액 추정 시 편의를 제거하기 위해 산업-연도별 표본수가 20개 미만인 경우 표본에서 제외하여 최종적으로 10개의 산업군이 분석에 포함되었다. 또한 각 변수에 포함된 극단치가 분석 결과에 미치는 영향을 배제하기 위해 모든 변수의 상위와 하위 1%에 해당하는 표본의 값을 Winsorization하였다. 위와 같은 선정기준을 통해서 최종 분석에 포함된 표본은 총 2,458 개의 기업-연도 분석 자료이다.

2.2 가설 검증 모형

경영자 예측 공시여부가 조세회피와 음(-)의 상관관계가 있을 것이라는 [가설 1]을 검증하기 위한 모형은 다음과 같다.

$$TS1_{t \text{ or } TS2_t} = \alpha_0 + \alpha_1 MEF_t + \alpha_2 SIZE_t + \alpha_3 LEV_t + \alpha_4 ROA_t + \alpha_5 MTB_t + \alpha_6 INV_t + \alpha_7 DTE_t + \alpha_8 FOR_t + \alpha_9 BIG4_t + \alpha_{10} GROW_t + \alpha_{11} STDCFO_t + \alpha_{12} HABITUAL_t + \alpha_{13} CFO_t + \Sigma id_{dummy} + \Sigma yr_{dummy} + \epsilon \quad (1)$$

여기에서,

TS1	=Desai and Dharmapala(2006)의 방법에 따라 총발생액으로 측정한 조세회피 측정치
TS2	=Desai and Dharmapala(2006)의 방법에 따라 재량적발생액으로 측정한 조세회피 측정치
MEF	=경영자 예측공시에 관한 더미변수(1: 경영자예측공시가 이루어지는 기업, 0: 경영자 예측공시가 이루어지지 않는 기업)
SIZE	=기업규모(기말 총자산의 자연로그 값)
LEV	=부채비율(총부채/총자산)
ROA	=총자산이익률(당기순이익/기초총자산)
MTB	=시장가치 대 장부가치(순자산의 시장가치/순자산의 장부가치)
INV	=투자수준((토지를 제외한 유형자산증감액+감가상각비-당기총연구개발비)/기초총자산)
DTE	=법인세비용 대용치((이연법인세차-이연법인세대)/총자산)
FOR	=외국인투자자지분율

6) 애널리스트의 수를 계산하는 데 있어 예측치 발표일이 주총소집공고일로부터 365일을 초과하는 경우, 해당 애널리스트의 예측치는 표본에서 제거하였다.

7) 구체적으로 애널리스트 이익예측 정확도 $\left(= \left| \frac{EPS \text{ 예측치} - \text{실제 } EPS}{\text{실제 } EPS} \right| \right)$ 가 200% 이상인 경우 데이터 오류로 보고 관측치에서 제외하였다(Eddy and Seifert, 1992).

BIG4	=감사인이 대형회계법인이면 1, 아니면 0인 더미변수
GROW	=매출액성장성((당기 매출액-전기 매출액)/전기 매출액)
STDCFO	=현금흐름변동성(직전 5개년 영업현금흐름의 표준편차)
HABITUAL	=과거 경영자예측공시를 한 경험이 있으면 1, 아니면 0인 더미변수
CFO	=영업현금흐름(영업현금흐름/기초총자산)

식 (1)에서 종속변수인 조세회피측정치는 Desai and Dharmapala(2006)가 제시한 측정방법을 이용하였고 주된 관심변수인 경영자 예측공시 여부(MEF)는 경영자 예측공시가 이루어진 기업의 경우에는 1의 값을 부여하였고 그렇지 않은 경우 0의 값을 부여한 더미변수다. [가설 1]에서 예측한 바와 같이 경영자 예측정보 공시여부가 조세회피현상을 줄이는데 영향을 미친다면 계수 값 α_1 은 음(-)의 부호를 나타낼 것이다.

$$TS1_t \text{ or } TS2_t = \alpha_0 + \alpha_1 MEF_t + \alpha_2 IA_t + \alpha_3 MEF_t \times IA_t + \alpha_4 SIZE_t + \alpha_5 LEV_t + \alpha_6 ROA_t + \alpha_7 MTB_t + \alpha_8 INV_t + \alpha_9 DTE_t + \alpha_{10} FOR_t + \alpha_{11} BIG4_t + \alpha_{12} GROW_t + \alpha_{13} STDCFO_t + \alpha_{14} HABITUAL_t + \alpha_{15} CFO_t + \Sigma id_{dummy} + \Sigma yr_{dummy} + \epsilon \quad (2)$$

여기에서,

IA = 재무분석가수로 측정한 정보비대칭에 관한 더미변수(1: 중위수보다 크거나
같은 경우, 0: 중위수보다 작은 경우)

식 (2)에서는 [가설 1.1]을 검증하기 위해 정보비대칭(IA)변수를 상호작용변수로서 추가하였는데, 재무분석가수를 정보비대칭의 대용치로 사용하였다. 정보비대칭이 높은 기업일수록 조세회피현상이 클 것으로 예상되므로 α_2 는 양(+)의 부호를 나타낼 것이고, 주된 관심변수인 상호작용변수(MEF×IA)의 계수값 α_3 는 경영자 예측공시 여부가 조세회피에 미치는 영향보다 더 큰 영향을 미칠 것으로 예상된다. 관심변수이외에 조세회피에 영향을 미칠 수 있는 요인을 통제하기 위하여 선행연구에서 사용한 변수들을 통제변수로서 포함하였다. 본 연구에서 사용한 통제변수는 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 총자산이익률(ROA), 장부 대 시장가치비율(MTB), 매출액성장성(GROW), 투자수준(INV), 이연법인세비용(DTE), 외국인투자 자지분율(FOR), 대형회계법인 여부(BIG4), 영업현금흐름의 변동성(STDCFO), 과거 경영자예측공시 발표여부(HABITUAL), 영업현금흐름(CFO)이다.

우선, 기업규모가 조세회피에 미치는 영향을 통제하기 위해 기초총자산에 자연로그를 취하여 측정한 기업규모(SIZE)변수를 선정하였다. 기업규모가 클수록 규모의 경제에 입각하여 우월한 조세전략을 수립할 수도 있고, 정치적 비용가설에 비추어 오히려 조세회피에 소극적일 가능성도 동시에 존재한다(박종국과 홍영은, 2009). 다음으로 부채비율이 높을수록 기업이 비부채 감세수단을 사용할 유인이 줄어든다고 할 수 있으므로 조세회피와는 음(-)의 관계를 예측하였다(Graham and Tucker, 2006). 김진희와 정재욱(2006)의 연구와 박미영(2012)

의 연구에서 기업의 자산과 조세회피 간 양(+)의 상관관계가 부채와 조세회피 간 음(-)의 상관관계가 있음이 보고된 바 있다. 셋째, 기업은 이익의 수준에 따라 해당 과세기간의 조세부담을 늘리거나 줄일 것으로 예상되므로 개별기업의 이익수준을 통제하기 위해 수익성을 나타내는 총자산순이익률(ROA)을 통제변수로 선정하였다. 이익성과와 조세회피와는 양(+)의 상관관계가 있음이 보고된 바 있다(Rice, 1992). 넷째, 성장성을 통제하기 위해 시장가치 대 장부가치(MTB)와 매출액성장성(GROW)을 추가하였다. MTB의 경우, 기업이 긍정적인 투자 기회를 가지고 있거나, 미래 성장성이 높은 연구개발 및 투자를 한 경우 시장가치가 장부가치에 비해 높게 나타날 것으로 예상할 수 있다. 또한 GROW의 경우 기업의 미래성장가능성을 의미하고 이 역시 조세회피와 관련성이 있을 수 있기 때문에 이를 통제하기 위해 추가하였다. INV는 투자수준이 높을수록 조세회피를 할 가능성이 높기 때문에 양(+)의 상관관계를 예상하면서 포함시켰다(신승묘, 2005). 이연법인세비용(DTE)은 미래 조세비용의 변화가 현재의 조세회피행위에 미치는 영향을 통제하기 위해 모형에 포함하였다. 또한 회계선택을 통한 조세계획은 감사인 또는 기업의 지배구조 특성의 영향을 받을 수 있으므로, 외국인투자자지분율(FOR)와 대형회계법인(BIG4)을 포함하여 이를 통제하였다. 외국인투자자의 감독기능 활성화로 외국인지분율과 조세회피 간 음(-)의 상관관계가 확인된 바 있다(박종국과 홍영은, 2009), (강정연과 김영철, 2012). 다음으로 영업현금흐름변동성(STD CFO)의 경우 변동성이 경영자 예측공시에 영향을 미친다는 선행연구에 따라서 이 영향을 통제하기 위해 본 연구에 추가하였다(권수영 외, 2009). 또한 과거 경영자 예측 공시를 발표한 기업이 그렇지 않은 경우보다 더욱 추가 공시를 할 가능성이 높으므로 이를 통제하기 위해 본 연구에 추가하였다. CFO의 경우, 기업의 영업현금흐름을 나타내는 변수로, 기업의 현금보유수준이 조세회피에 미치는 영향을 통제하기 위해 포함하였다. 마지막으로 산업별 연도별 효과를 통제하기 위해서 산업더미(IND)와 연도더미(YR)를 모형에 포함하였다.

한편 경영자 예측공시와 실제치의 차이가 작을수록, 즉 사후적으로 관찰되는 예측치의 정확성이 클수록 조세회피현상이 낮게 나타날 것이라는 [가설 2]를 검증하기 위한 모형은 다음 식 (3)과 같다. 단, 경영자예측공시의 정확성의 경우 경영자 예측정보 공시의 특성을 기본적으로 반영하고 있는 설명변수라 할 수 있으므로, 아래의 모형을 이용한 실증분석에서는 표본기업을 경영자의 예측공시가 이루어진 기업으로 한정하였다.

$$TS1_t \text{ or } TS2_t = \alpha_0 + \alpha_1 ACCURACY_t + \alpha_2 SIZE_t + \alpha_3 LEV_t + \alpha_4 ROA_t + \alpha_5 MTB_t + \alpha_6 INV_t + \alpha_7 DTE_t + \alpha_8 FOR_t + \alpha_9 BIG4_t + \alpha_{10} GROW_t + \alpha_{11} STDCFO_t + \alpha_{12} HABITUAL_t + \alpha_{13} CFO_t + \Sigma id_{dummy} + \Sigma yr_{dummy} + \epsilon \quad (3)$$

여기에서,

ACCURACY = 매출액(영업이익) 예측치의 정확성

식 (3)의 관심변수는 α_1 이며, 예측치가 정확해서 정보비대칭을 감소시키고 이로써 기회

주의적 조세회피행태를 줄여준다면 음(-)의 부호를 나타낼 것으로 예상된다. ACCURACY는 매출액(영업이익)의 예측정확성으로 측정되며, 이는 예측오류의 절대값에 (-1)을 곱한 값으로 구하였다.

2.3 조세회피행위의 측정

기업의 세무신고에 관한 자료가 공개되지 않으므로 조세회피를 정확하게 측정하는 것은 어렵다. 이에 조세회피에 대한 변수는 몇 가지 대용치가 이용되고 있지만⁸⁾, 본 연구에서 종속변수로 사용하는 조세회피 대용치로는 회계이익과 과세소득의 차이(Book-tax difference: BTD)를 이용하기로 한다. BTD가 경영자의 공격적인 조세전략과 관련 있음은 여러 연구에서 증명된 바 있다(Mills, 1998), (Manzon and Plesko, 2002), (Plesko, 2004), (Shevlin, 2007). Desai and Dharmapala(2006)는 재무보고이익과 세무보고이익의 차이 중에 재무보고목적에 위한 이익조정 행위로 설명하지 못하는 부분이 있음을 발견하였고, 이를 이용하여 조세회피정도를 측정하였다. 따라서 본 연구에서는 이익조정으로 인한 부분을 통제하고 재량적인 BTD만을 사용하고자 BTD를 발생액-총발생액(Hribar and Collins, 2002)과 재량적발생액(Kothari et al, 2005)⁹⁾을 이용-에 회귀하였다. 즉, 다음 식 (4)를 이용하여 산업별, 연도별로 회귀분석을 실시한 후 도출된 잔차(재무보고이익과 세무보고이익의 차이 중에서 총발생액 또는 재량적 발생액으로 설명되지 않은 부분)를 조세회피 행위의 대용치로 간주하였다.

$$BTD_{i,t} = \beta_1 ACCRUAL_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$BTD_{i,t}$ = (회계이익¹⁰⁾ - 과세소득)/기초총자산

$ACCRUAL$ = 총발생액_{i,t}/기초총자산_{i,t} 또는 재량적발생액_{i,t}/기초총자산_{i,t}

ε = 잔차(TS1 또는 TS2, TS1=총발생액을 이용해서 측정한 조세회피추정치,

TS2 = 재량적발생액을 이용해서 측정한 조세회피추정치)

- 8) 유효법인세율(Effective Tax Rate) 혹은 누적유효법인세율(Accumulated Effective Tax Rate: Ayers et al., 2009), 현금유효세율(Cash Effective Tax Rate), 혹은 장기현금유효법인세율(Long-run Cash Effective Tax Rate: Dyreng et al., 2008), 회계이익과 과세소득의 차이(Book-Tax Difference: Desai and Dharmapala, 2006), 한계세율(Marginal Tax Rate: Shevlin, 1990), (Graham, 1996a&1996b), (Blouin et al., 2010), (Graham and Kim, 2009) 등을 포함한다.
- 9) 본 연구에서는 재량적 발생액을 측정하기 위해 Kothari et al.(2005)이 제안한 다음의 성과조정 모형으로 추정하였다.

$$\frac{TA_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{A_{t-1}} + \alpha_2 \frac{(\Delta S_t - \Delta AR_t)}{A_{t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} + \alpha_4 ROA_t + \epsilon_t$$

TA = 총 발생액

A = 자산총계

S = 매출액

AR = 매출채권

PPE = 유형자산-(토지+건설중인자산+미착자산+입목)

ROA = 총자산이익률

- 10) 법인세비용차감전순이익

한편 과세소득을 계산하기 위해 기존 선행연구에서는 기업의 세무보고이익을 당기 법인세 부담액을 기업의 법인세최고세율로 나누어 추정한 후 사용하였으나(Manzon and Plesko, 2002), 본 연구에서는 추정치의 한계점을 보완하고자 수작업 데이터를 활용하여 실제 기업의 세무이익을 가지고 이를 측정하였다.

2.4 정보비대칭의 측정

본 연구에서는 재무분석가수를 이용하여 정보비대칭을 측정하였다. Yu(2008)는 기업의 이익예측 정보를 발표하는 재무분석가 수가 많으면 경영자의 기회주의적 이익조정행위를 억제시키는 모니터링 효과가 증가하여 정보비대칭이 줄어들 수 있다고 하였다. 재무분석가는 일반투자자들보다 상대적으로 우월한 정보수집 및 분석능력을 바탕으로 분석대상기업에 대한 다양한 예측정보를 산출·제공하기 때문에 경영자의 효과적인 외부감시주체로서의 역할을 담당하여 기존보다 양질의 정보를 외부투자자에게 제공할 수 있게 한다(Jensen and Meckling, 1976), (Healy and Palepu, 2001). 즉 특정 기업을 분석하는 재무분석가의 수가 많을수록 더 많은 정보가 시장에 공개되므로 정보비대칭이 상대적으로 낮을 것이다. 본 연구에서는 재무분석가수를 이용한 정보비대칭을 측정함에 있어 일관된 방향으로 해석이 가능하도록 (-1)을 곱했고, 이러한 값을 기준으로 중위수보다 크거나 같으면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수를 부여하였다. 재무분석가 수의 계산에서 예측치 발표일이 주주총회소집 공고일로부터 365일을 초과하는 경우 표본에서 제거하였고, 재무분석가 이익예측 정확도¹¹⁾가 200% 이상인 경우 데이터 오류로 보고 재무분석가 수를 계산에서 제외하였다(Eddy and Seifert 1992).

2.5 경영자 예측공시의 정확성 (SACC, OIACC)

본 연구에서의 경영자 예측 공시의 정확성은 다음과 같이 예측 오류의 값에 (-1)을 곱하여 측정하였다.

$$\text{예측정확성(SACC, OIACC)} = -\left(\frac{|\text{매출액(영업이익)예측치} - \text{실제 매출액(영업이익)}|}{\text{예측년도 3월말 현재시가총액}}\right) \quad (5)$$

보다 정확한 분석을 위해 매출액 예측치와 영업이익 예측치 두 가지를 경영자 예측공시 정확성 측정에 이용하였다. 경영자 예측공시의 정보가 정확할수록 예측오류의 값은 작아지며, 예측정보가 부정확할수록 예측오류의 값은 크게 나타날 것이다. 여기서 일관된 방향성

11) 이익예측정확도 = $\left|\frac{EPS \text{ 예측치} - \text{실제 } EPS}{\text{실제 } EPS}\right|$

을 위해서 예측오류의 값에 (-1)을 곱하여, 값이 클수록 정확성이 높게 나타나는 것으로 측정하였다.

IV. 실증분석

1. 기술통계 및 상관분석

<표 1>은 분석에 사용된 변수들에 대한 기술통계량을 보여준다. 본 연구의 종속변수인 조세회피 측정치인 TS1과 TS2의 평균(중간값)은 각각 -0.009(0.010), -0.028(-0.012)로서 0에 가까운 평균과 중위수를 보이고 있으나, 표준편차가 0.234와 0.232로 나타나 기업마다 조세회피 수준에 상당히 큰 차이가 있는 것으로 나타났다. 관심변수인 MEF의 평균(중간값)은 0.252(0.000)로 경영자 예측공시를 발표한 기업은 전체 유가증권 상장기업 중 약 25%에 그치고 있음을 보여준다. 정보비대칭(IA)의 경우 평균(중간값)은 0.142(0.000)로 우리나라 기업의 경우 정보비대칭이 약 14% 정도로 그리 크지 않은 것으로 나타났다. 다음으로 경영자 예측정보 정확성 측정치인 SACC(OIACC)를 살펴보면, 평균은 -0.342(-0.049)로 매출액 예측치의 정확성이 이익항목에 대한 정확성보다 약 6배 정도 낮게 나타났으며, 표준편차는 0.725(0.063)로 나타나 경영자 입장에서는 매출액 예측보다는 이익예측에 상대적인 우위가 있는 것으로 나타났다. Hartnett(1993) 그리고 손성규와 전영순(1999) 연구에 따르면, 예측정보의 유형에 따라 경영자의 예측정확성이 달라진다고 하였는데 이러한 연구결과와 일치하는 결과이다. 기타 통제 변수들을 살펴보면, 평균과 중간값에서 큰 차이를 보이지 않고 또한 표준편차가 비교적 크지 않은 값을 가지는 것으로 미루어 보아 각 변수가 정규분포에 근접한 분포를 가지고 있다고 판단된다.

<표 1> 기술통계량

변수명	평균	표준편차	Q1	중간값	Q3
전체표본 (n=2,458)					
TS1	-0.009	0.234	-0.061	0.010	0.078
TS2	-0.028	0.232	-0.070	-0.012	0.049
MEF	0.252	0.434	0.000	0.000	1.000
IA	0.142	0.350	0.000	0.000	0.000
SACC	-0.342	0.725	-0.305	-0.110	-0.030
OIACC	-0.049	0.063	-0.067	-0.024	-0.008
SIZE	26.631	1.569	25.487	26.279	27.489
LEV	1.031	0.984	0.400	0.784	1.310
ROA	0.041	0.083	0.012	0.045	0.085
MTB	1.124	0.990	0.502	0.804	1.341
INV	0.021	0.027	0.004	0.011	0.027
DTE	-0.004	0.026	-0.014	0.000	0.009
FOR	0.134	0.168	0.008	0.059	0.213
BIG4	0.705	0.456	0.000	1.000	1.000
GROW	0.086	0.266	-0.020	0.057	0.161
STDCFO	0.068	0.068	0.036	0.052	0.078
HABITUAL	0.188	0.391	0.000	0.000	0.000
CFO	0.058	0.091	0.006	0.056	0.105

<변수의 정의>

TS1	=Desai and Dharmapala(2006)의 방법에 따라 총발생액으로 측정한 조세회피 측정치
TS2	=Desai and Dharmapala(2006)의 방법에 따라 재량적발생액으로 측정한 조세회피 측정치
MEF	=경영자 예측공시에 관한 더미변수(1: 경영자예측공시가 이루어지는 기업, 0: 경영자 예측공시가 이루어지지 않는 기업)
IA	=정보비대칭에 관한 더미변수(1: 해당변수의 값이 중간값과 같거나 큰 경우, 0: 해당변수의 값이 중간값보다 작은 경우)
SACC	=경영자 대출액 예측정보의 정확성
OIACC	=경영자 영업이익 예측정보의 정확성
SIZE	=기업규모(기말 총자산의 자연로그 값)
LEV	=부채비율(총부채/총자산)
ROA	=총자산이익률(당기순이익/기초총자산)
MTB	=시장가치 대 장부가치(순자산의 시장가치/순자산의 장부가치)
INV	=투자수준((토지를 제외한 유형자산증감액+감가상각비-당기총연구개발비)/기초총자산)
DTE	=법인세비용 대응치((이연법인세차-이연법인세대)/총자산)
FOR	=외국인투자자지분율
BIG4	=감사인이 대형회계법인이면 1, 아니면 0인 더미변수
GROW	=매출액성장성((당기 매출액-전기 매출액)/전기 매출액)

STDCFO =현금흐름변동성(직전 5개년 영업현금흐름의 표준편차)

HABITUAL =과거 경영자예측공시를 한 경험이 있으면 1, 아니면 0인 더미변수

CFO =영업현금흐름(영업현금흐름/기초총자산)

<표 2>는 주요 변수들 사이의 상관분석 결과를 보여준다. 종속변수인 조세회피측정치(TS1, TS2)는 경영자 예측공시 여부(MEF)와 음(-)의 상관관계를 나타냈지만, 유의하지는 않았다. 각 조세회피측정치와 경영자 예측공시의 정확성은 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 조세회피측정치와 연구모형에 사용된 통제변수와의 관계를 살펴보면, 기업규모(SIZE), 총자산이익률(ROA), 외국인투자자지분율(FOR), 대형회계법인여부(BIG4), 영업현금흐름(CFO)과 유의한 양(+)의 상관관계를 가지며, 부채비율(LEV), 시장가치 대 장부가치 비율(MTB), 투자수준(INV), 이연법인세비용(DTE), 매출액성장성(GROW), 영업현금흐름변동성(STDCFO)과는 유의한 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다.

<표 2> 변수간의 상관분석

[illegible]

2. 회귀분석결과

2.1 [가설 1]의 검증 결과

<표 3>은 경영자 예측공시 여부가 조세회피에 미치는 영향을 살펴보고자 하는 [가설 1]에 대한 검증 결과를 나타낸다. 종속변수로 두 가지 조세회피측정치를 사용하였는데 두 모형의 F-값이 모두 통계적으로 유의하게 나타나 모형의 설정은 적합한 것으로 판단된다.

첫 번째로 총발생액을 이용한 조세회피측정치가 종속변수인 경우 경영자 예측공시여부(MEF)는 조세회피측정치(TS1)와 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보였다. 두 번째 재량적 발생액을 이용한 조세회피측정치가 종속변수인 경우의 분석결과에서도 경영자 예측공시 여부(MEF)는 조세회피측정치(TS2)와 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보였다. 즉, 두 가지 분석 결과 모두 경영자 예측공시를 하는 기업일수록 조세회피 정도가 낮다는 [가설 1]을 지지하면서 기업 내부 정보에 대한 자발적인 공시가 기회주의적 조세회피를 감소시키는 효과가 있음을 실증적으로 확인해 주고 있다.

통제변수인 기업규모(SIZE)는 두 가지 분석 모두에서 1% 미만의 수준에서 각각 유의한 양(+)의 값을 나타냈다. 이러한 결과는 정치적 비용가설에 따라 규모가 큰 기업은 세무계획을 통해 절세를 위한 활동에 사용할 자원을 많이 보유하기 때문에 나타난 것이라 할 수 있다 (Siegfried, 1974). 부채비율(LEV)을 보면 음(-)의 값을 보였으나 유의하게 나타나지는 않았고 총자산이익률(ROA)과 시장가치 대 장부가치비율(MTB)의 회귀계수는 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. DTE의 회귀계수는 유의한 음(-)의 값을 가졌는데, 이는 미래의 조세의 변화가 당기의 조세회피수준에 영향을 미친다는 선행연구의 결과와 일치한다 (김진회와 정재욱, 2006). 외국인지분율(FOR)의 경우 유의한 음(-)의 값을 보이며 외국인투자자 지분율이 높을수록 조세회피수준이 낮은 것으로 나타났다. 한편, 과거 경영자 예측공시여부(HABITUAL)와 영업현금흐름(CFO)에 관한 회귀계수는 각각 10%와 1%수준에서 유의한 양(+)의 값을 나타냈다. 이러한 결과는 과거 경영자 예측공시를 한 기업일수록 그리고 현금흐름이 양호한 기업일수록 조세회피 수준이 높다는 것을 의미한다.

<표 3> 경영자 예측공시 여부가 조세회피에 미치는 영향

$$TS_t = \alpha_0 + \alpha_1 MEF_t + \alpha_2 SIZE_t + \alpha_3 LEV_t + \alpha_4 ROA_t + \alpha_5 MTB_t + \alpha_6 INV_t + \alpha_7 DTE_t + \alpha_8 FOR_t + \alpha_9 BIG4_t + \alpha_{10} GROW_t + \alpha_{11} STDCFO_t + \alpha_{12} HABITUAL_t + \alpha_{13} CFO_t + \Sigma id_{dummy} + \Sigma yr_{dummy} + \epsilon$$

변수	예상부호	총발생액 (TS1)		재량적 발생액 (TS2)	
		추정치	t-stat.	추정치	t-stat.
Intercept	?	-0.808	-8.78***	-0.740	-7.84***
<i>MEF</i>	?	-0.053	-3.05***	-0.054	-3.01***
<i>SIZE</i>	+/-	0.030	8.77***	0.028	7.83***
<i>LEV</i>	-	-0.003	-0.73	-0.003	-0.67
<i>ROA</i>	+/-	-0.330	-5.08***	-0.247	-3.72***
<i>MTB</i>	+/-	-0.022	-4.36***	-0.020	-3.98***
<i>INV</i>	-	0.061	0.36	0.124	0.72
<i>DTE</i>	+/-	-2.706	-16.11***	-2.795	-16.23***
<i>FOR</i>	-	-0.128	-4.20***	-0.123	-3.93***
<i>BIG4</i>	-	-0.001	-0.17	-0.001	-0.18
<i>GROW</i>	+/-	-0.025	-1.51	-0.011	-0.70
<i>STDCFO</i>	+/-	-0.045	-0.70	-0.139	-2.08**
<i>HABITUAL</i>	+/-	0.036	1.86*	0.036	1.81*
<i>CFO</i>	+/-	0.851	15.06***	0.452	7.81***
<i>Industry dummy</i>	N/A	Included		Included	
<i>Year dummy</i>	N/A	Included		Included	
Adjusted R ²		0.234		0.183	
F-stat.		27.94***		20.73***	
# of observations		2,458		2,458	

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

2) 각 변수의 정의는 표 2를 참조.

2.2 [가설 1.1]의 검증 결과

<표 4>는 재무분석가 수로 측정한 정보비대칭이 경영자 예측공시 여부와 조세회피 수준과의 관계에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보고자 하는 [가설 1.1]에 대한 검증 결과이다. 정보비대칭이 높은 기업의 경우, 예상한 바와 같이, 조세회피 정도가 높게 나타났다($\alpha_2=0.039$, 유의수준 1% 미만). 관심변수인 $MEF \times IA$ 는 총발생액을 이용한 조세회피측정치와 5% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보였고, 재량적발생액을 이용한 조세회피측정치와는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보였다. 이는 정보비대칭이 높은 기업이 자발적 공시 중 하나인 경영자 예측공시를 발표하는 경우 더욱 크게 조세회피 수준을 줄이고 있음을 확인해주면서 [가설 1.1]을 지지하는 결과이다. 선행연구에서 확인된 바와 같이 정보비대칭이 높은 경우 경영자 예측정보 공시의 유용성이 증대되어 경영자의 기회주의적 조세회피 행태를 더 줄여주고 있음을 확인해 주는 결과이다.

통제변수를 살펴보면, 종속변수가 총발생액인 경우와 재량적 발생액인 경우 유사한 결과를 나타내고 있다. 구체적으로, 기업규모(SIZE), 과거 경영자 예측공시 여부(HABITUAL), 영업현금흐름(CFO)는 유의한 양(+)의 값을 보이고, 총자산이익률(ROA), 장부가치 대 시장가치 비율(MTB), 이연법인세비용(DTE), 외국인투자자지분율(FOR)은 유의한 음(-)의 값을 보이고 있었다.

<표 4> 정보비대칭이 경영자 예측공시 여부와 조세회피 간의 관계에 미치는 영향

$$TS_t = \alpha_0 + \alpha_1 MEF_t + \alpha_2 IA_t + \alpha_3 MEF_t \times IA_t + \alpha_4 SIZE_t + \alpha_5 LEV_t + \alpha_6 ROA_t + \alpha_7 MTB_t + \alpha_8 INV_t + \alpha_9 DTE_t + \alpha_{10} FOR_t + \alpha_{11} BIG4_t + \alpha_{12} GROW_t + \alpha_{13} STDCFO_t + \alpha_{14} HABITUAL_t + \alpha_{15} CFO_t + \Sigma id_{dummy} + \Sigma yr_{dummy} + \epsilon$$

변수명	예상 부호	총발생액 (TS1)		재량적 발생액 (TS2)	
		추정치	t-stat.	추정치	t-stat.
Intercept	?	-0.840	-8.95***	-0.770	-8.00***
<i>MEF</i>	?	-0.040	-2.25**	-0.040	-2.17**
<i>IA</i>	?	0.039	2.81***	0.039	2.73***
<i>MEF</i> × <i>IA</i>	?	-0.077	-2.52**	-0.083	-2.67***
<i>SIZE</i>	+ / -	0.031	8.91***	0.028	7.95***
<i>LEV</i>	-	-0.004	-0.82	-0.003	-0.74
<i>ROA</i>	+ / -	-0.329	-5.09***	-0.247	-3.72***
<i>MTB</i>	+ / -	-0.021	-4.15***	-0.019	-3.80***
<i>INV</i>	-	0.079	0.47	0.142	0.83
<i>DTE</i>	+ / -	-2.690	-16.01***	-2.779	-16.14***
<i>FOR</i>	-	-0.131	-4.31***	-0.127	-4.04***
<i>BIG4</i>	-	-0.003	-0.33	-0.003	-0.34
<i>GROW</i>	+ / -	-0.026	-1.57	-0.012	-0.76
<i>STDCFO</i>	+ / -	-0.044	-0.68	-0.137	-2.06**
<i>HABITUAL</i>	+ / -	0.035	1.79*	0.034	1.72*
<i>CFO</i>	+ / -	0.849	15.05***	0.450	7.78***
<i>Industry dummy</i>	N/A	Included		Included	
<i>Year dummy</i>	N/A	Included		Included	
Adjusted R ²		0.237		0.186	
F-stat.		26.50***		19.76***	
# of observations		2,458		2,458	

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

2) 각 변수의 정의는 표 2를 참조.

2.3 [가설 2]의 검증 결과

본 절에서는 전체 표본 중에서 경영자 예측공시가 이루어진 기업만을 대상으로 경영자 예측공시 값의 특성에 따라 경영자의 조세회피 수준이 어떻게 달라지는지 살펴보았다. <표 5>의 Panel A는 경영자의 자발적인 예측치 공시 중에 매출액 예측치의 정확성을 주요변수로 설정하였고, 예측치와 실제치의 차이가 작을수록, 즉 매출액 예측 공시가 정확할수록 조세회피 수준에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 분석 결과를 보여주고 있다. 분석 결과, 관심 변수인 ACCURACY의 계수값이 총발생액을 이용한 조세회피추정치에 대해 -0.034, 재량적 발

생액을 이용한 조세회피측정치에 대해 -0.031로 나타났고 각각 1%와 5% 수준에서 유의하다. 이는 경영자가 정확한 매출액 예측정보를 공시할수록 경영자의 조세회피 수준이 줄어든다는 것을 의미한다. <표 5>의 Panel B는 경영자의 영업이익의 예측치가 정확할수록 조세회피 수준이 어떻게 달라지는지를 분석한 결과를 제시하였다. 결과를 살펴보면, 예상한 바와 같이 ACCURACY의 계수값이 총발생액을 이용한 조세회피측정치에 대해 -0.445, 재량적 발생액을 이용한 조세회피측정치에 대해 -0.521로 나타났고 각각 10%와 5% 수준에서 유의하다. 이는 경영자가 이익공시일 전에 미리 발표하는 영업이익의 예측치가 실제 영업이익 값과 차이가 적을수록 조세회피 수준을 낮추는데 기여하고 있다는 것을 의미한다. 매출예측치와 이익예측치 항목을 이용한 결과 모두 경영자 예측공시의 정확성이 기업 투명성의 제고와 정보비대칭 완화를 통해 경영자의 기회주의적 조세회피행태를 감소시키는 것으로 해석할 수 있다. Hartnett(1993) 및 손성규와 전영순(1999)에서 보고되는 바와 같이 예측정보의 유형에 따라 경영자의 예측정확성은 달라지는데 매출액뿐만 아니라 비용항목도 예측해야 하는 이익 예측 또한 유사한 방향의 결과가 나타났으므로, 정확한 경영자 예측치가 조세회피 수준을 줄이는데 기여할 것이라는 본 연구의 가설과 일관된 결과라고 결론내릴 수 있다.

<표 5> 경영자 예측공시의 정확성이 조세회피에 미치는 영향

$$TS_t = \alpha_0 + \alpha_1 ACCURACY_t + \alpha_2 SIZE_t + \alpha_3 LEV_t + \alpha_4 ROA_t + \alpha_5 MTB_t + \alpha_6 INV_t + \alpha_7 DTE_t + \alpha_8 FOR_t + \alpha_9 BIG4_t + \alpha_{10} GROW_t + \alpha_{11} STDCFO_t + \alpha_{12} HABITUAL_t + \alpha_{13} CFO_t + \Sigma id_{dummy} + \Sigma yr_{dummy} + \epsilon$$

Panel A. 매출액공시					
변수명	예상 부호	총발생액 (TS1)		재량적 발생액 (TS2)	
		추정치	t-stat.	추정치	t-stat.
Intercept	?	0.798	4.90***	0.720	4.27***
<i>ACCURACY</i>	?	-0.034	-2.95***	-0.031	-2.57**
<i>SIZE</i>	+ / -	-0.031	-5.12***	-0.027	-4.35***
<i>LEV</i>	-	0.031	2.90***	0.028	2.56**
<i>ROA</i>	+ / -	0.569	3.95***	0.477	3.20***
<i>MTB</i>	+ / -	0.001	0.22	0.001	0.09
<i>INV</i>	-	-0.411	-1.32	-0.448	-1.39
<i>DTE</i>	+ / -	2.238	6.62***	2.436	6.96***
<i>FOR</i>	-	0.187	3.50***	0.188	3.41***
<i>BIG4</i>	-	0.077	3.20***	0.073	2.95***
<i>GROW</i>	+ / -	0.078	2.27**	0.055	1.56
<i>STDCFO</i>	+ / -	-0.076	-0.77	-0.040	-0.39
<i>HABITUAL</i>	+ / -	-0.058	-2.82***	-0.060	-2.85***
<i>CFO</i>	+ / -	-0.720	-6.37***	-0.311	-2.66***
<i>Industry dummy</i>	N/A	Included		Included	
<i>Year dummy</i>	N/A	Included		Included	
Adjusted R ²		0.266		0.197	
F-stat.		8.90***		6.34***	
# of observations		609		609	

Panel B. 영업이익공시					
변수명	예상 부호	총발생액 (TS1)		재량적 발생액 (TS2)	
		추정치	t-stat.	추정치	t-stat.
Intercept	?	1.482	4.90***	1.499	4.56***
<i>ACCURACY</i>	?	-0.445	-1.89*	-0.521	-2.00**
<i>SIZE</i>	+ / -	-0.055	-4.85***	-0.056	-4.53***
<i>LEV</i>	-	0.066	3.04***	0.059	2.53**
<i>ROA</i>	+ / -	0.952	2.92***	0.905	2.56**
<i>MTB</i>	+ / -	0.005	0.35	0.007	0.40
<i>INV</i>	-	-0.218	-0.38	-0.221	-0.35
<i>DTE</i>	+ / -	3.368	5.76***	3.518	5.54***
<i>FOR</i>	-	0.412	4.51***	0.411	4.13***
<i>BIG4</i>	-	0.050	1.30	0.069	1.62
<i>GROW</i>	+ / -	0.019	0.34	-0.037	-0.61
<i>STDCFO</i>	+ / -	-0.496	-2.48**	-0.497	-2.29**
<i>HABITUAL</i>	+ / -	-0.016	-0.51	-0.017	-0.50

<i>CFO</i>	+ / -	-0.922	-4.74***	-0.515	-2.44**
<i>Industry dummy</i>	N/A	Included		Included	
<i>Year dummy</i>	N/A	Included		Included	
Adjusted R ²		0.344		0.285	
F-stat.		5.41***		4.28***	
# of observations		223		223	

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

2) 각 변수의 정의는 표 2를 참조.

3. 추가분석

본 절에서는 주된 실증 결과로 제시된 경영자 예측 공시 여부가 조세회피행위에 미치는 영향에 대해 추가적으로 강건성 분석(robustness test)을 실시하였다. 구체적으로, 잔차 간의 그룹 내 상관관계가 있거나 잔차가 동일한 분포를 따르지 않을 가능성을 통제하기 위하여 회사별, 연도별 클러스터링(clustering) 분석을 시도하였다. 이러한 클러스터링 기업은 샘플이 가지는 시계열 상관문제 및 횡단면 상관문제를 감안한 표준편차를 계산하게 하여 보다 보수적인 t-통계값을 도출할 수 있는 장점이 있다(Petersen, 2009). <표 6>에서 보는 바와 같이 회귀분석 결과, 경영자 예측공시를 하는 경우 조세회피를 감소시킴을 확인할 수 있었다. 총발생액을 이용한 조세회피측정치가 종속변수인 경우 MEF의 회귀계수값은 -0.054로 5% 수준에서 유의한 결과를 보였고, 재량적 발생액을 이용한 조세회피측정치가 종속변수인 경우에도 MEF의 회귀계수값은 -0.045로 5% 수준에서 유의한 결과를 나타냈다.

<표 6> 추가분석 - Year-Firm fixed effect

$$TS_t = \alpha_0 + \alpha_1 MEF_t + \alpha_2 SIZE_t + \alpha_3 LEV_t + \alpha_4 ROA_t + \alpha_5 MTB_t + \alpha_6 INV_t + \alpha_7 DTE_t + \alpha_8 FOR_t + \alpha_9 BIG4_t + \alpha_{10} GROW_t + \alpha_{11} STDCFO_t + \alpha_{12} HABITUAL_t + \alpha_{13} CFO_t + \Sigma id_{dummy} + \Sigma yr_{dummy} + \epsilon$$

변수	예상 부호	총발생액 (TS1)		재량적 발생액 (TS2)	
		추정치	t-stat.	추정치	t-stat.
Intercept	?	-0.807	-7.65***	-0.674	-6.16***
<i>MEF</i>	?	-0.054	-2.41**	-0.045	-2.08**
<i>SIZE</i>	+/-	0.031	7.97***	0.025	6.35***
<i>LEV</i>	-	-0.004	-0.61	-0.006	-0.97
<i>ROA</i>	+/-	-0.312	-2.68***	-0.125	-1.08
<i>MTB</i>	+/-	-0.022	-3.23***	-0.023	-3.37***
<i>INV</i>	-	0.041	0.26	0.102	0.61
<i>DTE</i>	+/-	-2.742	-12.44***	-2.711	-12.42***
<i>FOR</i>	+/-	-0.125	-3.54***	-0.112	-3.13***
<i>BIG4</i>	-	-0.001	-0.06	0.001	0.11
<i>GROW</i>	+/-	-0.014	-0.55	-0.004	-0.14
<i>STDCFO</i>	+/-	-0.066	-0.52	-0.150	-1.33
<i>HABITUAL</i>	+/-	0.037	1.74*	0.033	1.58
<i>CFO</i>	+/-	0.845	12.2***	0.453	5.89***
<i>Industry dummy</i>	N/A	Included		Included	
<i>Year dummy</i>	N/A	Included		Included	
Adjusted R ²		0.244		0.189	
F-stat.		19.46***		10.87***	
# of observations		2,458		2,458	

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

2) 각 변수의 정의는 표 2를 참조.

V. 결론

본 연구는 기업 내부정보의 질이 조세회피에 미치는 영향을 살펴보기 위해 기업이 자발적으로 제공하는 정보, 즉 자발적 공시 중 하나인 경영자 예측정보가 정보비대칭 완화에 유용하게 작용함으로써 기회주의적 조세회피행태도 감소시키는지 확인하였다.

기존의 연구들에서는 기업이 제공하는 회계정보 중 자발적으로 공시하는 정보가 정보비대칭문제 해결에 도움이 되고 조세회피를 감소시킨다는 것도 확인되었지만 구체적으로 경영자 예측정보가 조세회피행태에 대해 미치는 영향에 대해 관찰한 경우는 거의 없다. 이에 본 연구에서는 경영자 예측정보를 공시하는 경우, 그리고 그 정보의 정확성이 높은 경우 조세회

피의 행태에 영향을 미치는지를 살펴보고 정보비대칭이 있는 경우 경영자 예측정보가 더욱 유용한 정보로 작용하는지도 살펴보았다. 분석 결과, 경영자 예측정보의 공시는 조세회피 감소에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났고, 이는 정보비대칭이 있는 경우 더욱 영향을 주는 것으로 나타났다. 정보비대칭은 재무분석가 수로 측정하였고 정보비대칭이 높은 기업일수록 조세회피 정도가 높게 나타났지만, 정보비대칭이 높은 기업이 경영자 예측공시를 하는 경우 조세회피 수준 감소 경향이 더 강하게 나타났다. 이는 정보비대칭이 높은 경우 경영자 예측정보 공시의 유용성이 증대되어 경영자의 기회주의적 조세회피 행태를 더 줄여줄 수 있음을 확인해 주는 결과이다. 또한 경영자 예측정보를 하는 기업들만을 대상으로 그 정확성이 조세회피행태에 영향을 미치는지 살펴보았다. 경영자 예측공시의 정확성으로 매출예측치와 이익예측치 두 가지 항목을 이용하여 분석한 결과 정확성은 조세회피와 유의한 음(-)의 상관관계를 보이며 조세회피행태 감소에 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 경영자 예측공시의 정확성이 기업의 투명성을 제고시키고 정보비대칭을 완화시킴으로써 경영자의 기회주의적 조세회피행태를 감소시키는 것으로 해석할 수 있다. 추가적인 강건성 분석(robustness test) 결과에서도 경영자 예측공시가 조세회피 감소에 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있었다.

본 연구는 경영자 예측공시를 이용하여 자발적 내부정보공시의 유용성이 조세회피 행태에도 영향을 줄 수 있음을 확인해 주었고 기업 내부정보의 질이 기업조세전략에 중요한 영향을 미칠 수 있음을 강조하면서 정보이용자나 과세당국에 이르기까지 유용한 결과가 될 수 있을 것이라는 점에서 그 의미를 갖는다.

참 고 문 헌

- 강정연(2012), “조세회피와 기업투명성,” 2012년도 한국회계학회 하계학술대회 논문집, 1-19.
- 강정연, 김영철(2012), “조세회피와 소유구조,” 세무학연구, 9(2), 37-67.
- 고윤성, 김지홍, 최원욱(2007), “조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구,” 세무학연구, 24(4), 9-40.
- 고종권, 윤성수(2006), “재무보고이익-세무보고이익의 차이와 이익, 현금흐름 및 발생액의 지속성과 자본시장의 반응,” 회계학연구, 31(1), 127-162.
- 권수영, 김문철, 손성규, 최관, 한봉희(2010), 회계정보유용성, 제2판, 신영사.
- 권수영, 이동현, 황문호(2009), “공정공시제도 도입 이후 경영자예측정보의 정확성,” 회계학연구, 34(1), 107-141.
- 금보라, 권순창(2014), “감사위원회 특성이 조세회피에 미치는 영향,” 국제회계연구, 54, 197-217.
- 김경혜, 유승원, 최경수(2013), “재무보고이익-세무보고이익의 차이 및 재무분석가가 경영자 이익예측에 미치는 영향,” 회계학연구, 38(2), 179-213.
- 김진희, 정재욱(2006), “기업의 재무적 특성이 조세회피행위에 미치는 영향,” 세무학연구, 23(4), 97-123.
- 박미영(2012), “감사인 특성과 조세회피,” 세무와 회계저널, 13(3), 191-219.
- 박종국, 홍영은(2009), “조세회피와 외국인지분율,” 세무학연구, 26(1), 105-135.
- 박진모, 최순재(2012), “경영자 예측정보의 신뢰성이 정보유용성에 미치는 영향,” 대한경영학회지, 25(2), 1153-1181.
- 신승묘(2005), “유효 법인세율과 부채비율 사이의 인과관계 분석과 세법상 지급이자 손금불산입 규정의 유효성 평가,” 회계학연구, 30(4), 77-108.
- 윤성만, 최원석, 정형록(2009), “회계이익과 과세소득 간 재량적 차이의 유용성에 관한 실증연구,” 세무와 회계저널, 10(4), 341-372.
- 이경태, 이연진, 최종원(2011), “경영자 예측정보공시와 주가표류현상,” 회계학연구, 36(4), 211-248.
- 이균봉(2010), “공격적 세무보고의 가치관련성과 기업지배구조의 역할,” 대한경영학회지, 23(6), 3533-3552.
- 이찬호, 김진섭(2014), “기업설명회와 기업의 조세회피 간의 관련성 연구,” 대한경영학회지, 27(2), 201-217.
- 전영순, 손성규(1999), “경영자 예측정보의 유형별, 공시 경로별 편의성 및 정확성 비교,” 회계학연구, 24(3), 25-51.
- 지상현, 류예린(2014), “내부 회계공시전문인력과 조세회피 관련성,” 대한경영학회지, 27(11), 1961-1982.
- Ajinkya, B. and M. Gift(1984), “Corporate Managers’ Earnings Forecasts and

- Symmetrical Adjustments of Market Expectations," *Journal of Accounting Research*. 22(Autumn), 425-444.
- Armstrong, C. S., Blouin, J. L. and Larcker, D. F.(2012), "The incentives for tax planning," *Journal of Accounting and Economics*. 53, 391-411.
- Ayers, B., Jiang, X. and Laplante, S.(2009), "Taxable income as a performance measure: the effects of tax planning and earnings quality," *Contemporary Accounting Research*, 26, 15-54.
- Balakrishnan, K., J. Blouin and W. Guay(2011), "Does tax aggressiveness reduce financial reporting transparency?," Working paper, University of Pennsylvania.
- Blaylock, B., T. Shevlin and R. J. Wilson(2012), "Tax avoidance, large positive temporary book-tax differences, and earnings persistence," *The Accounting Review*. 87(1), 91-120.
- Blouin, J., Gleason, L., Mills, L. and Sikes, S.(2010), "Pre-empting disclosure? Firms' decision prior to FIN 48," *The Accounting Review*, 85(3), 791-815.
- Brazel, J. F. and Dang, L.(2008), "The effect of ERP system implementations on the management of earnings and earnings release dates," *Journal of Information Systems*, 22(2), 1-21.
- Cassar, G., Gibson, B.(2008), "Budgets, internal reports, and manager forecast accuracy," *Contemporary Accounting Research*, 25(3), 707-737.
- Chen, Y., S. Huang, R. Pereira and J. Wang(2011), "Corporate Tax Avoidance and Firm Opacity," Working Paper.
- Desai, M. A. and D. Daharmapala(2006), "Corporate Tax Avoidance and High Powered Incentive," *Journal of Financial Economics*, 79(1), 145-179.
- Dorantes, C. - A., Li, C., Peters, G. F. and Richardson, V. J.(2013), "The effect of enterprise systems implementations on the firm information environment," *Contemporary Accounting Research*, 30(4), 1427-1461.
- Dunlop, A.(1998), Corporate governance and control. CIMA Publishing, London.
- Dyreng, S., Hanlon, M. and Maydew, E.(2008), "Long-run corporate tax avoidance," *The Accounting Review*, 83, 61-82.
- Eddy, A., and B. Seifert(1992), "An Examination of Hypotheses Concerning Earnings Forecast Errors," *Quarterly Journal of Business and Economics*, 31(2), 22-37.
- Frank, M., L. Lynch & S. Rego(2005), "Does aggressive financial reporting accompany aggressive tax reporting(and vice versa)?," Working Paper, University of Virginia, Charlottesville, V.A.; University of Pennsylvania, Philadelphia, P.A.; University of Iowa, Iowa City, I.A..
- Frischmann, P. J., Shevlin, T. and Wilson, R.(2008), "Economic consequences of increasing the conformity in accounting for uncertain tax benefits," *Journal of*

- Accounting and Economics*. 46, 261-278.
- Gallemore, J. and Eva, L.(2015), "The importance of the internal information environment for tax avoidance," *Journal of Accounting and Economics*, 60, 149-167.
- Graham, J.(1996a), "Debt and the marginal tax rate," *Journal of Financial Economics*, 41, 41-74.
- Graham, J.(1996b), "Proxies for the marginal tax rate," *Journal of Financial Economics*, 42, 187-221.
- Graham, J. & A. Tucker(2006), "Tax shelters and corporate debt policy," *Journal of Financial Economics*, 81(3), 563-594.
- Graham, J., Kim, H.(2010), "The effects of the length of the tax-loss carryback period on tax receipts and corporate marginal tax rate," Working paper, Duke University.
- Hartnett, A.(1993), "Corporate Financial Forecast Accuracy: An Australian Study," *The International Journal of Accounting*, 28, 248-258.
- Hanlon, M.(2005), "The Persistence and Pricing of Earnings, Accruals, and Cash Flows When Firms Have Large," *The Accounting Review*, 80(1), 137-166.
- Hanlon, M. and Heitzman, S.(2010), "A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics*, 50, Issues 2-3, 27-178.
- 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.
- Hodge, F. D., Kennedy, J. J. and Mains, L. A.(2004), "Does search-facilitating technology improve the transparency of financial reporting?," *The Accounting Review*, 79(3), 687-703.
- Hribar, P., and Collins D.(2002), "Errors in Estimating Accruals: Implications for Empirical Research," *Journal of Accounting Research*, 40(1), 105-134.
- Jennings, R.(1987), "Unsystematic Security Price Movements, Management Earnings Forecasts, and Revisions in Consensus Analyst Earnings Forecast," *Journal of Accounting Research*, 25(1), 90-110.
- Jennings, J., Stoumbos, R. and Tanlu, L.(2012), "The effect of organizational complexity on earnings forecasting behavior," Working Paper.
- 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.
- King, R., G. Pownall., and G. Waymire(1990), "Expectations Adjustment via Timely Management Forecasts: Review, Synthesis, and Suggestions for Future Research," *Journal of Accounting Literature*, 9, 113-144.
- Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley(2005), "Performance Matched Discretionary

- Accrual Measures,” *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163-197.
- Lanis, R. and G. Richardson(2011), “The effect of director composition on corporate tax aggressiveness,” *Journal of Accounting and Public Policy*, 30(1), 50–70.
- Lisowsky, P.(2010), “Seeking shelter: Empirically modeling tax shelters using financial statement information,” *The Accounting Review*, 85(5), 1693-1720.
- Manzon, G. and George Plesko(2002), “The relation between financial and tax reporting measures of income,” *Tax Law Review*, 55, 175-214.
- Maydew, E. L.(2001), “Empirical tax research in accounting : a discussion,” *Journal of Accounting and Economics*, 31, 389-403.
- Mills, L.(1998), “Book-tax differences and Internal Revenue Service adjustments,” *Journal of Accounting Research*, 36, 343-356.
- Mills, L. F., Erickson, M. M. and Maydew, E. L.(1998), “Investments in tax planning,” *Journal of the American Taxation Association*, 20(1), 1-20.
- Moore. J. A.(2006), “Do board audit committee independence affect tax reporting aggressiveness?,” Ph D. Dissertation, Arizona State University.
- Petersen, M. A.(2009), “Estimating standard errors in finance panel data sets: comparing approaches,” *Review of Financial Studies*, 22, 435-480.
- Plesko, G.(2004), “Corporate Tax Avoidance and the properties of corporate earnings,” *National Tax Journal*, 57, 729-737.
- Pownall, G., and G. Waymire(1989), “Voluntary Disclosure Credibility and Securities Prices: Evidence from Management Earnings Forecasts, 1969-73,” *Journal of Accounting Research*, 27(2), 227-245.
- Rego, S. and Wilson, R.(2012), “Equity risk incentives and corporate tax aggressiveness,” *Journal of Accounting Research*, 50(3), 775-810.
- Rice, E.(1992), The Corporate Tax Gap: Evidence on Tax Compliance by Small Corporations. In *Why People Pay Taxes*, ed. J. Slemrod, 125-61. Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Robinson, J. R., Sikes, S. A. and Weaver, C. D.(2010), “Performance measurement of corporate tax departments,” *The Accounting Review*, 85(3), 1035-1064.
- Scholes, M., Wolfson, M.(1992), *Taxes and Business Strategy: A Planning Approach*. New Jersey: Prentice-Hall, Inc.
- Scholes, M.S., M.A. Wolfson, M. Erickson, E.L. Maydew, & T. Shevlin(2002), *Taxes and Business Strategy: A Planning Approach*, Prentice Hall.
- Shevlin, T.(1990), “Estimating corporate marginal tax rates with asymmetric tax treatment of gains and losses,” *Journal of the American Taxation Association*, 11(1), 51-67.
- Shevlin, T.(2007), “The future of tax research: from an accounting professor's

- prospective,” *The Journal of American Taxation Association*, 29(2), 87-93.
- Siegfried, J.(1974), “Effective Average U.S. Corporate Income Tax Rates,” *National Tax Journal*, 27(2), 58-79.
- Tang, T. Y. H.(2006), “Book-tax differences, a function of accounting-tax misalignment, earnings management and tax planning,” PhD Dissertation, the Austrailian National University.
- Trueman, B.(1986), “Why Do Managers Voluntarily Release Earnings Forecasts?,” *Journal of Accounting and Economics*, 8, 53-71.
- Wang, X.(2011), “Tax avoidance, corporate transparency, and firm value,” American Accounting Association Annual Meeting - Tax Concurrent Sessions.
- Warfield, T., J. Wild and K. Wild(1995), “Managerial Ownership, Accounting Choices, and Informativeness of Earnings,” *Journal of Accounting and Economics*, 20, 61-91.
- Wilson, R.(2009), “An Examination of Corporate Tax Shelter Participants,” *The Accounting Review*, 84, 969-999.
- Yu, F.(2008), “Analyst Coverage and Earnings Management,” *Journal of Financial Economics*, 88(2), 245-271.

ABSTRACT

The Effect of Management Forecasts on Corporate Tax Avoidance

Namryoung Lee*, Jaehong Lee**

This paper empirically examines how management forecasts influence on corporate tax avoidance using KOSPI data during 2004~2009. Voluntary management forecast disclosure was found to decrease corporate tax avoidance and the effect of management forecasts on tax avoidance was stronger when information asymmetry was high. We also find that management forecast accuracy is associated with a reduction in corporate tax avoidance. The results suggest that high quality of internal information may play an important role in mitigating information asymmetry which may give rise to opportunistic tax sheltering. The results of the study remained consistent when run through a robustness check. Our study contributes to the literature on tax avoidance by providing evidence that the internal information quality is important for a better understanding of corporate tax avoidance behavior.

Keywords: corporate tax avoidance, management forecast disclosure, information asymmetry, management forecast accuracy, internal information quality

* Dept. Business Administration, Korea Aerospace University (First author)
(E-mail : nrlee@kau.ac.kr)

** Dept. Business Administration, Yonsei University (Corresponding author)
(E-mail : jaehong321@gmail.com)