

경영자의 자기과신 성향이 조세회피에 미치는 영향*

김상명** · 박성욱*** · 정희선****

〈요 약〉

본 연구는 경영자의 자기과신 성향이 기업의 조세회피수준에 미치는 영향을 살펴보았다. 관련하여 선행연구에서는 자기과신 성향이 높은 경영자는 조세회피 전략의 위험성을 낙관적으로 평가하여 조세회피 성향이 높음을 발견하고 있다. 그런데 자기과신 성향이 높은 경영자가 오히려 조세회피 성향이 낮을 수 있다는 주장 역시 지지를 받고 있는 상황이다. 왜냐하면 자기과신 성향이 있는 경영자는 기업의 이익에 대한 자신의 낙관적인 기대를 달성하는 데에 더 비중을 두어, 재무보고이익을 상향조정 하는 데에 열중하고 재무보고 이익 대비 과세소득을 줄이는 데에 대한 관심은 낮을 수 있기 때문이다. 본 연구는 선행연구의 결과가 스톡옵션을 부여받은 경영자가 속한 기업 등 일부 표본만을 대상으로 하고 있어 상장기업 전반의 조세회피 성향을 설명했다고 보기에는 한계점이 있다고 보았다. 이에 경영자의 자기과신 성향에 대한 측정치로 투자 및 재무활동과 관련한 측정치를 이용하여 보다 많은 표본을 확보하여 상장기업 전반에서 자기과신 성향이 있는 경영자의 조세회피 성향을 살펴보는 데 초점을 두었다.

2000년부터 2014년까지 9,107개의 상장기업-연도를 대상으로 분석한 결과, 경영자의 자기과신 성향과 기업의 조세회피 수준 사이에 유의한 음(-)의 관계를 발견하였다. 이러한 결과는 자기과신 성향이 있는 경영자일수록 조세회피 전략에 소극적임을 의미하며, 경영자의 낙관적인 성향이 조세계획에서도 유사하게 드러난다는 선행연구의 결과와는 반대된다. 자기과신 성향이 있는 경영자는 재무보고 이익을 상향조정 함에 따라 기대되는 비조세비용의 절감효과를 세무이익이 늘어남에 따른 조세비용의 증가효과 보다 더 비중을 두기에 조세회피 계획에서는 소극적인 의사결정을 한 것으로 보인다. 특히, 이러한 현상은 젊은 경영자가 속한 기업에서 두드러지게 나타났다. 본 연구는 경영자의 자기과신 성향과 조세회피도의 관계와 관련하여 선행연구와 차별적인 측정치 및 확대된 표본을 이용하여 또 다른 실증분석 결과를 제시하였다는 점에서 의미가 있다.

〈주제어〉 경영자 특성, 자기과신, 조세회피, 조세계획

* 본 논문은 주저자의 경희대학교 경영대학 회계·세무학과 박사학위 졸업논문의 일부분을 대폭 수정 및 보완한 것입니다. 본 학위논문의 심사위원님들과 논문 심사과정에서 유용한 조언을 해주신 익명의 심사위원님들께도 감사 드립니다.

** 경희대학교 경영대학원 겸임교수, 세무사, ktax0732@naver.com, 주저자

*** 경희대학교 경영대학 회계·세무학과 교수, sopark@khu.ac.kr, 교신저자

**** 세종대학교 경영대학 조교수, hschung@sejong.ac.kr, 공동저자

논문접수일 2019년 4월 11일

1차수정일 2019년 12월 1일

게재확정일 2019년 12월 2일

I. 서 론

경영자는 기업의 경영활동과 관련한 여러 의사결정에 중요한 영향을 미치는 당사자이다. 따라서 기업의 경영활동과 관련한 각종 분석을 위해서는 경영자의 특성을 파악하고 이러한 특성이 미치는 영향을 이해하는 것이 매우 중요하다. 예를 들어, 경영자들의 명성, 능력, 스타일 등은 개별 경영자의 고유한 특성으로 이에 따라 경영활동에 대한 의사결정 방식에 차이가 발생할 것이다. 그러다보니 경영자의 특성이 경영 전반에 미치는 영향과 관련하여 다양한 분야의 연구와 있어왔으며, 회계분야도 예외는 아니다. 특히, 세무회계 분야에서는 기업마다 차별적으로 나타나는 조세회피 정도와 관련하여 이를 설명하는 요인으로 초기의 연구들이 주로 기업특성 요소에 집중해 왔다면, Dyreng et al.(2010)의 연구를 기점으로 경영자의 개별 특성 요인에 대한 관심이 높아지기 시작했다. 특히, Demerjian et al.(2012a)이 개발한 경영자의 능력에 대한 측정치를 기초로 경영자의 능력이 조세회피 행위에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 국내외 여러 연구가 진행되어 왔다. 이 외에도 경영자의 연령, 과신성향 등을 통해 기업별로 차이가 나는 조세회피 성향을 분석하려는 시도가 계속되고 있는 실정이다. 본 연구는 이러한 경영자의 개별 특성 중 경영자의 자기과신 성향이 기업의 조세회피수준에 미치는 영향을 살펴보는 것을 목표로 한다.

경영자의 개별적 특성 중 하나인 자기과신 성향은 심리학적인 요인으로 어떤 상황에 대해 지나치게 낙관하는 경향을 의미한다(Greenwald 1980). 이러한 낙관적인 성향으로 인해 자기과신 성향이 있는 경영자는 기업성과를 과대평가하고 저조한 경영성과에 대해서는 과소평가하는 경향이 있다. 또한, 낙관적인 기대로 이루어진 투자에서 손실이 발생했을 경우에는 그 인식을 지연하고 허위로 재무보고하려는 경향을 가진다는 것이다(Heaton 2002). 자기과신 성향은 주로 교만, 오만(hubris), 인지적 편의 등으로 해석되어 왔으나, 이는 도덕적 감성이 결여된 자아도취적 경영자(narcissism)의 극단적인 성향과는 구별되는 개념으로 여겨지고 있다. 지금까지 회계 및 재무분야의 연구에서 경영자의 자기과신과 관련한 연구는 주로 기업투자, 배당정책, 경영성과와 이익조정 및 보수주의 등(Malmendier and Tate 2008 ; Ben-David et al. 2013 ; 박중훈 외 2013 ; 황국재 · 차명기 2015)에 관해 진행되어 왔다.

세무회계 분야에서는 최근 Chyz et al.(2014)이 자기과신 성향의 경영자와 조세의사결정의 관계에 대한 연구를 하였다. 이 연구에 따르면 경영자는 조세회피에 대한 세무의사결정을 할 때 일반적인 투자의사결정과 같이 수익과 비용을 함께 고려하는데(Scholes and Wolfson 1992), 자기과신 성향이 있는 경영자는 세무의사결정에 있어 조세회피로 인한 혜택을 그 비용보다 지나치게 낙관적으로 평가한다는 것이다. 이에 따라 Chyz et al.(2014)은 경영자의 자기과신 성향이 조세회피에 영향을 미친다고 주장하였으며, 연구결과 둘 간의 유의한 양(+)의 관계를 발견하였다. 또한 관련 국내 연구로 장승주 등(2017)은 국내 상장기업을 대상으로 분석한 결과 Chyz et al.(2014)과 일치하는 결과를 발견하였다. 즉, 미래의 불확실성에 대해 낙관적으로 평가하는 즉,

자기과신 성향이 높은 경영자일수록 조세회피에 적극적인 의사결정을 한다는 것이다.

그런데 이러한 선행연구에서는 경영자의 과신성향을 측정하는 수단으로 자사주 순매수 성향 및 옵션의 지연행사 등을 이용하다 보니 옵션을 부여받았거나 자사주 매입이 있었던 경영자가 속한 표본만을 대상으로 분석이 이루어졌다는 한계점이 있다. 또한, 경영자의 과신 성향 측정치와 관련해서도 한계점이 있다. 예를 들어, 경영자의 자사주 매수에 대한 의사결정이 기업의 미래 수익에 대한 낙관에서 비롯되었을 수도 있지만 경영권 방어라든지, 낮은 주가를 회복시키기 위한 조치로도 수행되었을 수 있기 때문이다. 이에 따라 본 연구에서는 경영자의 자기과신 성향을 측정하는 측정치로 여러 기업에서 정보가 수취 가능한 투자 및 재무정보 측정치를 이용하여, 상장기업 전반에서 경영자의 자기과신 성향과 조세회피 성향간의 관계를 살펴보기로 한다. 특히, 경영자의 자기과신 성향이 조세회피도에 미치는 영향과 관련하여 제한된 표본에서는 자기과신 성향이 높은 경영자가 조세회피 성향이 높다는 연구결과를 제시하고 있으나 반대의 주장 역시 지지를 얻고 있는 상황이므로 이를 재검토 하는 작업은 추가적인 공헌점이 있을 것으로 기대된다.

구체적으로, 기업의 여러 의사결정 중 하나인 세무 의사결정은 영업, 투자, 재무 등 경영전반의 의사결정에 영향을 받을 수 있다. 만약 낙관적인 기대에 따라 적극적인 투자와 과도한 부채 조달 등을 통해 영업활동을 한 경영자는 자신의 경영성과가 기대에 미치지 못할 경우 이를 만회하는 수단으로 보고이익을 상향 조정하려는 유인을 갖게 된다. 이 때 보고이익을 상향조정 하여 관련 이해관계자들의 기대를 만족시킴에 따라 얻게 되는 비조세비용의 절감효과(예를 들어, 배당가능이익 증가, 부채비율 유지 등을 통해 자신의 낙관적인 의사결정에 대해 주변의 압력을 피할 수 있음)는 상당히 클 것으로 예상된다. 선행연구에서는 우리나라에서 과세소득을 계산하는 방법이 회계이익에서 출발하는 방식이다 보니 회계와 세무의 일치성(book-tax conformity)이 높아 공격적인 재무보고와 공격적인 세무보고가 동시에 이루어지기 어렵다고 보고하고 있다(고종권 등, 2012). 즉, 이러한 사실은 자기과신 성향이 높은 경영자가 그 기대를 만족시키는 재무이익의 보고를 위해 이익조정을 감행할 경우 공격적인 세무보고가 동시에 존재하기는 상대적으로 어려움을 의미한다. 특히, 자기과신 성향이 있는 경영자는 재무보고 이익의 상향 조정에 따른 비조세비용의 절감효과를 이로 인해 증가되는 조세비용 보다 더 비중을 두어 받아들일 것이므로, 자기과신 성향이 있는 경영자는 오히려 조세회피 행위에 소극적이었을 수 있다.

본 연구의 가설을 검증하기 위해 경영자의 자기과신 성향은 선행연구에서 사용하고 있는 자기과신 측정치 중 투자 및 재무활동과 관련한 측정치를 이용하였다(Campbell et al. 2011 ; Schrand and Zechman 2012 ; 황국재 외 2014 ; 황국재 · 차명기 2015). 즉, 1) 유형자산 취득규모가 큰 기업, 2) 배당유보 기업, 3) 총자산성장률이 매출성장률 보다 높은 기업, 4) 부채비율이 높은 기업 요건이 충족되었는지 여부를 다양한 방법으로 조합하여 경영자의 자기과신 성향을 측정하는 시도를 하였다.

본 연구의 표본은 2000년도부터 2014년도까지 9,107개의 국내 상장 기업—연도이다. 분석결과 경영자의 자기과신 성향과 기업의 조세회피도 간에는 유의한 음(-)의 관계가 발견되었다. 이는 두 변수간에 양(+)의 관계를 발견한 선행연구와 일치하지 않는다. 이러한 상반된 결과는 표본의 차이, 측정치의 차이에 기인한 것으로 판단된다. 추가분석을 통해서도 경영자의 자기과신 성향과 기업의 조세회피도 간의 유의한 음(-)의 관계는 젊은 경영자에게서 두드러지게 나타나고, 나이가 많은 경영자에게서는 완화됨을 발견하였다. 이는 젊은 경영자일수록 나이 많은 경영자와 비교하여 자기과신 성향이 높다는 선행연구의 주장과 일치하는 결과이다. 즉, 경영자의 자기과신 성향에 따른 공격적인 경영 의사결정 및 그 기대 이익을 충족하기 위한 채무보고 이익 조정, 비조세비용의 절감효과를 위해 조세비용의 감수는 젊은 경영자에게서 더욱 두드러지는 현상인 것으로 나타났다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 본 연구는 기업의 조세회피 요인과 관련한 선행연구에 기여하였다. 최근 학계에서는 기업의 조세회피 요인으로 경영자의 특성 요소가 부각되고 있는데 이중 경영자의 과신성향과 관련한 연구에 대한 실증결과를 제공하였다는 점에서 의미가 있다. 특히, 관련하여 최근 실증분석 결과에 더해 다른 측정치 및 확대된 표본을 이용하여 상장기업 전반에 대한 또 다른 실증 결과를 제시했다는 점에서 의미가 있다.

본 연구의 구성내용은 제Ⅱ장에서 선행연구의 검토와 가설을 설정한 후에 제Ⅲ장에서 연구 설계 및 표본선정을 하고, 제Ⅳ장에서 실증분석을 한 후에 마지막으로 제Ⅴ장에서 결론을 제시하기로 한다.

Ⅱ. 선행연구의 검토 및 가설설정

1. 선행연구 검토

기업별로 차이를 보이는 조세회피 성향과 관련하여 선행연구에서는 그 요인에 대해 여러 각도의 연구를 진행해 왔다. 관련 초기의 연구는 기업의 조세회피 성향을 설명하기 위해 개별 기업의 특성에 초점을 두었다. 예를 들어, 선행연구에서는 부채비율(Stickney and McGee 1982 ; Graham 1996 ; 전규안 1997 ; 김진희 · 정재욱 2006 ; 고윤성 2008),¹⁾ 기업규모(Zimmerman 1983 ; 권순철 · 권순창 1993 ; 노현섭 · 정문현 1995 ; 전규안 1997 ; Desai et al. 2006 ; 김진희 ·

1) Stickney and McGee(1982)는 부채비율과 세금부담은 음(-)의 관계가 있다고 주장하였다. 그러나 Graham(1996)은 부채사용이 세 부담을 감소시킨다고 단정할 수 없으며, 전규안(1997), 고윤성(2008)은 부채비율이 증가할수록 오히려 세금부담이 증가한다고 하였다. 한편, 김진희 · 정재욱(2006)은 부채비율이 클수록 조세회피성향은 낮다고 주장하고 있다.

정재욱 2006 ; 안숙찬 2012),²⁾ 자산투자비중(고윤성 외 2007), 수출비율(전규안 1997), 연구개발 투자비율(권순창 외 2004), 수익성(고윤성 외 2007) 등이 기업의 조세회피도를 결정하는 요인임을 주장 및 발견하고 있다.

Dyrenge et al.(2010)은 조세회피에 영향을 미치는 요소는 기업특성뿐만 아니라 경영자의 특성도 있다고 주장하였다. 기업의 납세의무 이행여부에 대한 의사결정 주체는 경영자일 것이므로 기업의 조세회피도에는 관련 경영자의 유인이 중요한 영향을 미칠 것이라는 주장이다. 관련 대표적인 연구로 Desai and Dharmapala(2006)는 경영자가 그에게 주어지는 보수형태에 따라 조세회피 의사결정에 차별적인 유인을 있음에 초점을 두었다. 구체적으로 경영자에게 성과보상금이 주어질 경우 경영자는 사적이익 추구행위에 대한 유인이 낮아지게 되는데 이에 따라 기업의 조세회피수준이 감소함을 주장하였고 이를 지지하는 결과를 발견하였다. 관련하여 김정찬·노현섭(2013) 역시 국내 기업들을 대상으로 성과보상금이 주어질수록 기업의 조세회피도가 감소함을 발견하였다. 이에 반하여, 경영자의 성과에 대한 보상이 많아질 경우 이러한 성과보상 목표를 달성하기 위해 경영자들이 오히려 현금유출을 감소시키는 등 주주의 부를 높이는 방향으로 조세전략을 설계하여 기업의 조세회피도가 더욱 높아진다는 결과를 발견한 연구도 있다(Rego and Wilson 2012 ; 심상규·김지범 2008).

한편, 기업의 조세회피도가 경영자의 교체시기에 따라 달라짐을 분석한 연구도 있다. 예를 들어, Dyrenge et al.(2010)은 경영자의 성향이 기업의 납세의무 이행정도에 영향을 미친다고 보고 이를 경영자의 교체시기에 따라 분석하였다. 그리고 실증분석 결과 경영자의 교체시기 전후로 기업의 조세회피도에 차이가 있음을 발견하였다. 구체적으로, 경영자가 그 퇴사 이후 기업과의 관계를 고려하여 조세회피와 음(-)의 관계를 유지한다는 주장과 위험을 새로운 경영인에게 전가시키는 경우 조세회피와 양(+)의 관계가 있다는 연구 결과가 혼재되어 있다(고윤성·기은선 2014).

특히, 경영자의 개인적 특성이 기업의 조세회피 정도에 미치는 영향에 대한 연구는 Demerjian et al.(2012a)이 그 논문에서 경영자의 능력을 측정하는 수단을 개발하며 본격적으로 진행되어 왔다. Demerjian et al.(2012a)은 DEA를 이용하여 기업의 효율성에 기업특성을 통제한 후 이를 경영자의 능력으로 추정하였다. Demerjian et al.(2012a)이 경영자의 능력을 측정하는 모델을 개발한 이후 여러 선행연구에서는 동 방법론을 이용하여 관련 연구를 진행해 왔다. 이 중 조세회

2) Zimmerman(1983)은 기업규모가 커질수록 정치적비용으로 인한 조세부담이 증가한다고 주장하였으나, 노현섭과 정문현(1995)은 기업규모가 클수록 유효법인세율과 음(-)의 관계를 가진다고 주장하였다. 또한 권순철과 권순창(1993)은 기업규모와 조세부담은 일정한 관계가 나타나지 않는다고 주장하였으며, 전규안(1997)은 기업의 규모에 따라 조세부담은 역 V자 형태의 성향을 가진다고 주장하였다. 즉, 기업의 규모가 커질수록 조세부담이 증가하다가, 일정 규모이상인 기업은 조세부담이 감소한다는 것이다. 한편, Desai et al. (2006)과 김진희·정재욱(2006), 안숙찬(2012)은 기업규모가 커질수록 조세회피성향이 높다고 주장하였다.

피와 관련한 선행연구를 보면, 경영능력이 뛰어난 경영자가 속한 기업일수록 조세회피도가 낮다는 사실을 보고하고 있다(Francis et al. 2013). 이에 덧붙여, 능력이 뛰어난 경영자는 조세회피가 기업가치에 미치는 부정적인 영향을 감소시킨다는 사실 또한 발견되고 있다(고창렬·박준호 2013 ; 김형국 2018 ; 윤정희 외 2018).

이 외에도 경영자의 개별 특성으로 경영자의 연령이 조세회피도에 미치는 영향을 분석한 연구도 있다. 선우희연·현지원(2017)은 조세회피전략의 경우 향후 세무당국으로부터 적발되어 추징금을 납부해야 할 위험을 수반하므로, 나이 많은 경영자와 비교하여 상대적으로 위험을 선호하고 자기과신 성향이 있는 젊은 경영자들이 조세회피 행위에 적극적일 것임을 예측하였다. 그리고 이러한 예측과 일치하는 실증분석 결과를 제시하였다.

2. 가설설계

개인의 자기과신 성향은 주로 심리학에서 연구되어 온 주제이다. 자기과신 성향을 갖는 사람들은 자기 자신에 대해 비현실적으로 긍정적이고, 자기 자신을 타인보다 우월하다고 평가하는 경향이 있다(Taylor and Brown 1988). 즉, 자신의 능력을 과대평가 하며 지나치게 낙관적인 성향을 지니고 있다(Greenwald 1980 ; DeBondt and Thaler 1994). 자기과신 성향을 가진 사람들의 특성을 경영자를 통해 살펴보면, 자기 과신성향이 있는 경영자는 외부자금을 조달해서라도 적극적으로 투자를 하고 지나친 합병대가를 지불하는 등 투자안의 순실현재가치(net present value)를 과대평가 하는 경향이 있다(Roll 1986 ; Hayward and Hambrick 1997 ; Heaton 2002 ; Malmendier and Tate 2005). 또한 주주와 경영자간에 정보비대칭이 존재하는 상황이라면 대리인문제로 인하여 경영자는 잉여자금을 배당하지 않고 자신의 사적이익을 추구하기 위하여 더욱 과잉 투자하는 경향이 있다(김창범·송동건 2008).

경영자의 이러한 낙관적인 성향은 기업의 납세의무의 이행과 관련한 의사결정에서도 발견되었을 수 있다. 자기과신 성향이 있는 경영자는 조세회피 계획에 잠재된 위험인 향후 세무조사 결과 적발가능성 및 이에 따라 추징세액을 납부할 위험을 과소평가 하여 조세회피에 적극적일 것이라는 주장이 가능하다. 관련하여, Chyz et al.(2014)은 경영자의 조세계획을 일반적인 투자 의사결정과 같이 조세회피에 따른 세금절감 효과라는 효익 측면과 조세회피로 인해 발생할 수 있는 비조세비용이라는 비용측면을 모두 고려하여 설명하고 있다. 특히, 자기과신 성향의 경영자는 조세회피에 따른 이익에 대해서 지나치게 과대평가하고 조세회피에 따른 조세비용에 대해 지나치게 과소평가하여, 그 순이익(net payoff)이 과대평가 됨을 주장하였다. 그리고 실증분석을 통해 경영자의 자기과신 성향이 높아질수록 조세회피수준이 높아짐을 제시하였다. 관련 국내 선행연구로 장승주 등(2013)은 Chyz et al.(2014)과 일치하는 연구결과를 제시하고 있다.

그런데 자기과신 성향의 경영자가 오히려 조세회피 계획에 소극적이었을 수도 있다. 자기과신 성향을 가진 경영자의 투자성과에 대한 낙관적인 전망 및 이로 인한 과도한 지출은 기업의

경영성과 악화(Jensen 1986 ; 박종훈 외 2013) 및 기업가치의 감소(Richardson 2002)를 초래하고, 이에 따라 자기과신 경영자는 비자발적인 교체압력에 직면할 가능성이 높은 것으로 알려져 있다(Campbell et al. 2011). 이에 따라 신규투자에 대해 지나치게 낙관하는 자기과신 경영자(Malmendier and Tate 2005)는 나쁜 실적으로 인한 손실을 이익조정을 통해 흑자로 전환하려는 유인을 갖게 된다(Titman et al. 2004 ; Schrand and Zechman 2012). 박종훈 등(2013)의 연구에서는 과신성향의 경영자는 자신의 능력, 명성, 지위 등을 지나치게 확신하여 타인의 의견을 의사결정에 반영하지 못하고, 그 결과 합리적인 의사결정을 할 수 없어 기업성과에도 부정적인 영향을 미치는 것으로 결론을 내리고 있다. 즉, 자기과신 성향의 경영자가 낙관적인 기대에 부응하는 기업성과를 제시하기 위해 이익조정을 한다는 전제 하에, 이러한 경영자들은 적극적인 세무계획은 유보했을 가능성이 높다. 특히, 우리나라의 경우 회계이익 과세소득간에 일치성이 높아 적극적인 재무보고 기업이 세무계획에서는 소극적인 경향이 있다는 선행연구의 결과(고종권 등 2012)는 이러한 가능성을 더욱 지지한다.

이와 같이 경영자의 자기과신 성향과 조세회피수준의 관계는 양(+) 또는 음(-)의 양방향의 예측이 가능하다. 이에 따라 본 연구의 가설 1을 다음과 같이 설계하였다.

가설 1 : 경영자의 자기과신 성향은 조세회피수준에 영향을 미칠 것이다.

본 연구의 가설 2에서는 경영자의 연령이 경영자의 자기과신 성향과 조세회피 수준의 관계에 미치는 영향을 살펴보기로 한다. CEO의 인구통계학적 특성에 대해서는 Hambrick and Mason(1984)이 최고경영층의 개별특성과 의사결정팀에 속한 구성원의 인구통계학적인 차이가 경영활동에 영향을 미친다는 최고경영층 이론(Upper Echelons Theory)을 제시한 이후 많은 연구가 있어 왔다. 본 연구에서는 경영자의 인구통계학적 특성 중 연령에 초점을 두어 분석하기로 한다.

먼저 경영자의 연령과 관련한 연구를 살펴보면, 연령이 낮은 경영인은 연령이 높은 경영자에 비해 자신의 능력을 나타내려고 하고, 상대적으로 위험이 높은 기업전략을 선호하는 경향이 있다(Prendergast and Stole 1996 ; 반혜정 2015). 관련하여 Barker and Mueller(2002)는 R&D투자와 연령간에 음(-)의 관계를 발견하고 있다. 반면 상대적으로 연령이 높은 경영자의 경우 금전적으로나 경력 면에서 안정을 선호하며, 기업의 전략을 수립할 때 위험을 회피하는 경향이 있다(Hrebiniak and Alutto 1972 ; Bantel and Jackson 1989 ; Musteem et al. 2006). 이러한 선행연구에 의하면, 경영자의 연령이 낮을수록 위험을 선호하는 자기과신적인 성향이 두드러질 것으로 예상된다. 이는 역으로, 경영자의 연령이 높을수록 자기과신 성향이 낮을 것이므로 자기과신 성향과 조세회피 간의 관계는 약화될 것으로 예측하였다. 즉, 경영자의 연령은 경영자의 자기과신적 성향과 조세회피의 관계에 영향을 미칠 수 있으므로 다음과 같이 가설 2를 설계하였다.

가설 2 : 경영자의 자기과신 성향이 조세회피에 미치는 영향은 경영자의 연령에 따라 차이가 있다.

III. 연구설계 및 표본선정

1. 연구설계

가. 주요변수의 측정

(1) 경영자의 자기과신 성향

선행연구에서는 경영자의 자기과신 성향에 대해 여러 가지 방법을 이용하여 측정하고 있다. 예를 들어, Malmendier and Tate(2005)는 스톡옵션 및 주식 보유의 행태에 따라 Holder 67, Longholder, Net Buyer 등 세 가지로 나누어 측정하였다. Holder 67은 경영자가 보유하고 있는 전체 옵션 가치 중 행사가능일이 지났음에도 보유하고 있는 옵션의 가치 비율이 67%를 초과하는 경우 해당 경영자의 자기과신 성향이 있는 것으로 판단한다. Longholder는 경영자가 옵션을 행사가능 기간까지 최장기간 보유하는 경우 자기과신 성향이 있는 것으로 본다. 그리고 Net Buyer는 일정 기간 자사주식의 매도보다 매입이 많은 경우 자기과신 성향이 있는 경영자로 판단한다.

Schrand and Zechman(2012)은 경영자의 자기과신 성향을 크게 두 가지로 나누어 측정하였다. 그 첫째는 스톡옵션의 권리행사 행태를 이용하였고, 둘째는 선행연구에 따라 투자 및 재무활동과 관련한 측정치를 이용하였다. 스톡옵션과 관련한 측정치로는 Malmendier and Tate(2005)가 제시한 방법을 토대로 옵션행사의 지체 현상(option delay)과 옵션을 장기간 행사하지 않고 보유하는 현상(Longholder)을 이용하여 측정하였다. 투자 및 재무활동과 관련한 측정치로는 다음의 다섯 가지를 이용하였다. 첫째, 총자산성장률(Total Asset Growth)을 종속변수로 하여 매출성장률(Sales Growth)을 회귀분석한 결과 잔차가 산업평균 잔차보다 큰 경우이다. 둘째, 기업의 인수를 위해 지나친 현금지출이 있는 경우이다. 셋째, Hackbarth(2008)가 주장한 것과 같이 부채비율이 산업평균비율보다 큰 경우이다. 넷째, 전환사채(Convertible debt)와 우선주를 발행하는 기업의 경우이다. Ben-David et al.(2007)은 자기과신 성향이 있는 경영자는 위험부채와 장기부채를 선호한다고 주장하였다. 마지막으로, 배당률이 “0”인 기업이다. 자기과신 성향이 있는 경영자는 더 좋은 투자기회를 위해서 배당을 하지 않고 현금을 사내 보유할 유인이 클 것이기 때문이다.

한편, Campbell et al.(2011)은 Malmendier and Tate(2005)의 측정치를 바탕으로 다음의 세 가지를 이용하여 경영자의 자기과신 성향을 측정하였다. 그 첫째는 스톡옵션의 권리행사에 따른 측정치를 이용하였고, 둘째로 다른 경영자에 비해 자사주를 더 많이 구입하는 경우를 자기과신 성향이 있는 것으로 보았고, 마지막으로 투자율(자본적지출/기초유형자산)을 5분위로 나누어 최상위 분위를 낙관적인 성향이 높은 경영자로 분류하였다.

본 연구에서는 경영자의 자기과신 성향에 대한 측정치로 선행연구에서 주로 사용하고 있는

투자 및 재무활동과 관련한 측정치를 이용하기로 한다(Campbell et al. 2011 ; Schrand and Zechman 2012 ; 황국재 외 2014 ; 황국재 · 차명기 2015). 구체적으로, 다음의 4가지 조건 중 2가지 이상을 만족하면 자기과신 성향이 있는 경영자로 판단하였다. 첫째, 현금흐름표상 유형자산 취득으로 인한 자금유출이 전체기업 중 상위 20%인 경우이다. 자기과신 성향이 있는 경영자는 투자에 대해 낙관적인 성향을 가질 것이므로 다른 기업에 비해 투자를 많이 하는 경향을 보일 것이다. 둘째, 배당률이 “0”인 경우이다. 자기과신 성향이 있는 경영자는 배당보다 투자를 선호하기에 그 배당률이 저조할 것이다. 셋째, 총자산성장률이 매출성장률 보다 높은 경우이다. 넷째, 부채비율이 평균부채비율보다 높은 경우이다. 자기과신 성향이 있는 경영자는 투자안의 수익률을 낙관적으로 과대평가 할 것이기에 부채를 이용해서라도 과잉투자를 하는 경향이 있을 것이다.³⁾⁴⁾

(2) 조세회피

본 연구에서는 조세회피측정치를 재무이익과 세무이익의 차이(Book tax difference, BTB) 와 BTB 중 이익조정에 따른 영향을 제거한 측정치(DD_BTBD)를 사용하기로 한다(Desai and Dharmapala 2006). 구체적으로, BTB를 도출하기 위해 필요한 세무이익은 Manzon and Plesko(2002)가 제안한 다음의 방법을 이용하여 계산한다.

$$\text{추정세무이익}(\hat{Y}^T) = \text{법인세부담액}^5) / \text{법인세최고세율}(t)^6) \quad (1)$$

- 3) 본 연구에서 측정한 경영자의 과신성향에 대한 대응치는 기업의 조세회피도와 관련성이 있는 것으로 선행연구에서 알려져 있다. 예를 들어, 배당률과 조세회피도는 음(-)의 관계가 있다(이강영 · 김갑순 2018). 관련하여 본 연구의 결과를 해석함에 있어, 배당 그 자체가 조세회피에 영향을 미친 것인지, 경영자 과신성향이 조세회피에 영향을 미친 것인지에 대해 의문을 가질 수 있다. 그런데 배당률은 외생변수가 아니라 경영자의 의사결정을 통해 이루어진다. 만약, 배당률이 낮은 것이 경영자가 투자안에 대해 확신이 있어 배당보다는 투자를 선호했기 때문이라면 이는 경영자의 과신성향과 관련이 있을 것이다. 반면, 배당률이 낮은 이유가 기업의 성과가 좋지 못해 배당의 재원인 잉여금이 없어서였다면 이는 경영자의 과신성향과는 관련이 없을 것이다. 즉, 기업의 투자수준, 배당, 부채조달은 경영자의 의사결정에 비롯된 것으로 이러한 의사결정의 조합을 통해 경영자의 성향을 판단할 수 있다는 것이 선행연구에서 이러한 측정치를 경영자의 과신성향을 판단하는 기준으로 사용한 이유라 할 수 있다. 이러한 의사결정의 조합으로 과신성향을 측정하고 이를 기업의 조세회피도와 관련성이 있는지를 살펴보는 것은 단순히 개별 변수(투자수준, 배당, 부채조달 수준 등)와 조세회피도 간의 상관관계를 살펴본 것과는 차이가 있다.
- 4) 경영자 과신이 시간에 따라 변화하는지에 대해 자기과신과 관련한 선행연구를 보면 이를 기간경과에 따라 변화하지 않는 개인의 개별 특성으로 보는 경우도 있는 반면, 시간에 따라 변화하는 것으로 분류하는 경우도 있다(Hilary and Menzly 2006 ; Billett and Qian 2008 ; Hilary and Menzly 2006 ; Chyz et al. 2015).
- 5) 법인세부담액은 손익계산서상 법인세비용 ± 이연법인세자산 · 부채 증감액
이연법인세자산의 증감액 = 당기말 이연법인세자산 - 전기말 이연법인세자산
이연법인세부채의 증감액 = 당기말 이연법인세부채 - 전기말 이연법인세부채

식 (1)을 통해 추정세무이익을 도출한 후에 BTD는 재무이익인 법인세비용차감전순이익에서 추정세무이익을 차감하여 계산한다. 여기에서 추정세무이익이 음(-)인 경우는 조세회피유인이 없다고 판단하여 표본에서 제외하였다.

Desai and Dharmapala(2006)는 재무이익과 세무이익의 차이인 BTD는 조세회피요인 외에 이익조정 유인에 의해서도 발생할 수 있음을 주장하였다. 이에 따라 본 연구에서는 조세회피측정치로 Desai and Dharmapala(2006)가 제시한 재무이익과 세무이익의 차이에서 이익조정⁷⁾으로 인해 그 차이가 발생한 부분을 차감한 값인 DD_BTDD도 함께 사용하기로 한다. DD_BTDD는 다음 식 (2)와 같이 추정한다.

$$BTDD_t = \beta_1 TACC_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

BTDD_t : 회계이익과 과세소득의 차이/기초총자산 ;

TACC_t : 총발생액/기초총자산 ;

ε_t : 조세회피추정액(DD_BTDD).

나. 연구모형

본 연구의 [가설1]을 검증하기 위한 실증분석 모형으로 다음의 (모형1)을 설정하였다.

$$\begin{aligned} TA_t = & \beta_0 + \beta_1 OVCF_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 OCF_t + \beta_5 ROA_t \\ & + \beta_6 FORN_t + \beta_7 OWN_t + \beta_8 MB_t + \beta_9 PPE_t + \beta_{10} RnD_t \\ & + \beta_{11} DA_t + ID + YD + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (\text{모형1})$$

<변수설명>

TA : 조세회피측정치(TS : BTDD TS_D : DD_BTDD) ;

OVCF : 다음의 4가지 요건 중 2가지 이상에 해당하면 1, 아니면 0. 1) 현금흐름표상 유형자산 취득으로 인한 자금유출이 전체 표본기업 중 상위 20%인 경우, 2) 배당률이 0인 경우, 3) 총자산성장률이 매출성장률 보다 높은 경우, 4) 부채비율이 표본기업의 평균부채비율 보다 높은 경우 ;

6) 연도별 법인세율

구 간	1999 이후	2002 이후	2005 이후	구 간	2008	2009	2010 이후	구 간	2012 이후
1억원 이하	16%	15%	13%	2억원 이하	11%	11%	11%	2억원 이하	10%
1억원 이상	28%	27%	25%	2억원 이상	25%	22%	20%	2억원 이상	20%
								200억원 이하	
								200억원 초과	22%

- 7) 선행연구에서는 BTDD 중 이익조정으로 인해 발생하는 부분을 제거할 때, 그 이익조정측정치로 당기순이익에서 영업활동으로 인한 현금흐름을 차감한 총발생액을 주로 이용하고 있다. 일부 연구에서는 총발생액이 아닌 재량적 발생액을 이용하고 있는데 이와 관련하여 두 가지 연구결과에 차이가 없는 것으로 보고되고 있기에, 본 연구에서는 총발생액을 사용하기로 한다(Dechow et al. 1995 ; 김진희 · 정재욱 2006).

SIZE : 기업규모(총자산의 자연로그값) ;
 LEV : 부채비율(총부채/총자산) ;
 OCF : 영업현금흐름/기초총자산 ;
 ROA : 수익성(당기순이익/기초총자산) ;
 FORN : 외국인지분율 ;
 OWN : 대주주지분율 ;
 MB : 성장성(시가총액/자산의 장부가치) ;
 PPE : (유형자산-토지-건설중인자산)/기초총자산 ;
 RnD : 연구개발비/매출액 ;
 DA : 수정 Jones 모형에 의한 재량적 발생액 ;
 ID : 산업더미 ;
 YD : 연도더미 ;
 ε : 잔차항.

본 연구의 가설1은 경영자의 자기과신 성향이 납세의무 이행과 관련한 의사결정에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 것이다. 만약 자기과신 성향이 있는 경영자(OVCF)가 조세회피 전략(TA)에 적극적이라면 자기과신성향(OVCF)의 회귀계수인 β_1 은 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가질 것이다. 반면, 자기과신 성향이 있는 경영자(OVCF)가 납세의무 이행에 적극적인 의사결정을 했다면 자기과신성향(OVCF)의 회귀계수인 β_1 은 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가질 것이다.

모형1의 통제변수로는 선행연구를 통해 기업의 조세회피에 영향을 미치는 것으로 알려진 요인들을 이용하였다. 먼저 기업규모(SIZE)는 공격적 조세전략으로 조세회피를 한다는 주장(Grubert and Slemrod 1996 ; Mills 1998 ; Graham and Tucker 2006 ; 김진회 · 정재욱 2006)과 정치적비용이론에 따라 각종 규제로 인하여 조세회피성향이 낮을 것이라는(Zimmerman 1983 ; Watts and Zimmerman 1990 ; Porcano 1986 ; 최원욱 외 2011) 주장이 동시에 존재한다. 부채비율(LEV)도 부채비율이 높을수록 조세회피를 적게 한다는 주장(Graham and Tucker 2006 ; 김진회 · 정재욱 2006 ; 박종국 · 홍영은 2009)과 부채비율이 높을수록 조세회피수준이 높다(권순창 외 2009)는 주장이 동시에 존재한다. 영업현금흐름을 통제변수에 추가하는 이유는 현금흐름에 따른 유동성이 조세회피에 직접적으로 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 즉, 유동성 확보를 위한 현금유출을 감소시키기 위해 조세부담을 감소시키려는 노력을 할 수도 있고(Ashbaugh et al. 2003), 외부자금조달에 부정적인 영향이 미칠 것을 우려하여 조세회피를 하지 않을 가능성도 있다. 수익성을 나타내는 ROA는 이익으로 인한 조세부담 때문에 조세회피를 할 것으로 예측되므로(김진회 · 정재욱 2006 ; 고윤성 외 2007 ; 최원욱 외 2011) 이러한 영향을 통제하고자 한다. 외국인지분율(FORN)은 외국인주주가 경영자에 대한 감시활동을 함으로써 조세회피와의 관계가 음(-)일 것으로 예측된다(박종국 · 홍영은 2009 ; 유성열 · 이병철 2014). 대주주지분율(OWN)은 주주의 경영자에 대한 감시효과 또는 제약으로 인하여 대주주지분율이 높아질수록 조세회피를 하지 못한다는 주장(Klassen 1997)과 오히려 대주주지분율이 높을수록 조세회피에 적극적일 것이라는 주장(이균봉

2010)이 동시에 존재한다. 기업의 성장성(MB)은 향후 미래의 수익가능성과 기업의 투자 및 조세 회피에 영향을 미칠 수 있기 때문에 통제변수에 추가하였다(Chen et al. 2010). 유형자산비율(PPE)은 감가상각을 통한 비용인식에 대한 조정의 가능성과 유형자산의 처분시기를 통한 조세회피에 영향을 미칠 수 있어 통제변수에 추가하였으며, 연구개발비의 경우에도 연구개발세액공제의 혜택으로 인한 조세회피의 감소요인과 자산과 비용의 선택적용으로 인한 조세회피유인을 통제하고자 추가하였다. 그리고 이익조정이 조세회피에 미치는 영향을 통제하기 위하여 재량적 발생액(DA)을 통제변수에 추가하였으며, 마지막으로 연도별 세법규정 및 세율의 변동성과 산업의 특성을 통제하기 위해 연도(YD) 및 산업더미(ID)를 추가하였다.

다음으로 [가설 2]를 검증하기 위한 분석모형으로는 (모형1)에 경영자의 나이 변수 및 해당 변수와 경영자의 자기과신 성향(OVCF)과의 상호작용변수를 추가한 다음의 (모형2)를 이용하기로 한다.

$$\begin{aligned}
 TA_t = & \beta_0 + \beta_1 OVCF_t + \beta_2 OVCF_t * AGE_t + \beta_3 AGE_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t \\
 & + \beta_6 OCF_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 FORN_t + \beta_9 OWN_t + \beta_{10} MB_t \\
 & + \beta_{11} PPE_t + \beta_{12} RnD_t + \beta_{13} DA_t + YD + ID + \varepsilon_t
 \end{aligned} \quad (\text{모형 2})$$

<변수설명>

AGE : 경영자의 나이가 전체 표본에서 평균 이상이면 1, 아니면 0 ;

본 연구의 가설 2는 경영자의 자기과신 성향이 납세의무 이행과 관련한 의사결정에 미치는 영향이 경영자의 연령에 따라 차이가 발생하는지 살펴보는 것이다. 모형 2에서 주된 관심변수는 자기과신성향(OVCF)과 경영자의 연령변수(AGE)와의 상호작용 변수이다. [가설 2]의 주장이 타당하다면 자기과신과 연령의 상호작용변수(OVCF*AGE)와의 회귀계수인 β_2 는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 나타낼 것이다.

2. 표본선정

본 연구는 2000년부터 2014년까지를 연구기간으로 하여 유가증권시장 및 코스닥에 상장된 기업 중 다음의 조건을 만족하는 기업을 표본으로 선정하였다. 그리고 재무자료와 경영자관련 자료는 NICE평가정보의 데이터베이스인 KIS-VALUE와 상장회사협의회 TS-2000 데이터베이스에서 수집하였다.

- ① 비금융업에 속하는 기업
- ② 12월말 결산법인

- ③ 세무보고이익이 음(-)이 아닌 기업
- ④ 변수측정에 필요한 재무자료 및 경영자특성 자료가 입수 가능한 기업

위의 조건 중에서 금융업을 제외하는 것은 금융업의 회계원칙과 계정과목 등은 다른 업종과 차이가 있기에 비교가능성을 제고하기 위함이고, 12월말 결산법인만을 이용한 것은 결산 월의 차이로 인해 적용 세법이 달라져 발생하는 문제를 제거하기 위함이다.⁸⁾ 또한 세무이익이 음(-)인 기업은 조세회피성향이 낮거나 조세회피유인이 존재하지 않기 때문에 제외하였다. 한편, 모든 연속변수들은 극단치 값이 갖는 문제를 해결하기 위해 양극단 1%에 속하는 값은 각각 1% 및 99%의 값으로 대체하여 극단값을 조정하였다(winsorizing). 다음 <표 1>은 본 연구의 표본선정 기준 및 표본 수를 나타낸다.

<표 1> 표본선정 기준 및 표본 수

표본 선정 기준	표본 수
2000년부터 2014년까지 12월 결산법인 중 금융업이 아닌 기업	24,485
(-) 조세회피 측정을 위해 필요한 변수가 없는 표본 제외	(12,877)
(-) 자기과신 측정을 위해 필요한 변수가 없는 표본 제외	(20)
(-) 경영자 특성인 연령(AGE) 자료가 없는 표본 제외	(1971)
(-) 기타 분석 자료가 없는 표본 제외	(510)
최종 표본	9,107

IV. 실증분석결과

1. 기술통계량

<표 2>에는 본 연구의 가설을 검증하기 위해 사용된 변수들의 기술통계량이 제시되어 있다. <표 2>를 보면, 조세회피측정치인 TS 및 TS_D의 평균값은 각각 -0.0064 및 -0.0069이며, 중위수는 각각 -0.002 및 -0.0031이다. 그리고 본 연구의 관심변수인 경영자의 자기과신 성향(OVCF)은 0.466으로, 이는 경영자 중 46%가 자기과신 성향이 있는 것으로 분류되었음을 의미한다. 한편, 외국인지분율은 평균 0.066이고, 대주주지분율 평균 0.38, 부채비율은 평균 0.41이다.

8) 우리나라는 대부분 주된 세법변경이 1월로 변경되는 경우가 많은데, 결산일이 다르게 되면 동일한 사업 연도 내에 표본 간 다른 세법규정이 적용되는 문제가 발생할 수 있다.

〈표 2〉 주요 변수별 기술통계량 (N=9,107)

변수명	평균값	표준편차	최소값	Q1	중위수	Q3	최대값
TS	-0.0064	0.0822	-0.3129	-0.0422	-0.0024	0.0344	0.3135
TS_D	-0.0069	0.0817	-0.2935	-0.0432	-0.0031	0.0332	0.3171
OVCF	0.4666	0.4989	0	0	0	1	1
SIZE	25.4975	1.3992	21.5768	24.5386	25.2606	26.1981	29.9426
LEV	0.4108	0.1845	0.0417	0.2665	0.4139	0.5477	0.9813
OCF	0.0713	0.1149	-0.3758	0.0105	0.0633	0.1236	0.6352
ROA	0.0532	0.1052	-0.5825	0.0142	0.0483	0.0940	0.6722
FORN	0.0663	0.1166	0	0.0005	0.0100	0.0741	0.5681
OWN	0.3825	0.1861	0.0195	0.2548	0.3832	0.5133	0.8216
MB	0.7274	0.6348	0.1048	0.2838	0.5095	0.9335	2.5877
PPE	0.1777	0.1265	0.0000	0.0827	0.1528	0.2461	0.8399
RnD	0.0140	0.0355	0	0	0.0014	0.0135	1.4241
DA	-0.0001	0.1046	-0.4117	-0.0491	0.0007	0.0477	0.4274
AGE	0.5418	0.4983	0	0	1	1	1

주) TS, TS_D : 조세회피측정치(BTD, DD_BTD) ; OVCF : 다음의 4가지 요건 중 2가지 이상에 해당하면 1, 아니면 0. 1) 현금흐름표상 유형자산 취득으로 인한 자금유출이 전체 표본기업 중 상위 20%인 경우, 2) 배당률이 0인 경우, 3) 총자산성장률이 매출성장률 보다 높은 경우, 4) 부채비율이 표본기업의 평균 부채비율 보다 높은 경우 ; SIZE : 기업규모(총자산의 자연로그값) ; LEV : 부채비율(총부채/총자산) ; OCF : 영업현금흐름/기초총자산 ; ROA : 수익성(당기순이익/기초총자산) ; FORN : 외국인지분율 ; OWN : 대주주지분율 ; MB : 성장성(시가총액/자산의 장부가치) ; PPE : (유형자산-토지-건설중인자산)/기초총자산 ; RnD : 연구개발비/매출액 ; DA : 수정 Jones 모형에 의한 재량적 발생액 ; AGE : 경영자가 연령이 평균이상이면 1 아니면 0.

2. 회귀분석결과

<표 3>은 본 연구의 [가설 1]인 경영자의 자기과신 성향이 조세회피에 미치는 영향에 관한 회귀분석 결과이다. 우선 회귀모형의 설명력($Adj R^2$)을 보면 본 연구의 두 가지 조세회피 측정치(TS 및 TS_D)를 종속변수로 했을 경우 모두 43.6%로 나타났으며, F-value도 모두 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 따라서 회귀모형의 타당성에는 문제가 없는 것으로 판단된다.⁹⁾

구체적으로 분설결과를 살펴보면, 본 연구의 첫 번째 조세회피 측정치인 TS를 종속변수로 했

9) 다중공선성 검증결과인 VIF 수치가 높지 않아 독립변수들 간 다중공선성 문제도 없는 것으로 판단된다.

을 경우 경영자의 자기과신 성향(OVCF)의 회귀계수 값은 -0.0070 로 1% 수준(t 값 $=-4.57$)에서 유의한 음(-)의 값인 것으로 나타났다. 이는 본 연구의 또 다른 조세회피 측정치인 TS_D를 종속변수로 이용하더라도 유사하게 나타났다. 즉, 경영자의 자기과신 성향(OVCF)의 회귀계수 값은 -0.0061 로 역시 1% 수준(t 값 $=-4.00$)에서 유의한 음(-)의 값이다. 이러한 결과는 자기과신 성향이 있는 경영자가 조세회피 성향이 낮고 오히려 세금을 더욱 적극적으로 납부하고 있음을 시사한다. 이는 자기과신 성향이 있는 경영자들이 자신의 경영성과에 대한 낙관적인 전망을 충족시키기 위해 이익을 과대계상 하는 경향이 있고 이에 따른 비조세비용의 절감액이 조세부담액 보다 커 조세회피에 소극적일 수 있다는 선행연구의 주장과 일치하는 결과이다(차명기 등 2016 ; 장승주 등 2017).¹⁰⁾

그런데 상기 분석결과는 우리나라의 상장기업들을 대상으로 동일한 주제를 들여다 본 장승주 등(2017)과는 반대된다. 관련하여, 다음의 두 가지 해석이 가능하다. 첫째, 경영자의 자기과신 성향에 대한 측정치로 다른 변수가 이용되었다는 점이다. 장승주 등(2017)의 경우 경영자의 자기과신 성향을 스톡옵션의 행사여부 또는 자사주 순매입으로 측정한 반면, 본 연구에서는 투자 및 재무활동과 관련한 측정치를 이용했다는 점에서 차이가 있다. 둘째, 장승주 등(2017)의 경우 자사주 보유 기업 또는 스톡옵션 부여 기업만을 대상으로 분석하여 상장기업 중 일부 표본만이 다뤄진 반면, 본 연구에서는 이러한 제약 없이 전체 상장기업을 대상으로 했다는 점이다.

한편, 본 연구에 이용된 통제변수들이 조세회피에 미치는 영향을 살펴보면, 먼저 기업규모(SIZE)와 조세회피의 관계는 TS와 TS_D 모형에서 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 관계인 것으로 나타났다. 이는 기업규모가 커질수록 추후 세무조사 위험에 노출될 가능성이 낮아 공격적 조세전략이 가능할 것이라는 정치비용 가설(political costs hypothesis)과 일치하는 결과이다(Grubert and Slemrod 1996 ; Mills 1998 ; Graham and Tucker 2006 ; 김진회 · 정재욱 2006). 영업현금흐름과 조세회피의 관계는 두 모형 모두에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값인 것으로 나타났으며(Ashbaugh et al. 2003), 수익성(ROA)은 통계적으로 유의(1% 유의수준)한 양(+)의 관계로 나타났는데, 이는 이익이 늘어나면서 조세부담이 증가하여 조세회피를 적극적으로 한다는 주장(김진회 · 정재욱 2006 ; 고윤성 외 2007 ; 최원욱 외 2011)과 일치하는 결과이다. 외국인지분율(FORN)은 조세회피와의 관계가 두 모형 모두에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 나타내고 있는데, 이는 외국인주주의 감시활동(유성열 · 이병철 2014)으로 인한 영향인 것으로 추측된다(박종국 · 홍영은 2009 ; 유성열 · 이병철 2014). 연구개발비(RnD)의 회귀계수 값은 통계적으로 유의한(1% 유의수준) 음(-)의 값을 보여주고 있는데, 이는 연구개발비의 증가에 따라 세액공제 등의 혜택으로 조세부담이 감소하여 상대적으로 조세회피성향이 감소된 것으로 보인다. 한

10) 이러한 분석결과는 조세회피 모형에서 통제변수의 종류 및 수에 따라 민감하게 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 예를 들어, 통제변수 중 외국인지분율과 지배주주지분율을 제외하더라도 본 연구의 결과에는 차이가 발생하지 않았다.

편, 부채비율(LEV)과 대주주지분율(OWN), 재량적 발생액(DA)은 두 모형 모두에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

〈표 3〉 경영자의 자기과신 성향이 조세회피에 미치는 영향

변수명	조세회피측정치(TS)		조세회피측정치(TS_D)	
	회귀계수	t값	회귀계수	t값
상수	-0.1327	-4.75***	-0.0663	-2.39**
OVCF	-0.0070	-4.57***	-0.0061	-4.00***
SIZE	0.0047	7.81***	0.0021	3.46***
LEV	-0.0049	-1.10	-0.0059	-1.32
OCF	0.2126	17.30***	0.2190	17.93***
ROA	0.3887	31.23***	0.3789	30.64***
FORN	-0.0236	-3.49***	-0.0187	-2.77***
OWN	-0.0024	-0.66	-0.0036	-1.02
MB	-0.0092	-7.42***	-0.0091	-7.34***
PPE	0.0337	5.57***	0.0352	5.86***
RnD	-0.0416	-2.13**	-0.0365	-1.88*
DA	0.0142	1.16	0.0110	0.90
ID	포함		포함	
YD	포함		포함	
Adj R-Sq	0.436		0.436	
F Value	214.56***		215.01***	
N	9,107		9,107	

주1) 변수정의는 <표 2>를 참조.

주2) *, **, ***은 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검증)을 나타낸다.

<표 4>에서는 경영자의 자기과신 성향과 조세회피의 관계가 경영자의 연령에 따라 차별적으로 나타나는지를 보여준다. <표 4>를 보면, 종속변수를 TS 또는 TS_D로 한 분석에서 OVCF의 회귀계수는 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값인 반면, OVCF*AGE의 회귀계수값은 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 자기과신 성향이 있는 경영자가 조세회피에 소극적인 경향이 주로 젊은 경영자에게서 나타나며, 이러한 현상이 나이 많은 경영자에게서는 약화됨을 의미한다. 즉, 젊은 경영자일수록 자기과신 성향이 높아 기대이익을 충족시키기 위해 이익조정을 할 가능성이 높고 이에 따라 조세비용을 감수하는 선택을 한 것으로 여겨진다.

<표 4> 경영자의 연령이 경영자의 자기과신 성향과 조세회피의 관계에 미치는 영향

변수명	조세회피측정치(TS)		조세회피측정치(TS_D)	
	회귀계수	t값	회귀계수	t값
상수	-0.1259	-4.48***	-0.0594	-2.12**
OVCF	-0.0116	-5.58***	-0.0105	-5.08***
OVCF*AGE	0.0086	3.28***	0.0083	3.18***
AGE	-0.0039	-2.13**	-0.0036	-1.96**
SIZE	0.0045	7.28***	0.0019	3.03***
LEV	-0.0050	-1.11	-0.0060	-1.34
OCF	0.2113	17.19***	0.2178	17.83***
ROA	0.3885	31.23***	0.3787	30.64***
FORN	-0.0233	-3.44***	-0.0183	-2.72***
OWN	-0.0024	-0.67	-0.0037	-1.04
MB	-0.0093	-7.43***	-0.0091	-7.34***
PPE	0.0335	5.54***	0.0351	5.83***
RnD	-0.0426	-2.18**	-0.0373	-1.92*
DA	0.0149	1.21	0.0117	0.96
YD	포함		포함	
ID	포함		포함	
Adj R-Sq	0.436		0.437	
F Value	202.80***		203.19***	
N	9,107		9,107	

주1) 변수의 정의는 <표 2>를 참조.

주2) *, **, ***은 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검증)을 나타낸다.

3. 추가분석

가. 민감도분석

<표 5>에는 경영자의 자기과신 측정치로 주요 분석에서 사용한 4가지의 조건 중 3가지 이상을 만족한 경우(Panel A)와 4가지 조건을 모두 만족하는 경우(Panel B) 각각에 대해 실증분석을 재수행한 결과가 제시되어 있다.

〈표 5〉 경영자의 자기과신 측정치로 여러 조합을 이용한 분석결과

Panel A : 자기과신 성향 측정치로 4가지 조건 중 3개 이상을 만족한 경우로 정의				
변수명	조세회피측정치(TS)		조세회피측정치(TS_D)	
	회귀계수	t값	회귀계수	t값
상수	-0.1322	-4.73***	-0.0666	-2.40**
OVCF	-0.0076	-3.75***	-0.0074	-3.65***
Control Variables	포함		포함	
ID	포함		포함	
YD	포함		포함	
Adj R-Sq	0.435		0.436	
F Value	214.20***		214.86***	
N	9,107		9,107	
Panel B : 자기과신 성향 측정치로 4가지 조건을 모두 만족한 경우로 정의				
변수명	조세회피측정치(TS)		조세회피측정치(TS_D)	
	회귀계수	t값	회귀계수	t값
상수	-0.1293	-4.63***	-0.0647	-2.33**
OVCF	-0.0160	-3.23***	-0.0185	-3.77***
Control Variables	포함		포함	
ID	포함		포함	
YD	포함		포함	
Adj R-Sq	0.435		0.436	
F Value	214.20***		214.86***	
N	9,107		9,107	

주1) 변수의 정의는 <표 2>를 참조.

주2) *, **, ***은 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검증)을 나타낸다.

분석결과는 Panel A와 Panel B 모두에서 주요 분석의 결과와 일치했다. 즉, 경영자의 자기과신 성향과 조세회피간에는 통계적으로 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 본 연구의 주요 분석에서 발견한 결과가 자기과신 성향 측정치로 이용한 4가지 요건의 여러 조합에 민감하게 반응하지 않고 강건함을 의미한다.

나. 현금흐름이 양호하지 못한 기업을 제외한 분석

본 연구에서는 경영자의 자기과신 성향을 측정하기 위한 요소 중 하나로 기업의 배당률을 살

해보았다. 왜냐하면 자기과신 성향이 있는 경영자는 투자에 대한 낙관적인 기대를 가지고 잉여금을 배당하기 보다는 신규투자를 위해 사용했을 것이기 때문이다. 그런데 현금흐름이 양호하지 못한 기업의 경우 과잉투자를 위해 배당을 하지 않았기보다는, 배당자금이 부족하여 배당을 못했을 수도 있다. 이러한 가능성을 배제하기 위하여 전체 표본에서 현금흐름이 양호하지 못한 기업을 제외한 후 본 연구의 주요 분석을 재수행 하였다. 이 때 현금흐름이 원활하지 못했는지 여부는 전체 표본 중 현금흐름이 하위 20%에 해당하는 경우로 보았다. <표 6>은 이와 같이 현금흐름이 양호하지 못한 기업을 제외한 표본에 대한 분석결과이다. <표 6>을 보면, 종속변수를 TS 또는 TS_D로 한 분석에서 OVCF의 회귀계수는 각각 1% 및 5% 수준에서 유의한 음(-)의 값으로, 주요분석의 결과와 일치한다.

<표 6> 현금흐름이 양호하지 못한 기업을 제외한 분석결과

변수명	조세회피측정치(TS)		조세회피측정치(TS_D)	
	회귀계수	t값	회귀계수	t값
상수	-0.0922	-2.74***	-0.0306	-0.91
OVCF	-0.0050	-3.07***	-0.0042	-2.54**
Control Variables	포함		포함	
ID	포함		포함	
YD	포함		포함	
Adj R-Sq	0.374		0.378	
F Value	133.00***		135.63***	
N	7,285		7,285	

주1) 변수의 정의는 <표 2>를 참조.

주2) *, **, ***은 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검증)을 나타낸다.

다. Maximum Likelihood 방법에 의한 분석

잔차의 자기상관(Autocorrelation)을 검정하기 위하여 Durbin-Watson test를 시행해 본 결과 Durbin-Watson D값은 1.961로 자기상관 현상이 있는 것으로 나타났다. 이를 해결하기 위하여 본 연구의 주요 분석을 최대우도법(Maximum Likelihood)을 통해 재수행하였으며, 그 결과는 <표 7>에 제시되어 있다. <표 7>을 종속변수를 TS 또는 TS_D로 한 분석에서 OVCF의 회귀계수는 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값으로 이는 <표 3>의 주요 분석의 결과와 일치한다.

〈표 7〉 Maximum Likelihood 방법을 이용한 분석결과

변수명	조세회피측정치(TS)		조세회피측정치(TS_D)	
	회귀계수	t값	회귀계수	t값
상수	-0.1327	-4.75***	-0.0660	-2.38**
OVCF	-0.0070	-4.60***	-0.0061	-4.03***
SIZE	0.0047	7.82***	0.0021	3.47***
N	9,107		9,107	
Log Likelihood	12,462.52		12,520.47	

주1) 변수의 정의는 <표 2>를 참조.

주2) *, **, ***은 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검증)을 나타낸다.

V. 결 론

본 연구는 기업의 조세회피도에 영향을 미치는 요인으로 경영자의 개별 특성요인인 자기과신 성향을 살펴보았다. 기업의 조세회피의 결정요인 관련 초기 연구들이 주로 기업특성 요인에 집중해 온 반면, Dyreng et al.(2010)의 연구 이후 경영자의 개별 특성 요인에 관심이 집중되기 시작했다. 본 연구에서는 경영자의 개별 특성 요인 중에서도 특히 경영자의 자기과신 성향이 기업의 조세회피도에 미치는 영향을 살펴보았다. 관련하여 국내외 선행연구에서는 경영자의 자기과신 성향이 기업의 조세회피도와 양(+)의 관계에 있는 것으로 보고하고 있다. 즉, 관련 실증결과가 이미 축적되어 있기는 하나, 본 연구에서는 선행연구의 표본이 일부 기업만을 대상으로 하고 있다는 점에 초점을 두어 상장기업 전반에 드러나는 경영자의 자기과신 성향과 조세회피도에 대한 추가적인 증거를 제시한다는 데 의의를 두었다. 특히, 경영자의 자기과신 성향과 조세회피도의 관계가 선행연구의 발견점과 달리 음(-)의 관계일 것이라는 주장 역시 타당한 것으로 지지를 받고 있기에 확장 표본을 통해 양 변수간의 대립가설을 추가적으로 살펴보는 것이 의미가 있다고 판단하였다.

본 연구는 2000년부터 2014년까지 국내 상장기업을 표본으로 활용하여 회귀분석을 실시하였다. 분석결과, 자기과신 성향이 있는 경영자가 조세회피 계획에서는 소극적이라는 결과를 발견하였다. 즉, 자기과신 성향이 있는 경영자는 경영의사결정 관련 자신의 낙관적인 기대를 충족할 목적으로 재무보고 이익을 상향조정 함에 따라 기대되는 비조세비용의 절감효과를 세무이익이 늘어남에 따른 조세비용의 증가효과 보다 더 비중을 두기에 조세회피 계획에서는 소극적인 의사결정을 한 것으로 보인다. 이는 선행연구의 발견과 반대되는 결과로, 그 이유는 본 연구에서 사용한 자기과신 성향에 대한 측정치가 선행연구와 차이가 있고, 연구표본 역시 스톡옵션 미발

행기업 및 경영자의 자사주 매입이 없었던 기업까지 포함하여 확대하였다는 점에서 기인한 것으로 여겨진다. 본 연구는 경영자의 개별 특성 중 자기과신 성향과 조세회피도의 관계와 대해 추가적인 실증결과를 제시함으로써 조세회피 관련 연구에 기여하고 있다. 또한, 경영자의 자기과신 성향과 조세회피도의 관계가 경영자의 연령에 따라 차별적으로 나타남을 제시하였다는 점에서 의미가 있다.

참고문헌

- 고윤성 · 김지홍 · 최원욱. 2007. “조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구”. 세무학연구 제24권 제4호 : 9-40.
- 고윤성. 2008. “기업특성에 따른 세무조정형태”. 세무와회계저널 제9권 제1호 : 63-94.
- 고윤성 · 기은선. 2014. “최고경영자 교체와 조세회피”. 경영학연구 제43권 제4호 : 1169-1196.
- 고종권 · 조은희 · 김우영. 2012. “적극적인 재무보고와 적극적인 세무보고의 관계 분석”. 회계저널 제21권 제3호 : 95-130.
- 고창열 · 박준호. 2013. “경영자능력이 조세회피에 미치는 영향에 관한 연구”. 한국회계학회 학술발표논문집 제2013권 제1호 : 392-428.
- 권순창 · 강영옥 · 김창훈 · 김정환. 2009. “조세회피와 기업특성에 관한 분석”. 국제회계연구 제26집 : 189-210.
- 권순창 · 김형국 · 채종화. 2004. “세무조정과 기업특성 변수의 관련성 연구”. 세무회계연구 제14권 : 7-30.
- 권순철 · 권순창. 1993. “상장기업의 유효법인세율에 관한 검토”. 세무학연구 제5호 : 73-93.
- 김정찬 · 노현섭. 2013. “세후이익에 기초한 경영자보상의 사용과 기업의 조세회피”. 회계정보연구 제31권 4호 : 209-228.
- 김진태 · 배종일 · 심충진. 2013. “기업의 이익조정 유형과 조세회피 : 적자회피 기업과 Big bath 기업을 중심으로”. 기업경영연구 제48권 : 61-75.
- 김진회 · 정재욱. 2006. “기업의 재무적 특성이 조세회피행위에 미치는 영향”. 세무학연구 제23권 제4호 : 97-123.
- 김창범 · 송동진. 2008. “과잉투자가 이익조정에 미치는 영향”. 경영학연구 제37권 제4호 : 901-925.
- 김철환 · 김대현 · 전규안. 2012. “공격적인 재무보고와 공격적인 세무보고간의 관련성”. 국제회계연구 제43집 : 241-272.
- 노현섭 · 정문현. 1995. “기업규모와 유효세율간의 관계 : 정치적 비용가설과 조세혜택 가설의 검증”. 세무학연구 제6호 : 85-114.
- 박종국 · 홍영은. 2009. “조세회피와 외국인지분율”. 세무학연구 제26권 제1호 : 105-135.
- 박종훈 · 성연달 · 김창수. 2013. “최고경영자 자기과신과 기업성과 : 이사회와 재벌의 조절효과”. 경영학연구 제42권 제3호 : 673-697.
- 반혜정. 2015. “최고경영자의 특성과 배당성향이 기업의 투자의사결정에 미치는 상호 작용효과”. 국제회계연구 제59권 : 237-258.
- 선우희연 · 현지원. “최고경영자 연령과 조세회피수준의 관계”. 회계정보연구 제35권 제3호 : 213-241.
- 심상규 · 김지범. 2008. “경영자 스톡옵션 보상이 조세회피행위에 미치는 영향”. 회계정보연구

- 제26권 3호 : 233-258.
- 안동일 · 석기준. 2015. “조세회피요인이 조세회피성향에 미치는 영향 - 양도 소득세를 중심으로-”. 세무회계연구 제45권 : 105-128.
- 안숙찬. 2012. “조세피난처의 이용과 기업특성”. 세무학연구 제29권 제4호 : 257-283.
- 유성열 · 이병철. 2014. “외국인투자 기업의 특성이 조세회피에 미치는 영향”. 회계정보연구 제32권 제2호 : 95-126.
- 이균봉. 2010. “기업소유구조가 조세회피성향에 미치는 영향”. 국제회계연구 제34집 : 187-216.
- 이성희 · 김정애. 2007. “경영자의 인구통계학적 특성과 이익조정간의 관련성 연구”. 회계정보연구 제25권 제3호 : 157-186.
- 이준규 · 박성욱. 2015. 「세법개론」.
- 장승주 · 김응길 · 이용규 · 노희천. 2017. “경영자 과신성향이 조세회피에 미치는 영향”. 세무학연구 제34권 제2호 : 41-76.
- 전규안. 1997. “기업특성이 조세부담에 미치는 영향”. 회계학연구 제22권 제4호 : 23-60.
- 최원욱 · 고운성 · 조정은. 2011. “특수관계자 거래가 조세회피행위에 미치는 영향”. 세무학연구 제28권 제3호 : 9-35.
- 황국재 · 차명기. 2015. “최고경영자의 자기과신 성향이 이익조정에 미치는 영향”. 한국회계학회 학술발표논문집 제2015권 제1호 : 420-458.
- 황국재 · 차명기 · 여영준. 2014. “최고경영자의 특성이 회계보고에 영향을 주는지? : 자기과신경향과 보수주의회계보고의 관계를 중심으로”. 한국회계학회 학술발표논문집 2014권 : 1663-1686.
- Ashbaugh, H, R. LaFond, and B. Mayhew. 2003. Do Non-Audit Services Compromise Auditor Independence? Further Evidence. *The Accounting Review* 78 : 611-639.
- Bantel, K.A. and S. E. Jackson. 1989. Top management and innovations in banking : Does the composition of the top team make a difference?. *Strategic Management Journal* 10 : 107-124.
- Barker, V. L. and G. C. Mueller,. 2002. CEO characteristics and firm R&D spending. *Management Science* 48 : 782-801.
- Bebchuk, L. O. Bar-Gill. 2003. Misreporting corporate performance. Working paper. Harvard Law School.
- Ben-David, I., J. Graham, and C. Harvey. 2007. Managerial overconfidence and corporate policies. Unpublished working paper.
- Ben-David, I., J. R. Graham, and C. R. Harvey. 2013. Managerial miscalibration. *Quarterly Journal of Economics* 128 : 1547-1584.

- Campbell, T. C., M. Galleyer, S. A. Johnson, J. Rutherford and B. W. Stanley. 2011. CEO Optimism and Forced Turnover. *Journal of Financial Economics* 101 : 695–712.
- Chen, S., X. Chen, Q. Cheng, and T. Shevlin. 2010. Are family firms more tax aggressive than non-family firms?. *Journal of Financial Economics* 95(1) : 41–61.
- Chyz, J., FB. Gaertner, A. Kausar, and L. Watson. 2014. Overconfidence and aggressive corporate tax policy. Available at SSRN.
- De Bondt, W. F., and R. H. Thaler. 1994. Financial decision-making in markets and firms : A behavioral perspective (No. w4777). National Bureau of Economic Research.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70(2) : 192–225.
- Demerjian, P., B. Lev, and S. McVay. 2012a. Quantifying managerial ability : A new measure and validity tests. *Management Science* 58(7) : 1229–1248.
- Desai, M. A., C. F. Foley, and J. R. Hines Jr. 2006. The demand for tax haven operations. *Journal of Public Economics* 90 : 513–531.
- Desai, M. A., 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.
- Dyreng, S. D., M. Hanlon and E. L. Maydew. 2010. The effects of executives on corporate tax avoidance. *The Accounting Review* 85(4) : 1163–1189.
- Edwards, A., C. Schwab, and T. Shevlin. 2013. Financial constraints and the incentive for tax planning. Working Paper, University of Toronto, University of Georgia and University of California at Irvine.
- Feinstein, J. S. 1991. An econometric analysis of income tax evasion and its detection. *The RAND Journal of Economics* : 14–35.
- Francis, B., X. Sun, and Q. Wu. 2013. Managerial ability and tax avoidance. Available at SSRN 2348695.
- Graham, J. 1996. Proxies for the corporate marginal tax rate. *Journal of Financial Economics* 42(2) : 187–221.
- Graham, J. and A. Tucker. 2006. Tax Shelters and Corporate Debt Policy. *Journal of Financial Economics* : 563–594.
- Greenwald, A. 1980. The Totalitarian Ego : Fabrication and Revision of Personal History. *American Psychologist* 35 : 603–618.
- Grubert, H. and J. Slemrod. 1996. The Effect of Taxes on Investment and Income Shifting to

- Puerto Rico. *The Review of Economics and Statistics* 80(3) : 365–373.
- Hackbarth, D. 2008. Managerial traits and capital structure decisions. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 43(4) : 843–881.
- Hambrick, D. C. and P. A. Mason. 1984. Upper echelons : The organization as a reflection of its top managers. *Academy of Management Review* 9 : 193–206.
- Hayward, M. L. A., and D. C. Hambrick. 1997. Explaining the premiums paid for large acquisitions : Evidence of CEO hubris. *Administrative Science Quarterly* 42(1) : 103–127.
- Heaton, J. B. 2002. Managerial optimism and corporate finance. *Financial Management* 31 : 33–45.
- Hrebiniak, L. G. and J. A. Alutto. 1972. Personal and Role Related Factors in the Development of Organizational Commitment. *Administrative Science Quarterly* 17(4) : 555–573.
- Jensen, M. 1986. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeover. *American Economic Review* 76 : 323–329.
- Klassen, K. H. 1997. The Impact of Inside Ownership Concentration on the Trade-off Between Financial and Tax Reporting. *The Accounting Review* 72(3) : 455–474.
- Malmendier, U., and G. Tate. 2005. CEO overconfidence and Corporate Investment. *Journal of Finance* 60 : 2661–2700.
- _____, and _____. 2008. Who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction. *Journal of financial Economics* 89(1) : 20–43.
- Manzon, G. B. Jr. and G. A. Plesko. 2002. The Relation Between Financial and Tax Reporting Measures of Income. *Tax Law Review* 55(2) : 175–214.
- Mills, L. 1998. Book-tax Differences and Internal Revenue Service Adjustments. *Journal of Accounting Research* 36(2) : 343–356.
- Musteem, M., V. L. Barker, and V. L. Baeten. 2006. CEO attributes associated with attitude toward change : The direct and moderating effects of CEO tenure. *Journal of Business Research* 59 : 604–612.
- Porcano, T. M. 1986. Corporate Tax Rates : Progressive, Proportional or Regressive, The *Journal of the American Taxation Association*. Spring : 17–31.
- Prendergast, C., and L. Stole. 1996. Impetuous Youngsters and Jaded Old-Timers : Acquiring a Reputation for Learning. *Journal of Political Economy* 104 : 1105–1134.
- Rego, S. O., and R. Wilson. 2012. Equity risk incentives and corporate tax aggressiveness. *Journal of Accounting Research* 50 : 775–810.
- Richardson, S. 2002. Corporate Governance and the Over-Investment of Surplus Cash.

- Working Paper. University of Pennsylvania.
- Roll, R. 1986. The hubris hypothesis of corporate takeovers. *Journal of Business* 59 : 197–216.
- Scholes, M., and M. Wolfson. 1992. *Taxes and Business Strategy : A Planning Approach*. Engelwood Cliffs, NJ : Prentice–Hall.
- Schrand, C. M., and S. L. C. Zechman. 2012. Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting. *Journal of Accounting and Economics* 53 : 311–329.
- Simons, T. 1995. Top management team consensus, heterogeneity, and debate as contingent predictors of company performance : The complementarity of group structure and process. 55th Annual Meeting of the Academy of management, Best Papers Proceedings, Vancouver, British Colombia, Canada : 62–66.
- Stickney, C. P. and V. E. McGee. 1982. Effective corporate tax rate the effect of size, capital intensity, leverage, and other factors. *The Journal of Accounting and Public Policy* 1(2) : 125–152.
- Taylor, S., and D. Brown. 1988. Illusion and Wellbeing : A Social Psychological Perspective on Mental Health. *Psychological Bulletin* 103 : 193–210.
- Titman, S., K. Wei and F. Xie. 2004. Capital Investments and Stock Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 39(4) : 677–700.
- Tomas, A., Litschert, R. J. and K. Ramaswamy. 1991. The Performance Impact of Strategy – Manager Co–alignment : An Empirical Examination, *Strategic Management Journal* 12 : 509–522.
- Watts, R. L., and J. L. Zimmerman. 1990. Positive accounting theory : a ten year perspective. *Accounting review* : 131–156.
- Wiersema, M. F. and K. A. Bantel. 1992. Top management team demography and corporate strategic change. *Academy of Management Journal* 35 : 91–121.
- Zimmerman, J. L. 1983. Taxes and Firm Size. *Journal of Accounting and Economics* 5(August) : 119–149.

Overconfident CEOs and Corporate Tax Avoidance

Sang Myung Kim* · Sung Ook Park** · Heesun Chung***

〈Abstract〉

This study examines the tax reporting behavior of overconfident CEOs. Relatedly, prior studies find a positive association between CEOs' overconfidence and tax avoidance and conclude that optimistic CEOs tend to underestimate the potential risk of aggressive tax planning and to aggressively engage in it. However, the opposite argument is also supported that overconfident CEOs are less likely to engage in aggressive tax planning. Specifically, overconfident CEOs focus on attaining his optimistic expectation on earnings, which provide them with the incentives to inflate book earnings. Namely, they tend to put a greater weight on book earnings than on taxable income, and are likely to make a decision of paying taxes for inflated earnings. Thus, using a larger sample to compare to that of prior studies, we try to find the overall tendency of public firms related to the association between overconfident CEOs and corporate tax avoidance.

Using 9,107 firm-year observations over 2000–2014, we find a negative association between overconfident CEOs and tax avoidance. This implies that overconfident CEOs are less likely to engage in aggressive tax planning. This is consistent with the argument that the benefit from reducing non-tax costs through earnings management exceeds the subsequent tax costs, and thus they tend to be less aggressive in tax planning. However, this result is not consistent with the findings of prior studies as mentioned the above. We attribute this inconsistency to the differences in the measures of overconfident CEOs and in the test samples. Furthermore, we find that the negative association between overconfident CEOs and tax avoidance is more prevalent for firms with younger CEOs than for firms with older CEOs. This study contributes to the literature by providing additional evidence on the effect of individual characteristics of CEOs on corporate tax behaviors.

〈Key words〉 CEO characteristics, overconfidence, tax avoidance, tax planning

* Adjunct Professor, Tax Accountant, School of Management, Kyung Hee University, ktax0732@naver.com, First Author

** Professor, School of Management, Kyung Hee University, sopark@khu.ac.kr, Corresponding Author

*** Assistant Professor, Department of Business Administration, Sejong University, hschung@sejong.ac.kr, Co-author