

경영자의 과신성향이 재무적 제약과 조세회피에 미치는 영향

박종일* · 김수인**

〈요 약〉

본 연구의 목적은 재무적 제약이 조세회피 수준을 높이는지, 경영자의 과신성향이 조세회피를 높이는지, 그리고 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계가 경영자의 과신성향이 있을 때 더 강화되는지를 현금유효세율 측면에서 알아보는데 있다. 이를 위해 시차모형을 이용하여 종속변수를 기준으로 2003년부터 2018년까지의 유가증권 및 코스닥기업을 대상으로 13,453개의 기업/연 자료를 분석하였다. 본 연구는 재무적 제약의 대용치로 6개의 다양한 측정치를 이용하고, 경영자의 과신성향은 3개의 측정치로 Schrand and Zechman(2012), Ahmed and Duellman(2013) 및 Kim et al. (2016)의 방법에 따라 측정된 더미변수를, 그리고 종속변수인 현금유효세율은 연간 측정치로 분석하였다.

실증분석 결과, 첫째, 재무적 제약과 조세회피 수준 간에 대체로 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 둘째, 경영자의 과신성향과 조세회피 간에도 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 앞서의 두 결과들은 전체표본 외에도 시장유형별로 나누어 분석해도 대체로 일치된 증거를 보였다. 셋째, 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계가 경영자의 과신성향이 있을 때 더 강화된다는 증거는 Ahmed and Duellman(2013)의 측정치를 제외한 Ahmed and Duellman(2013) 및 Kim et al.(2016)의 경우에는 관찰할 수 없었다. 마지막으로, 앞서의 결과들은 현금보유 수준이 낮을 때 좀 더 뚜렷한 관계를 보였다.

이상을 종합하면, 본 연구결과는 재무적 제약, 경영자의 과신성향 모두 조세회피와 양(+)의 관계가 있을 뿐만 아니라 이들의 두 상호작용효과가 조세회피에 미치는지 실증적 증거를 탐구하고 있어 학계에 추가적이고 확장된 증거 제공한다. 따라서 조세회피의 결정요인은 투자자와 과세당국에게도 관심을 가지는 주제라는 점에서 본 연구결과는 유용한 정보를 제공할 것으로 기대된다.

〈주제어〉 재무적 제약, 경영자의 과신성향, 조세회피, 현금보유 수준

* 충북대학교 경영대학 경영학부 교수, parkjil@chungbuk.ac.kr, 주저자

** 충북대학교 대학원 박사과정, suink@chungbuk.ac.kr, 교신저자

논문접수일 2020년 3월 23일

1차수정일 2020년 4월 25일

게재확정일 2020년 4월 28일

I. 서 론

본 연구는 재무적 제약이 조세회피 수준을 높이는지, 경영자의 과신성향이 조세회피를 높이는지, 그리고 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계가 경영자의 과신성향이 있을 때 더 강화되는지를 현금유효세를 측면에서 알아보는데 있다.

조세회피에 대한 시장반응을 대리인 관점에서 논의했던 최근 몇 년간의 선행연구들은 기업의 조세회피행위는 시장에서 부정적인 인지로 평가된다는 결과를 다수 보고하였다. 예를 들면, Hanlon and Slemrod(2009)은 조세피난처거래(tax shelter)로 적발된 기업의 뉴스가 투자자 측면에서 주가에 부정적인 영향을, Kim et al.(2011)은 기업의 조세회피가 클수록 차기 주가폭락의 가능성에 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 또한 채권자 측면에서도 조세회피는 부채차입이 자율을 높이는 것으로 나타났다(Shevlin et al. 2013 ; Hasan et al. 2014 ; 김은주 · 조용연 2012 ; 박종일 · 김수인 2019). 또한 박종일 · 지승민(2016a)은 조세회피에 공격적인 기업이면 그렇지 않은 경우보다 회사채 신용등급이 낮음을 보고하였고, 선행연구들은 감사인 측면에서도 조세회피는 감사위험을 증가시킨다는 증거를 제시하였다(Donohoe and Knechel 2014 ; 심충진 2009 ; 박종일 · 지승민 2016b), 또한 기업의 적극적인 조세회피활동은 재무분석가의 이익예측의 정확성을 낮추고(Balakrishnan et al. 2019 ; 박종일 외 2016), 기업투명성과도 음(-)의 관계로 나타났다(Balakrishnan et al. 2019). 이상의 선행연구들은 조세회피에 대한 인지된 시장반응을 통해 살펴봐왔을 때 경영자의 조세회피행위는 주주 측면에서 대리인 비용의 발생이 높을 수 있음을 시사해 준다. 이러한 맥락에서 Slemrod(2004) 및 Desai and Dharmapala(2006)는 소유와 경영이 분리된 기업에서 정보비대칭이 심화될수록 경영자는 기회주의적인 행동과 사적편익의 추구행위(rent diversion)를 높일 수 있으므로, 기업의 조세회피는 주주와 대리인 비용 측면에서 논의할 필요가 있다고 주장해 왔다. 또한 Donohoe and Knechel(2014) 및 Balakrishnan et al.(2019)은 조세회피에 적극적인 기업은 적발될 위험을 낮추기 위한 방법으로 복잡하고 불투명한 거래를 할 가능성과 법인세 은닉을 위해 부적절한 회계처리, 조세피난처를 통한 복잡한 조직의 형성을 할 수 있고, 또한 조세회피는 향후 과세당국에게 세무조사를 받을 경우 법인세 추정세액을 납부하게 되는 등의 미래 세 부담에 대한 현금흐름의 불확실성을 높일 수 있다고 주장한다.

이와 같이 기업의 조세회피는 과세당국에 납부할 현금유출 수준을 낮추는 세금절감을 통해서 세후순이익과 현금흐름을 증가시킬 수 있어 내부자금을 창출할 수 있으나, 조세회피에 대한 사회적 인지와 투자자들의 시장반응은 부정적인 영향을 초래할 수 있어 잠재적인 비조세비용(non-tax costs)을 발생시킨다. 따라서 재무적으로 건전한 기업이나 현금보유 수준이 높은 기업 또는 가족기업은 조세회피에 따른 부정적인 결과로 인해 기업의 이미지 실추를 우려하기 때문에 경영자는 조세회피를 덜 선호한다(Chen et al. 2010). 반면, 재무적 제약에 처한 기업은 계속기업으로의 성장에 대한 존폐의 문제에 봉착될 수도 있기에 시장에 부정적인 반응을 초래하더라도

조세회피에 관심을 가질 수 있다. 즉 재무적 제약이 클수록 기업은 외부자금 조달을 위한 시장 접근이 어렵고 재무적 곤경에 기인한 상황이 자본조달비용을 높을 수 있으므로, 상대적으로 낮은 자본비용인 내부자금에 대한 의존성이 커질 수 있다(Denis and Sibilkov 2010). 또한 재무적 제약이 증가할수록 경영자는 내부현금을 창출하기 위한 동기로 조세회피행위를 증가시킬 유인이 있게 된다(Edwards et al. 2016).

이와 더불어 최근 들어서는 조세회피에 영향을 미칠 수 있는 결정요인 중 하나로 경영자의 특성이 중요한 요인이라는 주장이 제기되고 있다(Chyz et al. 2015 ; Hsieh et al. 2016). 특히 경영자의 특성 중 심리학 측면의 과신성향(overconfidence)이 있는 경영자는 기업의 경영상 의사결정의 다방면에 영향을 미칠 수 있으므로, 조세회피와 관련된 세무의사결정에도 영향을 준다는 주장이다. 경영자에게 과신성향이 있는 경우 그들의 투자프로젝트의 미래 현금흐름을 과대추정할 수 있고 자신의 능력에 따라 좋은 성과가 초래될 것으로 믿는 경향이 있다(Heaton 2002 ; Malmendier and Tate 2005, 2008). 결과적으로 그들은 음(-)의 순실현가능가치(NPV) 프로젝트에 대해 가치를 창출할 것으로 오인함으로써 이를 계속진행과는 경향이 있고, 또한 그들의 프로젝트 운영상에 부정적인 피드백은 합리적으로 추론하기보다 이를 과소추정 하는 경향 역시 있다(Talyor and Gollwitzer 1995 ; Kim et al. 2016). 세법은 해석상에 복잡성과 모호성으로 인해 적용상에 불확실성이 존재하여 기업과 과세당국 간에 분쟁의 소지가 많은 특성을 가진다(Akamah et al. 2018 ; 장승주 외 2017). 따라서 과신성향이 있는 경영자는 조세회피를 통한 기대효익을 잠재적 비용보다 더 과대평가하는 경향이 나타날 수 있고, 과세당국과의 분쟁의 발생을 과소추정 할 수 있어 조세회피로 인한 기대순이익과 현금흐름의 증가가 가져오는 한계효익이 더 크거나 매력적인 것으로 평가할 수 있다. 또한 과신하는 경영자는 자사의 목표이익을 높은 수준으로 설정하는 경향이 있고, 이를 충족하기 위한 방법으로 보고이익을 상향조정을 하는 경향이 있으며(Harbar and Yang 2010 ; Hsieh et al. 2014 ; 황국재 · 차명기 2015), 또한 세부담의 감소는 보고이익을 높이기 때문에 조세회피는 이러한 목표이익을 충족하는데 있어서도 효과적인 방안 중 하나이다. 따라서 과신하는 경영자는 조세회피활동에 보다 적극적일 수 있다(Chyz et al. 2015).

한편, 본 연구에서 관심을 가지는 재무적 제약과 조세회피와의 관계 또는 경영자의 과신성향과 조세회피와의 관계는 국내외 선행연구가 일부 존재하나, 아직까지는 분석이 초기의 그리고 빠르게 성장하는 문헌에 속한다는 점에서 보면, 해당 주제와 관련된 충분한 실증적 증거들이 축적되었다고 보기는 어렵다. 따라서 본 연구는 앞서 전술한 재무적 제약이 조세회피 수준을 높이는지, 경영자의 과신성향이 조세회피를 높이는지, 그리고 앞서의 선행연구의 범위를 보다 더 확장시켜 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계가 경영자의 과신성향이 있는 경우 더 강화되는지를 현금유효세를 측면에서 살펴보고자 한다. 현재까지는 일부 연구들에서 각 주제를 개별적으로 각각 살펴본 경우는 있으나, 재무적 제약과 경영자의 과신성향이 결합될 때 조세회피에

미치는 효과 및 해당 주제를 보다 체계적으로 살펴본 논문은 아직까지 전무하다.

따라서 본 연구는 선행연구와 비교할 때 다음과 같은 차별성과 추가적이고 보완적인 공헌을 제공할 것으로 예상된다. 첫째로, 먼저 재무적 제약과 조세회피와의 관계를 분석한 과거 연구는 Edwards et al.(2016), 박성원 외(2014), 이남령(2016), 김임현·강정연(2018)으로 소수에 불과하다. Edwards et al.(2016)과 김임현·강정연(2018)은 변동모형을 이용한 분석결과를 제시한 반면에, 본 연구와 같이 수준모형을 이용한 관련연구는 박성원 외(2014)와 이남령(2016)이 있다. 하지만 박성원 외(2014)의 경우 유가증권기업만을 살펴본 반면에, 본 연구는 상장기업 전체인 유가증권과 코스닥기업 모두를 살펴본다는 점에서 관련연구보다 확장된(extended) 증거를 제공한다. 한편, 이남령(2016)은 해당 주제를 분석할 때 박성원 외(2014)와 달리 조세회피 대응치의 선정에 있어 Desai and Dharmapala(2006)의 측정방법에 따라 BTD(회계이익과 과세소득 간 차이)의 잔차로 분석된 증거만을 보여주었다. 하지만 조세회피의 측정치로 BTD의 잔차는 cash ETR(effective tax rates ; 현금유효세율)보다는 간접적인 측정치라 할 수 있다.¹⁾ 따라서 본 연구는 해당 주제를 다루는데 있어 간접적인 측정치보다는 박성원 외(2014)처럼 연간의 현금유효세율을 사용한다는 점에서 기업이 납부할 현금세부담 정도를 보다 직접적으로 측정한 분석결과를 보여주고 있다.²⁾ 아울러, 앞서의 선행연구들은 대부분 재무적 제약의 대응치로 3개의 선택적 대응치를 이용하고 있다. 이와 달리, 본 연구에서는 해당 주제를 살펴보는데 있어 재무적 제약을 분석한 과거 연구들에서 사용된 바 있는 보다 더 다양한 6개의 측정치를 이용한 분석결과를 비교해서 보여준다는 점에서 관련 주제의 결과에 대한 일반화 가능성을 높이고자 하였다.

둘째, 경영자의 과신성향과 조세회피와의 관계를 살펴본 과거 연구 역시 아직까지 미미한 실정이다. 예를 들어, Chyz et al.(2015), Hsieh et al.(2016), 차명기 외(2016), 장승주 외(2017), 김상명 외(2019)가 있다. 이중 Chyz et al.(2015)을 제외한 나머지 연구들 모두 종속변수로 연간 현금유효세율로 분석되기 보다는 과거 5년간으로 측정된 장기유효세율을 또는 BTD의 잔차를 이용한 결과들이다. 따라서 앞서의 연구들은 해당 주제를 분석할 간접적인 대응치를 주로 이용되었다.³⁾ 이와 달리, 본 연구는 Chyz et al.(2015)의 연구처럼 연간 현금유효세율을 중심으로 분석한

-
- 1) 선행연구인 Edwards et al.(2016), 박성원 외(2014) 및 김임현·강정연(2018)은 재무적 제약과 조세회피를 살펴보는데 있어 법인세 절감액을 명시적으로 보여주는 연간 현금유효세율이 가장 적절한 대응변수로 보고 있다. 또한 박성원 외(2014) 및 김임현·강정연(2018)의 연구 모두는 추정에 의한 BTD의 잔차는 해당 주제를 다루는데 있어 간접적인 대응치로 평가하고 있다. 이와 유사하게 Blaylock(2016)은 조세피난처, BTD, Desai and Dharmapala(2016)의 BTD의 잔차의 대응치들은 기업의 조세회피에 대한 실제 조세효익(actual tax benefits)에 따라 좌우되지 않을 수도 있다고 이들 대응치의 한계를 지적한 바 있다.
 - 2) Hanlon and Heitzman(2010)은 조세회피에 대한 정의를 기업의 조세회피거래의 합법성여부와 상관없이 명시적 조세(explicit tax)가 경감되는 행위로 보고 있으므로, 이러한 측면은 낮은 현금유효세율(lower Cash ETRs)의 경우 Hanlon and Heitzman(2010)에서 정의 내린 조세회피행위에 잘 부합되는 대응치일 수 있다.
 - 3) 경영자의 과신성향을 종속변수로 하고 과거 자료가 포함된 장기유효세율로 분석하면 해당 결과의 경우

다는 점에서 보다 내적 타당성이 높은 대용치에 대한 분석결과를 제공한다. 또한 국내 연구(예로, 차명기 외 2016 ; 장승주 외 2017 ; 김상명 외 2019)의 경우 국외와 같이 연간 현금유효세율을 이용한 검증결과가 그동안 없어 본 연구는 관련분석에 있어 추가적이고 보완적인 증거를 제공할 수 있다. 이와 더불어, 검증결과 측면에서도 선행연구들은 서로 다른 실증적 증거를 제공하고 있어 국내의 경우 해당 주제와 관련해서 혼재된(mixed) 증거를 보여 왔다.⁴⁾ 그리고 앞서 차명기 외(2016) 및 김상명 외(2019)를 제외한 나머지 선행연구들(Chyz et al. 2015 ; Hsieh et al. 2016 ; 장승주 외 2017) 모두는 경영자의 과신성향의 대용치로 스톡옵션의 미발행여부를 사용했기 때문에, 해당 주제에 대해 소표본으로 분석되어 분석결과와 일반화 가능성이 높지 않은 측면이 있다. 특히 국내의 경우 스톡옵션이 부여된 기업은 상대적으로 적어 앞서의 대용치를 이용한 분석결과는 대표의 대표성이 높지 않은 한계가 있다(김상명 외 2018 ; 남혜정 2019). 앞서의 문제점을 보완하기 위해서 본 연구는 경영자의 과신성향 여부를 Schrand and Zechman(2012)의 방법에 따라 과대투자이거나, 또는 Ahmed and Duellman(2013)의 방법에 따라 산업평균보다 자본적 지출이 높은지를 고려하여 더미변수로 측정하였다. 또한 본 연구는 앞서의 단일의 측정치 외에도 Kim et al.(2016)의 방법에 따라 6개의 변수가 고려된 복합적인 측정치를 이용하여 경영자의 과신성향을 측정하였다. 이 방법들은 표본의 대표성에 제약이 없는 실증적 증거를 제공할 수 있어 본 연구는 선행연구들보다 표본의 대표성이 높은, 즉 일반화 가능성이 높은 분석결과를 제공한다.

마지막으로, 재무적 제약과 조세회피 또는 경영자의 과신성향과 조세회피 간의 각 주제를 선행연구들은 개별적으로 살펴보았다. 반면에, 본 연구는 앞서의 각 주제에 대해 개별적인 분석결과 외에도 추가로 재무적 제약과 조세회피 간의 관계가 경영자의 인지적 특성 중 하나인 과신성향에 따라 다른지를 상호작용변수를 이용해서 결합된 관계 역시 분석한다는 점에서 선행연구보다 확장된 탐구를 하고 있어 재무적 제약, 경영자의 과신성향 그리고 조세회피의 각 관련문헌에 새로운 통찰력을 제공한다.

경기가 불황이거나 침체될 때 재무적 곤경에 직면하는 기업들이 증가하고, 내부자금을 확보하려는 기업들에서 조세회피의 성향은 더 증가될 수 있다는 측면에서 생각해 볼 때 최근 실물경제의 불황은 상장기업들에게 재무적 제약과 조세회피를 증가시키려는 경영자의 유인을 유발할 수 있다. 이러한 측면에서 보면, 재무적 제약이 조세회피에 미치는 영향의 파악은 중요한 연구주제일 수 있으며, 또한 경영자의 비합리성에 기인된 특성 중 하나인 과신성향이 앞서의 관계에 어떤 체계적인 영향을 주는지를 알아보는 작업은 조세회피의 결정요인에 관한 추가적인 탐구를

당기 자료는 1년분만 포함되어 있는 반면에, 나머지 과거 4년간의 자료는 경영자의 현재의 과신성향과 무관한 자료가 포함됨으로써 해당 결과가 당기에 기초한 기인한 것인지, 아니면 과거의 조세회피의 성향에 기인한 것인지를 구분해서 포착할 수 없기 때문에 해석상에 모호한 측면이 있다.

4) 예를 들어, 장승주 외(2017)는 경영자의 과신성향과 조세회피 간에 양(+)의 관계를 보고한 반면에, 차명기 외(2016) 및 김상명 외(2019)는 경영자의 과신성향과 조세회피 간에 음(-)의 관계를 제시하였다.

해 본다는 측면에서 학계뿐만 아니라 조세회피에 기인된 대리인 비용의 발생에 관심이 있는 투자자, 그리고 기업의 조세회피행위의 탐지에 관심을 보여 왔던 과세당국에게도 본 연구결과는 유용한 정보를 제공할 것으로 기대된다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같이 이루어졌다. 제Ⅱ장에서는 재무적 제약과 조세회피 또는 경영자의 과신성향과 조세회피를 다룬 각 선행연구를 검토하고 이를 기초로 가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 연구가설을 검증하기 위한 연구모형을 설계하고, 또한 재무적 제약과 경영자의 과신성향의 측정 및 분석을 위한 표본의 선정과정을 설명한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석의 결과를 보고한 후 이를 논의하며, 제Ⅴ장은 분석결과를 요약하고 본 연구의 시사점과 관련연구에 대한 공헌 및 분석상에 한계를 제시한다.

Ⅱ. 선행연구 및 가설설정

1. 재무적 제약과 조세회피

재무적 제약과 조세회피 간의 관계는 최근 들어서야 연구자들이 세무학 주제로 관심을 가져왔기 때문에 해당 주제와 관련된 실증적 증거는 아직까지 많지는 않다. 재무적 제약이 기업의 세무의사결정에 영향을 미칠 수 있다는 주장은 Edwards et al.(2016)의 연구로부터 시작된다. 예를 들어, Edwards et al.(2016)의 연구는 재무적 제약이 증가하는 기업은 세무계획을 통해 내부자금을 창출하기 위한 수단으로 현금유효세율을 감소시킬 수 있다고 보았다. 재무적 제약이 있는 기업은 외부자금조달의 비용이 높고, 외부자금의 접근이 상대적으로 어렵기 때문에 앞서와 같이 경영자는 내부자금의 창출을 이용하여 미래 투자안에 대한 투자의사결정을 수행할 것으로 본 것이다. 이 연구는 재무적 제약이 증가(감소)할 때 현금유효세율이 감소(증가)하는지를 살펴보기 위하여 시차가 고려된 변동모형을 중심으로 분석하였다. 분석결과를 전기 재무적 제약이 증가(감소)할수록 당기 유효세율이 감소(증가)하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기업이 일시적으로 재무적 제약의 증가에 처했을 때 내부자금의 창출을 위한 수단으로 세무전략을 이용하여 현금유효세율을 감소시킬 수 있음을 보여준다. 또한 이 연구는 상호작용변수를 이용하여 앞서의 관계가 이익기업보다 손실기업일 때 또는 현금보유 수준이 낮을 때 더 뚜렷하게 나타남을 보여주었다. 한편, 국내 연구인 박성원 외(2014)도 앞서의 Edward et al.(2016)의 논의를 기반으로 재무적 제약이 큰 기업은 내부현금과 현금흐름의 증가를 위하여 더 적극적인 조세회피를 하는지 수준변수를 이용하여 분석하였다. 분석결과를 전기의 재무적 제약이 클수록 당기의 현금유효세율이 낮은 것으로 나타났다. 또한 이러한 관계는 국내 상장기업들의 경우 외환위기 이후 들어서 유동성 위험에 기인된 내부자금의 의존도가 종전보다 높아졌기에 외환위기 전보다 이후에 들어

더 강화된 결과를 보였다. 따라서 이 연구에서는 재무적 제약이 큰 기업은 자본조달비용이 높고, 또한 외부자금의 접근이 용이하지 않아 잠재적인 내부자금의 원천이 되는 조세회피를 활용한다고 주장한다. 반면에, 김임현·강정연(2018)은 앞서 Edwards et al.(2016)의 방법인 변동모형을 이용하여 재무적 제약과 현금유효세율 간의 관계가 투자기회에 따라 다른지를 알아보았다. 즉 이 연구는 재무적 제약이 일시적으로 증가하는 기업은 현금유효세율의 변동이 감소하는지와 더불어 이런 관계에 투자기회가 미치는 영향을 살펴본 것이다. 분석결과는 Edwards et al.(2016)의 결과와 유사하게 재무적 제약이 증가할수록 기업은 현금유효세율을 감소시키는 것으로 나타났다. 또한 앞서의 관계는 투자기회가 많은 기업이 더 강화되는 것으로 나타났고, 현금보유 수준이 낮은 기업일 때 더 강화되는 것으로 나타났다. 따라서 이 연구는 박성원 외(2014)의 연구에서 재무적 제약이 클수록 현금유효세율이 낮은 관계 외에도 재무적 제약의 일시적 변동이 발생하여 재무적 제약이 증가할 때 기업은 외부자금조달이 어려워 세금납부액을 줄여 확보된 현금을 내부자금으로 이용한다는 결과를 보여주었다.

한편, 이남령(2016)은 재무적 곤경이 조세회피와 양(+)의 관계가 있는지와 앞서의 관계가 글로벌다국적 기업과 그렇지 않은 경우 간에 차이가 있는지를 알아보았다. 이 연구는 앞서의 연구들과 달리, 조세회피의 대용치로 Desai and Dharmapala(2006)에서 제안된 회계이익과 과세소득의 차이(BTD)의 잔차를 추정하여 분석에 이용하였다. 분석결과는 재무적 곤경이 높을수록 기업의 조세회피는 증가하는 것으로 나타났고, 또한 글로벌 금융위기인 2007년 이후 조세회피행위가 증가하는 외국과 달리, 국내의 경우는 오히려 조세회피가 감소하였다. 하지만 이 연구는 현금유효세율 대신 조세회피의 대용치를 BTD의 잔차로 분석하고 있어 조세회피를 통한 세금절감액의 발생여부를 직접적으로 확인하기는 어려울 수 있다(김임현·강정연 2018).

2. 경영자의 과신성향과 조세회피

경영자의 과신성향과 조세회피와의 관계를 분석한 연구 역시 최근 들어 연구가 진행되었기 때문에 해당 주제를 다룬 연구는 소수에 불과하다. 예를 들어, Chyz et al.(2015)은 경영자의 과신성향이 있는 기업은 더 많은 조세회피를 하는지 분석하였다. 이 연구는 경영자의 과신성향이 조세회피에 직·간접으로 영향을 준다고 주장한다. 즉 이 연구는 과신성향이 있는 경영자는 조세회피의 한계효익을 높게 추정하는 반면에, 한계비용을 낮게 추정할 수 있기 때문에 조세회피를 통해 얻어지는 순현금흐름의 증가를 더 선호할 수 있다는 것이다. 이는 조세회피에 따른 비세금비용(nontax costs)을 과신성향이 있는 경영자는 그렇지 않은 경우보다 과소추정 한다는 것을 의미한다. 특히 이 연구는 해당 주제를 분석할 때 경영자가 교체된 기업을 중심으로 살펴보았고, 경영자의 과신성향을 보유 스톡옵션의 미행사여부로 측정하고,⁵⁾ 조세회피는 현금유효세율, 조세

5) 스톡옵션의 행사여부로 경영자의 과신성향을 측정하는 방법은 Compbell et al.(2011)과 Malmendier and

피단처(tax shelter), BTD의 잔차를 이용하였다. 분석결과는 경영자의 과신성향이 있는 기업은 그렇지 않은 경우보다 세 가지 조세회피 측정치 모두 전반적으로 높게 나타났다. 따라서 이 연구는 경영자의 개인적인 과신성향의 특성이 기업의 조세회피행위에 양(+)의 영향을 미친다는 결과를 보여주었다. Hsieh et al.(2016)은 최고경영자(CEO)의 과신성향이 기업의 조세회피행위에 미치는 영향에 대해 CEO와 CFO(재무담당 최고책임자)의 상호관계 측면에서 살펴보았다. 일반적으로 CEO는 CFO보다 세무전략과 관련된 지식과 전문성이 부족한 것으로 알려져 있다. 따라서 이 연구는 CEO가 과신성향이 있고, 또한 CFO 역시 과신성향이 있는 기업은 그렇지 않은 경우보다 조세회피행위가 더 증가할 것으로 보았다. 이 연구는 CEO 및 CFO의 과신성향 모두 앞서의 연구와 같이 스톡옵션의 미행사여부로 측정하고 이들의 상호작용변수를 이용하여 분석한 결과에서 주장과 일치된 결과를 제시하였다. 즉 이 연구는 과신성향이 있는 CEO는 그렇지 않은 경우보다 조세회피행위가 높고, 이와 더불어 앞서의 관계는 과신성향이 있는 CFO가 있는 경우일 때 더 강화된다는 것을 보여준다. 따라서 이 연구는 CEO가 과신성향이 있는 경우 이들이 CFO의 과신성향과 협력관계가 형성될 때 기업의 조세회피행위는 더 증가된다고 주장한다. 하지만 이 연구는 조세회피를 측정할 때 전통적인 유효세율(GAAP ETR)과 현금유효세율(Cash ETR)을 이용하여 분석하였으나, 관심변수와 달리 종속변수를 측정할 때 과거 5년간 자료가 포함된 장기유효세율이 아용되어 해당 분석결과가 당기에 발생한 것인지를 확인하기는 어려운 측면이 있다.

국내 연구로 장승주 외(2017)는 미래의 불확실성을 낙관적으로 판단하는 과신성향이 있는 경영자는 조세회피에 적극적인 의사결정을 취할 가능성도 있으나, 반면에 미래성과에 대한 낙관적인 예측을 하는 경향이 있으면 미래 과세소득을 줄이고자 당기의 조세회피 수준을 낮출 가능성이 있다는 경쟁적 설명을 기술한 후 이와 관련한 양방향성을 실증적으로 알아보았다. 이 연구는 경영자의 과신성향을 스톡옵션의 미행사여부와 자사주의 순매입의 정도로 측정하고, 종속변수인 조세회피의 대용치에 대해서는 당기가 포함된 과거 5년간의 장기유효세율(GAAP ETR, Cash ETR)과 BTD의 잔차를 이용하였다. 분석결과는 경영자의 과신성향과 세 가지 조세회피의 대용치 모두와 양(+)의 관계로 나타났다. 따라서 이 연구는 과신성향이 있는 경영자는 적극적인 조세회피행위를 한다고 주장한다. 또한 이 연구는 이사회 규모가 크거나 사외이사비율이 높을수록 앞서의 관계는 약화된다는 결과를 보고하였다. 반면, 차명기 외(2016)는 앞서와 다른 실증적 증거를 제시하였다. 이 연구는 조세회피를 BTD의 전차로 측정한 결과에서 경영자의 과신성향과 조세회피 간에 음(-)의 관계를 보고하였다. 또한 김상명 외(2019) 역시 조세회피를 BTD의 전차로 측정한 결과에서 앞서와 일치된 증거를 제시하였다. 따라서 이들의 결과는 앞서 조세회피 측정치에 대해 BTD의 잔차로 측정한 Chyz et al.(2015) 및 장승주 외(2017)의 결과와는 상반된 증

Tate(2005) 등의 연구에서 이용된 방법이다. 이 측정치를 이용한 연구들은 과신성향이 있는 경영자는 기업의 미래성과 또는 내재가치가 더 높아질 것으로 믿어 옵션행사를 미룰 것으로 기대한다. 이 측정치는 옵션의 평균내재가치(X)를 계산한 후 옵션의 평균행사가격(C)으로 나눈 비율(X/C)을 산정하여 해당 비율이 0.67를 상회하면 경영자의 과신성향이 있는 것으로 간주하여 1, 아니면 0으로 측정한다.

거를 보고하였다.

한편, 재무적 제약과 조세회피 간의 관계를 분석한 연구들과 달리, 경영자의 과신성향과 조세회피 간의 관계를 분석할 때 그동안 국내의 경우 당기의 현금유효세율 측면에서 살펴본 증거가 없다. 따라서 국내의 경우 혼재된 증거가 나타나고 있는 상황에서 경영자의 과신성향과 현금유효세율 간의 관계를 살펴보는 것이 보다 더 직접적인 증거를 제공해 줄 것으로 보인다.

3. 가설설정

재무적 제약에 처한 기업의 자본조달비용은 더욱 높아질 수 있다. 따라서 재무적 제약에 직면한 기업들은 외부자금에 대한 접근이 용이하지 않다. 재무적 제약을 분석한 과거 연구들은 재무적 제약은 높은 외부자금 조달비용을 발생시키고, 그로 인해 외부자금에 대한 시장접근성이 낮아져, 자본조달에 어려움에 직면한다고 주장한다(Whited and Wu 2006 ; Denis and Sibilkov 2010). 이러한 측면에서 Edwards et al.(2016)은 재무적 제약(financial constraints)을 외부자금의 조달비용이 증가하거나 외부 자금의 접근성에 대한 어려움의 증가로 정의하였다.

한편, 재무적 제약 여부는 자본시장의 접근성에 차이를 발생시키는데, 재무적 제약이 없는 경우보다 있는 기업은 자본시장을 통한 외부자금조달을 어렵게 하므로, 유동성 부족에 따른 현금 보유에 문제가 발생한다. 따라서 재무적 제약에 직면한 기업일수록 그렇지 않은 경우보다 현금 흐름에 대한 한계효익이 커질 수 있다(Faulkender and Wang 2006). 또한 재무적 제약을 겪는 기업은 외부자금에 대한 시장접근성에 제한이 수반되어 내부자금에 대한 의존도가 더욱 증가한다(Stein 2003 ; Almeida et al. 2004 ; 박영석 · 박기홍 2006). 그러한 점에서 재무적 제약을 경험하는 기업일수록 구조적으로 예비적 수요로 현금을 축적하려는 경영자의 동기가 나타날 수 있다(Almeida et al. 2004 ; Denis and Sibilkov 2010).⁶⁾ 이처럼 재무적 제약은 외부자금 조달비용이 높기 때문에 상대적으로 자본조달비용이 낮은 내부자금을 선호하게 되고, 기업에서 내부자금을 창출하기 위한 모색에는 여러 선택적인(alternative) 방법⁷⁾이 있을 수 있으나, 선행연구들은 조세회피(tax avoidance)가 기업의 현금유출을 줄일 수 있는 손쉬운 수단 중 하나로 보았다(Edwards et al. 2016 ; 박성원 외 2014 ; 김임현 · 강정연 2018). 이와 같이 선행연구들은 기업의 조세회피가 잠재적으로 내부자금의 현금창출을 위한 원천으로 사용될 수 있다고 주장한다. 그러한 데에는 조세회피는 과세당국에 납부할 법인세를 절감시킴으로써 기업의 순이익을 증가시킬 뿐만 아니라 세후현금흐름을 높일 수 있기 때문에 재무적 제약에 직면한 기업에서 내부자금이 필요한

6) 예를 들어, Almeida et al.(2004)의 연구는 가치 있는 미래 투자안에 대한 자금수요에 대비하기 위해서 재무적 제약이 있는 기업은 현금보유를 증가시킨다는 결과를 보고하였다.

7) 예를 들어, 자본적 지출이나 연구개발비 지출을 삭감하거나 기업의 재량원가를 줄이거나, 또는 양(+)의 순실현가능가치(NPV)가 있는 투자안을 미래로 이연하거나 또는 무배당의 정책을 취하거나 현금배당을 하더라도 전년도보다 배당을 감소시키는 등의 방법이 있을 수 있다.

경우 조세회피는 현금창출을 위한 수단으로 유용한 대안이 될 수 있다. 물론 조세회피를 하면 향후 잠재적인 세무위험이 증가될 수 있다. 만일 향후 과세당국에게 세무조사를 받게 될 경우 종전 조세회피를 통해 절감된 현금 확보가 적법하지 않다고 세무조사과정에서 결정되면 과소납부에 대한 세금추징과 가산세, 벌과금 등의 직접적인 비용뿐만 아니라 기업의 이미지 실추, 주가 하락 등의 간접적인 비조세비용 역시 수반할 수 있다. 따라서 기업경영자는 조세회피를 통한 세무계획을 수립할 때 조세회피가 기업에 기여하는 한계효익이 한계비용을 초과할 때 이루어질 것이다. 하지만 재무적 제약의 기업은 유동성 부족에 따른 현금에 대한 한계효익이 높기 때문에 조세회피에 따른 잠재적 위험보다 조세회피를 통한 내부자금의 창출에 기인된 한계효익이 더 클 수 있는 상황이 조성된다는 점에서 재무적 제약이 없는 기업과 비교할 때 재무적 제약이 있는 기업의 경영자는 내부자금의 필요에 의해 법인세 납부액을 감소시킬 유인이 더 크게 작용할 수 있다. 이러한 선행연구의 주장과 논의에 따라 본 연구의 첫 번째 가설의 경우 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계가 예상되므로, 다음과 같이 선택가설의 형태로 설정하였다.⁸⁾

[가설 1] 재무적 제약의 기업은 조세회피 수준이 높다.

경영자의 과신성향(managerial overconfidence)에 대한 논의는 사회심리학이나 행동경제학 분야에서 주로 활발히 연구가 이루어지다가 최근 들어서는 재무관리 및 회계학 분야에서도 그 관심 수준이 높아지고 있는 주제로 자리매김하고 있다. 이러한 데에는 과신성향은 인지적 편의(cognitive bias)의 문제로서 일반 대중에게도 보편적으로 나타나는 현상이기에 기업을 운영하는 경영자의 경우도 같은 속성을 가지고 있기 때문이다. 기업을 경영하는 경영자의 지위와 권한이 기업에서 최고 상층부에 위치해 있어 경영자의 특성 또는 심리학적 속성에 따른 개인적 판단은 기업의 전반적인 의사결정에도 중대한 영향을 초래할 수 있다.

그동안 경영자의 과신성향을 다룬 연구들은 과신성향이 있는 경영자는 기업의 미래 투자안을 판단할 때 합리적인 경영자와 비교해 미래 수익성을 과대평가하고 또한 자신이 처한 상황에 적절히 대응할 수 있는 능력이 있어 좋은 성과를 초래할 것으로 낙관하는 성향을 가진다는 주장이 있어 왔다(Heaton 2002 ; Malmendier and Tate 2005, 2008). 게다가 과신성향이 있는 경영자는 투자안으로 선택된 그들의 프로젝트에 대해 자신이 이를 통제할 수 있는 능력이 있고, 실패의 가능성에 대해서는 과소평가하는 경향 역시 존재한다고 주장한다(Malmendier and Tate 2005). 그리고 만일 투자프로젝트가 음(-)의 NPV의 징후가 나타나더라도 과신하는 경영자는 투자안

8) 가설 1의 경우는 이미 선행연구인 박성원 외(2014)의 연구에서 설정한 바 있는 가설이다. 그러나 앞서의 선행연구는 표본의 선정상에 유가증권기업만을 대상으로 하고 있는 반면에, 이와 달리 본 연구는 표본을 더 확장시켜 코스닥기업까지 포함하여 분석하고 있어 해당 가설이 지지되는지 여부는 의문이라는 점과, 또한 가설 3의 경우 가설 1의 지지여부가 먼저 선행될 필요가 있으므로, 가설 1을 선행연구와 유사하게 본 연구에서 재설정한 것이다.

에서 철수를 선택하기보다는 자신이 이를 통제할 수 있다고 여기기 때문에 확장된 미래기간으로 계속 지속시키는 경향이 있다고 주장한다(Kim et al. 2016). 이러한 인지적 편의에 기초한 경영자의 과신성향은 기업의 의사결정상에 권한이 최상위에 있으므로, 다방면에서 영향을 미칠 수 있다고 보는 관점이 일반적이다(김병모 2016). 예를 들어, 재무관리 분야에서는 경영자의 과신성향과 투자의사결정 간의 관계(Malmendier and Tate, 2005 ; Ben-David et al. 2013), 경영자의 과신성향과 혁신적 투자의 증가와의 관계(Galasso and Simcoe 2011 ; Hirshleifer et al. 2012), 인수·합병과의 관계(Hayward et al. 1997 ; Ferris et al. 2013 ; Malmendier and Tate 2008), 외부자본조달과의 관계(Malmendier et al. 2011 ; Graham et al. 2013), 재무의사결정과의 관계(Heaton 2002) 등이 주로 분석된 반면에, 회계학 분야에서는 대표적인 분야로 경영자의 과신성향과 이익조정(Harbar and Yang 2010 ; Hsieh et al. 2014 ; 황국재·차명기 2015)이나 보수주의(LaFond and Roychowdhury 2008 ; Ahmed and Duellman 2013 ; 유혜영·김새로나 2015), 조세회피(Chyz et al. 2015 ; Hsieh et al. 2016 ; 차명기 외 2016 ; 장승주 외 2017 ; 김상명 외 2019) 등이 연구되었다. 이중 경영자의 과신성향이 세무의사결정에 영향을 미칠 수 있다. 과신하는 경영자는 자사의 이익기대를 높은 수준으로 설정하는 경향이 있을 수 있기 때문에 이를 위해서는 경영자가 이익조정을 이용하여 보고이익을 상향조정할 수도 있지만, 다른 수단으로 조세회피를 통해서도 앞서의 목표를 충족시킬 수 있다(Hsieh et al. 2016). 또한 과신하는 경영자는 미래 투자안의 프로젝트의 현금흐름을 낙관적이고 과대평가하는 경향이 있어 이러한 투자안을 수행하기 위해서는 추가적인 자금조달의 원천으로 기업의 세부담의 경감은 중요한 수단이 될 수 있다.

이러한 경영자의 과신성향에 기초한 개인적 특성은 조세회피를 위한 세무의사결정에 직접적인 영향을 미칠 수 있다. 과신하는 경영자는 조세회피에 따른 위험을 과소추정하고, 조세회피로 인한 내부자금의 활용을 통한 미래 현금흐름의 창출에 대해서는 잠재적인 효익을 과대평가할 수 있으므로, 과신성향이 있는 경영자는 그렇지 않은 경우보다 기업의 현금납부세액을 줄이려는 유인이 크게 작용할 수 있다. 따라서 앞서의 논의에 기초하여 과신성향이 있는 경영자는 조세회피를 통한 세무의사결정이 초래할 효익에 대해 낙관적이고 과대평가할 것으로 예상될 수 있으므로, 본 연구의 두 번째 가설의 경우도 선택가설의 형태인 아래와 같이 경영자의 과신성향과 조세회피 수준 간에 양(+)의 관계로 설정하였다.

[가설 2] 경영자의 과신성향이 있는 기업은 조세회피 수준이 높다.

한편, 앞서 가설 1에서 재무적 제약이 조세회피 수준과 양(+)의 관계로 기대한 경우와 가설 2에서 경영자의 과신성향과 조세회피 수준과 양(+)의 관계로 설정한 경우 간에는 서로 배타적이지 않다. 즉 재무적 제약에 처한 경우나 과신성향이 있는 경영자의 경우 두 요인은 서로 의존적인 관계로 나타날 수도 있다. 예를 들어, Hambirck and Mason(1984)은 경영자는 기업이 처한 상황을 파악하고 기업과 관련된 경영의사결정을 수립하는 데 있어 경영자의 개인적 특성이나

성향이 큰 부분을 차지한다고 주장한다. 즉 경영자는 기업이 현재 처한 상황을 바탕으로 기업관련 정황을 검토한 후 미래의 성과를 예측하여 의사결정을 내릴 수 있기 때문에, 이 과정에서 경영자의 특성이나 성향이 일련의 기업의 의사결정상에 중대한 영향을 미칠 수 있다(Cyert and March 1963). 따라서 앞서 전술한 가설 1과 2의 경우처럼 서로 각각 조세회피에 영향을 미칠 수도 있고, 또한 두 효과가 동시에 연계되어 상호의존적으로 영향을 미칠 수도 있다. 재무적 제약에 직면한 상황에서 경영자에게 과신성향이 있는 기업은 이들의 효과가 서로 결합될 때 조세회피는 더 증가할 것으로 기대된다. 즉 경영자의 과신성향은 고착화된(stick) 특성을 가질 수 있기(Kim et al. 2016) 때문에 기업이 재무적 제약에 처할 경우 경영자의 과신성향은 쉽게 변화하지 않을 수 있고 재무적 제약이 조세회피에 미치는 효과에 더해져서 경영자의 과신성향이 있는 기업은 그렇지 않은 경우와 비교할 때 조세회피에 더 적극적인 활동을 할 수 있다. 따라서 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계를 기대했던 가설 1의 경우 경영자의 과신성향과 결합될 때 그 효과는 더 증폭되어 나타날 수 있으므로, 경영자의 과신성향이 있는 기업은 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계가 더 강화(strengthen)될 것으로 예상된다. 이와 같이 선행연구에서 다룬 가설 1과 2의 경우보다 더 확장된 증거가 나타나는지를 탐구하기 위하여 본 연구의 가설 3에서는 다음의 선택가설을 설정한 후 이와 관련된 실증적 의문을 알아보고자 한다.

[가설 3] 경영자의 과신성향이 있는 기업이면 그렇지 않은 경우보다 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계는 더 강화될 것이다.

III. 연구설계 및 표본의 선정

1. 연구모형의 설계 : 종속변수, 관심변수 및 통제변수의 설정

본 연구는 재무적 제약이 높을수록 조세회피행위가 높은지와, 또한 경영자의 과신성향이 있는 경우 조세회피에 더 적극적인지, 그리고 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계가 경영자의 과신성향이 있는 때 더 강화되는지를 알아보는데 있다. 이를 위해 본 연구는 다음의 식(1)과 식(2)의 모형을 통해서 분석한다.

$$CETR_t = \beta_0 + \beta_1 FC_{t-1} + \beta_2 MOC_t + \beta_3 FORG_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 LEVE_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 PPE_t + \beta_8 RNDS_t + \beta_9 DA_t + \beta_{10} NOL_{t-1} + \beta_{11} MTB_t + \beta_{12} MKT_t + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$CETR_t = \beta_0 + \beta_1 FC_{t-1} + \beta_2 MOC_t + \beta_3 FC_{t-1} * MOC_t + \beta_4 FORG_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 LEVE_t + \beta_7 SIZE_t + \beta_8 PPE_t + \beta_9 RNDS_t + \beta_{10} DA_t + \beta_{11} NOL_{t-1} + \beta_{12} MTB_t + \beta_{13} MKT_t + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_t \quad (2)$$

여기서, *Dependent variable* :

CETR = 조세회피, 현금유효세율(법인세부담액/법인세비용차감전순이익), (-1)을 곱함

Test variable : *FC*, *MOC*, *FC*MOC*

K-score = Altman(1995)의 K-score

KZ-index = Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-index

KIS-rating = KISVALUE에서 제공하는 기업신용평점

Z-score = Altman(1968)의 Z-score

WW-index = Whited and Wu(2006)의 WW-index

INTCOV = 이자보상배율(=영업현금흐름/이자비용)

FC = 위의 재무적 제약 대응치를 [0~9] 사이의 10분위수(decile)로 측정한 값

MOC = 경영자의 과신성향이 있는 기업이면 1, 아니면 0

*FC*MOC* = 재무적 제약과 경영자의 과신성향의 상호작용변수

Control variables

FORG = 외국인의 투자지분을

ROA = 당기순이익/기초총자산

LEVE = 부채비율(=총부채/총자산)

SIZE = 총자산의 자연로그 값

PPE = 토지와 건설중인 자산을 제외한 유형자산/기초총자산

RNDS = 연구개발비/매출액

DA = Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 측정된 재량적 발생액

NOL = 이월결손금이 존재하면 1, 아니면 0

MTB = 자기자본의 장부가치 대비 시장가치

MKT = 코스닥시장에 속한 기업이면 1, 유가증권기업이면 0

SYD = t년도 연도더미

ΣIND = t년도 산업더미

ϵ = 잔차항

식(1) 및 식(2)의 모형에서 종속변수는 당기로 측정된 현금유효세율(cash effective tax rates ; 이하 *CETR*)이다(Edwards et al. 2016 ; 박성원 외 2014).⁹⁾ 즉 *CETR*은 법인세부담액을 세전이익

9) 관련연구인 Edwards et al.(2016), 박성원 외(2014), 김임현·강정연(2018) 등의 연구들은 재무적 제약에 직면한 기업은 이후 현금흐름을 높이기 위해 법인세납부액을 감소시킬 유인이 존재하므로, 장기유효세율을 이용하는 것보다는 연간 당기의 유효세율을 이용하는 것이 세금으로 인한 현금유출을 보다 직접적으로 측정하는 것으로 판단하고 있다. 물론 Dyreng et al.(2008)에서 제안된 5년간의 장기로 측정된 현금유효세율은 다른 기간의 법인세납부액이 포함되는 시차문제를 해소시켜 줄 수 있다. 하지만 식(1) 및 식(2)의 종속변수에 장기유효세율로 분석하면 재무적 제약이 없었던 과거 수년간 동안 납부된 세 부담이 누적되어 포함되기 때문에 검증결과에서 혼합효과(confound effect)가 존재하므로, 재무적 제약에 직면한 직후의 조세회피의 의사결정에 대한 정확한 포착이 어렵기 때문에 연구설계상에 당기의 연간 현금유효세율로 측정하는 것이 더 적절할 수 있다(박성원 외 2014). 한편, 선행연구에 따라서는 조세회피를 Desai and Dharmapala(2006)의 BTD의 잔차를 이용하여 분석한 연구도 있다(이남령 2016). 하지만 이 방법은 *CETR*보다 조세회피를 통한 세금절감액의 발생여부를 직접적으로 확인하기는 어렵다(박성원 외

으로 나누어 측정된다. 1998년 4월 1일 이후부터 이연법인세제도가 도입되어 법인세비용이 보고되므로, 본 연구는 조세회피를 측정한 국내 선행연구의 방법과 같이 법인세비용에 이연법인세 자산의 변동은 가산하고 이연법인세부채의 변동은 차감한 값으로 측정하였다(기은선 2012 ; 강정연 · 고종권 2014 ; 강승구 외 2017). 이 측정치는 세전이익의 단위당 실제 법인세납부액을 의미한다는 점에서 이 값이 작을수록 조세회피의 정도는 높다. 본 연구는 결과해석의 편의상 선행연구와 같이 CETR에 (-1)를 곱하여 분석에 이용하였다(강정연 · 고종권 2014 ; 박성원 외 2014).

식(1)에서 가설 1의 관심변수는 재무적 제약(financial constraint ; 이하 FC)이고, 가설 2의 관심변수는 경영자의 과신성향(managerial overconfidence ; 이하 MOC)이다. 식(2)에서 가설 3의 관심변수는 FC와 MOC 간의 상호작용변수인 FC*MOC이다. 본 연구에서는 FC에 대해 재무적 제약을 분석했던 선행연구들에서 사용된 바 있는 여섯 가지 측정치를 분석에 이용하였다. 구체적으로는 ① Altman(1995)의 K-score, ② Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-index, ③ KISVALUE에서 제공되는 기업신용평점(KIS-rating), ④ Altman(1968)의 Z-score, ⑤ Whited and Wu(2006)의 WW-index, ⑥ INTCOV(이자보상배율) 등이다. ①부터 ③까지에 해당되는 K-score, KZ-index 및 KIS-rating은 재무적 제약과 조세회피 간의 관계를 다룬 국내 선행연구들에서 주로 이용된 방법이고(박성원 외 2014 ; 김임현 · 강정연 2018),¹⁰⁾ ④부터 ⑥까지는 국외 연구 중 Edwards et al.(2016), Akamah et al.(2018) 및 국내 연구 중 이남령(2016)¹¹⁾ 등에서 사용된 바 있는 변수들이다.¹²⁾ 또한 본 연구는 앞서의 FC에 대해 KIS-rating¹³⁾을 제외한 나머지 측정치들은 선행연구(Edwards et al. 2016 ; 김임현 · 강정연 2018)의 방법처럼 0부터 9 사이로 10분위수(decile)를 부여하여 측정된 순위 값을 이용하였다. 이렇게 측정한 이유 중 하나는 각 FC의 대응

2014 ; 김임현 · 강정연 2018). 따라서 본 연구에서는 당기의 연간 Cash ETR을 중심으로 재무적 제약과의 관계를 살펴보고자 한다.

- 10) 박성원 외(2014)의 연구는 재무적 제약의 측정치로 Altman(1995)의 K-score, Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-index, 그리고 KISVALUE에서 제공되는 재무평점 자료 등의 세 가지를 이용하였다. 또한 김임현 · 강정연(2018)은 재무적 제약의 측정치로 세 가지 변수를 이용하였는데, 즉 Altman(1995)의 K-score, Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-index, 그리고 KISVALUE에서 제공되는 기업신용평점이다.
- 11) 이남령(2016)은 재무적 곤경을 첫째, 거시 경제적 재무곤경에 대한 측정치로서 GDP 증감률을 사용하였고, 둘째, Altman(1968)의 Z-score와 Whited and Wu(2006)에서 제안된 WW-index를 이용하였다.
- 12) Edward et al.(2016)의 연구는 재무적 제약의 측정치로 세 가지를 이용하였다. 즉 이 연구에서는 Altman(1968)의 Z-score, Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-index, 그리고 Tightening이라는 연방준비이사회의 조사보고서상에 상업 및 산업의 대출이 긴축기준인지 여부를 변수로 이용하였다. Akamah et al.(2018)의 연구는 Altman(1968)의 Z-score, Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-index, Whited and Wu(2006)의 WW-index, INTCOV(이자보상배율) 등 4개를 재무적 제약의 대응치로 사용한 바 있다.
- 13) KIS-rating은 KISVALUE 데이터베이스에서 제공하는 기업신용평점이다(김임현 · 강정연 2018). KISVALUE에서 제공하는 KIS-rating 등급은 1부터 10까지로 제공되며, 1이 가장 높은 등급이고, 10이 가장 낮은 등급이다.

치들은 상이한 분포 값을 가지고 있기 때문이다.¹⁴⁾ 한편, Z-score, INTCOV, K-score에 대해서는 decile 값을 부여할 때 반대의 순위 값을 부여해서 6개의 FC 측정치 모두 그 값이 클수록 기업의 재무적 제약이 높음을 나타내도록 하였다. FC 중에서 Z-score, KZ-index, WW-index, K-score의 구체적인 계산방법은 다음 소절에서 설명한다.

본 연구는 MOC의 측정을 위해 다음의 두 가지 방법을 이용하였다. 하나는 Schrand and Zechman (2012) 모형에 따라 추정된 잔차(ε)를 이용한 방법이고, 다른 하나는 Ahmed and Duellman(2013)의 방법이다. 전자의 경우 Schrand and Zechman(2012)은 종속변수로 총자산의 성장률을, 설명변수로 매출액의 성장률을 산업-연도별로 회귀분석 후에 얻어진 잔차 값이 양(+)이면 경영자의 과신성향이 있는 것으로 보아 1을, 아니면 0인 더미변수로 측정하였다(유혜영·김새로나 2015). 즉 이 방법에서는 잔차 값이 영(0)보다 큰 경우 동종산업의 기업들에 비해 자산의 확장에 대한 투자가 높음을 나타낸다는 점에서 경영자의 과신성향이 있는 것으로 본다(Schrand and Zechman 2012).¹⁵⁾ 후자의 경우 각 연도별로 자본적 지출이 산업평균과 비교할 때 더 클 경우 경영자의 과신성향이 있다고 보는 방법이다(Ahmed and Duellman 2013). 구체적으로, 이 측정치는 기초총자산 대비 자본적 지출이 산업평균에 비해 양(+)이면 1, 아니면 0인 더미변수이다.¹⁶⁾ 앞서의 두 선행연구 모두는 경영자의 과신성향을 측정할 때 비정상 과잉투자가 양(+)이거나 산업평균보다 더 많은 자본적 지출이 발생하는 경우를 경영자에게 과신성향이 있는 것으로 보는 방법이다. 이 두 방법은 국내 선행연구들에서도 사용되었던 방법이다(유혜영·김새로나 2015 ; 김상미 외 2018).¹⁷⁾ 본 연구는 표본의 구성상에 전자인 Schrand and Zechman(2012)의 경우보다 후자인

14) 반면에, 관련연구인 박성원 외(2014)는 원 자료 값을 그대로 분석에 이용하였다는 점에서 본 연구와 측정방법상에 차이가 있다.

15) Schrand and Zechman(2012)의 추정모형식은 다음의 식(3)과 같다. 본 연구는 산업-연도별로 횡단면 회귀분석을 통해 추정된 개별기업의 잔차(ε)를 이용하였다.

$$AssetGrowth_t = \beta_0 + \beta_1 SalesGrowth_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서, $AssetGrowth_t$ =t년도 자산의 성장률 $[(\text{총자산}_t - \text{총자산}_{t-1}) / \text{총자산}_{t-1}]$

$SalesGrowth_t$ =t년도 매출액의 성장률 $[(\text{매출액}_t - \text{매출액}_{t-1}) / \text{매출액}_{t-1}]$

ε = 잔차항

16) 자본적 지출을 측정하는데 있어 본 연구는 국내 선행연구인 유혜영·김새로나(2015) 및 김상미 외 (2018)와 같이 현금흐름표를 이용하여 직접 측정하였다. 또한 기초총자산 대비 자본적 지출이 영(0)인 missing의 경우는 산업평균을 계산할 때 제외하고 MOC를 측정하였다.

17) 경영자의 과신성향과 조세회피 간의 관계를 분석한 선행연구들은 경영자의 과신성향을 측정할 때 경영자의 스톡옵션에 대한 미행사여부로 측정된 경우가 많다(Chyz et al. 2015 ; Hsieh et al. 2016 ; 장승주 외 2017). 하지만 우리나라의 경우 일부 기업만이 스톡옵션 관련 정보를 주식에 공시하고 있는 문제점이 있어 실증분석을 위한 스톡옵션 행사여부는 분석결과에서 표본의 대표성 측면에서 대리변수로 사용하기는 어려운 측면이 있다(김상미 외 2018 ; 남혜정 2019). 반면에, 본 연구에서 사용되는 Ahmed and Duellman(2013)과 Schrand and Zechman(2012)의 연구에 기초한 경영자의 과신성향에 대한 측정방법은 앞서와 같은 표본의 대표성에 제약이 없다. 따라서 본 연구에서는 표본의 대표성을 높이는 차원에

Ahmed and Duellman(2013)의 경우 더 축소된(reduced) 표본으로 구성된다.¹⁸⁾ 따라서 전자를 중심으로 살펴보고, 후자는 민감도 분석에서 다루었다.

한편, 본 연구는 식(1)의 연구설계상에 관련연구들처럼 종속변수와 관심변수 간에 인과성을 확보하기 위해 종속변수는 t년도로, 가설 1의 관심변수(FC)는 시차(lag)가 있는 t-1년도로 측정하였다(Edwards et al. 2016 ; 박성원 외 2014 ; 김임현 · 강정연 2018). 반면에, 식(1)에서 가설 2의 관심변수인 MOC의 경우는 현재의 경영자의 과신성향을 나타낸다는 점에서 종속변수와 같은 t년도로 측정하였다. 즉 재무적 제약은 직전연도에 직면할 경우로 측정하였으나, 경영자의 과신성향이 당기의 조세회피에 미치는 영향은 같이 기간에 속하는 당기로 살펴보는 것이 더 적절할 수 있다(Chyz 2015 ; Hsieh et al. 2016).¹⁹⁾ 또한 본 연구의 가설 3의 경우 경영자의 과신성향에 따라 재무적 제약이 조세회피에 미치는 영향을 알아보는 것이므로, FC와 CETR의 관계는 변동모형보다 수준모형을 중심으로 살펴보았다. 경영자의 과신성향을 나타내는 MOC의 경우 경영자가 교체되지 않는 한 해당 기업에서 지속적이고 계속적인 성향을 가질 수 있으므로, 이에 맞추어서 FC와 CETR 간의 관계 역시 수준모형 측면에서 살펴본 것이다.

만일 가설 1의 예상과 일치된 결과를 보일 경우 재무적 제약이 높을수록 조세회피행위는 높을 수 있으므로, 식(1)의 관심변수 FC(Z-score, KZ-index, KIS-rating, K-score, WW-index, INTCOV)는 종속변수 CETR에 대해 유의한 양(+)의 계수 값을 가질 것으로 기대된다($\beta_1 > 0$). 또한 가설 2의 예상과 일치하게 경영자의 과신성향이 있는 기업은 그렇지 않은 경우보다 조세회피에 더 적극적이면 식(1)의 관심변수 MOC는 종속변수 CETR에 대해 유의한 양(+)의 계수 값이 예상된다($\beta_2 > 0$). 그리고 가설 3의 기대와 부합되게 앞서의 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계가 경영자의 과신성향이 있는 기업에서 더 강화된다면 식(2)의 관심변수인 상호작용변수 FC*MOC는 종속변수 CETR에 대해 유의한 양(+)의 계수 값을 가질 것으로 기대된다($\beta_3 > 0$).

서 앞서의 두 가지 경영자의 과신성향의 대응치를 중심으로 살펴본다. 한편, 본 연구에서 사용된 경영자의 과신성향의 측정치는 조세회피와의 관계를 살펴본 관련연구들(Chyz et al. 2015 ; Hsieh et al. 2016 ; 장승주 외 2017)에서는 이용되지 않았던 방법이라는 점에서 분석결과 측면에서 유의미한 결과가 관찰될 경우 관련연구에 추가적인 증거를 제공할 수 있다.

- 18) Schrand and Zechman(2012)의 경우를 추정하기 위해서는 매출액의 변동과 총자산의 변동이 필요한 반면에, Ahmed and Duellman(2013)의 경우는 현금흐름표상에 자본적 지출에 해당되는 금액이 보고되지 않은 기업은 표본에서 제외되기 때문에 후자보다 전자의 표본수가 좀 더 많다.
- 19) 국외 연구(Chyz 2015 ; Hsieh et al. 2016)뿐 아니라 국내 선행연구들 역시 조세회피를 종속변수로 할 때 관심변수인 경영자의 과신성향 여부는 동일 시점으로 측정한 바 있다(차명기 외 2016 ; 장승주 외 2017 ; 김상명 외 2019). 이는 전기의 경영자의 과신성향이 당기의 조세회피에 영향을 미치는 경향보다는 당해연도의 경영자 과신성향이 더 직접적인 영향을 줄 수 있기 때문이다. 그러한 점에서 본 연구에서 가설 3의 경우는 전기에 재무적 제약에 봉착한 바 있었던 경영자가 당기에 들어서는 조세회피행위에 더 적극적인인지 여부를 알아보기 위한 사항이라고 할 수 있다.

식(1) 및 식(2)에서 조세회피에 영향을 미치는 효과를 통제하기 위한 변수의 선정은 선행연구인 박성원 외(2014)의 연구를 준용하여 설정하였다. 모형식에 고려된 통제변수로는 FORG(외국인지분율), ROA(수익성), LEVE(부채비율), SIZE(기업규모), PPE(감가상각대상 유형자산비율), RNDS(매출액 대비 연구개발비), DA(재량적 발생액), NOL(이월결손금 더미변수), MTB(자기자본의 장부가치 대비 시장가치 비율), MKT(시장유형) 등이다. 먼저 FORG는 기업의 소유구조의 효과를 통제하기 위해 모형에 고려되었다. 선행연구에서는 외국인지분율이 높은 기업은 조세회피로 인한 기업이미지 훼손과 기업투명성의 하락을 원치 않기 때문에 이들의 모니터링 역할에 따라 조세회피 수준이 감소된다는 결과를 보고한 바 있다(박종국·홍영은 2009). 선행연구에서는 수익성이 높은 기업은 조세회피를 통해 현금유출을 줄이려는 유인이 있다고 주장한다(고윤성 외 2007). 따라서 ROA는 CETR과 양(+)의 관계가 기대된다. 선행연구들은 부채비율이 높은 기업은 이자비용을 통한 감세효과가 있으므로, 조세회피에 다소 소극적일 수 있다는 주장이 있다(Graham 1996 ; 기은선 2012). 따라서 LEVE는 CETR과 음(-)의 관계가 예상된다. 기업규모가 클수록 규모의 경제로 인해 보다 우월한 조세전략을 수행할 수 있다(박성원 외 2014). 반면에 규모가 클수록 기업은 높은 정치적 비용을 부담할 수 있어 조세회피는 감소할 수도 있다(박종국·홍영은 2009 ; 기은선 2012). 따라서 SIZE와 CETR 간의 관계를 일률적으로 예상하기는 어렵다(박성원 외 2014). 한편, SIZE는 여러 효과를 포착할 수 있기 때문에 모형에서 고려되지 못한 대용변수의 역할을 할 수 있다(Ashbaugh et al. 2003). PPE가 높은 기업은 다양한 수단의 조세회피의 기회가 존재하고(기은선 2012), RNDS의 경우 연구개발비는 세액공제가 가능하므로, PPE와 RNDS 모두는 CETR과 양(+)의 관계가 기대된다(박성원 외 2014). DA의 경우 본 연구는 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 기업성과인 ROA가 통제된 재량적 발생액으로 추정하였다. 선행연구인 Frank et al.(2009) 및 전규안·박종일(2019)은 공격적인 재무보고의 기업은 동시에 적극적인 세무보고를 수행한다는 결과를 보고하였다. 따라서 DA는 CETR과 양(+)의 관계가 기대된다. NOL은 과세소득과 관련된 자료수집의 한계로 선행연구인 박성원 외(2014)의 방법처럼 전기 미처분이익잉여금이 음(-)이면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정하였다. 이월결손금이 있는 기업은 순이익이 보고되면 과세소득에서 이월결손금을 공제할 수 있어 법인세부담을 낮출 수 있다. 따라서 NOL은 CETR과 양(+)의 관계가 예상된다. MTB가 높은 기업은 투자기회나 성장기회가 많으므로, 조세회피에 유리할 수 있다(Chen et al. 2010 ; 박성원 외 2014). 이런 측면에서 보면, MTB는 CETR과 양(+)의 관계가 예상된다. MKT는 시장 간 차이를 통제하기 위하여 모형에 추가로 고려하였다. 그리고 분석기간 동안에 발생할 수 있는 세율변화와 산업 간 차이에 기인한 고정효과를 통제하기 위하여 연도와 산업더미(YD, IND)를 모형식에 포함하였다. 통제변수와 관련한 측정과 정의는 식(2)의 하단에 제시한 바와 같다.

2. 재무적 제약의 측정

본 연구에서는 재무적 제약(FC)의 대용치로 6개 측정치를 이용하였다. 즉 ① Altman(1995)의 K-score, ② Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-index, ③ KISVALUE의 신용평점, ④ Altman(1968)의 Z-score, ⑤ Whited and Wu(2006)의 WW-index, ⑥ 영업현금흐름을 이자비용으로 나누어 계산된 INTCOV이다.

먼저 Altman(1995)의 K-score를 산출하기 위한 모형은 식(4)과 같다. 식(4)에 의해 계산된 Altman(1995)의 K-score 값이 작을수록 재무적 제약이 큰 기업이다.

$$K-score_t = -17.862 + 1.472X_1 + 3.041X_2 + 14.839X_3 + 1.516X_4 \quad (4)$$

여기서, X_1 = t년도 총자산의 자연로그 값
 X_2 = t년도 (매출액/총자산)의 자연로그 값
 X_3 = t년도 이익잉여금/총자산
 X_4 = t년도 자기자본/부채총계

Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-index 값을 산출하기 위한 모형은 식(5)과 같다. 식(5)에 의해 계산된 Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-index 값이 클수록 재무적 제약이 큰 기업이다.

$$KZ-index_t = -1.002CF_t/A_{t-1} - 39.368DIV_t/A_{t-1} - 1.315C_t/A_{t-1} + 3.139LEV_t + 0.283Q_t \quad (5)$$

여기서, CF = t년도 영업현금흐름
 DIV = t년도 현금배당
 C = t년도 현금및현금성자산
 LEV = t년도 부채비율
 Q = t년도 (시장가치+부채총계)/총자산
 A = t년도 기초총자산

Altman(1968)의 Z-score를 산출하기 위한 모형은 식(6)과 같다. 식(6)에 의해 계산된 Altman(1968)의 Z-score 값이 작을수록 재무적 제약이 큰 기업이다.

$$Z-score_t = 3.3(PI/A) + (SALES/A) + 0.25(RE/A) + 0.5((CA - CL)/A) \quad (6)$$

여기서, PI = t년도 세전이익
 $SALES$ = t년도 매출액
 RE = t년도 이익잉여금
 CA = t년도 유동자산
 CL = t년도 유동부채
 A = t년도 총자산

Whited and Wu(2006)의 $WW-index$ 값을 계산하기 위한 모형은 식(7)과 같다.²⁰⁾ 식(7)에 의해 계산된 Whited and Wu(2006)의 $WW-index$ 값이 클수록 재무적 제약이 큰 기업으로 해석한다.

$$WW-index_t = -0.091(CF/A) - 0.062(DIVPOS) + 0.021(TLTD/A) - 0.044(LnTA) + 0.102(ISG) + 0.035(SG) \quad (7)$$

여기서, CF = t년도 영업현금흐름
 $DIVPOS$ = t년도 현금배당이 실시된 기업이면 1, 아니면 0
 $TLTD$ = t년도 장기부채
 $LnTA_t$ = t년도 총자산에 자연로그 값
 ISG = t년도 2-digit로 측정된 매출액의 성장성
 SG = t년도 매출액의 성장성
 A = t년도 기초총자산

다음으로, $KIS-rating$ 은 KISVALUE에서 제공되는 기업신용평점으로 1부터 10까지로 구성된다. KISVALUE에서 제공되는 $KIS-rating$ 의 값이 클수록 기업신용등급은 낮다.²¹⁾ INTCOV(이자보상배율)는 영업현금흐름을 이자비용으로 나눈 값이며, 이 값이 작을수록 재무적 제약이 큰 기업으로 해석한다. 앞서 설명한 바와 같이 본 연구는 $KIS-rating$ 을 제외한 나머지 변수들에 대해서는 Edwards et al.(2016)의 방법과 같이 0부터 9까지의 10분위수로 측정된 후 분석에 이용하였다. 또한 10분위수로 측정하는 과정에서 $KIS-rating$ 과 유사하게 해당 값이 클수록 재무적 제약이 큰 것으로 측정되었다.

3. 표본의 선정

본 연구에서는 다음의 조건을 만족하는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 12월이 결산인 기업
- (2) NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스로부터 분석에 필요한 기본 재무자료, 자본의 시장가치와 외국인지분율 등의 자료가 입수 가능한 기업
- (3) 세전이익과 법인세부담액이 음(-)이 아닌 기업
- (4) 자본잠식 및 비적정 감사의견이 아닌 기업

본 연구는 한국거래소에 상장된 유가증권과 코스닥기업을 대상으로 분석하고, 분석기간은 모

20) 앞서의 두 측정치의 경우보다는 국내에서 잘 알려지지 않은 재무적 제약의 측정치이다. 하지만 국내의 선행연구 중에서도 Whited and Wu(2006)의 $WW-index$ 를 이용한 연구들이 있다(이남령 2016 ; 허윤영 · 백원선 2018 ; 김병호 2017).

21) $KIS-rating$ 의 경우 본 연구는 선행연구와 같이 원 변수 값을 이용하였다(김임현 · 강정연 2018).

형에 시차(lag)가 고려되었기 때문에 종속변수(관심변수)를 기준으로 2003년부터 2018년까지 (2002년부터 2017년까지)이다. 조건 (1)에서 금융업이 제외된 이유는 계정과목의 특성이 일반 제조업과는 상이하기 때문이며, 본 연구에서 12월이 결산인 기업을 선정한 이유는 표본의 동질성을 확보하여 표본의 비교가능성을 제고하기 위함이다. 조건 (2)은 분석에 이용된 자료출처이다. 본 연구의 식(1) 및 식(2)의 모형에 이용된 변수들은 NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스로부터 추출되었다. 조건 (3)의 경우 종속변수 CETR(현금유효세율)의 측정상에 필요한 조건이다(박성원 외 2014). 조건 (4)에서 자본잠식인 기업과 적정의견이 아닌 기업은 재무제표의 신뢰성이 낮으므로, 분석에서 제외하였다. 본 연구는 표본을 선정할 때 종속변수로 이용이 가능한 표본을 먼저 선정한 후, 다음으로 관심변수(FC, MOC)의 측정 및 모형에 고려된 통제변수의 자료가 이용가능한 기업을 대상으로 하였다. 또한 본 연구는 식(1) 및 식(2)의 모형에 이용된 각 변수들의 극단치 처리를 위해 재무적 제약(FC) 변수와 자연로그를 취한 값 그리고 더미변수로 측정된 경우를 제외한 나머지 변수는 각 변수의 상하 1% 내에서 조정(winsorization)하였다. 이상과 같은 일련의 선정과정 모두를 만족하는 최종표본은 분석기간 동안 13,453개 기업/연 자료이다. 다만, FC의 측정치 중 INTCOV의 경우 앞서보다는 축소된 12,075개 기업이고, 또한 MOC의 측정치 중 Ahmed and Duellman(2013)의 방법에 따라 자본적 지출을 이용한 경우 역시 자료의 특성상 축소된 10,279개 기업/연 자료가 분석에 이용된다.

<표 1>의 경우 표본의 산업별 분포를 나타내었다. 지면상 대분류로 보고하였으며, 전체표본 외에도 시장유형별로 구분해서 제시하였다. <표 1>을 보면, 전체표본에서 제조업이 65.8%로 빈도수가 가장 많고, 시장을 구분한 KOSPI와 KOSDAQ 표본은 63.8%와 67.4%로 앞서와 유사하다. 다음으로 서비스업이 20.3%로 많으며(KOSPI 표본 : 18.4%, KOSDAQ 표본 : 21.9%), 이를 제외하면 전체표본을 기준으로 할 때 나머지 도매와 소매업이 6.6%, 건설업 3.5%, 기타 3.8%로 이들 모두 10% 이내이다. 이러한 결과는 시장을 구분한 경우에도 질적으로 유사하다.

〈표 1〉 표본의 산업별 분포

Industry	전체 표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도수	%	빈도수	%	빈도수	%
제조업	8,846	65.8%	3,900	63.8%	4,946	67.4%
건설업	475	3.5%	262	4.3%	213	2.9%
도매 및 소매업	886	6.6%	445	7.3%	441	6.0%
서비스업	2,730	20.3%	1,126	18.4%	1,604	21.9%
기타	516	3.8%	381	6.2%	135	1.8%
합계	13,453	100.0%	6,114	100.0%	7,339	100.0%

주1) 산업은 NICE평가정보(주)의 KISVALUE에서 제시된 대분류로 보고함.

주2) 분석기간은 종속변수를 기준으로 2003년부터 2018년까지 자료에 해당함.

IV. 실증분석의 결과

1. 기술통계 및 상관관계

<표 2>에는 모형에 이용된 변수의 기술통계를 보고하였다. 표를 보면, 조세회피를 나타내는 종속변수 CETR의 평균(중위수)은 0.261(0.220)이다. 즉 표본에 이용된 기업들은 세전이익 대비 법인세부담액이 평균 26.1%이다.

<표 2> 변수의 기술통계

Variable	N	평 균	중위수	표준편차	최소값	최대값
<i>CETR</i>	13,453	0.261	0.220	0.212	0	1
<i>K-score</i>	13,453	29.510	28.249	7.579	13.547	63.143
<i>KZ-index</i>	13,453	0.819	0.881	0.993	-2.596	2.892
<i>KIS-rating</i>	13,453	4.156	4	1.576	1	10
<i>Z-score</i>	13,453	1.411	1.350	0.670	-0.029	3.621
<i>WW-index</i>	13,453	-1.139	-1.158	0.164	-1.397	0.064
<i>INTCOV</i>	12,075	451.14	8.43	2543.02	-22.87	22359.69
<i>FC</i>	13,453	4.5	4.5	2.873	0	9
<i>MOC1</i>	13,453	0.710	1	0.454	0	1
<i>MOC2</i>	10,279	0.276	0	0.447	0	1
<i>FORG</i>	13,453	0.084	0.027	0.124	0	0.585
<i>ROA</i>	13,453	0.073	0.055	0.066	-0.002	0.355
<i>LEVE</i>	13,453	0.358	0.352	0.181	0.036	0.769
<i>SIZE</i>	13,453	25.947	25.684	1.408	20.991	33.020
<i>PPE</i>	13,453	0.160	0.134	0.124	0.001	0.560
<i>RNDS</i>	13,453	0.018	0.004	0.032	0	0.177
<i>DA</i>	13,453	0.000	-0.001	0.082	-0.628	0.656
<i>NOL</i>	13,453	0.065	0	0.246	0	1
<i>MTB</i>	13,453	1.415	1.032	1.216	0.231	7.161
<i>MKT</i>	13,453	0.546	1	0.498	0	1

주1) 변수의 정의 : *CETR*=t년도 현금유효세율(=법인세부담액/세전이익)로 (-1)을 곱함 ; *K-score*=t-1년도 재무적 제약, Altman(1995)의 *K-score* ; *KZ-index*=t년도 재무적 제약, Kaplan and Zingales(1997)의 *KZ-index* ; *KIS-rating*=t년도 재무적 제약, KISVALUE에서 제공하는 기업신용평점 ; *Z-score*=t년도

재무적 제약, Altman(1968)의 *Z-score*; *WW-index*=*t*년도 재무적 제약, Whited and Wu(2006)의 *WW-index*; *INTCOV*=*t*년도 재무적 제약, 이자보상배율(=영업현금흐름/이자비용); *FC*: *K-score*, *KZ-index*, *K-score*, *WW-index*, *INTCOV*에 대하여 [0, 9] 사이로 10분위수(decile rank value)로 측정된 값(*K-score*, *Z-score*, *INTCOV*의 경우는 decile로 측정할 때 값을 반대로 순위를 부여함); *MOC1*=*t*년도 Schrand and Zechman(2012) 방법에 따라 추정된 잔차의 값이 양(+)이면 1, 아니면 0; *MOC2*=*t*년도 Ahmed and Duellman(2013)의 방법에 따라 자본적 지출이 각 연도-산업평균보다 크면 1, 아니면 0; *FORG*=*t*년도 외국인의 투자지분율; *ROA*=*t*년도 당기순이익/기초총자산; *LEVE*=*t*년도 부채비율(=총부채/총자산); *SIZE*=*t*년도 총자산의 자연로그 값; *PPE*=*t*년도 토지와 건설중인 자산을 제외한 유형자산/기초총자산; *RNDS*=*t*년도 연구개발비/매출액; *DA*=*t*년도 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 측정된 ROA 통제 재량적 발생액; *NOL*=*t*년도 이월결손금이 있는 기업이면 1, 아니면 0; *MTB*=*t*+4년도 자기자본의 장부가치 대비 시장가치; *MKT*=*t*년도 코스닥시장에 속한 기업이면 1, 유가증권기업이면 0임.

주2) 분석기간은 종속변수를 기준으로 2003년부터 2018년까지 자료를 통합하여 보고함.

이후 분석에서는 CETR에 (-1)을 곱한 값을 이용하여 분석한다. 재무적 제약을 나타내는 관심 변수 *FC*의 대용치 중 *KIS-rating*을 제외한 나머지 변수들(*K-score*, *KZ-index*, *Z-score*, *WW-index*, *INTCOV*)의 원 자료 값을 먼저 보고하였다. 이들 값은 각 변수의 상하 1%에서 조정되었다. *K-score*의 평균(중위수)은 29.510(28.248)이고, *KZ-index*의 경우 0.819(0.881), *WW-index*의 경우 -1.139(-1.158), *INTCOV*의 경우 451.14(8.43), *KIS-rating*의 경우 4.156(4)이다. 이들의 각 재무적 제약 측정치는 산출방법이 다르기 때문에 각각 상이한 값을 가지고 있다. 따라서 분석을 위해 *KIS-rating*을 제외한 나머지 변수들(*K-score*, *KZ-index*, *Z-score*, *WW-index*, *INTCOV*)에 대해 [0~9] 사이로 10분위 값을 부여하여 측정된 *FC*의 평균과 중위수는 모두 4.5이다.

MOC1(경영자의 과신성향)의 평균은 0.710이고, *MOC2*의 경우는 0.276이다. 즉 Schrand and Zechman(2012)의 방법에 따라 추정된 잔차 값이 양(+)인 경우 표본에서 71%로 나타났고, Ahmed and Duellman(2013)의 방법에 따라 자본적 지출이 각 연도별 산업평균보다 높은 경우가 표본 중 25.6%로 나타났다. 선행연구 중 경영자와 과신성향과 보수주의 간의 관계를 분석한 유혜영·김새로나(2015)의 연구는 본 연구처럼 ETR의 측정에 부여된 조건이 없는 경우 *MOC1*의 평균(중위수)은 0.370(0.483)이고, *MOC2*의 평균(중위수)은 0.491(0.500)로 나타나 본 연구와는 차이를 보였다. 즉 두 연구 간에 *MOC*의 측정치 분포상에 차이를 보이는 이유는 본 연구의 경우 앞서의 연구와 달리 종속변수 CETR의 측정상에 세전이익과 법인세부담액이 모두 양(+)인 기업만으로 표본이 구성되었기 때문인 것으로 보인다.

기타 통제변수 중 *FORG*(외국인지분율)의 평균(중위수)은 0.084(0.027)이고, *ROA*(당기순이익/기초총자산)의 경우 0.073(0.055)이며, *LEVE*(부채비율)의 경우 0.358(0.352)로 나타나 타인자본보다 자기자본의 비중이 높다. *SIZE*(기업규모)의 평균(중위수)은 25.947(25.684)이며,²²⁾ *PPE*(감가상

22) *SIZE*에 자연로그를 취하기 전의 값은 평균(중위수)이 1,016,977(142,713)백만원이었다.

각대상 유형자산)의 경우 0.160(0.134)이고, RNDS(매출액 대비 연구개발비)의 경우 0.018(0.004)이다. DA(재량적 발생액)의 평균(중위수)은 0.000(-0.001)로 거의 영(0)에 근접된 수치이다. NOL(이월결손금여부)의 평균은 0.065이고, MTB(장부가치 대비 시장가치)의 경우 1.415(1.032)로 나타나 표본의 경우 자기자본의 장부가치보다 시장가치가 더 높았다. MKT(시장구분)의 평균은 0.546으로 나타나 코스닥기업이 유가증권기업보다 분석에 이용된 표본이 더 많다.

<표 3>의 경우 변수 간의 상관관계를 보고하였다. 표에 보고된 상관계수는 피어슨 상관관계수이다. 관심변수 FC의 경우 WW-index를 제외한 나머지 K-score, KZ-index, KIS-rating, Z-score, INTCOV는 종속변수 CETR과 유의한 음(-)의 상관성을, 그러나 WW-index만 종속변수에 대해 유의한 양(+)의 상관성을 보이고 있다. 그러나 두 변수 간의 단순 상관성은 종속변수에 영향을 미치는 일정 통제변수가 고려되지 않는 결과라는 점에서 이를 고려한 다변량(multivariate) 회귀분석을 통해 보다 직접적인 관계를 살펴볼 필요가 있다.

한편, MOC1은 CETR에 대해 유의한 양(+)의 상관성을 보인다. 지면상 보고하지는 않았으나, MOC2의 경우도 CETR에 대해 1% 수준에서 두 변수 간에 0.061로 양(+)의 상관성이 나타났다. 기타 통제변수의 경우 FORG를 제외하면 나머지는 종속변수 CETR과 유의한 상관성을 가지고 있다. 구체적으로, ROA, PPE, RNDS, NOL, MTB, MKT는 CTER과 양(+)의 상관성을, LEVE, SIZE, DA는 음(-)의 상관성이다. 즉 당기순이익, 감가상각대상 유형자산, 이월결손금, 자기자본의 장부가치 대비 시장가치가 높거나 클수록, 또한 코스닥기업이면 현금유효세율로 측정된 조세회피 수준이 높게 나타났고, 부채비율, 기업규모, 재량적 발생액이 높거나 클수록 조세회피 수준이 낮게 나타났다.

〈표 3〉 변수의 상관관계

Variable	CETR	K-score	KZ-index	KIS-rating	Z-score	WW-index	INTCOV	MOCI	FORG	ROA	LEVE	SIZE	PPE	RNDS	DA	NOL	MTB	MKT
CETR	1																	
K-score	-0.029 (0.001)	1																
KZ-index	-0.085 (0.000)	0.666 (0.000)	1															
KIS-rating	-0.076 (0.000)	0.699 (0.000)	0.758 (0.000)	1														
Z-score	-0.053 (0.000)	0.314 (0.000)	0.264 (0.000)	0.333 (0.000)	1													
WW-index	0.078 (0.000)	0.290 (0.000)	-0.026 (0.003)	0.054 (0.000)	-0.041 (0.000)	1												
INTCOV	-0.100 (0.000)	0.581 (0.000)	0.636 (0.000)	0.728 (0.000)	0.474 (0.000)	0.011 (0.240)	1											
MOCI	0.101 (0.000)	-0.158 (0.000)	-0.136 (0.000)	-0.213 (0.000)	-0.234 (0.000)	0.004 (0.667)	-0.212 (0.000)	1										
FORG	-0.005 (0.549)	-0.291 (0.000)	-0.126 (0.000)	-0.193 (0.000)	-0.093 (0.000)	-0.368 (0.000)	-0.182 (0.000)	0.074 (0.000)	1									
ROA	0.290 (0.000)	-0.166 (0.000)	-0.276 (0.000)	-0.282 (0.000)	-0.372 (0.000)	0.164 (0.000)	-0.384 (0.000)	0.213 (0.000)	0.158 (0.000)	1								
LEVE	-0.112 (0.000)	0.646 (0.000)	0.762 (0.000)	0.700 (0.000)	0.071 (0.000)	-0.135 (0.000)	0.533 (0.000)	-0.035 (0.000)	-0.055 (0.000)	-0.250 (0.000)	1							
SIZE	-0.079 (0.000)	-0.229 (0.000)	0.178 (0.000)	0.069 (0.000)	0.127 (0.000)	-0.749 (0.000)	0.064 (0.000)	0.017 (0.050)	0.502 (0.000)	-0.107 (0.000)	0.223 (0.000)	1						
PPE	0.056 (0.000)	0.152 (0.000)	0.193 (0.000)	0.062 (0.000)	0.075 (0.000)	-0.140 (0.000)	0.146 (0.000)	-0.043 (0.000)	0.039 (0.000)	-0.084 (0.000)	0.250 (0.000)	0.133 (0.000)	1					
RNDS	0.093 (0.000)	-0.056 (0.000)	-0.106 (0.000)	-0.125 (0.000)	0.049 (0.000)	0.162 (0.000)	-0.122 (0.000)	0.056 (0.000)	-0.003 (0.772)	0.116 (0.000)	-0.176 (0.000)	-0.122 (0.000)	-0.064 (0.000)	1				
DA	-0.016 (0.073)	0.120 (0.000)	0.115 (0.000)	0.138 (0.000)	0.108 (0.000)	0.044 (0.000)	0.129 (0.000)	-0.019 (0.029)	-0.092 (0.000)	-0.106 (0.000)	0.109 (0.000)	-0.006 (0.497)	-0.040 (0.000)	-0.033 (0.000)	1			
NOL	0.020 (0.020)	0.295 (0.000)	0.264 (0.000)	0.342 (0.000)	0.220 (0.000)	0.132 (0.000)	0.279 (0.000)	-0.102 (0.000)	-0.077 (0.000)	-0.055 (0.000)	0.155 (0.000)	-0.045 (0.000)	-0.020 (0.022)	-0.015 (0.078)	0.039 (0.000)	1		
MTB	0.070 (0.000)	0.040 (0.000)	0.059 (0.000)	-0.051 (0.000)	-0.082 (0.000)	0.084 (0.000)	-0.153 (0.000)	0.065 (0.000)	0.204 (0.000)	0.341 (0.000)	0.006 (0.506)	0.006 (0.495)	-0.054 (0.000)	0.189 (0.000)	-0.085 (0.000)	0.077 (0.000)	1	
MKT	0.088 (0.000)	0.130 (0.000)	-0.085 (0.000)	-0.050 (0.000)	-0.060 (0.000)	0.491 (0.000)	-0.092 (0.000)	0.037 (0.000)	-0.270 (0.000)	0.159 (0.000)	-0.138 (0.000)	-0.559 (0.000)	-0.085 (0.000)	0.204 (0.000)	-0.022 (0.011)	0.006 (0.465)	0.125 (0.000)	1

주1) 변수의 정의는 <표 2>와 같음.

주2) 분석기간은 종속변수(관심변수)를 기준으로 2003년부터 2018년까지(2002년부터 2017년까지) 자료를 통합하여 보고함.

주3) 괄호의 수치는 p 값임(양측검증).

2. 가설 1과 2의 회귀분석 결과

먼저 가설 1에 해당하는 재무적 제약과 조세회피 간의 관계, 또한 가설 2에 해당하는 경영자의 과신성향과 조세회피 간의 관계를 알아보기 위하여 식(1)의 모형을 이용한 다변량 회귀분석에 대한 결과는 <표 4>에 보고하였다. <표 4>의 경우 종속변수는 CETR이고, 가설 1의 관심변수는 FC로 모형 1부터 6까지는 다양한 재무적 제약 측정치인 K-score, KZ-index, KIS-rating, WW-index, Z-score, INTCOV의 결과를 순차적으로 보고하였다. 가설 2의 관심변수는 경영자의 과신성향(MOC)은 Schrand and Zechman(2012)의 방법으로 측정된 결과이다. 한편, 회귀분석을 수행할 때 식(1)의 모든 변수가 포함되었으나, 지면상 연도와 산업(ΣYD , ΣIND) 더미변수의 보고는 생략한다. 따라서 표에 제시된 결과들은 산업과 연도의 고정효과(fixed effect)가 통제되었다.

<표 4>의 분석결과를 보면, 모형 1부터 6까지에서 F 값은 모두 통계적으로 유의하게 나타나 식(1)의 모형설정은 적합성이 있음을 알 수 있다.²³⁾ 모형의 설명력인 $Adj. R^2$ 는 모형 1부터 6까지에서 0.129~0.132 사이로 나타났다.

가설 1에 대한 관심변수 FC는 WW-index를 제외한 나머지 K-score, KZ-index, KIS-rating, Z-score, INTCOV의 경우 일정 변수를 통제한 후에도 종속변수 CETR에 대해 통계적으로 유의적인 양(+)의 계수 값을 보이고 있다. 이중 K-score, KZ-index, KIS-rating, Z-score는 모두 1% 수준에서, INTCOV는 10% 수준에서 유의한 값이다. 다만, WW-index는 양(+)의 계수 값이나, 통계적으로 유의하지는 않았다. 따라서 6개의 재무적 제약 측정치 중 5개의 경우에서 당기로 측정된 현금유효세율과 양(+)의 관계로 나타나 대체로 전기 재무적 제약이 높은 기업은 조세회피 수준이 높게 나타났다. 이는 재무적 제약이 높은 기업일수록 자금수요에 비하여 외부로부터 자금조달이 어려워 조세회피 수단을 통해 내부현금을 증가시킨다는 결과이다. 한편, K-score, KZ-index, KIS-rating의 결과는 박성원 외(2014)의 선행연구와 일치한다.²⁴⁾ 또한 앞서의 선행연구에서 살펴보지 않았던 재무적 제약 측정치 중 Z-score, INTCOV의 경우에도 추가로 조세회피와 유의한 양(+)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 따라서 재무적 제약이 높을 때 기업의 조세회피행위가 높을 것으로 예상했던 가설 1은 WW-index를 제외하면 전반적으로 지지된 결과를 보였다.

23) 식(1)의 모형에 고려된 변수 간에 다중공선성(multicollinearity) 문제가 있는지를 VIF(분산팽창요인) 값으로 살펴보았다. 통계적으로 VIF 값이 변수 중에 10 이상인 변수가 나타나면 다중공선성 문제가 심각하다고 판단한다. <표 4>에서 모형 1부터 6까지에서 VIF의 값이 가장 높았던 값과 변수는 순차적으로 2.67(K-score), 2.80(KZ-index), 2.58(KIS-rating), 2.26(SIZE), 3.25(SIZE), 2.31(SIZE)이었다. 따라서 모형 1부터 6까지 모두 VIF 값이 2 또는 3을 조금 상회하는 것으로 나타나 본 연구모형에서 변수 간의 다중공선성 문제는 그리 심각하지는 않았다.

24) 특히, FC의 대용치 중 K-score, KZ-index, KIS-rating 측정치에서는 선행연구인 박성원 외(2014)보다 본 연구는 표본기간을 IFRS 도입 이후기간까지 확장해도 가설 1은 지지된 결과를 보였다.

〈표 4〉 재무적 제약 또는 경영자의 과신성향과 조세회피 간의 회귀분석 결과 : Cash ETR

$$CETR_t = \beta_0 + \beta_1 FC_{t-1} + \beta_2 MOC_t + \beta_3 FORG_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 LEVE_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 PPE_t + \beta_8 RNDS_t + \beta_9 DA_t + \beta_{10} NOL_{t-1} + \beta_{11} MTB_t + \beta_{12} MKT_t + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_t \quad (1)$$

Variables	pred. sign	종속변수=CETR					
		K-score	KZ-index	KIS-rating	Z-score	WW-index	INTCOV
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
Intercept	?	-0.317*** [-6.317]	-0.229*** [-4.818]	-0.257*** [-5.400]	-0.224*** [-4.724]	-0.271*** [-4.541]	-0.247*** [-4.895]
FC	+	0.005*** [4.873]	0.002** [2.178]	0.008*** [4.991]	0.003*** [4.711]	0.001 [0.978]	0.002* [1.901]
MOC	+	0.026*** [6.610]	0.024*** [6.108]	0.028*** [6.869]	0.026*** [6.569]	0.023*** [5.868]	0.022*** [5.119]
FORG	-	-0.025 [-1.414]	-0.029* [-1.684]	-0.023 [-1.336]	-0.026 [-1.520]	-0.034* [-1.945]	-0.013 [-0.640]
ROA	+	0.984*** [31.929]	0.987*** [31.880]	0.991*** [32.111]	1.025*** [31.827]	0.979*** [31.710]	1.044*** [30.550]
LEVE	-	-0.098*** [-6.421]	-0.071*** [-4.526]	-0.098*** [-6.492]	-0.044*** [-3.952]	-0.047*** [-4.257]	-0.048*** [-3.537]
SIZE	+/-	-0.003 [-1.404]	-0.006*** [-3.233]	-0.006*** [-3.118]	-0.007*** [-3.705]	-0.004** [-1.989]	-0.006*** [-2.985]
PPE	+	0.166*** [10.671]	0.169*** [10.878]	0.182*** [11.587]	0.164*** [10.536]	0.171*** [10.970]	0.178*** [10.929]
RNDS	+	0.354*** [6.262]	0.361*** [6.380]	0.364*** [6.445]	0.339*** [5.962]	0.360*** [6.349]	0.358*** [5.572]
DA	+	0.046** [2.157]	0.050** [2.321]	0.046** [2.163]	0.043** [2.011]	0.050** [2.347]	0.042* [1.864]
NOL	+	0.034*** [4.657]	0.039*** [5.378]	0.031*** [4.114]	0.035*** [4.818]	0.042*** [5.748]	0.038*** [5.012]
MTB	-	-0.011*** [-6.563]	-0.011*** [-6.480]	-0.010*** [-6.039]	-0.010*** [-6.226]	-0.011*** [-6.334]	-0.010*** [-5.414]
MKT	?	0.002 [0.413]	0.002 [0.542]	0.002 [0.455]	0.002 [0.434]	0.002 [0.461]	0.006 [1.270]
ΣYD		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣIND		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.131	0.130	0.131	0.131	0.129	0.132
F Value		64.14***	64.44***	65.19***	65.08***	64.30***	59.30***
N		13,453	13,453	13,453	13,453	13,453	12,075

주1) 변수의 측정과 정의는 <표 2>와 같음.

주2) 괄호인 [] 안의 수치는 각 변수에 대한 t 값임.

주3) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 이내에서 각각 통계적으로 유의적임(양측검증).

가설 2의 관심변수 MOC는 종속변수 CETR에 대해 모형 1부터 6까지 모두 1% 이내에서 유의한 양(+)의 계수 값이 나타났다. 즉 경영자의 과신성향 측정치와 조세회피 간에 유의한 양(+)의 관계로 나타나 경영자의 과신성향이 있는 기업은 그렇지 않은 경우보다 조세회피에 더 적극적인 것으로 나타났다. 이는 과신성향이 있는 경영자는 그렇지 않은 경우보다 사후적으로 발생할 수 있는 미래의 세금절감에 따른 잠재적인 조세비용²⁵⁾을 과소평가하고, 조세회피를 통한 내부현금의 확보를 과대평가하는 경향이 있어 공격적인 세무전략에 따른 조세회피의 효익을 더 과대추정한다는 것을 나타낸다. 따라서 경영자의 과신성향이 있는 경우 조세회피에 더 적극적일 것으로 예상했던 가설 2는 지지된 결과로 나타났다. 한편, 이러한 결과는 Chyz et al.(2015), Hsieh et al.(2016) 및 장승주 외(2017)의 선행연구와 MOC에 대한 측정방법은 다르나, 일치하는 증거이다.²⁶⁾ 그러나 차명기 외(2016) 및 김상명 외(2019)와는 상반된 증거이다. 특히 이러한 결과는 국내 연구인 장승주 외(2017)의 연구에서 MOC의 측정치를 경영자의 스톡옵션의 미행사여부로 측정하여 제한된 표본으로 분석한 경우와 달리, 본 연구에서는 Schrand and Zechman(2012)의 MOC 측정방법에 따라 표본을 확장시켜 분석하더라도 가설 2는 지지된 결과를 보였다.

기타 통제변수의 경우 MKT를 제외한 나머지 변수들은 대체로 유의한 결과를 보이고 있다. 구체적으로, ROA, PPE, RNDS, DA, NOL은 종속변수(CETR)에 대해 유의한 양(+)의 관계를, FORG, LEVE, SIZE, MTB는 종속변수에 대해 유의한 음(-)의 관계이다. 즉 당기순이익이 높을수록, 감가상각대상 유형자산이 클수록 또는 연구개발비 지출이 높을수록, 재정적 발생액 수준이 높을수록, 이월결손금이 있는 기업은 조세회피와 양(+)의 관계를, 외국인지분율이 높거나 부채비율이 높을수록, 기업규모가 클수록, 자기자본의 시장가치가 클수록 조세회피와 음(-)의 관계로 나타나 MTB를 제외하면 대체로 기대와 일치된 방향의 결과로 나타났다.²⁷⁾ 다만, 일률적인 예측이 어려웠던 SIZE는 조세회피와 음(-)의 관계로 보이고 있어 기업규모가 클수록 조세회피의 이용 수단이 더 많음에도 불구하고, 규모가 큰 기업들은 정치적 비용의 부담을 낮추기 위해 조세회피 수준을 감소시키는 것으로 나타났다.

25) 예를 들어, 당기 법인세부담액을 감소시킬 경우 사후적으로 과세당국의 세무조사에서 추정세액이 발생하거나, 가산세와 벌과금 등의 비용이 발생될 수 있다. 또한 조세회피는 기업의 이미지에도 부정적인 영향을 초래할 수 있다는 점에서 간접적으로는 비조세비용 역시 증가시킬 수 있다.

26) 지면상 보고하지는 않았으나, Hsieh et al.(2016) 및 장승주 외(2017)의 선행연구와 같이 종속변수를 t시점의 과거 5년간의 장기 Cash ETR로 측정한 경우에도 MOC와 CETR 간에는 유의한 양(+)의 관계를, 또한 종속변수를 t시점의 과거 3년간의 Cash ETR로 측정한 경우도 앞서와 질적으로 유사한 결과로 나타났다.

27) 고윤성·이현아(2015)의 연구도 MTB와 조세회피 간에 음(-)의 관계를 보고한 바 있다.

3. 가설 3의 회귀분석 결과

재무적 제약과 조세회피 간의 관계에 경영자의 과신성향이 미치는 효과를 알아보기 위하여 식(2)의 모형을 이용한 가설 3에 대한 다변량 회귀분석 결과는 <표 5>에 보고하였다. 표 보고방식은 앞서와 유사하며, 가설 3의 관심변수는 FC와 MOC의 상호작용변수인 FC*MOC이며, MOC는 앞서 <표 4>에서 이용된 Schrand and Zechman(2012)의 방법으로 측정한 경우를 보고하였다.

<표 5>를 보면, 모형 1부터 6까지 F 값은 모두 통계적으로 유의한 결과를 보이고 있고,²⁸⁾ 모형의 설명력인 $Adj. R^2$ 값은 0.130~0.132 사이로 앞서의 <표 4>와 유사한 수준이다. 먼저 FC*MOC의 상호작용변수를 구성하는 FC는 모형 1, 2, 3, 5에서 유의한 양(+)의 값을, MOC는 모형 1, 2, 3, 5, 6에서 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다.

가설 3의 관심변수 FC*MOC는 종속변수 CETR에 대해 모형 1, 2, 3 및 5의 경우 유의한 음(-)의 계수 값을, 모형 4는 유의한 양(+)의 계수 값을, 그러나 모형 6은 통계적으로 유의한 값이 나타나지 않았다. 따라서 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계가 경영자의 과신성향이 있을 때 더 강화될 것으로 기대한 가설 3과 일치된 결과를 보이는 경우는 상호작용변수를 Z-score로 측정한 경우뿐이다. 그러나 FC를 K-score, KZ-index, KIS-rating 및 WW-index로 고려한 상호작용변수에서는 예상과 달리, 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계는 더 약화(weaken)된 결과로 나타났다. 따라서 6개의 경우 중 4개의 경우에서 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계는 경영자 과신성향이 있는 경우 오히려 약화되는 것으로 나타나 가설 3은 지지되지 않았다. 따라서 다음의 민감도 분석에서는 MOC의 측정치에 대해 Schrand and Zechman(2012)의 방법 외에도 Ahmed and Duellman(2013)의 방법으로 측정한 경우에 대해서도 살펴볼 필요가 있다.

기타 통제변수의 경우 앞서 <표 4>와 대체로 일치된 결과를 보이고 있어 지면상 이와 관련된 논의는 생략한다.

28) <표 5>에서 모형에 대하여 변수 간의 다중공선성이 있는지를 VIF 값으로 살펴본 결과, 모형 1부터 6까지에서 VIF의 값이 가장 높았던 값과 변수는 순차적으로 5.67(K-score*MOC), 5.78(KZ-index*MOC), 9.18(KIS-rating*MOC), 5.77(Z-score*MOC), 6.01(WW-index*MOC), 5.52(INTCOV*MOC)로 나타났다. 따라서 모형 1부터 6까지의 경우 모두 VIF 값이 10 이하로 나타나 본 연구모형에서 변수 간의 다중공선성 문제는 문제가 되지 않았다.

<표 5> 경영자의 과신성향이 재무적 제약과 조세회피 간의 관계에 대한 회귀분석 결과 : Cash ETR

$$CETR_t = \beta_0 + \beta_1 FC_{t-1} + \beta_2 MOC_t + \beta_3 FC_{t-1} * MOC_t + \beta_4 FORG_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 LEVE_t + \beta_7 SIZE_t + \beta_8 PPE_t + \beta_9 RNDSt + \beta_{10} DA_t + \beta_{11} NOL_{t-1} + \beta_{12} MTB_t + \beta_{13} MKT_t + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_t \quad (2)$$

Variables	pred. sign	종속변수=CETR					
		K-score	KZ-index	KIS-rating	Z-score	WW-index	INTCOV
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
Intercept	?	-0.328*** [-6.506]	-0.239*** [-5.004]	-0.276*** [-5.737]	-0.206*** [-4.325]	-0.294*** [-4.911]	-0.249*** [-4.910]
FC	+	0.007*** [5.029]	0.004*** [3.060]	0.012*** [5.345]	0.000 [0.180]	0.005*** [3.700]	0.002 [1.568]
MOC	+	0.041*** [5.305]	0.038*** [4.996]	0.054*** [4.793]	0.003 [0.377]	0.048*** [6.839]	0.025*** [2.940]
FC*MOC	+	-0.003** [-2.198]	-0.003** [-2.150]	-0.006** [-2.494]	0.004*** [3.247]	-0.006*** [-4.305]	-0.001 [-0.417]
FORG	-	-0.026 [-1.472]	-0.030* [-1.719]	-0.024 [-1.398]	-0.026 [-1.471]	-0.037** [-2.163]	-0.013 [-0.651]
ROA	+	0.982*** [31.880]	0.983*** [31.719]	0.988*** [31.951]	1.035*** [32.002]	0.988*** [31.957]	1.043*** [30.447]
LEVE	-	-0.098*** [-6.398]	-0.073*** [-4.613]	-0.098*** [-6.476]	-0.044*** [-3.918]	-0.047*** [-4.188]	-0.048*** [-3.525]
SIZE	+/-	-0.003 [-1.404]	-0.006*** [-3.244]	-0.006*** [-3.098]	-0.007*** [-3.732]	-0.004* [-1.902]	-0.006*** [-2.979]
PPE	+	0.166*** [10.671]	0.168*** [10.845]	0.181*** [11.553]	0.163*** [10.518]	0.171*** [10.976]	0.178*** [10.923]
RNDSt	+	0.354*** [6.264]	0.360*** [6.369]	0.364*** [6.451]	0.338*** [5.946]	0.365*** [6.431]	0.358*** [5.569]
DA	+	0.048** [2.233]	0.052** [2.446]	0.049** [2.312]	0.043** [1.994]	0.052** [2.411]	0.043* [1.885]
NOL	+	0.033*** [4.430]	0.038*** [5.133]	0.029*** [3.836]	0.037*** [5.001]	0.040*** [5.562]	0.038*** [4.980]
MTB	-	-0.011*** [-6.549]	-0.011*** [-6.450]	-0.010*** [-6.023]	-0.010*** [-6.178]	-0.011*** [-6.409]	-0.010*** [-5.408]
MKT	?	0.002 [0.397]	0.002 [0.510]	0.002 [0.442]	0.002 [0.440]	0.002 [0.467]	0.006 [1.265]
ΣYD		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣIND		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.131	0.130	0.131	0.131	0.131	0.132
F Value		63.28***	62.59***	63.37***	63.43***	62.95***	57.45***
N		13,453	13,453	13,453	13,453	13,453	12,075

주1) 변수의 측정과 정의는 <표 2>와 같음.

주2) 괄호인 [] 안의 수치는 각 변수에 대한 t 값임.

주3) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 이내에서 각각 통계적으로 유의적임(양측검증).

4. 민감도 분석결과

먼저 앞서의 분석결과들의 경우 경영자의 과신성향을 측정할 때 표본의 제약이 덜한 Schrand and Zechman(2012)의 방법에 따라 측정된 경우를 중심으로 살펴보았다. 본 절의 민감도(sensitivity) 분석에서는 국내 연구들에서도 분석에 이용된 바 있는 Ahmed and Duellman(2013)의 방법에 따라 기초총자산 대비 자본적 지출이 연도별로 산업평균보다 높은지 여부로 MOC를 측정한 후 <표 5>의 결과에 대하여 재분석을 실시해 보았다. Schrand and Zechman(2012)의 방법보다 Ahmed and Duellman(2013)의 방법의 경우 MOC의 측정상에 축소된 표본(N=10,279개 기업/연 자료)으로 분석되었다. 또한 앞서와 MOC의 측정과 유사하게 더미변수를 이용하였다. 즉 자본적 지출이 연도별 산업평균보다 높으면 1, 아니면 0이다. 이를 이용하여 다변량 회귀분석을 수행한 결과는 <표 6>과 같다.

<표 6>을 보면, 모형 1부터 6까지 F 값은 통계적으로 유의하며, 모형의 설명력인 $Adj. R^2$ 값은 0.136~0.138 사이로 앞서 <표 5>보다는 증가했다. 관심변수를 중심으로 살펴보면, 상호작용변수인 $FC \times MOC$ 는 모형 1, 2, 3, 4, 6에서 종속변수 CETR에 대해 유의한 양(+)의 계수 값을, 그러나 모형 5는 통계적으로 유의한 값이 나타나지는 않았다. 따라서 Schrand and Zechman(2012)의 방법과 달리, Ahmed and Duellman(2013)의 방법을 이용한 결과에서는 6개의 모형 중 5개의 경우에서 가설 3의 관심변수 $FC \times MOC$ 는 조세회피와 유의한 양(+)의 관계로 나타나 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계가 경영자의 과신성향이 있을 때 더 강화될 것으로 기대했던 가설 3은 대체로 지지된 결과를 보였다. 하지만 이러한 결과는 MOC의 측정방법(예로, Schrand and Zechman(2012)의 방법 vs. Ahmed and Duellman(2013)의 방법)에 따라 가설 3의 지지여부는 달라질 수 있음을 <표 6>의 경우 보여준다. 즉 <표 5>와 <표 6>의 증거로 볼 때 가설 3의 경우 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계에 경영자의 과신성향이 미치는 효과는 MOC의 측정치에 따라 더 강화된 경우와 약화된 경우 모두 존재하여 확실적인 결론을 추론하기는 어렵다는 것을 보여준다.

한편으로, 회귀분석 결과에서 나타난 <표 5>와 <표 6>의 각 결과를 합계하여 살펴볼 경우 확률적 측면에서 보면, 12개의 회귀분석 된 결과 중에서 $FC \times MOC$ 가 CETR에 대해 유의한 양(+)의 결과는 50%(=6개/12개), 유의한 음(-)의 결과는 33%(=4개/12개), 그리고 통계적으로 유의하지 않은 결과는 16.7%(=2개/12개)이다. 따라서 경우의 수로 볼 때 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계가 경영자의 과신성향이 있는 경우 그렇지 않은 경우보다 더 강화될 확률이 50%로 좀 더 우세한 것을 알 수 있다. 이런 측면에서 보면, 가설 3의 경우 제한된(limited) 증거이기는 하나 가설 3은 일부 지지된 결과를 보이고 있다.

<표 6> 가설 3의 민감도 분석결과 : Ahmed and Duellman(2013)의 측정치를 이용한 경우

$$CETR_t = \beta_0 + \beta_1 FC_{t-1} + \beta_2 MOC_t + \beta_3 FC_{t-1} * MOC_t + \beta_4 FORG_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 LEVE_t + \beta_7 SIZE_t + \beta_8 PPE_t + \beta_9 RNDSt + \beta_{10} DA_t + \beta_{11} NOL_{t-1} + \beta_{12} MTB_t + \beta_{13} MKT_t + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_t \quad (2)$$

Variables	pred. sign	종속변수=CETR					
		K-score	KZ-index	KIS-rating	Z-score	WW-index	INTCOV
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
Intercept	?	-0.298*** [-5.028]	-0.232*** [-4.121]	-0.245*** [-4.361]	-0.225*** [-4.001]	-0.233*** [-3.215]	-0.239*** [-3.994]
FC	+	0.002** [1.996]	0.000 [0.136]	0.003 [1.527]	0.001 [1.295]	0.000 [0.305]	-0.000 [-0.201]
MOC	+	-0.019** [-2.184]	-0.018** [-2.215]	-0.022* [-1.822]	-0.019** [-2.399]	0.008 [0.938]	-0.018** [-2.067]
FC*MOC	+	0.004** [2.355]	0.004** [2.384]	0.005* [1.876]	0.004*** [2.761]	-0.002 [-1.440]	0.004** [2.481]
FORG	-	-0.028 [-1.378]	-0.032 [-1.587]	-0.029 [-1.403]	-0.031 [-1.509]	-0.035* [-1.731]	-0.012 [-0.508]
ROA	+	1.006*** [29.691]	1.007*** [29.562]	1.011*** [29.713]	1.036*** [29.079]	1.006*** [29.587]	1.052*** [27.849]
LEVE	-	-0.075*** [-4.326]	-0.051*** [-2.888]	-0.066*** [-3.863]	-0.039*** [-3.120]	-0.039*** [-3.089]	-0.035** [-2.229]
SIZE	+/-	-0.003 [-1.128]	-0.005** [-2.325]	-0.005** [-2.249]	-0.006*** [-2.608]	-0.005* [-1.959]	-0.005** [-2.291]
PPE	+	0.165*** [8.655]	0.169*** [8.898]	0.176*** [9.188]	0.163*** [8.506]	0.171*** [8.935]	0.172*** [8.551]
RNDSt	+	0.440*** [6.728]	0.443*** [6.776]	0.446*** [6.821]	0.422*** [6.425]	0.444*** [6.774]	0.450*** [6.018]
DA	+	0.064*** [2.724]	0.065*** [2.801]	0.064*** [2.754]	0.063*** [2.690]	0.068*** [2.930]	0.057** [2.300]
NOL	+	0.028*** [3.382]	0.032*** [3.840]	0.027*** [3.216]	0.028*** [3.405]	0.033*** [4.007]	0.031*** [3.592]
MTB	-	-0.011*** [-5.685]	-0.011*** [-5.619]	-0.010*** [-5.415]	-0.011*** [-5.449]	-0.011*** [-5.468]	-0.010*** [-4.873]
MKT	?	-0.001 [-0.141]	-0.000 [-0.096]	-0.001 [-0.145]	-0.001 [-0.221]	-0.000 [-0.019]	0.002 [0.315]
ΣYD		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣIND		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.137	0.136	0.136	0.137	0.136	0.138
F Value		50.69***	50.43***	50.51***	50.74***	50.25***	45.69***
N		10,279	10,279	10,279	10,279	10,279	9,187

주1) 변수의 측정과 정의는 <표 2>와 같음.

주2) 괄호인 [] 안의 수치는 각 변수에 대한 t 값임.

주3) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 이내에서 각각 통계적으로 유의적임(양측검증).

다음으로, <표 4> 및 <표 5>의 결과는 전체표본을 대상으로 살펴본 경우였다. 예를 들어, 가설 1에 대한 분석의 경우 국내 선행연구인 박성원 외(2014)는 유가증권기업만을 주로 살펴보았고, 가설 2의 경우도 국내 선행연구인 장승주 외(2017)는 유가증권기업을 중심으로 분석하였다. 이와 달리, 본 연구에서 분석에 이용된 표본은 유가증권 및 코스닥기업 모두에 해당된다. 따라서 본 절의 두 번째 민감도 분석에서는 시장유형별로 나누어 살펴본 경우에도 가설이 지지되는지 여부를 알아보고자 한다. 전체표본을 다시 시장유형별로 나누어 회귀분석을 수행한 결과는 <표 7>과 같다. 지면상 관심변수를 중심으로 표를 제시하였다. <표 7>에서 Panel A는 KOSPI 표본의 결과를, Panel B는 KOSDAQ 표본의 결과이고, 이들은 가설 1과 2의 사항이다. 또한 Panel C는 KOSPI 표본의 결과를, Panel D에 KOSDAQ 표본의 결과이고, 이들은 가설 3의 경우에 해당한다. 지면상 가설 1과 2의 경우는 MOC의 측정상에 표본의 제약이 덜한 Schrand and Zechman (2012)의 방법인 <표 4>를 중심으로 살펴보았고, 가설 3의 경우는 가설과 일치하는 결과를 보였던 Ahmed and Duellman(2013)의 방법인 <표 6>의 경우를 중심으로 살펴보았다.

<표 7> 추가분석 결과 : KOSPI vs. KOSDAQ 표본

Panel A : KOSPI 표본 (H1, H2)							
Variables	pred. sign	종속변수=CETR					
		K-score	KZ-index	KIS-rating	Z-score	WW-index	INTCOV
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
FC	+	0.005*** [3.384]	0.004** [2.302]	0.009*** [3.396]	0.003*** [2.781]	0.002 [1.625]	0.003** [2.035]
<i>MOC1</i>	+	0.033*** [5.541]	0.031*** [5.276]	0.034*** [5.633]	0.032*** [5.400]	0.029*** [5.032]	0.028*** [4.578]
<i>Control variables</i>	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>		0.128	0.127	0.128	0.128	0.127	0.134
<i>F Value</i>		29.83***	29.60***	29.84***	29.69***	29.50***	29.10***
<i>N</i>		6,114	6,114	6,114	6,114	6,114	5,652
Panel B : KOSDAQ 표본 (H1, H2)							
FC	+	0.004*** [3.329]	0.001 [0.774]	0.006*** [2.870]	0.003*** [3.511]	-0.001 [-0.845]	0.001 [0.650]
<i>MOC1</i>	+	0.020*** [3.810]	0.018*** [3.360]	0.021*** [3.902]	0.020*** [3.867]	0.017*** [3.293]	0.015*** [2.620]
<i>Control variables</i>	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>		0.146	0.145	0.146	0.147	0.145	0.144
<i>F Value</i>		41.77***	41.36***	41.06***	41.81***	41.36***	35.36***
<i>N</i>		7,339	7,339	7,339	7,339	7,339	6,423

<표 7> 추가분석 결과 : KOSPI vs. KOSDAQ 표본 (계속)

Panel C : KOSPI 표본 (H3)							
Variables	pred. sign	종속변수=CETR					
		K-score	KZ-index	KIS-rating	Z-score	WW-index	INTCOV
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
FC	+	0.005** [2.319]	0.003 [1.345]	0.005 [1.555]	0.002 [1.379]	0.002 [1.348]	0.003* [1.797]
MOC2	+	-0.018 [-1.309]	-0.025* [-1.707]	-0.036* [-1.780]	-0.003 [-0.245]	0.001 [0.121]	-0.015 [-1.010]
FC*MOC2	+	0.005** [1.993]	0.006** [2.332]	0.010** [2.228]	0.002 [0.744]	0.001 [0.268]	0.005* [1.879]
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.137	0.137	0.137	0.136	0.135	0.143
F Value		22.68***	22.60***	22.60***	22.33***	22.27***	21.79***
N		4,448	4,448	4,448	4,448	4,448	4,079
Panel D : KOSDAQ 표본 (H3)							
FC	+	0.001 [1.028]	-0.001 [-0.760]	0.002 [0.613]	0.001 [0.693]	-0.002 [-0.929]	-0.002 [-1.408]
MOC2	+	-0.018 [-1.597]	-0.013 [-1.304]	-0.006 [-0.420]	-0.028*** [-2.790]	0.022 [1.420]	-0.015 [-1.415]
FC*MOC2	+	0.003 [1.312]	0.002 [0.876]	0.000 [0.070]	0.006*** [2.894]	-0.005* [-1.953]	0.002 [1.071]
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.149	0.148	0.148	0.150	0.149	0.148
F Value		32.69***	32.57***	32.55***	33.04***	32.83***	28.35***
N		5,831	5,831	5,831	5,831	5,831	5,108

주1) 변수의 측정과 정의는 <표 2>와 같음.

주2) 괄호인 [] 안의 수치는 각 변수에 대한 t 값임.

주3) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 이내에서 각각 통계적으로 유의적임(양측검증).

<표 7>의 결과를 보면, 먼저 가설 1에 해당하는 Panel A에서 KOSPI 표본의 경우 관심변수 FC는 종속변수 CETR에 대해 모형 1, 2, 3, 4, 6에서 유의한 양(+)의 값이 나타나 전반적으로 <표 4>와 일치된 증거를 보였다. 반면, Panel B에서 KOSDAQ 표본의 경우는 관심변수 FC는 CETR에 대해 모형 1, 3, 4에서 주로 유의한 양(+)의 값이 나타났고, 모형 2, 5, 6에서는 통계적으로 유의한 값이 나타나지 않아 FC의 측정치 중 절반 정도만 가설 1과 일치된 증거를 보였다. 이상의 결과로 볼 때 <표 4>의 결과는 주로 KOSPI 표본에 기인한 것임을 알 수 있다. 반면에 KOSDAQ 표본일 때 가설 1의 경우 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계는 나타나고 있

으나, KOSPI 표본의 경우와 비교하면 제한된(limited) 증거를 보이고 있다. 따라서 시장별로 가설 1의 지지여부는 다소 차이가 있음을 볼 수 있다.

이와 달리, Panel A와 B의 결과로 볼 때 가설 2의 관심변수 MOC는 종속변수 CETR에 대해 모두 유의한 양(+)의 값들이 나타나 앞서 FC의 경우와 달리 경영자의 과신성향이 있으면 그렇지 않은 경우보다 조세회피에 더 적극적인 성향을 보이는 현상은 유가증권뿐만 아니라 코스닥 기업 모두 일관된 증거로 나타났다. 이는 MOC와 CETR 간에 유의한 양(+)의 관계는 시장유형별로 차이가 없다는 것을 나타낸다.

또한 Panel C에서 KOSPI 표본일 때 가설 3의 관심변수 FC*MOC는 CETR에 대해 대체로 양(+)의 값을 보이고 있으나, 모형 1, 2, 3, 6에서 통계적으로 유의한 값이 나타났다. 반면에, Panel D에서 KOSDAQ 표본일 때는 FC*MOC는 모형 4만 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이상의 결과로 볼 때 앞서 <표 6>에서 FC*MOC와 CETR 간에 유의한 양(+)의 관계는 주로 KOSPI 표본에 기인한 것임을 알 수 있다. 따라서 재무적 제약과 조세회피 간의 양(+)의 관계가 더 강화된 증거를 보였던 <표 6>의 경우 코스닥기업보다 유가증권기업일 때 더 뚜렷한 결과로 나타났다. 이 결과 역시 가설 3의 지지여부도 시장유형별로 다소 차이가 있음을 <표 7>의 결과는 보여준다.

5. 추가분석 결과

본 절의 첫 번째 추가분석에서는 앞서 <표 4> 및 <표 6>의 분석결과에 대해 현금보유 수준이 높은 경우와 낮은 경우로 나누어 살펴보고자 한다. 선행연구인 Edwards et al.(2016) 및 김임현·강정현(2018)은 현금보유 수준이 낮은 기업일 때 재무적 제약이 증가하면 현금유효세율의 감소가 더 크다는 결과를 보고하였다. 하지만 이들 두 선행연구는 변동모형 측면에서 재무적 제약이 일시적으로 증가된 경우를 중심으로 살펴본 것이다. 이와 달리, 본 연구는 수준모형 측면에서 분석하고 있기 때문에 앞서의 선행연구와 일치된 결과가 관찰되는지에 대해서는 실증적 의문일 수 있다.²⁹⁾ 따라서 본 연구는 이에 대해 알아보하고자 한다. 이를 위해 본 연구는 현금보유 수준(Cash)의 측정을 앞서의 선행연구들의 방법에 따라 현금및현금성자산과 단기금융상품을 총자산으로 나눈 변수를 이용하였다. 이렇게 측정된 Cash의 중위수를 기준으로 전체표본을 현금보유 수준이 낮은 집단과 높은 집단으로 나누어 각각의 회귀분석을 수행하였다.³⁰⁾ 앞서의 선행연구들의 주장에 기초할 때 FC와 CETR 간에 양(+)의 관계는 현금보유 수준이 낮은 집단일 때 더 뚜렷한 관계가 나타날 것으로 기대될 수 있다. 이와 관련된 회귀결과는 <표 8>에 보고하였다.

29) 반면, 본 연구와 밀접한 관련연구인 박성원 외(2014)의 경우는 이러한 측면의 분석을 별도로 수행되지는 않았다.

30) 별도의 표로 보고하지는 않았으나, $Cash = t\text{년도}(\text{현금 및 현금성자산} + \text{단기금융상품}) / \text{총자산의 평균(중위수)}$ 은 0.143(0.103)으로 나타났다. 즉 표본에 이용된 기업들은 평균 총자산 대비 14.3%의 현금성 자산을 보유한 것으로 나타났다.

앞서와 같이 지면상 가설 1과 2의 경우는 <표 4>를 중심으로, 가설 3은 <표 6>을 중심으로 살펴 보았다. 표 보고방식은 앞서 <표 7>과 유사하다.

<표 8> 추가분석 1 : 현금보유 수준이 낮은 집단 vs. 높은 집단

Panel A : 현금보유 수준이 낮은 집단 (H1, H2)							
Variables	pred. sign	종속변수=CETR					
		K-score	KZ-index	KIS-rating	Z-score	WW-index	INTCOV
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
FC	+	0.005*** [3.181]	0.004** [2.110]	0.010*** [4.136]	0.005*** [4.214]	0.001 [0.647]	0.003** [2.543]
MOC	+	0.022*** [3.771]	0.021*** [3.540]	0.025*** [4.148]	0.023*** [3.848]	0.019*** [3.247]	0.019*** [3.135]
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.133	0.132	0.134	0.134	0.131	0.136
F Value		33.04***	32.83***	33.30***	33.32***	32.68***	32.70***
N		6,727	6,727	6,727	6,727	6,727	6,498
Panel B : 현금보유 수준이 높은 집단 (H1, H2)							
FC	+	0.006*** [4.858]	0.002** [1.969]	0.007*** [3.448]	0.003*** [2.923]	0.001 [0.885]	0.001 [1.005]
MOC	+	0.032*** [6.252]	0.030*** [5.760]	0.032*** [6.197]	0.031*** [6.004]	0.029*** [5.581]	0.027*** [4.672]
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.146	0.143	0.144	0.144	0.143	0.148
F Value		36.81***	36.07***	36.37***	36.25***	35.96***	31.06***
N		6,726	6,726	6,726	6,726	6,726	5,577
Panel C : 현금보유 수준이 낮은 집단 (H3)							
FC	+	0.004** [1.997]	0.002 [1.128]	0.006** [2.046]	0.002 [1.607]	0.001 [0.680]	0.002 [0.939]
MOC	+	-0.021 [-1.328]	-0.031** [-1.985]	-0.022 [-1.091]	-0.033** [-2.492]	0.016 [1.297]	-0.036** [-2.319]
FC*MOC	+	0.003 [1.148]	0.005* [1.878]	0.004 [0.996]	0.006** [2.576]	-0.005** [-2.224]	0.007** [2.455]
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.141	0.141	0.141	0.142	0.140	0.142
F Value		25.08***	25.08***	25.08***	25.41***	24.96***	24.53***
N		4,936	4,936	4,936	4,936	4,936	4,770

〈표 8〉 추가분석 1 : 현금보유 수준이 낮은 집단 vs. 높은 집단 (계속)

Panel D : 현금보유 수준이 높은 집단 (H3)							
Variables	pred. sign	종속변수=CETR					
		K-score	KZ-index	KIS-rating	Z-score	WW-index	INTCOV
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
FC	+	0.002 [1.597]	-0.000 [-0.332]	0.001 [0.282]	0.001 [0.484]	-0.001 [-0.533]	-0.001 [-0.789]
MOC	+	-0.019* [-1.867]	-0.010 [-1.033]	-0.025 [-1.628]	-0.009 [-0.970]	-0.007 [-0.587]	-0.006 [-0.547]
FC*MOC	+	0.005** [2.329]	0.003 [1.333]	0.007* [1.783]	0.003 [1.277]	0.001 [0.672]	0.002 [1.018]
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.148	0.146	0.147	0.147	0.146	0.150
F Value		28.85***	28.47***	28.56***	28.51***	28.43***	24.25***
N		5,343	5,343	5,343	5,343	5,343	4,417

주1) 변수의 측정과 정의는 <표 2>와 같음.

주2) 괄호인 [] 안의 수치는 각 변수에 대한 t 값임.

주3) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 이내에서 각각 통계적으로 유의적임(양측검증).

<표 8>을 보면, Panel A에서 현금보유 수준이 낮은 집단의 경우 가설 1의 관심변수 FC는 종속변수 CETR에 대해 모형 5를 제외한 나머지 모형 1, 2, 3, 4, 6에서 유의한 양(+)의 값이 나타난 반면, Panel B에서 현금보유 수준이 높은 집단의 경우 FC는 모형 1부터 4까지에서 유의한 양(+)의 값이 관찰되었다. 즉 현금보유 수준이 낮은 집단은 6개 중 5개의 경우에서, 현금보유 수준이 높은 집단은 6개 중 4개의 경우에서 유의한 결과를 보였다. 따라서 미세한 차이이기는 하나, 현금보유 수준이 낮은 경우(=83%(=5개/6개))가 높은 집단의 경우(=67%(=4개/6개))보다 좀 더 FC와 CETR 간에 양(+)의 관계가 뚜렷하였다. 반면, 가설 2의 관심변수 MOC는 현금보유 수준의 고저에 상관없이 모형 모두에서 유의한 양(+)의 값이 나타났다.

그리고 Panel C에서 현금보유 수준이 낮은 집단일 때 가설 3의 관심변수 FC*MOC는 CETR에 대해 모형 2, 4, 6에서 가설과 일치된 결과를, Panel D에서 현금보유 수준이 높은 집단일 때 FC*MOC는 모형 1과 3만 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 따라서 현금보유 수준이 낮은 경우(=50%(=3개/6개))가 높은 경우(=33%(=2개/6개))보다 FC*MOC와 CETR 간에 양(+)의 관계는 좀 더 뚜렷한 결과였다.

다음으로, 가설 1과 2에 대해 추가분석의 일환으로 종속변수의 추정방법을 달리한 경우에도 앞서 <표 4>와 일치된 결과를 보이는지를 알아보기 위하여 Desai and Dharmapala(2006)의 방

법³¹⁾에 따라 BTD의 잔차를 추정한 후 이를 식(1)의 종속변수로 이용한 경우와, 또한 Cash ETR 대신 한 기간의 연간 GAAP ETR로 측정한 경우를 식(1)의 종속변수로 하여 각각에 대한 회귀분석을 별도로 수행해 보았다. 그 결과는 <표 9>에 보고하였다.

<표 9> 추가분석 2 : 종속변수를 BTD의 잔차 또는 GETR을 이용한 경우

Panel A : 종속변수로 Desai and Dharmapala(2006)의 방법에 따라 BTD의 잔차를 이용한 경우							
Variables	pred. sign	종속변수=BTD_res					
		K-score	KZ-index	KIS-FAS	Z-score	WW-index	INTCOV
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
FC	+	0.002*** [10.257]	0.002*** [10.276]	0.005*** [13.782]	0.002*** [12.246]	0.001*** [5.969]	0.003*** [13.381]
MOC	+	0.002*** [2.587]	0.002** [2.225]	0.004*** [4.040]	0.003*** [2.883]	0.001 [0.857]	0.002*** [2.648]
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.287	0.287	0.292	0.290	0.283	0.301
F Value		174.30***	174.40***	178.10***	176.40***	171.20***	167.10***
N		13,447	13,447	13,447	13,447	13,447	12,069
Panel B : 종속변수로 GAAP ETR을 이용한 경우							
Variables	pred. sign	종속변수=GETR					
		K-score	KZ-index	KIS-FAS	Z-score	WW-index	INTCOV
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
FC	+	0.004*** [5.917]	0.001 [1.467]	0.005*** [3.710]	0.004*** [7.102]	0.001 [1.160]	0.002*** [2.955]
MOC	+	0.011*** [3.729]	0.009*** [2.942]	0.011*** [3.555]	0.012*** [3.906]	0.008*** [2.770]	0.008** [2.445]
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.094	0.091	0.092	0.095	0.091	0.096
F Value		44.66***	43.49***	43.90***	45.20***	43.46***	41.43***
N		13,453	13,453	13,453	13,453	13,453	12,075

주1) 변수의 측정과 정의는 <표 2>와 같음.

주2) 괄호인 [] 안의 수치는 각 변수에 대한 t 값임.

주3) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 이내에서 각각 통계적으로 유의적임(양측검증).

31) Desai and Dharmapala(2006)의 모형은 지면상 국내 연구의 경우 기은선(2012), 차명기 외(2016) 및 고윤성 외(2017)의 연구를 참고하기 바란다. 본 연구는 BTD의 계산에서 과세소득은 앞서의 선행연구들처럼 추정과세소득을 이용하였다.

<표 9>에서 Panel A의 결과를 보면, 종속변수를 Desai and Dharmapala(2006)의 방법에 따라 BTD의 잔차로 추정된 경우에도 가설 1의 관심변수 FC는 BTD의 잔차에 대해 모형 1부터 6까지 모두 일관되게 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 특히 <표 4>에서 유의한 결과를 보이지 않았던 FC의 대용치인 WW-index의 경우도 추가로 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 반면, MOC는 모형 5를 제외한 나머지 모형 1, 2, 3, 4, 6에서 대체로 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 선행연구인 차명기 외(2016) 및 김상명 외(2019)와는 상반된 실증적 증거이다. 또한 Panel B에서 종속변수를 GAAP ETR(이하 GETR)로 측정한 경우 FC는 GETR에 대해 6개의 경우 중 4개의 경우에서 유의한 양(+)의 값을, 가설 2의 관심변수 MOC는 모형 1부터 6까지 모두에서 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이상의 결과로 볼 때 종속변수를 전통적인 유효세율이나 BTD의 잔차를 이용해서 분석한 경우에도 앞서 현금유효세율로 분석한 경우와 일관되게 가설 1과 2 모두는 전반적으로 지지된 결과를 보였다.

마지막으로, 가설 3의 경우 MOC에 대해 Schrand and Zechman(2012)의 방법을 이용하면 조세회피와 경영자의 과신성향 간의 양(+)의 관계가 더 약화된 반면에, Ahmed and Duellman(2013)의 방법을 이용하면 두 변수 간의 양(+)의 관계가 더 강화되는 것으로 나타나 MOC의 측정방법에 따라 상반된 증거를 보였다. 따라서 본 절에서는 앞서와 달리 MOC의 측정에 대해 단일의 측정치 대신 Kim et al.(2016)의 연구에서 사용된 바 있는 좀 더 복잡한 측정치를 이용하여 가설 3에 대해 재검증을 실시해 보았다. 선행연구인 Kim et al.(2016b)은 경영자의 과신성향을 측정할 때 6개의 변수를 고려하여 이를 점수화하였다. 즉 ① 앞서 이용된 Schrand and Zechman(2012)의 방법에 따라 추정된 잔차(ε) 값을 기준으로 상위 25%에 속하면 1, 아니면 0; ② 또한 앞서 이용된 Ahmed and Duellman(2013)의 방법에 따라 산업-연도별로 개별기업의 자본적 지출이 산업평균을 초과하면 1, 아니면 0; ③ 산업-연도별로 개별기업의 부채비율에서 산업평균을 차감한 값을 기준으로 상위 25%에 속하면 1, 아니면 0; ④ 현금배당을 수행하지 않은 기업이면 1, 아니면 0; ⑤ 현금흐름표상에 합병 또는 인수와 관련된 지출이 있으면 1, 아니면 0; ⑥ 전환사채 또는 우선주가 발생된 기업이면 1, 아니면 0이다. Kim et al.(2016)은 앞서의 ①부터 ⑥까지의 합산한 후 이들 점수 값이 2 이상이면 경영자의 과신성향이 높은 집단으로 분류하여 1을, 그렇지 않은 경우는 경영자의 과신성향이 낮은 집단으로 보아 0인 더미변수로 측정하였다. 이렇게 측정된 MOC를 이용하여 본 연구는 가설 3에 대해 재분석을 수행해 보았다. 그 결과는 <표 10>과 같다.

<표 10>의 결과를 보면, 모형 5에서 WW-index가 고려된 FC*MOC를 제외하면 나머지의 경우 관심변수인 상호작용변수(FC*MOC)는 종속변수 CETR에 대해 통계적으로 유의적인 결과를 보이지 않았다. 따라서 6개 중에서 1개를 제외한 5개의 경우 상호작용변수는 대체로 유의한 값이 나타나지 않았다. 이러한 결과로 볼 때 MOC에 대해 단일의 측정치(Schrand and Zechman 2012; Ahmed and Duellman 2013)를 이용한 <표 5>과 <표 6>에서 서로 상반된 증거를 보였으

나, 앞서 단일의 측정치 모두 고려되고 또한 경영자의 과신성향을 판단하는데 있어 추가로 4개의 변수가 같이 고려된 복합적인 측정치의 결과에서는 재무적 제약이 있는 기업에서 경영자의 과신성향이 높더라도 조세회피의 행위가 더 증가된다는 결과는 발견되지 않았다. 따라서 MOC에 대해 단일 측정치 대신 복합적인 측정치가 고려된 실증적 결과로 볼 때에는 가설 3의 경우 지지된 결과를 관찰할 수는 없었다.

<표 10> 추가분석 3 : MOC에 대해 Kim et al.(2016)의 조건을 이용한 가설 3의 분석결과

Variables	pred. sign	종속변수=CETR					
		K-score	KZ-index	KIS-rating	Z-score	WW-index	INTCOV
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
FC	+	0.004*** [3.657]	0.002 [1.577]	0.006*** [3.439]	0.003*** [3.743]	0.002** [2.339]	0.001 [1.194]
MOC	+	-0.011 [-1.439]	-0.009 [-1.152]	-0.004 [-0.362]	-0.004 [-0.594]	0.005 [0.650]	-0.007 [-0.853]
FC*MOC	+	-0.000 [-0.054]	-0.000 [-0.342]	-0.002 [-0.673]	-0.001 [-1.132]	-0.003*** [-2.599]	-0.001 [-0.490]
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.126	0.126	0.126	0.126	0.128	0.129
F Value		61.84***	61.37***	61.73***	61.80***	61.60***	56.71***
N		13,453	13,453	13,453	13,453	13,453	12,075

주1) 변수의 측정과 정의는 <표 2>와 같음. 단, MOC=t년도 Kim et al.(2016)의 방법에 따라 측정함.

주2) 괄호인 [] 안의 수치는 각 변수에 대한 t 값임.

주3) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 이내에서 각각 통계적으로 유의적임(양측검증).

V. 결 론

본 연구는 재무적 제약이 클수록 조세회피행위가 높은지와, 또한 경영자의 과신성향이 있는 경우 조세회피에 더 적극적인지, 그리고 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계가 경영자의 과신성향이 있을 때 더 강화되는지를 현금유효세율 측면에서 분석하였다. 이를 위해 본 연구는 재무적 제약(FC)의 대용치로 관련연구들보다 더 다양한 6개 측정치(K-score, KZ-index, KIS-rating, Z-score, WW-index, INTCOV)를 이용하여 재무적 제약과 조세회피와의 관계를 살펴보았다. 재무적 제약이 있는 기업이 차기 조세회피의 수단을 통해 현금흐름의 증가시키는데에 대한 보다 직접적인 파악을 위하여 본 연구는 조세회피의 대용치로 현금납부세액이 고려된

현금유효세율(CETR)을 이용하고, 연간 측정치를 분석에 사용하였다(박성원 외 2014). 본 연구는 경영자의 과신성향(MOC)의 대응치로 전체 표본이 분석에 고려될 수 있도록 Schrand and Zechman(2012)과 Ahmed and Duellman(2013)의 연구에서 사용된 과잉투자와 양(+)의 관계, 또는 산업평균 대비 자본적 지출이 상대적으로 높은 경우를 고려한 더미변수로 측정하였다(유혜영·김세로나 2015; 김상미 외 2018). 또한 본 연구에서는 MOC에 대해 경영자의 과신성향을 점수화하여 측정했던 Kim et al.(2016)의 방법에 대해서도 분석에 이용하였다. 한편, 본 연구는 선행연구들처럼 FC와 CETR 간에 시차모형을 고려하고(Edwards et al. 2016; 박성원 외 2014; 김임현·강정연 2018), 수준모형을 중심으로 살펴보았다(박성원 외 2014). 따라서 분석기간은 종속변수(관심변수)를 기준으로 2003년부터 2018년까지(2004년부터 2017년까지)의 16년 간이며, 유가증권 및 코스닥기업을 대상으로 금융업을 제외한 결산월이 12월인 기업 중 현금유효세율의 측정에 부합되는 최종표본 13,453개 기업/연 자료가 이용되었다.

실증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 현금유효세율에 영향을 주는 일정 변수가 고려된 경우 재무적 제약이 높은 기업일수록 차기의 조세회피 수준이 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 재무적 제약이 높을 때 기업은 조세회피를 통해서 내부자금 조달의 수단으로 이용한다는 것을 시사한다. 특히 앞서의 결과는 FC의 6개의 대응치 중 WW-index를 제외한 5개인 K-score, KZ-index, KIS-rating Z-score, INTCOV에서 일관된 결과로 나타났다. 또한 시장유형별(KOSPI vs. KOSDAQ)로 표본을 나누어 분석해도 대체로 일치된 증거였다. 다만, 코스닥기업의 결과와 비교할 때 유가증권기업의 결과에서 좀 더 뚜렷한 관계를 보였다. 둘째, 경영자의 과신성향이 있는 기업은 그렇지 않은 경우보다 조세회피 수준이 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 사후적으로 발생될 수 있는 미래의 세금절감에 따른 조세비용을 과소평가하고, 조세회피를 통한 현금의 확보를 더 과대평가하는 경향이 있음을 시사한다. 앞서의 결과는 시장유형에 관계없이 관찰되는 것으로 나타났다. 즉 과신하는 경영자가 조세회피 수준을 높이는 현상은 시장유형에 따라 차이를 보이지 않았다. 셋째, MOC에 대해 단일의 측정치를 이용하면 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계가 경영자의 과신성향이 있는 기업일 때 더 강화되거나(Ahmed and Duellman 2013) 또는 더 약화되는 것으로도(Schrand and Zechman 2012) 나타났다. 하지만 MOC에 대해 앞서의 단일 측정치 대신 경영자의 과신성향에 대하여 복합적인 변수가 고려된 측정치로 분석하면 대체로 상호작용변수의 경우 유의한 값을 관찰할 수 없었다(Kim et al. 2016). 따라서 단일 측정치보다 복합적인 측정치의 결과로 판단해 볼 때 재무적 제약이 있는 기업에서 경영자의 과신성향이 있는 경우 조세회피행위가 더 증가한다는 증거는 쉽게 발견되지는 않았다. 한편으로, 앞서의 결과는 경영자의 과신성향의 측정치에 따라서 상호작용변수의 증거에 차이가 있음을 보여준다. 마지막으로, 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계는 현금보유 수준이 낮은 집단에서 좀 더 뚜렷한 결과로 나타났다. 이러한 결과는 현금보유 수준이 낮은 기업에서 재무적 제약에 처할 때 조세회피에 보다 적극적일 수 있음을 시사한다.

본 연구는 다음의 측면에서 관련연구에 공헌할 것으로 기대된다. 첫째, 조세회피를 다룬 연구

들과 비교할 때 재무적 제약과 조세회피 간의 관계를 살펴본 국내외 관련연구(Edwards et al. 2016 ; 박성원 외 2014 ; 이남령 2016 ; 김임현 · 강정연 2018)는 아직까지 미미하다. 또한 국내 선행연구들은 주로 유가증권시장을 중심으로 살펴보았다. 반면, 본 연구는 코스닥기업도 포함된 전체표본, 그리고 시장유형별로 나누어 살펴본 후 이들의 각 검증결과를 보여주었다는 점에서 앞서의 관련연구에 추가적이고 보완적인 실증적 증거를 제공한다. 둘째, 조세회피와 경영자의 과신성향의 분석 역시 혼재된 증거를 보이고 있어 아직까지 합의에 이르는 충분한 증거가 축적되지는 않았다(Chyz et al. 2015 ; Hsieh et al. 2016 ; 차명기 외 2016 ; 장승주 외 2017 ; 김상명 외 2019). 특히 국외 결과와 달리, 국내 선행연구들은 서로 상반된 증거를 제공하고 있어 혼재된 증거를 보여 왔다. 이와 더불어 분석을 수행할 때 본 연구와 같이 연간 현금유효세율을 이용한 직접적인 측정방법보다는 조세회피의 대용치로 과거 5년간의 자료로 분석된 장기유효세율이나 BTD의 잔차를 이용한 간접적인 측정치가 주로 이용되었다. 또한 선행연구들은 시장(KOSPI vs. KOSDAQ) 간의 차이에 관한 증거를 살펴보지 않았다. 따라서 본 연구결과는 앞서의 관련연구에 추가적인 증거를 제공한다. 셋째, 본 연구는 앞서의 두 연구범위를 보다 확장시켜 재무적 제약과 조세회피 간에 양(+)의 관계가 경영자의 과신성향에 따라 다른지를 추가로 탐구했다는 점에서도 의의가 있다. 이러한 측면은 재무적 제약, 경영자의 과신성향뿐만 아니라 조세회피 관련 연구 모두에 추가적인 탐색적 공헌을 제공한다. 마지막으로, 본 연구의 발견에서는 시장에 상관 없이 기업이 처한 재무적 제약의 상황 및 경영자의 과신성향이 가지는 개인적 특성이 현금유효세율 수준을 낮추는 것으로 나타나 학술적 측면 외에도 기업의 조세회피행위에 관심을 가지고 있는 투자자, 과세당국 및 정책입안자에게도 유익한 정보를 더불어 제공할 것으로 기대된다. 이와 더불어 재무적 제약과 기업의 조세회피 간의 관계에 경영자의 심리적 특성 중 하나인 과신성향이 영향을 줄 수 있다는 결과 역시 이들의 각 효과와 상호작용 효과가 조세회피의 결정에 중요하다는 것을 본 연구결과는 보여주었다는 점에서 의미가 있다.

본 연구는 다음과 같은 분석상의 한계는 존재한다. 첫째, 본 연구의 식(1) 및 식(2)의 분석모형에서 추가로 고려하지 못한 생략변수의 문제가 있다. 둘째, 본 연구는 경영자의 과신성향을 두 가지 방법으로 측정하였으나, 경영자의 과신성향은 쉽게 관찰이 되지 않으므로, 대용치에 한계가 있을 수 있다. 셋째, 본 연구의 표본의 선정상에 종속변수인 현금유효세율의 경우 세전이익과 법인세부담액이 모두 양(+)인 표본만을 대상으로 분석되었기 때문에 상대적으로 건전성이 높은 표본이 분석되는 자기선택 편의(self-selection bias) 문제가 있을 수 있다. 따라서 이러한 측면의 사항들은 해당 결과를 해석할 때 고려될 필요가 있다. 하지만 앞서의 분석상 한계는 조세회피, 경영자의 과신성향을 다룬 관련연구들에서도 공통되게 관찰될 수 있는 문제일 수 있다. 한편, 본 연구는 재무적 제약과 조세회피 간의 관계 또는 경영자의 과신성향과 조세회피 간의 관계를 수준모형을 중심으로 살펴보았기 때문에 변동모형을 이용한 경우에는 앞서의 주제에 대한 관계들이 일치하는지 아니면 다른 증거가 존재하는지는 알 수 없다. 따라서 변동모형을 이용하여 본 연구주제를 살펴보는 것도 향후 연구가 필요한 주제일 수 있다.

참고문헌

- 강승구 · 김진수 · 고종권. 2017. “조세회피와 세무위험이 내재자본비용에 미치는 영향”. 회계저널 제26권 제5호 : 311-346.
- 강정연 · 고종권. 2014. “기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향”. 회계학연구 제39권 제1호 : 147-183.
- 고운성 · 김지홍 · 최원욱. 2007. “조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구”. 세무학연구 제24권 제4호 : 9-40.
- 고운성 · 이현아. 2015. “스톡옵션의 행사와 기업의 조세회피”. 세무와회계저널 제16권 제2호 : 45-83.
- 기은선. 2012. “기업의 사회적 책임활동이 조세회피 및 조세회피에 대한 시장반응에 미치는 영향”. 세무학연구 제29권 제2호 : 107-136.
- 김병모. 2016. “경영자 기회주의, 과신 성향 그리고 주가의 급락 위험”. 재무연구 제29권 제2호 : 193-233.
- 김병호. 2017. “우리나라 상장기업에서 금융위기 기간과 그 이외의 기간에서 초과현금보유액의 가치 관련성에 대한 실증적 분석 : 재무적 제약 정도와 기업지배구조를 중심으로”. 대학경영학회지 제30권 제3호 : 391-416.
- 김상명 · 박성욱 · 정희선. 2019. “경영자의 자기과신 성향이 조세회피에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제20권 제6호 : 35-61.
- 김상미 · 신희정 · 김수인. 2018. “경영자 과신성향이 감사보수에 미치는 영향”. 회계 · 세무와 감사 연구 제60권 제1호 : 67-95.
- 김은주 · 조용언. 2012. “조세회피와 감사품질과 타인자본비용의 관련성”. 국제회계연구 제44권 : 279-300.
- 김임현 · 강정연. 2018. “투자기회가 재무적 제약과 현금유효법인세율의 관계에 미치는 영향”. 세무학연구 제35권 제1호 : 77-104.
- 남해정. 2019. “경영자의 과신성향이 세무위험에 미치는 영향”. 세무와 회계 연구 제8권 제1호 : 57-91.
- 박성원 · 고종권 · 김영철. 2014. “재무적 제약과 조세회피”. 회계저널 제23권 제4호 : 339-382.
- 박영석 · 박기홍. 2006. “재무적 제약과 내부자금 의존도 분석 : 외환금융위기 전후 시점 비교”. 대한경영학회지 제19권 제6호 : 2357-2385.
- 박종국 · 홍영은. 2009. “조세회피와 외국인지분율”. 세무학연구 제26권 제1호 : 105-135.
- 박종일 · 김수인. 2019. “세무위험 및 조세회피가 기업신용등급과 타인자본비용에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제20권 제2호 : 163-204.
- 박종일 · 지승민. 2016a. “기업의 세무보고 공격성 여부가 회사채 신용등급에 영향을 주는가?”. 회계저널 제25권 제3호 : 55-97.

- 박종일 · 지승민. 2016b. “세무보고 공격성이 감사인이 인지한 기대감사시간, 실제 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”. 회계저널 제25권 제2호 : 389-434.
- 박종일 · 지승민 · 신재은. 2016. “세무보고 공격성이 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향”. 경영학연구 제45권 제6호 : 1859-1900.
- 심충진. 2009. “조세회피와 회계감사 보수의 관련성에 관한 연구”. 회계와 감사연구 제50권 : 1-22.
- 유혜영 · 김새로나. 2015. “경영자의 과신성향이 세무보고방식에 미치는 영향 : 보수주의를 중심으로”. 회계학연구 제40권 제6호 : 41-80.
- 이남령. 2016. “재무적 곤경이 (다국적)기업의 조세회피행위에 미치는 영향”. 대한경영학회지 제29권 제5호 : 829-852.
- 장승주 · 김용길 · 이용규 · 노희천. 2017. “경영자 과신성향이 조세회피에 미치는 영향”. 세무학연구 제34권 제2호 : 41-76.
- 전규안 · 박종일. 2019. “공격적인 세무보고와 불투명한 재무보고의 관계”. 회계 · 세무와 감사연구 제61권 제2호 : 285-329.
- 차명기 · 김수성 · 황국재. 2016. “경영자의 자기과신 성향과 조세회피”. 회계정보연구 제34권 제4호 : 441-485.
- 허윤영 · 백원선. 2018. “재무적 제약이 특수관계자 거래를 이용한 운전자본관리에 미치는 영향”. 회계학연구 제43권 제5호 : 67-115.
- 황국재 · 차명기. 2015. “최고경영자의 자기과신 성향이 이익조정에 미치는 영향”. 한국경영학회. 2015년 통합학술발표논문집 : 2868-2906.
- Ahmed, A. S. and S. Duellman. 2013. Managerial overconfidence and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research* 51 (1) : 1-30.
- Akamah, H. T., T. C. Omer, and S. Q. Shu. 2018. Do financial constraints affect future tax outcome volatility? *Working paper*. University of Nebraska.
- Almeida, H., M. Campello, and M. S. Weisbach. 2004. The cash flow sensitivity of cash. *The Journal of Finance* 59 (4) : 1777-1804.
- Altman, E. 1968. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance* 23 (4) : 589-609.
- Altman, E., Y. H. Eom, and D. W. Kim. 1995. Failure prediction : Evidence from Korea. *Journal of International Financial Management and Accounting* 6 (3) : 230-249.
- Ashbaugh, H., R. LaFond, and B. Mayhew. 2003. Do non-audit services compromise auditor independence? Further evidence. *The Accounting Review* 78 (3) : 611-539.
- Bae, K.-H., J.-K. Kang, and J.-M. Kim. 2002. Tunneling or value added? Evidence from mergers by Korean business groups. *Journal of Finance* 57 (6) : 2695-2740.

- Blaylock, B. S. 2016. Is tax avoidance associated with economically significant rent extraction among U.S. firms? *Contemporary Accounting Research* 33 (3) : 1013–1043.
- Balakrishnan, K., J. L. Blouin, W. R. Guay. 2019. Tax aggressiveness and corporate transparency. *The Accounting Review* 94 (1) : 45–69.
- Campbell, T. C., M. Gallmeyer, S. A. Johnson, J. Rutherford, and B. W. Stanley. 2011. CEO optimism and forced turnover. *Journal of Financial Economics* 101 (3) : 695–712.
- Chen, S., X. Chen, Q. Cheng and T. J. Shevlin. 2010. Are family firms more tax aggressive than non-family firms? *Journal of Financial Economics* 95 : 41–61.
- Chyz, J. A., F. B. Gaertner, A. Kausar, and L. Watson. 2015. Overconfidence and corporate tax policy. *Working paper*. University of Tennessee.
- Cyert, R., and J. March. 1963. *A Behavioral Theory of the Firm*. Englewood Cliffs, NJ : Prentice–Hall.
- Denis, D. J. and V. Sibilkov. 2010. Financial constraints, investment, and the value of cash holdings. *Review of Financial Studies* 23 : 247–269.
- Desai, M. and D. Dharmapala. 2006. Corporate tax avoidance and high powered incentives. *Journal of Financial Economics* 79 (1) : 145–179.
- Donohoe, M. P. and W. R. Knechel. 2014. Does corporate tax aggressiveness influence audit pricing? *Contemporary Accounting Research* 31 (1) : 284–308.
- Dyreng, S. D., M. Hanlon, and E. L. Maydew. 2008. Long-run corporate tax avoidance. *The Accounting Review* 83 (1) : 61–82.
- Edwards, A., C. Schwab, and T. Shevin. 2016. Financial constraints and cash tax savings. *The Accounting Review* 91 (3) : 859–881.
- Faulkender, M. and R. Wang. 2006. corporate financial policy and the value of cash. *The Journal of Finance* 61 : 1957–1990.
- Graham, J. 1996. Proxies for the corporate marginal tax rate. *Journal of Financial Economics* 42 (2) : 187–221.
- Graham, J. R., C. R. Harvey, and M. Puri. 2013. Managerial attitudes and corporate actions. *Journal of Financial Economics* 109 (1) : 103–121.
- Hambrick, D., and P. Mason. 1984. Upper echelons : The organization as a reflection of Its top managers. *Academy of Management Review* 9 (2) : 193–206.
- Hanlon, M. and J. Slemrod. 2009. What does tax aggressiveness signal? Evidence from stock price reaction to news about tax shelter involvement. *Journal of Public Economics* 93 : 126–141.
- Hanlon, M. and S. Heitzman. 2010. A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics* 50 : 127–178.

- Hasan, I., C. K. Hoi, Q. Wu, and H. Zhang. 2014. Beauty is in the eye of the beholder : The effect of corporate tax avoidance on the cost of bank loans. *Journal of Financial Economics* 113 (1) : 109–130.
- 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. 2002. Managerial Optimism and Corporate Finance. *Financial Management* 31 : 33–45.
- Hirshleifer, D., A. Low, and S. H. Teoh. 2012. Are overconfident CEOs better innovators? *The Journal of Finance* 67 (4) : 1457–1498.
- Hribar, P., and H. Yang, 2010. Does CEO overconfidence affect management forecasting and subsequent earnings management? *Working paper*. University of Iowa.
- Hsieh, T. S., Bedard, J. C., and Johnstone, K. M., 2014. CEO overconfidence and earnings management during shifting regulatory regimes. *Journal of Business Finance & Accounting* 41 (9–10) : 1243–1268.
- Hsieh, T. S., Z. H. Wang, and S. Demirkan. 2016. Overconfidence and tax avoidance : The role of CEO and CFO interaction. *Working paper*. University of Massachusetts Dartmouth.
- Kaplan, S. and L. Zingales. 1997. Do investment cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? *Quarterly Journal of Economics* 112 : 169–215.
- Kim, J. B., Z. Wang, L., and L. Zhang. 2016. CEO overconfidence and stock price crash risk. *Contemporary Accounting Research* 33 (4) : 1720–1749.
- Kim, J., Y. Li., and L. Zhang. 2011. Corporate tax avoidance and stock price crash risk : Firm level analysis. *Journal of Financial Economics* 100 : 639–662.
- Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley. Performance matched discretionary accruals measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 163–197.
- LaFond, R., and S. Roychowdhury. 2008. Managerial ownership and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research* 46 : 101–135.
- Malmendier, U. and G. Tate. 2005. Behavioral CEOs : The role of managerial overconfidence. *Journal of Finance* 60 : 2661–2700.
- Malmendier, U. and G. Tate. 2008. Who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction. *Journal of Financial Economics* 89 : 20–43.
- Schrand, C. M. and S. L. Zechman. 2012. Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting. *Journal of Accounting and Economics* 53 : 311–329.
- Shevlin, T., O. Urcan, and F. Vasvari. 2013. Corporate tax avoidance and public debt costs. *Working paper*. University of California.

- Slemrod, J. 2004. The economics of corporate tax selfishness. *National Tax Journal* 57 : 877—899.
- Stein, J. C. 2003. *Agency, Information, and Corporate Investment*. Edited by M. H. George Constantinides, Rene Stulz : Elsevier.
- Taylor, S. E., and P. M. Gollwitzer. 1995. Effects of mindset on positive illusions. *Journal of Personality and Social Psychology* 69 (2) : 213—226.
- Whited, T. M. and G. Wu. 2006. Financial constraints risk. *Review of Financial Studies* 19 (2) : 531—559.

The Effect of Managerial Overconfidence on the Relation between Financial Constraints and Tax Avoidance

Jong-Il Park* · Su-In Kim**

〈Abstract〉

We investigate whether the positive association between financial constraints and tax avoidance, and between managerial overconfidence and tax avoidance, and we also how these constructs interact to influence tax avoidance. Specifically, we examine whether both financial constraints and overconfident CEOs are more likely to engage in tax avoidance activities and whether and how they interact in their decision making on tax avoidance.

Overconfidence has been found to be a common personal trait in CEOs that affects their investment decision and financial reporting choices. In that sense, CEO overconfidence plays an important role in various corporate policies and tax strategic decisions. In particular, firms facing increased firm-specific and macroeconomic financial constraints exhibit decreasing cash ETRs (i.e., increased tax planning). Tax avoidance may serve as an effective earnings management tool for companies to meet their earnings target, while alleviating their tax burden. Therefore, overconfident CEOs are more likely to promote tax avoidance when firms facing increased financial constraints will take actions to increase internally generated funds (i.e., cash holdings) via tax planning strategies that reduce firms' cash tax payments, which may be reflected by lower effective tax rates. For this test, our sample of observations includes KOSPI and KOSDAQ listed firms based on the test variable (dependent variable) from 2002 to 2017 (from 2003 to 2018), thus our final sample 13,453 firm-year observations. We utilize financial constraints measures with various proxies for these six constructs used in the prior research. Following Schrand and Zechman (2012), Ahmed and Duellman (2013) and Kim et al. (2016), we construct two additional CEO overconfidence measures. We also adopt tax avoidance measure, annual cash ETRs, to test our research hypotheses.

We document several findings. Consistent with expectations, we find that firms facing increases in financial constraints exhibit increases in cash tax planning. We find that companies with

* Professor, School of Business, Chungbuk National University, parkjil@chungbuk.ac.kr, First Author

** Ph, D., Candidate, School of Business, Chungbuk National University, suink@chungbuk.ac.kr, Corresponding Author

overconfident managers are more likely to engage in tax avoidance activities, relative to firms with non-overconfident managers. We also document an interaction effect showing that firms facing increases in financial constraints are more or less likely to engage in tax avoidance activities when these companies also have overconfident managers, relative to those with non-overconfident managers. Moreover, we find evidence that the positive relation between financial constraints and tax avoidance, as well as between managerial overconfidence and tax avoidance is more pronounced for firms with lower cash holdings levels.

In sum, our results suggest that both financial constraints and CEO overconfidence are positively associated with companies' tax avoidance activities and that such activities should exist or not jointly influenced by firms facing increases in financial constraints and overconfident CEOs' personality traits. Thus, our results contribute to accounting literature by documenting empirical evidence that both financial constraints and managerial overconfidence and their interaction play no important roles in companies' tax avoidance behaviors. Our paper also contributes to the growing literature on the determinants of corporate tax avoidance. Furthermore, our study helps investors and regulators understand companies' decision-making processes with regard to tax avoidance.

<Key words> Financial constraints, Managerial overconfidence, Tax avoidance, Cash holdings