

세무회계저널
제13권 제3호 2012년 9월 pp.191~219
한국세무학회

감사인 특성과 조세회피

박미영*

<요 약>

조세회피는 회계정보의 질 및 회계투명성을 저하시키기 때문에(Balakrishnan et al. 2011 ; 강정연 2012), 이익조정과 마찬가지로 감사인의 감사위험을 증가시키는 요인이 된다. 감사품질이 높다면 이익조정과 마찬가지로 조세회피도 감소할 것이므로 감사품질을 결정하는 주요 요소인 감사인 특성에 따라 조세회피정도가 다를 것이다.

본 연구는 2002년부터 2010년까지의 유가증권시장 상장기업을 대상으로 감사인 특성과 조세회피의 관련성을 분석하였다. 본 연구에서 사용한 조세회피 측정치는 Desai and Dharmapala(2006)의 재량적 BTD이며, 감사인 특성 변수로 감사보수, 감사인규모, 감사인 교체여부 및 감사인에 의한 세무조정서비스 제공여부 등 네 가지를 사용하였다.

분석결과, 감사보수 측정치 중 실제 감사보수는 조세회피와 유의적인 관련성이 없으나 비정상감사보수는 조세회피를 유의적으로 증가시키는 것으로 나타났다. 비체계적 요인에 따른 비정상감사보수가 높을수록 감사인과 해당 기업과의 경제적 유대관계가 증가해 감사품질의 저하로 조세회피행위를 적절히 억제시키지 못하는 결과를 가져온다고 볼 수 있다. 감사인교체도 조세회피와 유의적인 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 감사인교체기업인 경우 감사보수할인이나 피감사기업에 대한 이해부족 등으로 인해 계속감사기업에 비해 상대적으로 감사품질이 저하한다는 선행연구와 일치하는 결과이다. 세무조정서비스 제공여부는 그 자체로서는 조세회피와 유의적인 관계가 없으나 비정상감사보수와 조세회피, 감사인교체와 조세회피간의 관련성에 음(-)의 조절효과를 미치는 것으로 나타났다. 감사인의 세무조정서비스 제공이 법인세비용 회계처리 등과 관련한 감사품질을 증가시켜 법인세비용이나 BTD를 통한 이익조정을 감소시켜 회계정보의 질을 증가시킨다는 선행연구 결과와 부분적으로 일치되는 결과이다. 그러나 감사인규모의 경우는 개별 분석이나 상호작용효과분석에서 조세회피와 유의적인 관련성이 없는 것으로 나타났다.

본 연구는 투자자 등의 외부정보이용자들이 어떤 감사인 특성이 조세회피에 영향을 미치는 지를 이해하고 감사인 특성을 이용하여 조세회피를 간접적으로 추정하는데 도움을 줄 수 있을 것으로 기대된다.

〈주제어〉 감사인 특성, 조세회피

* 신라대학교 상경대학 세무회계학과 조교수, jilisan20@silla.ac.kr, 010-2468-4714

논문접수일 2012년 6월

1차수정일 2012년 7월

게재확정일 2012년 8월

I. 서 론

조세는 징수주체인 국가나 지방자치단체 입장에서는 해당 조직의 운영과 국민 전체의 후생복지 등을 위해서는 필수불가결한 요소이다. 그러나 조세를 부담하는 납세자 입장에서는 직접적인 반대급부는 없이 현금유출을 수반하고 이로 인해 개인 또는 법인에 최종적으로 귀속되는 가처분소득을 줄이기 때문에 심리적 거부감과 조세저항을 유발하고 이는 종종 조세회피(tax avoidance)¹⁾로 이어지기도 한다.

조세회피에 대한 전통적인 견해는 조세회피를 통해 기업의 조세비용(tax costs)이 감소하고 세후현금흐름이 늘어나므로 기업가치가 증가할 것이라는 것이었다(Graham and Tucker 2006 ; Lisowsky 2010). 그러나 최근에 와서는 조세회피가 회계투명성 및 회계정보의 질을 저하시키며(Balakrishnan et al. 2011 ; 강정연 2012), 이로 인해 기업가치가 하락하고(Wang 2010), 자본비용이 증가(김은주 · 박미영 2012)한다는 연구결과가 제시되고 있다. 또한 조세회피와 경영자의 자금유용행위 간에는 상호보완적인 관계가 있는 것으로 확인되고 있다(Desai and Dharmapala 2006). 이는 조세회피로 인한 조세비용(tax costs)의 감소보다 오히려 직·간접적인 비조세비용(nontax costs)의 증가가 더 크다는 것을 의미한다.

조세회피가 회계정보의 질을 저하시키는 이유는 조세회피행위로 인해 법인세비용의 과소계상과 당기순이익의 과대계상, 거액의 법인세추징세액의 보고 등이 발생할 수 있다는 점이다. 이외에도 조세회피를 위한 일련의 비정상적 거래나 정치적 비용의 발생, 이를 은닉하고 관리하기 위한 부적절한 회계처리와 복잡한 조직구조 등은 전반적으로 회계정보의 질 및 회계투명성을 저하시킬 수 있다(Balakrishnan et al. 2011). 결국 조세회피로 인해 심각한 회계정보의 질 저하가 발생한다면 감사인은 부실감사에 따른 감리지적 뿐 아니라 소송이나 손해배상 위험에 처해질 수도 있기 때문에 외부감사인 입장에서 조세회피는 감사위험을 증가시키는 요인이 된다. 때문에 감사인은 기업의 조세회피가능성에 민감하게 반응하며 보다 확대된 감사절차를 통해 피감사기업의 조세회피행위를 가능한 억제하려고 할 것이며 이에 따른 감사비용의 증가로 조세회피가능성이 높은 기업에 대해서는 높은 감사보수를 요구하기도 한다(심충진 2009).

1) 엄밀한 의미의 조세회피(tax avoidance)는 법률상의 행위형식을 남용하여 조세부담을 부당히 경감하는 행위로, 실정 세법 내에서의 적법한 조세경감을 의미하는 절세(tax saving)나 위법하게 조세부담을 경감하는 탈세(tax evasion)와는 구분된다. 학계 또는 실무에서 조세회피라는 용어를 사용함에 있어서 순수한 의미의 조세회피에 한정하는 경우도 있다. 그러나 소송 등에 의해 조세부담 경감행위에 대한 최종 결정이 나오기 까지 기업의 조세부담경감행위가 위의 세가지 중 어디에 속하는지가 불분명하기 때문에 대부분의 연구자들은 탈세 및 절세를 모두 포괄하는 광의의 의미로 조세회피라는 용어를 사용하고 있다(최명근 2007). 본 연구에서도 위의 세 가지 경우를 엄격하게 구분하지 않고 조세부담을 경감시키는 일체의 행위를 조세회피로 보았다.

감사인이 제공하는 감사품질이 낮은 경우에는 경영자의 조세회피행위를 제대로 발견하지 못하거나 발견한 경우에도 이를 용인할 가능성이 높다. 반대로 감사품질이 높은 경우 조세회피에 대한 적발가능성과 보고가능성이 높아 조세회피를 억제할 것으로 기대된다. 선행연구에 따르면 감사품질은 감사인의 규모, 감사인 교체여부, 감사보수, 세무조정서비스 제공여부 등의 감사인 특성에 따라 차이가 있는 것으로 제시되고 있다. 감사품질이 높다면 이익조정과 마찬가지로 조세회피도 감소할 것이므로 감사품을 결정하는 주요 요소인 감사인 특성에 따라 조세회피 정도가 다를 것이다.

최근까지 감사인 특성과 회계정보의 질의 관계, 감사인 특성에 대한 자본시장 반응에 관한 연구는 많이 있어 왔으나, 감사인 특성과 조세회피 간의 관련성을 직접적으로 분석한 연구는 없었다. 이에 본 연구에서는 2002년부터 2010년까지의 유가증권시장 상장기업을 대상으로 감사인의 제 특성과 조세회피의 관련성을 분석하였다. 본 연구에서 사용한 조세회피 측정치는 Desai and Dharmapala(2006)의 재량적 BTD이며, 감사인 특성 변수로 감사보수, 감사인규모, 감사인 교체여부 및 감사인에 의한 세무조정서비스 제공여부 등 네가지를 사용하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 조세회피와 감사인 특성에 관한 선행연구를 검토하며 연구가설을 제시하였다. 제Ⅲ장에서는 연구방법 및 변수측정, 표본선정에 대하여 기술하고 제Ⅳ장에서는 실증분석결과를 제시하였다. 제Ⅴ장에서는 연구결과를 요약하고 연구의 공헌점과 한계점을 기술하였다.

Ⅱ. 선행연구의 검토와 가설 설정

1. 조세회피와 관련된 선행연구

조세회피와 관련한 최근의 연구에서 조세회피가 회계투명성 및 회계정보의 질을 저하시키며, 이는 기업가치의 하락을 초래한다는 연구결과가 제시되고 있다. 이들의 주장에 따르면 조세회피 기업은 과세당국의 추적 가능성을 줄이기 위해 특수관계자 거래 등을 활용한 복잡한 비정상적 거래방법²⁾을 사용하게 되며, 세무조사를 무마하고 추정세액을 줄이기 위해 정치적 비용이 발생하고 이를 은닉하기 위해 부적절한 회계처리³⁾를 할 가능성이 높다. 또한 조세회피를 위한 일련의 과정을 관리하기 위해 추가적인 인력의 운영과 복잡한 조직구조, 불투명한 정보환경을 가지게 된다는 것이다. 결국 이는 회계정보의 질 및 회계투명성의 저하로 이어지고, 정보비대칭과 불

2) 일례로, 최원욱 외(2011)의 연구에 의하면 특수관계자거래 금액과 조세회피는 양(+)의 관련성이 있는 것으로 나타났다.

3) 일례로, 고윤성과 이진환(2011)의 분석결과 접대비의 타비용 대체처리와 조세회피는 양(+)의 관련성이 있는 것으로 나타났다.

투명한 정보환경은 기업가치의 하락과 자본비용의 증가를 가져온다(Balakrishnan et al. 2011 ; Wang 2010 ; 강정연 2012 ; 김은주 · 박미영 2012)

Mills and Sansing(2000), 정성진 · 유상열(2011), 박수원 · 이효익(2005) 등은 회계정보의 질과 조세회피와의 관련성을 분석하였는데, 이들의 연구에서 모두 회계정보의 질과 조세회피는 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. Mills and Sansing(2000)는 회계정보의 질 대용치로 널리 사용되어 온 회계이익과 과세소득의 차이(이하 BTD)를 이용하여 검증한 결과 BTD가 증가할수록 세무조사에 의한 추정세액이 증가하는 것으로 나타났다. 정성진 · 유상열(2011)은 2002년부터 2010년 6월 사이에 세무조사로 인한 추정세액을 공시한 기업을 대상으로 분석한 결과, 세무조사 수검 이전의 BTD가 클수록 추정세액이 증가하며, 세무조사가능성도 커지는 것으로 나타났다. 이는 장지인 외(2011)의 연구에서도 동일하게 나타났다. 박수원 · 이효익(2005)은 회계정보의 질 대용치로 재량적 발생액을 사용하였다. 1999년부터 2003년 사이에 1997년도부터 2000년도에 대하여 과세당국에 의해 법인세 조사가 이루어진 기업 중 법인세추징세액이 발생한 유가증권 상장기업을 대상으로 분석한 결과 재량적 발생액이 클수록, 즉 회계정보의 질이 낮을수록 법인세추징세액이 큰 것으로 나타났다.

Wang(2010), Balakrishnan et al.(2011), 강정연(2012)은 조세회피와 회계투명성의 관계를 조사하였는데, 이들 연구에서 모두 조세회피와 회계투명성은 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. Wang(2010)은 재량적 발생액의 절대값, 재무분석가 수 등을 회계투명성 지수의 구성요소로 사용하고 조세회피측정치로 누적현금유효법인세율을 사용하여 분석한 결과 회계투명성지수와 조세회피간에는 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. Balakrishnan et al.(2011)은 회계투명성 측정치로 발생액의 질과 재무분석가 이익예측오차 등을 사용하고 조세회피 측정치로 누적현금유효법인세율을 사용하여 분석한 결과, Wang(2010)의 연구에서와 동일하게 조세회피기업일수록 회계투명성이 낮은 것으로 나타났다. 강정연(2012)은 2002년부터 2009년까지의 국내 유가증권 상장기업을 대상으로 조세회피와 회계투명성간의 관계를 분석하였다. 분석결과 Wang(2010), Balakrishnan et al.(2011)의 연구에서와 동일하게 조세회피기업일수록 회계투명성이 감소하는 것으로 나타났다.

이상의 선행연구에서 조세회피는 회계정보의 질 또는 회계투명성에 부정적 영향을 미치는 것을 알 수 있다.

2. 감사인 특성에 관련한 선행연구

감사품질은 기업의 회계시스템에 존재하는 부정이나 오류를 발견하고 이를 사실대로 보고할 능력으로 정의된다(DeAngelo 1981). 감사품질은 감사인의 전문성과 독립성에 의해 좌우된다. 높은 감사품질을 유지하는 감사인일수록 보다 확대된 감사절차를 통해 재무제표상의 중대한 오류

나 부정을 적발할 능력이 높으며, 또한 이를 정직하게 보고할 가능성이 높을 것이다. 일반적으로 높은 감사품질은 회계정보의 질을 증가시키고 이에 따라 투자자들의 정보위험을 감소시켜 기업의 자본비용을 감소시키는 역할을 수행한다.

감사품질은 여러가지 감사인 특성(감사인의 규모(이하 'BIG4'라 함), 감사보수, 감사시간, 계속감사여부(또는 감사인 교체여부), 감리지적 여부, 비감사서비스 제공여부 등)에 의해 영향을 받는다. 본 연구에서는 이 중 감사인 규모, 감사보수, 감사인 교체여부 및 감사인에 의한 세무조정서비스 제공여부를 감사인 특성변수로 사용하였다. 이하 감사인 특성과 관련된 선행연구의 검토는 감사인 규모, 감사보수, 감사인 교체여부, 감사인에 의한 세무조정서비스 제공여부 순으로 살펴본다.

먼저, 일반적으로 BIG4 여부를 감사품질의 차이를 가져오는 주요한 감사인 특성으로 보는 이유는 감사인의 규모가 클수록 피감사회사에 대한 경제적 의존도가 낮아 독립성을 유지하기가 쉬우며, 감사실패 시 명성의 손상에 따른 손실이 크기 때문에 부실감사를 방지하기 위해 보다 확대된 감사절차를 취할 것이라고 보기 때문이다(DeAngelo 1981). 미국 등 외국의 연구들에서는 BIG4 감사인이 NON-BIG4감사인에 비해 더 보수적인 태도를 견지함으로써 재량적 발생액 또는 BTD가 감소하고 이익의 질이 증가하는 것으로 나타났다(DeFond and subramayam 1998 ; Beker et al. 1998). 그러나 국내 연구결과는 외국의 연구에서처럼 감사인규모와 감사품질 간의 일관된 관련성을 보여주고 있지는 않다. 나종길·최 관(2003), 김경태(2006), 최정호·이정우(2008)의 연구에서는 BIG4감사인이 감사한 기업의 회계정보의 질이 그렇지 않은 경우보다 더 높은 것으로 나타났으나, 박종일 외(1999)나 최정호(2005)의 연구에서는 유의적인 차이가 없는 것으로 나타났다.

두 번째로 감사보수를 감사품질의 차이를 가져오는 주요한 감사인 특성 중의 하나로 보는 이유는 대체로 감사보수가 높을수록 또는 적정수준을 초과하는 양(+)의 비정상감사보수는 감사인의 경제적 의존도를 증가시켜 그 결과 감사인의 독립성이 훼손될 수 있다고 보기 때문이다. Choi et al.(2009)과 김확열·박미영(2010)의 연구에 따르면 감사보수가 클수록 재량적 발생액이나 BTD는 증가하고, 재무제표 보수성은 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 이에 상반된 주장과 연구결과도 있다. 감사보수는 감사인의 명성 또는 산업전문성에 대한 보상일 수 있으며, 감사보수가 클수록 감사투입시간이 증가하기 때문에 감사보수는 회계정보의 질과 양(+)의 관련성을 가진다는 것이다(Gul et al. 2007 ; 우용상·이호영 2007).

세 번째로 감사인 교체는 감사인의 독립성과 회계정보의 질에 중요한 영향을 미칠 수 있는 사건으로, 규제기관 뿐만 아니라 학술적으로도 상당한 관심의 대상이 되어 왔다. 특히 우리나라의 경우, 감사인의 계속감사가 해당 기업과 감사인 간의 상호 의존관계를 강화하고 감사인의 독립성을 훼손시켜 결국 회계정보의 질이 감소한다는 판단 하에, 이를 제도적으로 차단하기 위해 감사인 강제 교체제도를 도입·시행하기도 하였다. 그러나 규제기관의 예상과는 달리, 감사인

교체와 관련된 대부분의 국내의 선행연구에서는 감사인교체기업의 경우 오히려 계속 감사기업에 비해 이익을 증가시키는 이익조정이 증가함으로써 회계정보의 질이 저하하는 것으로 나타났다(DeFond and Subramanyam 1998 ; 손성규 · 김연화 2005 ; 박종일 · 광수근 2007).⁴⁾ 감사인 교체기업의 회계정보의 질 저하는 두 가지 관점에서 해석되고 있다. 첫째, 감사인 교체 시 신규 감사인의 피감사회사에 대한 이해부족으로 인해 감사에 대한 계획수립과 위험평가 그리고 실행이 원활하지 못할 가능성이 존재하여 감사품질이 감소할 수 있다는 것이다(신용인 외 2006). 둘째, 초도감사의 경우 감사인간의 수임경쟁 및 피감사회사의 교체비용으로 감사보수할인이 발생할 가능성이 높아 감사절차의 축소를 가져올 수 있으며, 이는 감사품질의 저하로 이어질 수 있다는 점이다(DeAngelo 1981).

마지막으로 본 연구에서 사용한 감사인 특성은 감사인에 의한 세무조정서비스 제공여부이다. 각국의 규제당국은 감사인에 의한 비감사서비스 제공이 피감사기업에 대한 경제적 의존성 증가와 자기감사위험을 초래해 결국 감사품질을 저하시킨다는 판단 하에, 이 중 자기감사위험이 높은 특정 비감사서비스를 제공하지 못하도록 법적으로 규제하고 있다.⁵⁾ 그런데 비감사서비스 중 세무조정서비스를 비롯한 세무서비스는 자기감사위험이 낮고, 법인세비용과 관련한 회계처리에 있어서 감사인의 전문성을 향상시켜 감사품질을 증가시킨다는 의견 및 실증연구 결과에 따라 허용하고 있다. 우리나라의 경우 감사인이 제공하는 비감사서비스 중 세무서비스 특히 세무조정서비스 제공 건수 비율이 가장 높은 편이다(박미영 · 조용언 2010).⁶⁾

박홍조(2007)는 차년도 재무제표에 반영되는 법인세추납액을 이익보고 시점과 납부시점 간의 시점 차이를 이용한 법인세비용을 통한 이익조정여부를 가늠할 수 있는 척도로 보고, 세무서비스 제공여부가 차년도 법인세추납액에 영향을 미치는 지를 검증하였다. 검증결과 감사인이 세무관련서비스를 함께 제공하는 경우에 차년도 법인세추납액이 상대적으로 적은 것으로 나타났다.

4) 2003년 12월 11일 신설되어 2006회계연도부터 적용된 감사인 강제교체제도는 동일 감사인으로 하여금 연속하는 매6개 사업연도를 초과하여 감사업무를 수행할 수 없도록 한 것이다(주식회사의 외부감사에 관한 법률 제4조의 2). 이에 따라 2006회계연도부터는 직전 회계연도까지 동일 감사인으로부터 6년간 연속하여 감사를 받는 경우 의무적으로 감사인을 교체하도록 하였다. 그러나 감사인 강제교체제도는 초도 감사인의 해당 기업에 대한 전문성 부족과 감사인간 계약 경쟁의 격화로 오히려 감사품질이 저하된다는 다수의 공통된 연구결과에 따라 시행 3년만인 2009년 1월에 폐지되었다.

5) 감사인이 피감사기업에 제공하는 것이 금지된 비감사서비스는 회계기록과 재무제표의 작성, 내부감사업무의 대행, 재무정보체계의 구축 또는 운영, 개별 자산 또는 기업에 대한 가치평가 · 매각업무와 관련한 각종 용역수행 등이다(공인회계사법 제21조 및 제33조, 동법 시행령).

6) 외부감사대상 법인의 법인세 세무조정은 외부조정을 의무화하고 있어(법인세법 시행령 제97조), 이들 기업은 해당 기업의 감사인 또는 타 세무전문가로부터 세무조정 서비스를 제공받고 있다. 박미영 · 조용언(2010)의 연구에 따르면, 유가증권상장기업 표본 중 약 33%의 기업이 감사인으로부터 비감사서비스를 제공받았으며, 이들 비감사서비스 제공 중 세무조정서비스 제공비율은 약 64%로, 전체 비감사서비스 제공 건수 중 세무조정서비스가 차지하는 비율이 가장 높은 것으로 나타났다.

박재홍 외(2009)는 회계이익과 과세소득의 일시적 차이의 크기를 경영자의 이익조정행위를 측정하는 대용치로 보고, 감사인에 의한 세무서비스제공여부가 회계이익과 과세소득의 일시적 차이에 미치는 영향을 검증하였는데, 박홍조(2007)의 연구와 마찬가지로 감사인이 세무조정서비스를 함께 제공하는 경우 회계이익과 과세소득의 일시적 차이가 감소하는 것으로 나타났다. 이들의 연구결과는 감사인이 세무조정서비스를 함께 제공하는 경우 피감사기업의 세무정책 및 세무관련 업무의 특성을 더 상세히 알 수 있기 때문에 법인세비용 관련 계정을 더 정밀하게 감사할 수 있으며, 법인세비용회계처리에 대한 전문성을 높여 경영자의 이익조정을 억제함으로써 회계정보의 질을 높이는 효과가 있다는 사실을 실증적으로 보여주고 있다.

이상의 선행연구를 정리하면 감사인 교체여부는 회계정보의 질과 음(-)의 관련성을, 감사인에 의한 세무조정서비스제공은 회계정보의 질과 양(+)의 관련성을 보여주고 있다. 그러나 감사인 규모와 감사보수는 회계정보의 질과의 관련성이 일관성있게 나타나지는 않고 있어 지속적인 연구를 통해 재검증을 필요로 하고 있음을 알 수 있다.

3. 연구가설

선행연구에 의하면 조세회피는 회계정보의 질과 회계투명성의 저하를 야기한다. 조세회피가 회계정보의 질을 저하시키는 이유는 조세회피가 조세부담액을 감소시켜 법인세비용 계상액을 줄임으로써 당기순이익의 과대계상을 가져오는 결과를 야기하므로 이익조정과 불가분의 관계에 있기 때문이라고 설명할 수 있다. 그러나 조세회피행위로 인한 회계정보의 질 저하는 단순히 법인세비용의 과소계상 때문만이 아니라, 조세회피와 관련한 일련의 과정과 복잡한 조직구조 등의 종합적인 결과라고 할 수 있다.

조세회피가 회계정보의 질과 음(-)의 관련성을 가진다면 조세회피는 감사인의 감사위험을 증가시키는 요인이 된다. 기업의 조세회피행위로 인해 법인세비용의 과소계상과 이익조정이 이루어지고 회계정보의 질이 저하된다면 이를 제대로 적발하지 못한 감사인은 감리대상이 될 수 있다. 또한 차기연도 이후 세무조사 등을 통해 추가적으로 부과되는 법인세 추납액의 금액이 큰 경우 재무제표 재작성을 초래하기도 한다. 조세회피로 인한 회계정보의 질 저하는 비단 법인세비용의 과소계상과 이로인한 당기순이익의 과대계상에만 국한되는 것은 아니다. 조세회피를 위한 일련의 비정상적 거래나 정치적 비용의 발생, 이를 은닉하고 관리하기 위한 복잡한 조직구조 등은 전반적으로 회계정보의 질 및 회계투명성을 저하시킬 수 있다(Balakrishnan et al. 2011). 또한 조세회피가 경영자의 회계부정과 관련된 것으로 밝혀지는 경우 재무제표나 기업의 내부회계관리제도 등에 대한 적절한 감사절차를 수행하지 못한 감사인의 경우 소송위험이나 손해배상위험 등에 직면할 수 있다.

이와 같이 조세회피는 감사위험을 증가시키므로, 감사인은 기업의 조세회피가능성에 민감하

게 반응하며 피감사기업의 조세회피행위를 가능한 억제하려고 할 것이다. 따라서 감사품질이 높을수록 조세회피가 감소하며 감사품질이 낮은 경우 조세회피가 증가할 것으로 예상할 수 있다. 선행연구에 따르면 감사품질은 감사인 특성에 따라 차이가 있으므로 감사인 특성에 따라 조세회피도 차이가 있을 것으로 예상할 수 있다.

선행연구에서 주로 사용되는 감사인 특성은 감사보수, 감사인규모, 감사인 교체여부, 세무조정서비스 제공여부 등이다. 선행연구에 의하면 국내에서는 감사인규모와 감사보수의 경우 재량적 발생액이나 BTD 또는 법인세 추정세액 등의 회계정보의 질에 미치는 영향이 일관되게 나타나고 있지는 않다. 이에 감사인규모 및 감사보수의 경우 조세회피와의 관련성에 대하여 어느 한쪽의 방향성을 예측하기 어렵다. 그러나 감사인 교체여부는 재량적 발생액 등으로 측정된 회계정보의 질을 감소시키며, 세무조정서비스 제공여부는 법인세비용, 법인세추징세액, BTD 등으로 측정된 회계정보의 질을 증가시키는 것으로 보고되고 있다. 이에 감사인교체는 조세회피와 양(+)의 관련성을, 감사인에 의한 세무조정서비스 제공은 조세회피와 음(-)의 관련성을 가질 것으로 예상된다.

본 연구에서는 감사인규모, 감사보수, 감사인 교체여부 및 감사인에 의한 세무조정서비스 제공여부 등의 네 가지 감사인 특성이 조세회피에 어떤 영향을 미치는 지를 검증하기 위하여 다음과 같은 가설을 설정한다.

[가설 1] 제 감사인 특성(감사보수, 감사인규모, 감사인 교체여부, 세무조정서비스 제공여부)은 조세회피에 각각 영향을 미칠 것이다.

감사인 특성과 회계정보의 질, 즉 감사품질과의 관련성에 대한 선행연구는 주로 개별 감사인 특성 각각을 대상으로 하였다. 그러나 하나의 감사인 특성은 다른 감사인 특성과 회계정보의 질의 관련성에 차별적 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어 정석우·노준화(2002), 권영호(2009)의 연구에 따르면 동일하게 감사인이 교체된 경우에도 BIG4 감사인으로 교체된 경우와 Non-BIG4 감사인으로 교체된 경우의 감사품질이 서로 다른 것으로 나타났다. 이는 감사인 특성과 조세회피의 관련성에 있어서도 마찬가지로 적용될 수 있다. 이에 본 연구에서는 감사인규모, 감사보수, 감사인 교체여부 및 감사인에 의한 세무조정서비스 제공여부 등의 네 가지 감사인 특성 간의 상호작용효과를 검증하기 위하여 다음과 같은 가설을 설정한다.

[가설 2] 하나의 감사인 특성은 다른 감사인 특성과 조세회피 간의 관련성에 차별적 영향을 미칠 것이다.

III. 연구 방법과 표본 선정

1. 주요 변수의 측정방법

가. 조세회피 측정치

Mills and Sansing(2000), Graham and Tucker(2006) 등은 미국의 국세청 세무조사자료에 기초한 추정세액을 사용해 조세회피와 BTD, 부채비율 등간의 관련성을 분석하였다. 국내에서는 국세청의 세무조사 자료에 대한 직접적인 활용이 불가능한 관계로 대신 금융감독원 전자공시시스템에 공시된⁷⁾ 법인세추징세액을 기초로 연구가 수행되었다(임진운 2006 ; 정성진 · 유상열 2011 ; 장지인 외 2011). 그러나 세무조사에 의한 법인세 추정세액을 이용한 조세회피 연구는 법인세추징세액 자료의 수집상의 어려움과 표본의 완전성 문제 때문에 제약이 있었다.

Desai and Dharmapala(2006)는 재무제표 자료를 이용한 조세회피 측정치를 제시하였는데, 이는 이후 보다 폭넓은 조세회피 연구를 가능하게 하는 초석이 되었다. Desai and Dharmapala(2006)는 재무제표 자료로부터 추정한 BTD 중 총발생액으로 설명되는 부분을 이익조정행위로 인한 것으로 보고, 총발생액이 설명하지 못하는 부분(잔차, 이하 ‘재량적 BTD’라 함)을 조세회피로 인한 것으로 보았다.

본 연구에서는 Desai and Dharmapala(2006)가 제시한 조세회피측정치 즉, 재량적 BTD를 조세회피측정치로 사용하였다.⁸⁾ Desai and Dharmapala(2006)에 의한 조세회피측정치인 재량적 BTD(TAXAVOID)는 아래 <식 1>과 <식 2>를 통해 산출된다.

$$BTD_{it} = \beta_1 TA_{it} + \epsilon_{it} \quad \text{<식 1>}$$

$$\text{재량적 } BTD(TAXAVOID) = BTD_{it} - \beta_1 TA_{it} \quad \text{<식 2>}$$

여기서, BTD_{it} : t년도 BTD(=재무보고이익-세무보고이익)를 기초총자산으로 나눈 값
 TA_{it} : t년도 총발생액(=당기순이익-영업현금흐름)을 기초총자산으로 나눈 값
 ϵ_{it} : 잔차(Residual)로 재량적 BTD 즉, 조세회피추정치(TAXAVOID)이다.

위 <식 1>과 <식 2>를 통해 도출된 잔차는 재무보고이익과 세무보고이익(BTD)중 총발생액

7) 유가증권 상장기업의 경우 자기자본의 100분의 5(대규모법인의 경우 1,000분의 25) 이상의 벌금, 과태료, 추징금 등이 부과된 사실이 확인되면, 유가증권시장 고시규정 제7조에 따라 수시공시의 “벌금 등의 부과”란 제목으로 거래소에 공시하도록 하고 있다. 여기에는 세무조사로 인한 추정세액도 포함된다.

8) 국내에서 Desai and Dharmapala(2006)의 방법론에 기초해 조세회피를 측정하고 기업의 재무적 특성 또는 지배구조와 조세회피 행위와의 관계를 연구한 선행연구는 김진희 · 정재욱(2006), 고윤성 외(2007), 박종국 · 홍영은(2009) 및 정용수 외(2011)의 연구가 있다.

9) 조세회피측정치인 재량적 BTD를 측정하기 위하여 <식 1>에 대하여 산업별 통합 회귀분석을 실시하였

(TA)의 변동으로 설명되지 않는 부분으로 이는 조세회피에 해당하는 부분이다. 총발생액은 당기순이익과 영업활동으로부터의 현금흐름의 차이로 측정하였다.

BTD를 측정하는데 사용되는 세무보고이익 즉 과세소득 측정치에는 일반적으로 각사업연도 소득금액과 과세표준, 추정과세소득이 있다.¹⁰⁾ 그런데 각사업연도소득금액과 과세표준은 재무제표 자료를 통해서만 알 수 없으며, 감사보고서 주석을 통해서만 확인가능하다. 그러나 이러한 작업에는 상당한 자료수집기간이 필요하고, 그나마 2003년 이후에는 주석에서 이를 상세히 공시하고 있지 않아 사실상 각사업연도소득금액 또는 과세표준을 정확히 계산하는 것은 불가능하다. 따라서 본 연구에서는 Desai and Dharmapala(2006), 김진희·정재욱 (2006), 윤성만 외 (2009), 고윤성·이진환 (2011) 등의 추정과세소득 측정방법을 참조하여 다음과 같이 BTD를 측정하였다.

$$BTD_{it} = \text{세무보고이익}(=\text{법인세차감전순이익})_{it} - \text{세무보고이익}_{it}$$

$$\text{세무보고이익}_{it} = \frac{\text{법인세부담액}_{it}}{\text{법인세율}_{it}}$$

$$\begin{aligned} \text{법인세부담액}_{it} = & \text{법인세비용}_{it} + (\text{이연법인세자산}_{it} - \text{이연법인세자산}_{it-1}) \\ & - (\text{이연법인세부채}_{it} - \text{이연법인세부채}_{it-1}) \end{aligned}$$

여기서 법인세부담액은 법인세와 법인세의 10%인 주민세로 구성되고, 법인세는 과세표준이 1억원 이하인 경우와 1억원 초과분에 적용되는 각각의 법인세율로 계산되기 때문에 세무보고이익 즉 추정 과세소득은 다음의 산식을 통해 계산하였다(윤성만 외 2009).

$$\text{법인세부담액} = 1\text{억원} \times x + (\text{추정과세소득} - 1\text{억원}) \times y \times (1 + 10\%)^{11)}$$

$$\text{추정과세소득} = [(\text{법인세부담액}/1.1) - (1\text{억원} \times x)]/y + 1\text{억원}$$

다. 한편, 본 연구에서는 총발생액 뿐만 아니라 고윤성·이진환(2011)의 연구에서와 같이, Dechow et al.(1995)에 의한 재량적 발생액을 이용하여 조세회피 측정치를 계산하여 분석하였으나, 총발생액을 이용한 것과 연구결과의 차이는 없었다.

- 10) 전규안·김철환(2008)은 이들 세가지 과세소득 측정치간의 상관관계 및 과세소득 측정치에 따라 연구의 결과가 달라지는 가를 분석하였는데, 연구 결과 세 가지 과세소득 측정치간에는 높은 양(+)의 상관관계가 있으며, 세 가지 측정방법간에 연구결과에 차이가 없는 것으로 나타났다. 전규안·김철환(2008)의 연구는 BTD의 측정방법 중 어느 방법을 사용하더라도 BTD와 관련한 연구결과에 영향을 미치지 않으며, 연구결과의 신뢰성에도 문제가 없음을 실증적으로 보여주었다.
- 11) 2008년도부터 법인세율은 과세표준이 2억원 이하인 경우와 2억원초과로 구분되므로, 2008년~2010년도에는 1억원 대신 2억원으로 계산하였다. 한편 각 연도별 구간별 법인세율은 2002년~2004년의 경우 15%, 27%, 2005년~2007년의 경우 13%, 25%이며, 2008년~2009년에는 11%, 25%, 2010년은 10%, 22%이다.

여기서, x : 과세표준 1억원 이하분에 적용되는 세율
 y : 과세표준 1억원 초과분에 적용되는 세율

나. 감사인 특성

(1) 감사보수

본 연구에서는 감사보수를, 실제 감사보수(감사보수에 자연로그를 붙인 값)와 비정상감사보수 두 가지로 측정해 동일한 분석을 수행하였다. 감사보수를 정상감사보수와 비정상감사보수로 구분할 경우 정상감사보수는 피감사기업의 규모, 복잡성, 재무건전성, 수익성 등의 체계적 요인에 의해서 결정되는 반면, 비정상감사보수는 해당 피감사기업의 비체계적 요인에 의해 결정되는 초과 또는 할인보수를 의미한다.

본 연구에서 사용한 비정상감사보수는 감사보수 실제값과 <식 3>의 감사보수결정모형으로 추정한 예측치간의 차이 즉, 잔차(ϵ_{it})를 의미한다..

$$AF_{it} = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{it-1} + \beta_2 INVREC_{it-1} + \beta_3 LEV_{it-1} + \beta_4 LIQUID_{it-1} + \beta_5 ROA_{it-1} + \beta_6 CSD_{it} + \beta_7 BIG4_{it} + \sum IND_{it} + \sum YD_{it} + \epsilon_{it} \quad <식 3>$$

여기서, AF_{it} : t년도 감사보수의 자연로그 값
 $SIZE_{it-1}$: t-1년도 총자산의 자연로그 값
 $INVREC_{it-1}$: t-1년도 재고자산과 매출채권의 합/총자산
 LEV_{it-1} : t-1년도 부채비율(=총부채/총자산)
 $LIQUID_{it-1}$: t-1년도 유동비율(=유동자산/유동부채)
 ROA_{it-1} : t-1년도 총자산이익률(=영업이익/총자산)
 CSD_{it} : t년도 연결재무제표 작성대상이면 1, 아니면 0
 $BIG4_{it}$: t년도 감사인이 BIG4감사인이면 1, 아니면 0
 IND_{it} : 산업별 더미변수
 YD_{it} : 연도별 더미변수

감사보수가 통상적으로 감사계약시점에 전기 재무지표 등을 기초로 결정되기 때문에 <식 3>에서 감사보수 결정요인으로 사용되는 재무변수의 값은 t-1년도의 값을 사용하였다. 기업규모(SIZE)는 감사보수 결정에 가장 중요한 변수로서(권수영 외 2005), 총자산규모가 클수록 감사보수는 증가한다. 매출채권과 재고자산의 경우 다른 자산에 비해 감사위험이 상대적으로 높기 때문에, 재고자산과 매출채권 비중(INVREC)이 클수록 감사보수는 증가한다(권수영 외 2005; 박종일 2005). 부채비율(LEV)이 클수록 감사위험이 증가해 감사보수는 증가하며(권수영 외 2005), 유동비율(RIQUID)이 증가할수록 감사위험이 감소해 감사보수는 감소할 것이다(강내철·김길훈 2005). 총자산이익률(ROA)이 낮을수록 배상책임부담률이 높기 때문에 감사보수는 높아진다(강내철·김길훈 2005). 연결재무제표작성여부(CSD)는 감사의 복잡성에 대한 측정치로, 연결재무제표 작성기업의 경우 그렇지 않은 기업에 비해 감사보수가 증가하는 것으로 나타났다(박종일

2005). 마지막으로 BIG4는 선행연구에서 BIG4감사인이 NON-BIG4감사인에 비해 감사보수가 더 많은 것으로 나타나 이를 통제하기 위하여 모형에 포함시켰다(권수영 외 2005). 연도별 더미변수와 산업별 더미변수는 연도별 또는 산업별로 감사보수에 차이가 날 수 있기 때문에 이를 통제하기 위하여 모형에 포함시켰다.

(2) 감사인 규모

감사인규모는 BIG4 회계법인과의 제휴여부로 측정하였다. 과거에는 BIG8, BIG6 및 BIG5 등으로 구분한 적이 있으나, 최근에는 회계법인간의 합병 등으로 BIG4로 줄었다. 본 연구에서는 현재 시점을 기준으로 BIG4로 통칭한다.

2. 연구모형

가. [가설 1] 검증모형

[가설 1]을 검증하기 위한 연구모형은 다음 <식 4>와 같다. 감사품질 외에 조세회피에 영향을 미치는 제 변수는 선행연구를 참조하였다.

$$\begin{aligned} TAXAVOID_{it} = & \beta_0 + \beta_1 AFEE_{it} + \beta_2 BIG4_{it} + \beta_3 CHANGE_{it} + \beta_4 TR_{it} + \beta_5 SIZE_{it} \\ & + \beta_6 LEV_{it} + \beta_7 INV_{it} + \beta_8 CFO_{it} + \beta_9 \Delta BTNI_{it} + \beta_{10} ROA_{it} + \beta_{11} FORN_{it} \\ & + \beta_{12} \Delta ASSET_{it} + \beta_{13} \Delta DEBT_{it} + \sum IND_{it} + \sum YD_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad <식 4>$$

여기서, TAXAVOID_{it} : t년도 조세회피측정치, <식 1>과 <식 2>에서 구한 재정적 BTD
 AFEE_{it} : t년도 감사보수 측정치로, 다음 2가지 측정치를 각각 사용
 -AF_{it} : 감사보수의 자연로그 값
 -UAF_{it} : 비정상감사보수(<식 3>의 감사보수결정모형을 통해 추정한 잔차 값
 BIG4_{it} : t년도 감사인이 Big4이면 1, 아니면 0인 더미변수
 CHANGE_{it} : t년도 감사인이 교체된 경우에는 1, 아니면(계속감사) 0인 더미변수
 TR_{it} : t년도 감사인이 세무조정서비스를 함께 제공하는 경우에는 1, 아니면 0인 더미변수
 SIZE_{it} : t년도 기업규모, 기말총자산의 자연로그 값
 LEV_{it} : t년도 부채비율(=기말부채/기말총자산)
 INV_{it} : t년도 투자수준(=(토지를 제외한 유형자산증감액+감가상각비+총연구개발비)/기초총자산)
 ΔBTNI_{it} : t년도 법인세비용차감전순이익 변화율(=(당기법인세비용차감전순이익-전기법인세비용차감전순이익)/전기법인세비용차감전순이익)
 ROA_{it} : t년도 총자산이익률(=영업이익/기초총자산)
 CFO_{it} : t년도 영업현금흐름(=영업활동현금흐름/기초총자산)
 FORN_{it} : t년도 외국인지분율
 ΔASSET_{it} : t년도 총자산변화율(=(기말총자산-기초총자산)/기초총자산)
 ΔDEBT_{it} : t년도 부채변화율(=(기말부채-기초부채)/기초부채)

IND_{it} : 산업별 더미변수

YD_{it} : 연도별 더미변수

회귀모형식 <식 4>에서 [가설 1]의 검증변수는 감사보수(AFEE)와 감사인규모(BIG4), 감사인 교체여부(CHANGE) 및 감사인에 의한 세무조정서비스 제공여부(TR)이다. 선행연구에서 살펴본 바와 같이 국내 연구에서는 감사보수(AFEE)나 감사인규모(BIG4)가 회계정보의 질이나 조세회피에 어떤 영향을 미치는가에 대해서 일관된 결과가 제시되지 못하고 있다. 따라서 이들 변수의 기대부호는 예측하기 어렵다. 반면 감사인교체는 재량적 발생액이나 BTD 또는 법인세 추정세액, 법인세추납액 등과 양(+)의 관련성을 보여주고 있으므로, 감사인교체는 조세회피와도 양(+)의 관련성이 있을 것으로 예상할 수 있다. 또한 감사인에 의한 세무조정서비스제공은 BTD 또는 법인세 추정세액, 법인세추납액 등과 전반적으로 음(-)의 관련성을 보여주고 있는 바, 감사인에 의한 세무조정서비스제공여부는 조세회피와 음(-)의 관련성이 있을 것으로 기대된다.

위의 네 가지 감사품질 대용치 외에 나머지 변수는 통제변수로 사용되었다. 기업규모(SIZE)는 기업규모에 따라 조세회피정도가 다르다(박춘래 1999)는 선행연구에 따라 기업규모차이 효과를 통제하기 위한 것이다. 정치적비용이론(political cost theory)에 따르면 자산규모가 클수록 높은 가시성(visibility)으로 인하여 더 많은 규제를 받고, 조세를 통한 부의 이전을 요구받는 희생양이 될 수 있다(Watts and Simmerman 1986). 그러므로 자산의 규모가 클수록 기업의 조세회피의 정도가 낮을 것이다. 반면 정치력이론(political power theory)에 따르면 규모가 큰 기업은 조세부담을 낮추기 위해 활용가능한 인적·물적 자원의 보유정도가 높고, 이를 통해 세무계획을 위해 자사에 유리한 정치력을 행세하고자 할 것이다. 그러므로 자산의 규모가 클수록 기업의 조세회피 정도는 높을 것이다(김진회·정재욱 2006). 부채비율(LEV)은 기업의 자본구조의 차이를 통제하기 위한 것이다. 부채비율이 높은 경우에는 부채의 감세효과로 인해 세무보고이익이 감소하므로 조세회피에 대한 유인은 감소하며, 부채비율이 낮은 경우에는 부채의 감세효과를 이용하지 못함으로써 조세회피에 대한 유인이 커지며 이로 인해 조세회피행위가 증가할 것으로 예상된다(Graham and Tucker 2006 ; 김진회·정재욱 2006).

세법에서는 기업의 투자 및 연구개발을 촉진할 목적으로 투자 및 연구개발에 대해 각종 조세혜택을 부여하고 있다. 따라서 투자수준이 높을수록 조세부담정도는 낮아진다고 할 것이다(고윤성·이진원 2011). 이를 통제하기 위해 투자수준변수를 포함하였다. 법인세비용차감전순이익변화율($\Delta BTNI$)은 기업이 과세당국과의 마찰을 피하기 위해서 법인세부담액의 변동성을 줄이는 방향으로 과세소득을 조정한다는 법인세평준화가설(정규언 1993)에 따라 통제변수로 사용되었다. 법인세평준화가설에 따르면 세전순이익이 증가한 경우에는 조세의 증가가 예상되므로 조세를 감소시킬 유인이 존재하고 세전순이익이 감소한 경우에는 조세의 감소가 예상되므로 추가적으로 조세회피행위를 하지 않거나 그 정도를 낮추려는 유인이 존재한다. 이에 따라 세전순이익

이 증가한 경우에는 조세회피정도가 높을 것이고, 세전순이익이 감소한 경우에는 조세회피 정도가 낮을 것으로 예상할 수 있다(김진희 · 정재욱 2006).

조세비용은 직접적인 현금유출을 수반하므로 유동성이 부족한 기업일수록 조세회피에 적극적일 가능성이 높다. 기업의 현금흐름에 따라 조세회피전략이 달라질 가능성을 통제하기 위하여 영업현금흐름(CFO)변수를 추가하였다. 총자산이익률(ROA)은 수익성이 조세회피에 미치는 영향을 통제하기 위한 것이다. 외국인지분율(FORN)은 지배구조가 조세회피에 미치는 영향을 통제하기 위한 것이다. 외국인지분율이 높을수록 조세회피활동에 대한 모니터링을 강화할 가능성이 높다. 따라서 외국인지분율이 높을수록 조세회피가 감소할 것이다(박종국 · 홍영은 2009).

김진희 · 정재욱(2006)에 의하면 자산규모와 부채수준의 절대적 수준 뿐만 아니라 총자산변화율($\Delta ASSET$)과 부채변화율($\Delta DEBT$)도 조세회피에 영향을 미친다. 총자산변화율과 조세회피의 관계는 자산규모와 동일하게 정치적비용 이론 또는 정치력 이론 가설에 따라 달라질 수 있다. 부채금액이 증가한 기업은 부채의 감세효과로 인해 세무보고이익이 감소하여 조세회피 정도가 낮게 나타나지만, 부채금액이 감소한 기업은 부채의 감소효과를 이용하지 못하므로 조세회피 정도를 높여 세무보고이익을 줄이려 할 것이다. 따라서 부채변화율은 조세회피와 음(-)의 관계를 가질 가능성이 높다.

마지막으로 산업별더미(IND)와 연도별더미(YD)변수는 회계 혹은 세법규정에 대한 연도별 · 산업별 차이를 통제하기 위하여 모형에 포함하였다.

나. [가설 2] 검증모형

[가설 2]를 검증하기 위한 연구모형은 <식 5>와 같다. <식 5>는 감사인 특성 간의 상호작용효과와 여부를 검증하기 위하여 <식 4>에 감사인 특성간의 교호작용변수를 추가한 것이다. 이들 교호작용변수를 통해 하나의 감사인 특성이 다른 감사인 특성과 조세회피 간의 관계에 차별적 영향을 미치는 지를 검증해 볼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 TAXAVOID_{it} = & \beta_0 + \beta_1 AFEE_{it} + \beta_2 BIG4_{it} + \beta_3 CHANGE_{it} + \beta_4 TR_{it} \\
 & + \beta_5 AFEE * BIG4 + \beta_6 AFEE * CHANGE + \beta_7 AFEE * TR \\
 & + \beta_8 BIG4 * CHANGE + \beta_9 BIG4 * TR + \beta_{10} CHANGE * TR \\
 & + \beta_{11} SIZE_{it} + \beta_{12} LEV_{it} + \beta_{13} INV_{it} + \beta_{14} CFO_{it} + \beta_{15} \Delta BTNI_{it} \\
 & + \beta_{16} ROA_{it} + \beta_{17} FORN_{it} + \beta_{18} ASSET_{it} + \beta_{19} DEBT_{it} \\
 & + \sum IND_{it} + \sum YD_{it} + \epsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{식 5}$$

<식 5>에서 검증대상은 $AFEE * BIG4$, $AFEE * CHANGE$, $AFEE * TR$, $BIG4 * CHANGE$, $BIG4 * TR$, $CHANGE * TR$ 의 회귀계수인 $\beta_5, \beta_6, \beta_7, \beta_8, \beta_9, \beta_{10}$ 이다. $\beta_5, \beta_6, \beta_7$ 은 조세회피와의 관련성에 있어 감사보수와 다른 세 가지 감사인 특성변수(감사인규모, 감사인 교체여부 및 세무조정서비

스제공여부)간의 상호작용효과가 있는지를 검증하기 위한 회귀계수이다. β_8, β_9 는 감사인규모와 다른 감사인 특성변수(감사인교체, 세무조정서비스제공여부)간의 상호작용효과를 검증하기 위한 것이며, β_{10} 은 감사인교체와 세무조정서비스 제공여부간의 상호작용효과 유무를 검증하기 위한 것이다.

선행연구와 <식 4>에서 살펴 본 바와 같이 네 가지 감사인 특성과 조세회피간의 관계에서 일정한 방향성을 예측하기 어렵거나 예상되는 방향성이 각기 다르기 때문에 이들 네 가지 감사인 특성변수간의 상호작용효과가 어떻게 나타날지 단언하기는 어렵다. 따라서 $\beta_5, \beta_6, \beta_7, \beta_8, \beta_9, \beta_{10}$ 의 부호도 예상하기가 어려우며, 이는 실증분석을 통해 확인해 볼 수 있을 것이다.

3. 표본선정과 자료 수집

본 연구에서 사용한 표본은 2002년부터 2010년까지 유가증권시장에 계속 상장된 12월 결산법인 중에서 다음을 제외한 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 금융·보험업(지주회사 포함)
- (2) 한국신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에서 재무자료 등을 구할 수 없는 기업
- (3) 관리종목기업, 자본잠식기업, 감사의견이 적정의견이 아닌 기업
- (4) 금융감독원 전자공시시스템에 감사보수자료가 없거나 감사투입시간당 감사보수가 4만원 미만이거나 20만원을 초과하는 등 감사투입시간당 감사보수가 비정상적으로 낮거나 높은 기업
- (5) 법인세차감전순이익 또는 추정과세소득이 음(-) 또는 0인 기업

(1)과 (3)의 기업을 제외한 이유는 표본의 동질성 및 분석 자료의 연속성과 안정성을 확보하기 위해서이다. 조건 (2)는 분석에 필요한 재무자료 등을 한국신용평가정보(주)의 데이터베이스로부터 추출하였기 때문이고, 조건 (4)는 감사보수 자료의 수집 및 수집된 감사보수 자료의 신뢰성을 높이기 위한 것이다. 조건 (5)는 세전이익과 추정과세소득이 음(-) 또는 0인 기업은 이들 차이변수에 대한 해석상 어려움이 있고(Lev and Nissim 2004 ; 박종일·전규안 2008), 추정과세소득이 0혹은 음(-)의 값을 보인 기업의 경우엔 조세회피행위를 할 유인이 적으므로(박종국·홍영은 2009) 분석시 제외되었다.

마지막으로 수작업으로 수집한 감사보수 자료의 극단적인 이상치를 제거하고, 최종적으로 이상치가 회귀분석에 미치는 영향을 제거하기 위하여 Belsley et al.(1980)가 제시한 RSTUDENT 진단치를 이용하여 RSTUDENT의 절대값이 3을 초과하는 경우 극단치로 간주해 제거하였다. 이 결과 최종적으로 표본에 포함된 기업-연도 수는 2,615개이다.

감사의견, 감사인, 감사보수, 감사시간 및 세무조정서비스제공여부는 개별 기업이 공시한 사업보고서를 통해 확인하였다.

IV. 연구 결과

1. 기술통계량

<표 1>은 연구모형 <식 4>에서 사용되는 각 변수들에 대한 기술통계량을 제시한 것이다. <표 1>을 보면 기업의 조세회피행위의 정도를 측정한 조세회피측정치(TAXAVOID)는 평균(중위수)이 0.000(0.016)로 재량적 LTD가 양(+)인 표본 수가 음(-)인 표본 수보다 많다는 것을 알 수 있다.

<표 1> 주요 변수의 기술통계량(표본 수 ; 2,615 기업-연도)

변수	평균값	표준편차	중위수	제1사분위수	제3사분위수
TAXAVOID	0.000	0.085	0.016	-0.029	0.047
AF	11.406	0.756	11.238	10.897	11.775
UAF	0.000	0.337	-0.002	-0.221	0.230
BIG4	0.720	0.449	1.000	0.000	1.000
CHANGE	0.163	0.369	0.000	0.000	0.000
TR	0.169	0.375	0.000	0.000	0.000
SIZE	19.740	1.462	19.448	18.689	20.552
LEV	0.423	0.177	0.433	0.292	0.557
INV	0.058	0.104	0.040	0.015	0.079
CFO	0.068	0.095	0.063	0.018	0.114
△BTNI	0.308	9.782	0.062	-0.319	0.519
ROA	0.076	0.064	0.063	0.036	0.101
FORN	12.462	15.942	5.421	0.511	19.950
△ASSET	0.097	0.204	0.070	0.011	0.147
△DEBT	0.095	0.343	0.047	-0.067	0.187

<변수의 정의>

TAXAVOID=t년도 조세회피측정치, <식 2>에서 구한 재량적 LTD(잔차값); AF=감사보수의 자연로그 값; UAF=비정상감사보수(<식 3>의 감사보수결정모형을 통해 추정된 잔차 값); BIG4= t년도 감사인이 BIG4이면 1, 아니면 0인 더미변수; CHANGE=t년도 감사인이 교체된 경우에는 1, 아니면(계속감사) 0인 더미변수; TR=t년도 감사인이 세무조정서비스를 함께 제공하는 경우에는 1, 아니면 0인 더미변수; SIZE = t년도 기업규모, 기말총자산의 자연로그 값; LEV=t년도 부채비율(=기말부채/기말총자산); INV=t년도 투자수준(=(토지를 제외한 유형자산증감액+감가상각비+당기총연구개발비)/기초총자산); △BTNI=t년도 법인세비용차감전순이익 변화율(=(당기법인세비용차감전순이익-전기법인세비용차감전순이익)/전기법인세비용차감전순이익); CFO=t년도 영업현금흐름(=영업활동현금흐름/기초총자산); ROA=t년도 총자산이익률(=영업이익/기초총자산); FORN=t년도 외국인지분율; △ASSET= t년도 총자산변화율(=(기말총자산-기초총자산)/기초총자산); △DEBT= t년도 부채변화율(=(기말부채-기초부채)/기초부채)

본 연구의 관심변수인 감사품질 변수를 보면 감사보수(AF)는 평균(중위수)이 11.409 (11.238)로 평균이 중위수보다 약간 크며, 비정상감사보수(UAF)는 평균은 0.000이고 중위수는 -0.002이다. 감사인규모(BIG4), 감사인 교체여부(CHANGE) 및 감사인에 의한 세무조정서비스 제공여부(TR)의 평균은 각각 0.720, 0.163, 0.169로 표본 중 BIG4감사인이 감사한 경우는 약 72%, 감사인교체기업 비율은 약 16.3%, 감사인이 세무조정서비스를 함께 제공한 기업비율은 약 16.9%임을 알 수 있다.

기타통제변수들의 기술통계량을 살펴보면 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 투자수준(INV), 영업현금흐름(CFO)의 평균은 각각 19.740, 0.423, 0.058 및 0.068로, 평균과 중위수가 거의 비슷한 것으로 나타났다. 법인세차감전순이익변화율($\Delta BTNI$)과 총자산이익률(ROA) 및 외국인지분율(FORN) 평균은 각각 0.308, 0.076 및 12.462이며, 총자산변화율($\Delta ASSET$)과 부채변화율($\Delta DEBT$)의 평균은 각각 0.097과 0.095인 것으로 나타났다.

2. 상관관계 분석

<표 2>의 상관관계 표에서 감사보수(AF), 비정상감사보수(UAF)와 감사인규모(BIG4)는 조세회피와 양(+)의 상관관계를 나타내고 있으나 감사인 교체여부(CHANGE)와 세무조정서비스 제공여부(TR)는 조세회피와 유의적인 상관관계를 보여주고 있지 않다. 통제변수와 조세회피측정치 간의 상관관계를 보면 기업규모(SIZE)와 부채비율(LEV), 외국인지분율(FORN)은 양(+)의 상관관계를, 투자수준(INV), 영업현금흐름(CFO), 총자산이익률(ROA), 총자산변화율($\Delta ASSET$) 및 부채변화율($\Delta DEBT$)은 음(-)의 상관관계를 보여주고 있다. 그러나 법인세비용차감전순이익 변화율($\Delta BTNI$)은 조세회피와 유의적인 상관관계가 없는 것으로 나타났다.

<표 2>의 상관관계분석 결과는 예상과는 다소 차이가 있다. 그러나 이는 다른 변수의 영향을 통제하지 않은 단순상관계수이므로 통제변수를 포함한 다변량 회귀분석을 통해서 보다 심도있는 검증이 필요하다.¹²⁾

12) <표 2>에서 일부 독립변수들 사이에 유의한 관계가 존재하지만 회귀식의 추정과정에서 독립변수들 간의 다중공선성은 분산확대인자(VIF)값을 확인한 결과 일반적으로 다중공선성 문제가 있다고 보는 임계치인 10보다 낮은 6이하로 문제가 될 수준은 아니다.

〈표 2〉 주요 변수간 상관관계

	TAXAVOID	AF	UAF	BIG4	ACHANGE	TR	SIZE	LEV	INV	CFO	△BTNI	ROA	FORN	△ASSET
AF	0.212 (<.001)	1.000												
UAF	0.034 (0.083)	0.437 (<.001)	1.000											
BIG4	0.059 (0.003)	0.357 (<.001)	0.001 (0.964)	1.000										
CHANGE	0.002 (0.899)	-0.007 (0.714)	-0.063 (0.001)	0.007 (0.712)	1.000									
TR	0.016 (0.401)	0.133 (<.001)	0.080 (<.001)	0.075 (<.001)	-0.027 (0.164)	1.000								
SIZE	0.242 (<.001)	0.872 (<.001)	0.007 (0.722)	0.366 (<.001)	0.009 (0.634)	0.104 (<.001)	1.000							
LEV	0.053 (0.007)	0.283 (<.001)	0.013 (0.490)	0.057 (0.003)	-0.001 (0.941)	-0.015 (0.438)	0.267 (<.001)	1.000						
INV	-0.033 (0.095)	0.089 (<.001)	0.095 (<.001)	0.055 (0.005)	0.042 (0.031)	0.011 (0.557)	0.085 (<.001)	0.058 (0.003)	1.000					
CFO	-0.145 (<.001)	0.108 (<.001)	0.077 (<.001)	0.074 (<.001)	-0.013 (0.500)	0.057 (0.003)	0.091 (<.001)	-0.147 (<.001)	0.250 (<.001)	1.000				
△BTNI	-0.004 (0.824)	-0.037 (0.056)	0.016 (0.414)	-0.013 (0.494)	0.018 (0.363)	0.034 (0.082)	-0.049 (0.012)	-0.020 (0.303)	0.022 (0.268)	0.008 (0.676)	1.000			
ROA	-0.348 (<.001)	0.059 (0.002)	0.040 (0.040)	0.061 (0.002)	0.026 (0.188)	0.027 (0.168)	0.078 (<.001)	-0.104 (<.001)	0.227 (<.001)	0.480 (<.001)	0.010 (0.599)	1.00		
FORN	0.037 (0.055)	0.482 (<.001)	0.118 (<.001)	0.243 (<.001)	-0.022 (0.262)	0.128 (<.001)	0.492 (<.001)	-0.074 (<.001)	0.082 (<.001)	0.219 (<.001)	-0.059 (0.003)	0.274 (<.001)	1.00	
△ASSET	-0.087 (<.001)	0.054 (0.006)	0.044 (0.024)	0.037 (0.055)	0.061 (0.002)	0.024 (0.224)	0.118 (<.001)	0.077 (<.001)	0.579 (<.001)	0.092 (<.001)	0.040 (0.041)	0.331 (<.001)	0.050 (0.011)	1.00
△DEBT	-0.097 (<.001)	0.021 (0.276)	0.057 (0.003)	0.010 (0.597)	0.034 (0.081)	0.022 (0.269)	0.055 (0.005)	0.134 (<.001)	0.440 (<.001)	0.003 (0.878)	0.013 (0.492)	0.155 (<.001)	0.000 (0.987)	0.719 (<.001)

1) 변수의 정의는 <표 1> 참조

2) 각 셀의 첫째 줄은 피어슨 상관계수, 괄호는 P-Value(양측검증)를 나타냄.

3. 회귀분석

가. [가설 1]에 대한 검증 결과

<표 3>은 [가설 1]에 대한 검증결과이다. <표 3>에서 모형 1은 감사보수(AFEE)측정치로 실제 감사보수(AF, 감사보수의 자연로그값)를 사용한 것이며, 모형 2는 감사보수측정치(AFEE)로 비정상감사보수(UAF, <식 3>의 감사보수결정모형으로 추정한 실제감사보수와 예측치간의 차이 즉, 잔차(ϵ_{it})값)를 사용한 것이다.

<표 3> 감사인 특성과 조세회피간의 관련성

$$\begin{aligned} TAXAVOID_{it} = & \beta_0 + \beta_1 AFEE_{it} + \beta_2 BIG4_{it} + \beta_3 CHANGE_{it} + \beta_4 TR_{it} + \beta_5 SIZE_{it} \\ & + \beta_6 LEV_{it} + \beta_7 INV_{it} + \beta_8 CFO_{it} + \beta_9 \Delta BTNI_{it} + \beta_{10} ROA_{it} + \beta_{11} FORN_{it} \\ & + \beta_{12} \Delta ASSET_{it} + \beta_{13} \Delta DEBT_{it} + \sum IND_{it} + \sum YD_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

변 수	예상부호	TAXAVOID	
		모형1 (AF모형 : N=2,615)	모형2 (UAF모형 : N=2,615)
Intercept	(+/-)	-0.300(-10.41)***	-0.286(-11.24)***
AFEE	(+/-)	0.051(1.35)	0.051(2.96)***
BIG4	(+/-)	-0.028(-1.53)	-0.025(-1.38)
CHANGE	(+)	0.039(2.23)**	0.040(2.33)**
TR	(-)	0.002(0.09)	-0.001(-0.04)
SIZE	(+/-)	0.243(6.55)***	0.288(12.88)***
LEV	(-)	-0.059(-2.97)***	-0.057(-2.90)***
INV	(-)	0.067(3.03)***	0.065(2.94)**
CFO	(-)	-0.050(-2.43)**	-0.052(-2.50)**
$\Delta BTNI$	(+)	0.015(0.87)	0.014(0.83)
ROA	(+)	-0.354(-16.14)***	-0.353(-16.09)***
FORN	(-)	0.000(0.01)	-0.004(-0.20)
$\Delta ASSET$	(+/-)	0.068(2.36)**	0.065(2.28)**
$\Delta DEBT$	(-)	-0.099(-3.97)***	-0.102(-4.09)***
수정R ² / F-값		0.264 / 26.291***	0.266 / 26.552***

1) 변수의 정의는 <표 1> 참조.

2) 괄호안의 값은 t-값이며 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 의미함.

3) 독립변수간 다중공선성을 VIF값으로 확인한 결과 VIF최대값은 AF모형의 경우 5.0이며, UAF모형은 2.9로서 독립변수간 다중공선성 문제는 크지 않은 것으로 판단됨.

4) 산업더미(IND)와 연도더미(YD)의 계수값 및 t-값의 표시는 생략함.

<표 3>에서 각 모형의 F-값이 모두 통계적으로 유의하므로 <식 4>의 모형설정은 적합한 것을 알 수 있다. 각 모형의 설명력(수정 R^2)은 두 모형 모두 약 26%인 것으로 나타났다. 각 변수의 계수의 통계적 유의성은 감사보수측정치를 제외하고는 모형 1과 모형2의 분석결과가 일치한다. 구체적으로 살펴 보면, 첫째, 감사보수 측정치(AFEE) 중 실제 감사보수(AF)는 조세회피와 유의적인 관련성이 없는 것으로 나타났다. 이는 실제 감사보수의 많은 부분¹³⁾이 해당 기업의 재무적 특성과 복잡성, 재무건전성, 수익성, 감사인의 시장명성 등의 체계적 요인으로 설명되는 정상감사보수로서 그 자체가 조세회피를 증가 또는 감소시키는 요소는 아니라는 것을 설명한다.

그러나 비정상감사보수(UAF)는 1% 유의수준에서 조세회피와 유의적인 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 실제 감사보수와 달리, 비체계적 요인에 따른 비정상감사보수 특히 정상감사보수를 초과하는 비정상감사보수는 감사인과 해당 기업간의 경제적 유대관계를 증가시켜 감사인의 독립성이 저해될 가능성이 크며, 이는 감사품질의 저하로 이어져 조세회피를 증가시키는 요소로서 작용한다는 것을 보여주고 있다.

둘째, 감사인규모(BIG4)변수의 계수 값은 두 모형 모두 음(-)의 값을 가지나 통계적으로 유의적이지는 않다. 이는 감사인규모와 조세회피 간에는 차이가 없음을 의미한다. 셋째, 감사인교체(CHANGE)변수는 5% 유의수준에서 유의적인 양(+)의 값을 나타내고 있다. 즉 감사인교체기업의 경우 조세회피가 증가하고 있음을 보여주는 것으로 감사인교체기업인 경우 감사보수할인이나 피감사기업에 대한 이해부족 등으로 인해 계속감사기업에 비해 상대적으로 감사품질이 저하한다는 선행연구와 일치하는 결과이다. 넷째, 박홍조(2007), 박재홍 외(2009) 및 박미영·조용언(2010)의 선행연구에 따라 감사인이 세무조정서비스를 함께 제공하는 경우 기업의 조세회피행위가 감소할 것으로 기대하였으나, 분석결과는 유의적이지 않은 것으로 나타났다.

이를 종합하면 감사인 특성 변수 중 비정상감사보수(UAF)와 감사인교체(CHANGE)는 조세회피측정치와 유의적인 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타나 이들 감사품질 변수에 대해서는 [가설 1]이 성립하는 것으로 나타났다. 그러나 감사보수(AF), 감사인규모(BIG4) 및 감사인에 의한 세무조정서비스(TR)의 경우 모두 통계적으로 유의한 값이 관찰되지 않아서 이들 감사인 특성 변수에 대해서는 [가설 1]이 성립하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 [가설 1]은 비정상감사보수(UAF)와 감사인교체(CHANGE)의 경우에 한해서 부분적으로만 지지된다.

통제변수의 계수값과 통계적 유의성을 살펴 보면, 먼저 기업규모(SIZE)와 총자산변화율(Δ ASSET)은 각각 1%와 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타나, 기업규모가 클수록, 총자산이 증가할수록 조세회피는 증가함을 보여주고 있다. 이는 김진희·정재욱(2009)의 연구결과와 일치하는 것으로 기업규모 및 총자산증가율이 클수록 조세부담을 낮추기 위해 활용가능한 자원의 보유정도가 높고, 조세부담을 낮추기 위해 정치력을 행사하

13) 비정상감사보수를 추정하기 위하여 사용된 <식 3>의 회귀분석 결과, 수정 R^2 는 80%으로 아주 높은 수준이다. 이는 실제 감사보수 중 정상감사보수가 차지하는 비율이 80%라는 것을 의미한다.

며 그 결과 조세회피정도가 증가할 것이라는 정치력이론 가설을 지지하는 결과이다. 부채비율(LEV)과 부채변화율(Δ DEBT)은 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 나타내고 있는데, 이는 부채비율 또는 부채변화율이 클수록 부채의 감세효과로 인해 세무보고이익이 감소하므로 조세회피에 대한 유인은 감소하게 된다는 Graham and Tucker(2006), 김진희·정재욱(2006)의 연구결과와 일치한다. 영업현금흐름(CFO)은 조세회피와 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났는데, 조세비용은 직접적인 현금유출을 수반하므로 현금 유동성이 부족한 기업일수록 조세회피에 적극적일 가능성이 높다는 것을 의미한다.

투자수준(INV)변수는 유의적인 음(-)의 값을 가질 것으로 예상하였으나, 반대로 1%와 5% 유의수준에서 유의한 양(+)의 값을 보여주고 있다. 총자산이익률(ROA)은 법인세평준화가설 등에 따라 조세회피와 양(+)의 관련성을 가질 것으로 예상하였으나, 두 변수 모두 1% 유의수준에서 유의한 음(-)의 값을 보여주고 있다. 법인세비용차감전순이익변화율(Δ BTNI), 외국인지분율(FORN)은 유의적인 결과가 나타나지 않았다. 선행연구와의 이러한 차이는 자료의 분석대상기간과 표본 선정 범위, 모형에 포함된 통제변수 등의 차이에서 비롯된 것으로 추정된다.

나. [가설 2]에 대한 검증 결과

<표 4>는 [가설 2]를 검증하기 위해 <식 5>에 대한 회귀분석을 수행한 결과이다. 특정 감사인 특성은 다른 감사인 특성과 조세회피 간의 관련성에 영향을 미칠 수 있다. 감사인 특성 간의 상호작용효과 여부를 검증하기 위하여 <식 4>에 감사인 특성 간의 교호작용변수를 추가하였다. 이들 교호작용변수를 통해 하나의 감사인 특성이 다른 감사인 특성과 조세회피 간의 관계에 차별적 영향을 미치는 지를 검증해 볼 수 있다.

[가설 2] 검증변수는 AFEE*BIG4, AFEE*CHANGE, AFEE*TR, BIG4*CHANGE, BIG4*TR, CHANGE*TR의 회귀계수인 $\beta_5, \beta_6, \beta_7, \beta_8, \beta_9, \beta_{10}$ 이다. $\beta_5, \beta_6, \beta_7$ 은 조세회피와의 관련성에 있어 감사보수와 다른 세 가지 감사인 특성변수(감사인규모, 감사인 교체여부 및 세무조정서비스 제공여부)간의 상호작용효과가 있는지를 검증하기 위한 회귀계수이다. β_8, β_9 는 감사인규모와 다른 감사인 특성변수(감사인교체, 세무조정서비스제공여부)간의 상호작용효과를 검증하기 위한 것이며, β_{10} 은 감사인교체와 세무조정서비스 제공여부간의 상호작용효과 유무를 검증하기 위한 것이다.

<표 4>에서 감사인 특성간의 교호작용변수 중 CHANGE*TR는 두 모형 모두에서 유의적인 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 세무조정서비스 제공여부가 감사인교체와 조세회피와의 관련성에 있어서 음(-)의 조절효과를 가진다는 것을 의미한다. 즉 감사인교체는 조세회피를 유의적으로 증가시키나, 교체된 감사인이 세무조정서비스를 함께 제공하는 경우 조세회피 증가 정도를 다소 감소시키는 상호작용효과가 발생한다는 것이다. 이는 감사인의 세무조정서비스 제공이 법인세비용 회계처리 등과 관련한 감사품질을 증가시켜 법인세비용이나 BTD를 통한 이익조정을 감소시킨다는 선행연구 결과와 부분적으로 일치되는 결과이다.

〈표 4〉 특정 감사인 특성이 다른 감사인 특성과 조세회피간의 관계에 미치는 영향¹⁴⁾

$$\begin{aligned}
TAXAVOID_{it} = & \beta_0 + \beta_1 AFEE_{it} + \beta_2 BIG4_{it} + \beta_3 CHANGE_{it} + \beta_4 TR_{it} + \beta_5 AFEE * BIG4 \\
& + \beta_6 AFEE * CHANGE + \beta_7 AFEE * TR + \beta_8 BIG4 * CHANGE + \beta_9 BIG4 * TR \\
& + \beta_{10} CHANGE * TR + \beta_{11} SIZE_{it} + \beta_{12} LEV_{it} + \beta_{13} INV_{it} + \beta_{14} CFO_{it} + \beta_{15} \Delta BTNI_{it} \\
& + \beta_{16} ROA_{it} + \beta_{17} FORN_{it} + \beta_{18} ASSET_{it} + \beta_{19} DEBT_{it} + \sum IND_{it} + \sum YD_{it} + \epsilon_{it}
\end{aligned}$$

변 수	예상부호	TAXAVOID	
		모형1 (AF모형 : N=2,615)	모형2 (UAF모형 : N=2,615)
Intercept	(+/-)	-0.217(-4.68)***	-0.292(-11.43)***
AFEE	(+/-)	0.050(1.23)	0.094(2.88)***
BIG4	(+/-)	-0.007(-0.27)	-0.022(-1.05)
CHANGE	(+)	0.055(2.93)***	0.079(2.43)**
TR	(-)	0.010(0.52)	0.005(0.14)
AFEE*BIG4	(+/-)	0.026(1.23)	-0.037(-1.16)
AFEE*CHANGE	(+/-)	0.011(0.58)	-0.008(-0.43)
AFEE*TR	(+/-)	0.030(1.40)	-0.040(-2.14)**
BIG4*CHANGE	(+/-)	-0.012(-0.62)	-0.033(-1.00)
BIG4*TR	(+/-)	-0.005(-0.25)	0.017(0.46)
CHANGE*TR	(+/-)	-0.041(-2.11)**	-0.044(-2.28)**
SIZE	(+/-)	0.219(5.74)***	0.291(12.96)***
LEV	(-)	-0.062(-3.13)***	-0.055(-2.79)***
INV	(-)	0.065(2.96)***	0.068(3.10)***
CFO	(-)	-0.052(-2.49)**	-0.050(-2.40)**
△BTNI	(+)	0.016(0.94)	0.015(0.90)
ROA	(+)	-0.357(-16.25)***	-0.352(-16.04)***
FORN	(-)	-0.004(-0.17)	-0.001(-0.05)
△ASSET	(+/-)	0.071(2.45)**	0.060(2.11)**
△DEBT	(-)	-0.096(-3.84)***	-0.098(-3.95)***
수정R ² / F-값		0.265 / 22.950***	0.267 / 23.18***

14) 본문에 표로 제시하지는 않았으나, [가설 2] 검증모형인 <식 5>에서 두 가지 감사인 특성변수간의 교호작용변수 뿐만 아니라, 세 가지 감사인 특성변수간의 교호작용변수(4개)와 네 가지 감사인 특성변수간의 교호작용변수(1개)를 위 모형에 추가하여 회귀분석을 수행하였다. 분석결과 이들 교호작용변수는 모두 통계적 유의성이 없으며 다른 변수의 통계적 유의성과 부호는 <표 4>와 동일하게 나타났다.

- 1) 변수의 정의는 <표 1> 참조.
- 2) 괄호안의 값은 t-값이며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 의미함.
- 3) 독립변수간 다중공선성을 VIF값으로 확인한 결과 VIF최대값은 AF모형의 경우 5.9이며, UAF모형은 5.0임.¹⁵⁾
- 4) 산업더미(IND)와 연도더미(YD)의 계수값 및 t 값의 표시는 생략함.

AFEE*TR의 회귀계수는 비정상감사보수(UAF) 모형에서는 유의적인 음(-)의 값을 가져 세무조정서비스 제공여부가 비정상감사보수와 조세회피와의 관련성에 있어서 음(-)의 조절효과를 가지는 것으로 나타났다. 그러나 감사보수(AF)모형에서는 유의적이지 않은 것으로 나타났다. [가설 1] 검증결과에서와 마찬가지로 실제 감사보수와 달리, 비체계적 요인에 따른 비정상감사보수 특히 정상감사보수를 초과하는 비정상감사보수는 감사인과 해당 기업간의 경제적 유대관계를 증가시켜 감사인의 독립성이 저해될 가능성이 크며, 이는 감사품질의 저하로 이어져 조세회피를 증가시키는 요소로서 작용한다. 그러나 세무조정서비스를 함께 제공하는 경우 법인세비용회계처리와 관련한 감사인의 전문성을 높여 감사품질이 높아지고 조세회피 정도가 약화되는 결과로 나타남을 알 수 있다.

그외 감사인특성 간의 교호작용변수(AFEE*BIG4, AFEE*CHANGE, BIG4*CHANGE, BIG4*TR)는 조세회피와 유의적인 관련성이 없는 것으로 나타나, 조세회피와의 관계에 있어서 이들 감사인 특성 변수 간의 상호작용효과는 존재하지 않음을 보여주고 있다.

한편, <표 4>에서 교호작용변수를 제외한 기존의 감사인 특성변수와 통제변수의 유효성 및 부호는 <표 3>에서의 [가설 1] 검증결과와 동일하게 나타났다.

V. 결 론

조세회피를 위한 일련의 비정상적 거래나 정치적 비용의 발생, 이를 은닉하거나 관리하기 위한 부적절한 회계처리와 복잡한 조직구조 등은 전반적으로 회계정보의 질 및 회계투명성을 저하시킨다(Balakrishnan et al. 2011 ; 강정연 2012). 기업의 조세회피행위로 인해 법인세비용의 과소계상과 이익조정이 이루어지고 회계정보의 질이 저하된다면 이를 제대로 적발하지 못한 감사인은 감리대상이 될 수 있다. 또한 차기연도 이후 세무조사 등을 통해 추가적으로 부과되는 법인세 추납액의 금액이 큰 경우 재무제표 재작성을 초래할 수 있다. 조세회피가 경영자의 회계부정과 관련된 것으로 밝혀지는 경우 재무제표나 기업의 내부회계관리제도 등에 대한 적절한 감사절차를 수행하지 못한 감사인의 경우 소송위험이나 손해배상위험 등에 직면할 수 있다. 이에

15) 감사인 특성변수 간의 교호작용변수를 모형에 추가하는 경우 독립변수간 다중공선성문제가 발생한다. 이 문제를 해결하기 위하여 개별변수들의 값에서 해당 변수의 평균값을 차감한 값을 대상으로 분석을 수행하는 mean-centering기법을 사용하였다.

감사인은 기업의 조세회피가능성에 민감하게 반응하며 피감사기업의 조세회피행위를 가능한 억제하려고 할 것이다.

감사인이 제공하는 감사품질이 낮은 경우에는 경영자의 조세회피행위를 제대로 발견하지 못하거나 발견한 경우에도 이를 용인할 가능성이 높다. 반대로 감사품질이 높은 경우 조세회피로 인한 재무제표의 왜곡에 대한 적발가능성과 보고가능성이 높을 것으로 기대된다. 이에 따라 감사품질이 높을수록 조세회피가 감소하며 감사품질이 낮은 경우 조세회피가 증가할 것으로 예상할 수 있다. 선행연구에 따르면 감사품질은 감사인의 규모, 감사인 교체여부, 감사보수, 세무조정서비스 제공여부 등의 감사인의 제 특성에 따라 차이가 있는 것으로 제시되고 있다.

본 연구는 2002년부터 2010년까지의 유가증권시장 상장기업을 대상으로 감사인 특성과 조세회피의 관련성을 분석하였다. 본 연구에서 사용한 조세회피 측정치는 Desai and Dharmapala (2006)의 재량적 BTD이며, 감사인 특성 변수로 감사보수, 감사인규모, 감사인 교체여부 및 감사인에 의한 세무조정서비스 제공여부 등을 사용하였다.

분석결과를 요약하면, 먼저 감사보수 측정치(AFEE) 중 실제 감사보수(AF)는 조세회피와 유의적인 관련성이 없으나 비정상감사보수는 조세회피를 유의적으로 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 해당 기업의 재무적 특성과 복잡성, 재무건전성, 수익성, 감사인의 시장명성 등의 체계적 요인으로 설명되는 정상감사보수를 포함하고 있는 실제 감사보수와 달리, 비체계적 요인에 따른 비정상감사보수가 높을수록 감사인과 해당 기업간의 경제적 유대관계가 증가해 감사인의 독립성이 저해될 가능성이 크고 결국 감사품질의 저하와 조세회피를 증가시키는 요소로서 작용한다는 것을 보여주고 있다.

감사인교체도 조세회피와 유의적인 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 감사인교체기업인 경우 감사보수할인이나 피감사기업에 대한 이해부족 등으로 인해 계속감사기업에 비해 상대적으로 감사품질이 저하한다는 선행연구와 일치하는 결과이다. 세무조정서비스 제공여부는 그 자체로서는 조세회피와 유의적인 관계가 없으나 비정상감사보수와 조세회피, 감사인교체와 조세회피간의 관련성에 음(-)의 조절효과를 미치는 것으로 나타났다. 즉, 비정상감사보수가 높으나 감사인이 세무조정서비스를 함께 제공하는 경우 및 감사인교체기업이나 감사인이 세무조정서비스를 함께 제공하는 경우에는 조세회피 증가정도를 약화시키는 것으로 나타났다. 이는 감사인의 세무조정서비스 제공이 법인세비용 회계처리 등과 관련한 감사품질을 증가시켜 법인세비용이나 BTD를 통한 이익조정을 감소시킨다는 선행연구 결과와 부분적으로 일치되는 결과이다. 그러나 감사인규모의 경우는 개별 분석이나 상호작용효과분석에서 조세회피와 유의적인 관련성이 없는 것으로 나타났다. 이는 우리나라에서 감사인규모에 따라 감사품질을 구분할 수 있는지에 대한 의문을 다시 한번 확인시켜 주는 결과이다.

본 연구는 다음과 같은 측면에서 학계와 실무에 의미있는 자료를 제공할 것으로 기대된다. 선행연구에서 감사인 특성이 이익 조정 및 기업가치에 미치는 영향과 자본시장에서 감사인 특성

에 대한 투자자들의 평가에 관한 연구는 이루어졌으나, 아직까지 제 감사인 특성과 조세회피 간의 관련성을 분석한 연구는 없었다. 본 연구의 결과는 감사인 특성과 조세회피간의 관련성을 실증적으로 검증함으로써 투자자 등의 외부정보이용자들에게 어떤 감사인 특성이 조세회피에 영향을 미치는 지를 이해하고 감사인 특성을 이용하여 조세회피를 간접적으로 추정하는데 도움을 줄 수 있을 것으로 기대된다.

그러나 본 연구는 자료의 한계로 인해 손익계산서상의 법인세비용 및 재무상태표상의 이연법인세자산·부채를 기초로 하여 세무보고이익을 추정하였다. 이는 정보 수집의 한계를 극복한 본 연구의 장점이기도 하지만 이로 인해 세무보고이익의 추정에 오차가 있을 수 있다. 둘째, 사회과학연구에 있어서 상존하는 문제로서, 본 연구에서 사용한 제 모형(감사보수 측정모형, 비재량적 BTD 추정모형 및 조세회피 모형)이 완전하지 못하다는 점이다.

참고문헌

- 강내철 · 김길훈. 2005. “기업실패위험이 감사보수 결정에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제41권 : 219-239.
- 강정연. 2012. “조세회피와 기업투명성”. 한국회계학회 하계학술발표대회.
- 고윤성 · 김지홍 · 최원욱. 2007. “조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구”. 세무학연구 제24권 제4호 : 9-40.
- 고윤성 · 이진환. 2011. “연구개발비와 금융비용의 자본화 회계처리와 조세회피”. 산업경제연구 제24권 제5호 : 2903-2926.
- 권영호. 2006. “감사인교체와 규모가 감사품질에 미치는 영향”. 국제회계연구 제25집 : 135-156.
- 김경태. 2006. “감사품질이 이익의 질과 자본비용에 미치는 영향”. 회계학연구 31(3) : 243-284.
- 김진희 · 정재욱. 2006. “기업의 재무적 특성이 조세회피행위에 미치는 영향”. 세무학연구 제23권 제4호 : 97-123.
- 권수영 · 김문철 · 정태진. 2005. “감사시간과 보수주의 회계처리가 감사보수에 미치는 영향”. 회계학연구 제30권 제4호 : 47-76.
- 김은주 · 박미영. 2012. “조세회피와 감사품질이 자기자본비용에 미치는 영향”. 세무회계연구 제32호 : 161-183.
- 김확열 · 박미영. 2010. “감사보수가 재무제표 보수성과 자본비용에 미치는 영향”. 세무와회계정보저널 제10권 제1호 : 81-111.
- 나종길 · 최 관. 2003. “회계발생액과 차별적 감사수요”. 회계학연구 제28권 제1호 : 1-32.
- 박미영 · 조용언. 2010. “감사의 비감사서비스제공이 자본비용에 미치는 영향”. 국제회계연구 제29집 : 5-109.
- 박수원 · 이효익. 2005. “법인세추징세액의 결정요인에 관한 연구”. 세무학연구 제22권 제1호 : 133-155.
- 박종국 · 홍영은. 2009. “조세회피와 외국인지분율”. 세무학연구 제26권 제1호 : 105-135.
- 박종일. 2005. “감사보수와 이익조정에 관한 연구”. 회계와 감사연구 제42권 : 1-17.
- 박종일 · 곽수근. 2007. “감사인 교체와 감사품질”. 회계와 감사연구 제46호 : 191-226.
- 박종일 · 이명곤 · 원정연. 1999. “재량적 발생액을 이용한 감사인의 감사품질분석”. 회계와 감사연구 제35호 : 289-319.
- 박종일 · 전규안. 2008. “감사품질이 회계이익과 과세소득의 차이에 미치는 영향”. 회계학연구 제33권 제2호 : 65-110.
- 박재홍 · 배지현 · 이호영. 2009. “비감사서비스가 회계이익과 과세소득의 일시적 차이에 미치는 영향 - 국제회계기준도입 용역서비스를 중심으로 -”. 회계와 감사연구 제50호 : 105-135.
- 박홍조. 2007. “감사의 피감사회사에 대한 세무서비스 제공 및 세무관련 서비스 보수가 법인세 추납액에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제45호 : 161-185.
- 박춘래. 1999. “기업특성과 법인세 회피성향”. 회계정보연구 제11권 : 25-41.

- 신용인 · 조현우 · 최 관. 2006. 초도감사 보수할인이 감사품질에 미치는 영향. 회계학연구 제32권 제1호 : 173-207.
- 심충진. 2009. “조세회피와 회계감사보수의 관련성에 관한 연구”. 회계와 감사연구 제50호 : 1-23.
- 손성규 · 김연화. 2005. “교체를 앞둔 감사인의 특성”. 회계와 감사연구 제42호 : 1-20.
- 임진윤. 2006. “세무조사 추정세액의 크기에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”. 세무학연구 제23권 제3호 : 166-190.
- 우용상 · 이호영. 2007. “보수주의와 감사보수간의 상관관계에 대한 연구”. 회계와감사연구 제46호 : 99-134.
- 장지인 · 정준희 · 최현섭. 2011. “조세회피와 재무-세무보고이익 차이에 관한 실증연구”. 한국회계학회 하계학술대회 발표 논문.
- 전규안 · 김철환. 2008. “회계이익과 과세소득의 차이 계산시 과세소득의 측정방법에 관한 연구”. 세무와회계저널 제9권 제3호 : 167-190.
- 정규연. 1993. “법인세유연화에 관한 연구”. 회계학연구 제16권 : 339-356.
- 정성진 · 유성열. 2011. “세무조사 수검 전후의 회계이익과 과세소득의 차이가 추정세액 및 세무조사 가능성에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제12권 제4호 : 307-338.
- 정용수 · 이윤원 · 조용언. 2011. “기업지배구조가 세무신고 공격성에 미치는 영향”. 세무학연구 제28권 제2호 : 9-40.
- 정석우 · 노준화. 2002. “감사인 변경방향이 재량적 발생액에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제3권 제1호 : 93-116.
- 최명근. 2007. 『세법학총론』. 세경사.
- 최정호. 2005. “회계제도개선과 감사품질이 재량적 발생의 크기와 정보성에 미치는 영향”. 회계학연구 제30권 제2호 : 107-149.
- 최정호 · 이정우. 2008. “감사품질과 이익의 질 및 기업가치에 관한 실증적 연구”. 회계와 감사연구 제48호 : 109-144.
- Balakrishnan, K., J. Blouin, and W. Guay. 2011. Does Tax Aggressiveness Reduce Financial Reporting Transparency?, Working paper. University of Pennsylvania.
- Becker, C., M. DeFond, J. Jambalvo and K. Subramanyam. 1998, The Effect of Audit Quality on Earnings Management. *Contemporary Accounting Research* 15(Spring) : 1-24 .
- Belsley, D., E. Kuh, and R. Welsch. 1980. Regression Diagnostics. New York, John Wiley & Sons, Inc.
- DeAngelo, L. 1981. Auditor Size and Auditor Quality. *Journal of Accounting and Economics* 4(December) : 183-199.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70(2) : 193-225.
- DeFond, M. L. and K. R. Subramanyam. 1998. Auditor Change and Discretionary Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 25(February) : 35-67.

- Desai, M. A. and D. Daharmapala. 2006. Corporate Tax Avoidance and High Powered Incentive. *Journal of Financial Economics* 79(1) : 145–179.
- Gul, F. A., B. Srinidhi, and T. Shieh. 2007. The Asian Financial Crisis, Accounting Conservatism and Audit Fees : Evidence from Hong Kong. Working paper.
- Graham, J. and A. Tucker. 2006. Tax Shelters and Corporate Debt Policy. *Journal of Financial Economics* : 563–594.
- Lev, Baruch. and Doron Nissim. 2004. Taxable Income, Future Earnings, and Equity Value. *The Accounting Review* 79(4) : 1039–1074.
- Mills, L, and R. Sansing. 2000. Strategic Tax and Financial Reporting Decisions : Theory and Evidence. *Comtemporary Accounting Research* 17(Spring) : 85–106.
- Wang, X. 2010. Tax Avoidance, Corporate Transparency, and Firm Value. Working Paper, University of Texas at Austin.
- Watts, R., and J. L. Zimmerman. 1986. *Positive Accounting Theory*. Prentice–Hall.

Auditor's Characteristics and Tax Avoidance

Park, Mi Young*

〈Abstract〉

Tax Avoidance decreases accounting information quality(Balakrishnan et al., 2011 ; Kang, 2012). Accordingly as well as earning managements, tax avoidance will increase audit risk, too. If audit quality is high, tax avoidance might decrease. Auditor's characteristics are primary factors of audit quality. So we can expect that tax avoidance is different depending on auditor's characteristics.

This study examines the relation between auditor's characteristics and tax avoidance using firms listed in Korea Stock Exchange during 2002 to 2010. We use a corporate tax avoidance measure developed in Desai and Dharmapala(2006) and focus on four auditor's characteristics ; auditor size, audit fees(or unexpected audit fees), whether auditor changes and whether auditor provides tax return service together.

The findings are as follows : First, unexpected audit fees and auditor changes are statistically positively related to tax avoidance. Second, whether auditor provides tax return service together are not statistically related to tax avoidance indivisually. But tax return service negatively affects the association between unexpected audit fees and tax avoidance, auditor changes and tax avoidance. Lastly, auditor size is not statistically related to tax avoidance.

we expect this study help investors to understand which of auditor's characteristics affect on tax avoidance and to infer tax avoidance second hand using auditor's characteristics.

〈Key words〉 auditor's characteristics, tax avoidance

* Assistant Professor, Division of Tax Accounting, Silla University