

세무위험이 배당과 접대비 지출에 미치는 효과

박종일(주저자)
 충북대학교 경영대학 경영학부 교수
 (parkjil@chungbuk.ac.kr)
 김수인(공동저자)
 충북대학교 대학원 회계학과 박사과정
 (suink@chungbuk.ac.kr)
 전규안(교신저자)
 숭실대학교 경영대학 회계학과 교수
 (kajeon@ssu.ac.kr)

본 연구는 세무위험의 실제 효과(real effect)를 파악하기 위하여 세무위험이 높은 기업에서 미래 법인세부담에 대한 예방적 동기로서 현금배당의 가능성, 현금배당, 그리고 접대비 지출 수준을 감소시키는지 실증적으로 규명하는데 있다. 특히 이를 알아볼 때 본 연구는 또 다른 세무불확실성을 나타내는 조세회피와 비교하여 살펴보았다. 아울러 추가분석에서는 접대비 지출 외에도 경영자의 자유재량이 가능한 기타 재량적 비용으로 광고선전비, 복리후생비 및 기부금과 세무위험과의 관계를 분석하였다. 분석을 위해 본 연구는 세무위험의 측정을 과거(t-4,t) 5년간으로 측정된 Cash 또는 GAAP ETR의 변동성을 이용하였고, 조세회피는 과거 5년간의 장기유효세율인 Cash 또는 GAAP ETR을 이용하였다. 분석기간은 2003년부터 2017년까지의 기간에 금융업을 제외하고 12월이 결산인 유가증권과 코스닥시장에 상장된 기업 중 일정 조건을 만족하는 최종표본 6,585개 기업/연 자료가 분석되었다.

실증결과는 첫째, 일정 변수가 통제된 후에도 세무위험과 현금배당 여부 간에는 유의적인 음(-)의 관계를, 또한 세무위험과 현금배당 수준도 유의적인 음(-)의 관계로 나타났다. 둘째, 세무위험과 접대비 지출 간에는 유의한 음(-)의 관계를 보였다. 셋째, 조세회피의 경우 현금배당 수준 또는 접대비 지출 수준과 음(-)의 관련성이 나타났으나, 현금배당 여부와는 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 넷째, 추가분석에서 세무위험과 기타 재량적 비용과의 관계를 살펴본 결과에 의하면 세무위험과 광고선전비 또는 복리후생비 간에는 유의한 음(-)의 관계를, 그러나 기부금의 경우는 유의한 결과가 나타나지 않았다. 반면, 조세회피는 광고선전비, 복리후생비 및 기부금과 모두 유의한 음(-)의 관계였다. 마지막으로, 재무적 제약에 따라 전체표본을 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단으로 다시 나누어 분석하더라도 재무적 제약이 높은 집단에서 세무위험이 높을 때 더 뚜렷한 반응을 보인다는 결과는 쉽게 관찰할 수 없었다.

이상을 종합하면, 본 연구결과는 세무위험이 높을 경우 미래 법인세부담이 증가할 수 있어 기업은 현금보유를 늘리는 방안으로 배당정책에 영향을 미치며, 또한 경영자의 의사결정에 접대비 수준의 축소와 기타 재량적 비용으로 광고선전비와 복리후생비를 낮추는 실제 효과를 초래한다는 것을 보여준다. 이러한 본 연구결과는 세무위험이 배당과 접대비, 기타 재량적 비용 지출에 대한 경영자의 의사결정에 영향을 미치는 주요 요인임을 확인하였다는 점에서 의의가 있다.

주제어: 세무위험, 조세회피, 예방적 동기, 현금배당, 접대비 지출, 재량적 비용, 재무적 제약

1. 서론

본 연구의 목적은 세무위험이 높은 기업이 미래 세

부담의 불확실성에 기인하여 예방적 동기(precautionary motive)로서 현금보유 수준을 높이기 위한 기업 활동으로 현금배당 및 접대비 지출 수준을 낮추는지를 규명하는데 있다. 특히 본 연구에서는 이를 알아보

는데 있어 또 다른 세무불확실성을 나타내는 조세회피와 비교하여 살펴보았다. 아울러 세무위험이 높은 기업에서 현금보유 수준을 증가시키려는 예방적 동기가 존재한다면 이에 대한 수단으로 기타 재량적 비용을 감소시킬 것으로 예상되므로, 추가분석에서는 재량적 지출로서 광고선전비, 복리후생비 및 기부금을 중심으로 세무위험과의 관계를 살펴보았다. 나아가 앞서의 관계가 재무적 제약에 따라 차별적인지에 대해서도 살펴보았다. 본 연구에서 세무위험과 관련하여 현금배당과 접대비 지출에 초점을 두는 이유는 현금배당은 배당정보의 신호효과로 인해 투자자 측면에서 긍정적인 효과를 가지고 있는 반면에, 기업에서의 접대비의 과다지출은 이해관계자들에게 부정적인 효과를 가지고 있다. 따라서 세무위험이 높은 기업에서 미래 현금흐름의 불확실성에 기인한 예방적 동기로서 현금보유 수준을 높이기 위한 방안으로 투자자에게 긍정적인 효과를 주는 현금배당을 줄이는지 혹은 이해관계자들에게 부정적인 영향을 줄 수 있는 접대비 수준을 낮추는지, 아니면 이와 상관없이 전반적으로 지출수준을 낮추는지를 살펴봄으로써 기업의 세무위험이 높을 때 외부 이해관계자들에게 긍정적인 또는 부정적인 효과를 줄 수 있는 사항 중 어떤 의사결정을 내리고 있는지를 알아보기 위함이다.

세무학 분야에서 세무불확실성을 나타내는 개념은 조세회피(tax avoidance)와 세무위험(tax risk)이 있다. 조세회피는 공격적인 세무전략을 이용하여 기업의 명시적 조세를 낮추는 행위와 관련이 있는

(Hanlon and Heitzman, 2010) 반면에, 세무위험은 세무계획에 따른 미래 기대되는 세부담의 불확실성을 나타낸다(Guenther, Matsunaga, and Williams, 2017).¹⁾ 따라서 연구자에 따라서는 세무불확실성이 조세회피에 기인한다는 주장이 있다(Dyreng, Hanlon, and Maydew, 2017).²⁾ 또한 세무불확실성을 다룬 선행연구들은 세무위험이 높은 기업이 미래 과세당국으로부터 세무조사의 가능성이 높고(김임현 · 이윤경, 2017), 그로 인해 기업은 미래에는 납부할 법인세의 현금유출이 증가할 것이라고 예상한다(Ciconte, Donohoe, Lisowsky, and Mayberry, 2016; Drake, Lusch, and Stekelberg, 2017; Guenther et al., 2017; Hanlon, Maydew, and Saavedra, 2017; Saavedra, 2018; 김진수 · 고종권, 2016; 강승구 · 김진수 · 고종권, 2017 등). 특히 Ciconte et al.(2016)은 세무위험이 높은 기업은 미래에 법인세의 현금유출이 더 높다는 결과를 보여주고 있다. 이와 같이 세무위험이 높은 기업은 미래에 기대되는 세부담의 지출이 클 가능성을 가지고 있기 때문에, 시간의 경과에 따라 법인세 부담의 변동성을 높여 이들 기업에 대한 현금흐름의 지속성과 예측가능성이 낮아질 수 있다(Amberger, 2017). 따라서 세무위험은 미래 세후 현금흐름에 부정적인 효과(negative effect)가 있어 경영자와 자본시장의 투자자 모두의 의사결정에 영향을 줄 수 있다. 먼저 세무위험이 자본시장의 투자자에게 부정적인 효과를 초래할 수 있는 데에는 세무위험이 높은 기업일수록 미래 세부담과 관련된 현금흐

1) Guenther et al.(2017)은 기업의 세부담의 지출과 관련한 미래 불확실성을 세무위험으로 정의하였다.

2) 그러나 이를 실증적으로 알아본 Guenther et al.(2017)은 높은(낮은) 유효세율의 기업이 미래에도 높은(낮은) 유효세율과 양(+)의 관계가 있음을 보여줌으로써 조세회피가 세무불확실성을 야기하기보다는 오히려 과거 낮은 유효세율이 미래에도 지속성(persistence)이 있음을 제시하고 있다. 이 증거는 앞서의 주장과 달리 조세회피가 미래 세부담의 불확실성을 초래하기보다는 미래에도 낮은 유효세율이 지속될 수 있음을 의미한다는 점에서 이와 관련한 논의는 아직까지 명확한 합의된 결론이 나오고 있지는 않다.

름의 불확실성을 높이므로, 투자자들이 의사결정을 할 때 전반적인 기업위험이 증가될 것으로 인지할 수 있다.³⁾ 다음으로, 세무위험이 높을수록 향후 과세당국의 세무조사의 가능성을 높이고, 또한 미래기간에 납부할 세무담의 증가는 현금유출을 수반한다는 점에서 경영자는 이에 대비하기 위한 예방적 동기로서 현금보유 수준을 늘리려는 유인이 발생할 수 있다(Hanlon et al., 2017). 왜냐하면 세무불확실성이 높은 기업은 미래 현금흐름의 불확실성을 높일 수 있어 경영자는 미래 기간에 발생할 수 있는 유동성 부족 현상을 회피하려는 동기를 가질 수 있기 때문이다(Chay and Suh, 2009).

또한 세무불확실성은 경영자와 투자자 간에 정보비대칭을 발생시킬 수 있고(Amberger, 2017), 정보비대칭이 높은 기업은 외부로부터 자금조달 시에 비싼 자본비용을 야기한다(Myers and Majluf, 1984). 따라서 세무위험이 높은 기업의 경영자는 외부 자본시장으로부터 자금을 조달하기보다는 내부금융을 이용하기 위해서 보유현금을 더 늘리려는 유인이 나타날 수 있다. 즉 세무불확실성은 경영자의 실제 기업의 운영과 관련된 의사결정에도 영향을 줄 수 있다. 선행연구들은 이를 세무불확실성이 초래하는 실제 효과(real effect)라고 부른다(Hanlon et al., 2017; Jacob, Wentland, and Wentland, 2018). 예를 들어, 선행연구들은 세무불확실성이 높을수록 기업의 현금보유 수준과 양(+)⁴⁾의 관계를(Hanlon et al., 2017), 자본투자를 지연시키는 것과 양(+)⁵⁾의 관계가 있고 또는 자본투자 수준과는 음(-)⁶⁾의 관계를

(Jacob et al., 2018; 박종일·김수인, 2018), 현금배당 수준과 음(-)⁷⁾의 관계를(Amberger, 2017) 보고하였다. 이와 같이 세무불확실성이 높은 경우 기업의 운영상 의사결정에도 중대한 영향을 초래할 수 있고, 특히 세무위험이 높은 기업은 미래기간에 과세당국에 납부할 법인세의 현금유출에 대비해서 당기 현금보유 수준을 증가시키기 위해 기업의 의사결정상에 현금유출을 감소시키려는 유인을 가질 수 있다(Hanlon et al., 2017; Amberger, 2017; Jacob et al., 2018). 하지만 국내의 경우 세무위험을 투자자의사결정 측면에서 살펴본 박종일·김수인(2018)의 연구를 제외하면 세무위험이 기업의 운영활동에 미치는 실제 효과를 탐구한 연구는 거의 없어 이와 관련된 국내 실증적 증거는 매우 미미한 실정이다. 따라서 본 연구에서는 앞서 전술한 주제를 중심으로 국내 상장기업들에서 세무위험이 높은 경우 배당정책에 어떤 영향을 미치는지와, 또한 접대비 지출 또는 기타 재량적 비용인 광고선전비, 복리후생비 및 기부금에는 어떤 실제 효과를 발생시키는지에 대하여 실증분석을 통해 알아보하고자 한다.

이전 연구와 비교해서 본 연구는 다음의 측면에서 추가적인 정보를 제공할 것으로 기대된다. 첫째, 선행연구인 Hanlon et al.(2017)은 세무불확실성이 현금보유 수준과 양(+)⁸⁾의 관계가 있음을 보여준 반면에, 본 연구는 Amberger(2017)와 유사하게 세무위험이 높은 경우 기업은 현금보유를 높이기 위하여 배당정책에 영향을 주는지를 살펴보았다. 또한 관련 연구인 Amberger(2017)는 세무위험과 배당

3) 예를 들어, 선행연구들은 세무위험 또는 세무불확실성은 차기 주식수익률의 분산과 양(+)¹⁾의 관계(Hutchens and Rego, 2015; Guenther et al., 2017)를, 시장위험 측정치와 양(+)²⁾의 관계를(Neuman, Omer, and Schmidt, 2015; Dhaliwal, Lee, Pincus, and Steele, 2017), 기업가치와 음(-)³⁾의 관계를(Drake et al., 2017; 김진수·고종권, 2016), 내재자기자본비용과 양(+)⁴⁾의 관계를(Hutchens and Rego, 2015; 강승구 외, 2017), 매출이자율과 양(+)⁵⁾의 관계를(Saavedra, 2018), 감사인의 감사위험과 양(+)⁶⁾의 관계를(박종일·신상이, 2018), 재무분석가의 이익예측치의 분산과 양(+)⁷⁾의 관계(Hutchens and Rego, 2015)가 있음을 보고하였다.

정책을 중심으로 살펴본 반면에, 본 연구는 세무위험과 배당정책 외에도 연구범위를 보다 확장시켜 세무위험과 접대비 또는 기타 재량적 비용(예로, 광고선전비, 복리후생비 및 기부금)과의 관계도 살펴보았다는 점에서 차이가 있다. 둘째, 박종일·김수인(2018)은 세무위험이 높을 때 기업의 투자의사결정에 영향을 줄 수 있음을 연구개발비보다는 자본투자 수준이 감소됨을 보여준 반면에, 본 연구는 세무위험이 높은 경우 배당정책 외에도 기업의 접대비 지출 수준뿐만 아니라 기타 재량적 비용(예로, 광고선전비, 복리후생비, 기부금) 역시 낮아지는지를 알아보았다는 점에서 관련 연구에 추가적인 정보를 제공한다. 셋째, 관련 연구인 Amberger(2017)는 세무위험과 배당정책을 분석할 때 Cash ETR의 변동성만을 살펴본 데 반해, 본 연구에서는 Cash ETR의 변동성뿐만 아니라 GAAP ETR로 측정된 세무위험 역시 병행하여 배당정책, 접대비 및 기타 재량적 비용과의 관계를 분석한다는 점에서 더 확장된(extended) 증거를 제공한다. 마지막으로, 본 연구는 해당 주제인 기업의 세무위험이 높은 경우 현금배당과 접대비 및 기타 재량적 비용에 미치는 실제 효과를 분석할 때 조세회피와 비교하여 살펴보고, 또한 앞서의 관계들이 재무적 제약 여부에 따라 다른지에 대해서도 알아보았다는 점에서 관련 연구보다 더 세부화된 차별성이 있는 실증적 증거를 제공한다.

한편, 국외 연구들은 세무불확실성 또는 세무위험의 대응치로 UTBs(unrecognized tax benefits;

미인식된 조세혜택)⁴⁾ 또는 과거 5년간의 유효세율의 변동성을 주로 이용하였다(Hutchens and Rego, 2015; Guenther et al., 2017; Hanlon et al., 2017; Jacob et al., 2018).⁵⁾ 하지만 국내의 경우는 UTBs 계정이 재무제표에 보고되지 않는다는 점에서 본 연구는 세무위험을 다룬 선행연구들에서 주로 사용되었던 과거 5년간의 유효세율의 변동성을 이용하여 기업의 현금배당, 접대비 지출 및 기타 재량적 비용과의 관계를 중심으로 살펴보고자 한다. 또한 이를 알아보는데 있어 본 연구는 또 다른 세무불확실성으로 간주되는 조세회피와도 비교하여 살펴본다. 분석을 위해 본 연구는 세무위험을 과거 5년간($t-4, t$)으로 측정된 Cash ETR(cash effective tax rates: 현금유효세율) 또는 GAAP ETR(전통적인 유효세율)의 각 변동성을 이용하고, 조세회피는 과거 5년간의 장기유효세율로 측정된 Cash ETR 또는 GAAP ETR 수준을 이용하였다. 분석기간은 2003년부터 2017년까지 금융업종을 제외한 12월이 결산인 유가증권과 코스닥시장에 상장된 기업 중 일정 표본조건을 충족하는 최종표본 6,585개 기업/연 자료가 이용되었다.

실증분석의 결과는 다음과 같다. 첫째, 일정 변수가 통제된 후에도 세무위험과 현금배당 여부와 유의한 음(-)의 관계를, 또한 현금배당과도 음(-)의 관계로 나타났다. 또한 일정 변수를 통제한 후에도 세무위험과 접대비 지출 간에 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 이러한 결과는 세무위험이 높은 기업일수록

4) UTBs는 기업이 세무계획에 따른 세금관련 의사결정이 향후 과세당국의 세무조사에서 인정받지 못할 것으로 경영자가 예상되면 미국 세법(FIN 48 규정)에서는 이를 재무제표에 부채로 인식하도록 요구하고 있다(Dyrenge et al., 2017).

5) 본 연구에서는 세무불확실성 또는 세무위험을 서로 교체가능한 용어로 기술한다. 선행연구에 따라서는 본 연구에서 관심변수로 이용되는 Cash ETR의 변동성을 세무위험으로 기술한 연구도 있고(Hutchens and Rego, 2015; Drake et al., 2018; 김진수·고종권, 2016; 강승구 외, 2017; 박종일·신상아, 2018), 세무확실성으로 기술한 연구도 있다(Amberger 2017; Jacob et al, 2018). 또한 Hutchens and Rego(2015)에서는 세무위험과 세무불확실성을 혼용하여 사용하고 있다. 따라서 기술의 편의상 본 연구도 두 용어를 혼용하여 사용한다.

록 현금배당의 가능성이 낮고, 또한 현금배당을 하더라도 현금배당 수준이 낮다는 결과이므로, 세무위험이 경영자에게 미래 법인세의 현금유출에 대비하여 당기의 현금배당 정책에 영향을 미칠 뿐만 아니라 접대비 지출 수준에도 영향을 미침을 나타낸다. 둘째, 조세회피는 현금배당 수준과 유의한 음(-)의 관계를, 또한 접대비 지출과도 유의한 음(-)의 관계였다. 그러나 조세회피와 현금배당 여부 간에는 유의한 관계를 보이지 않았다. 셋째, 추가분석에 따르면 세무위험과 기타 재량적 비용 간의 관계에서 세무위험과 광고선전비 또는 복리후생비 간에 각각 유의한 음(-)의 관계를, 그러나 세무위험과 기부금 간에는 유의한 관계가 관찰되지는 않았다. 반면, 조세회피는 광고선전비, 복리후생비 및 기부금 모두와 유의한 음(-)의 관계였다. 즉 두 가지 세무불확실성 측정치는 기부금에서만 차이를 보였다. 이는 세무위험이 높은 기업은 현금보유를 높이기 위한 정책으로 사회적 이해관계가 있는 기부금보다는 광고선전비와 복리후생비 지출을 낮추는 경향이 있으나, 조세회피는 이와 무관하게 기타 재량적 비용을 더 적극적으로 낮추는 경향을 보였다. 이러한 결과로 볼 때 기부금은 사회적 관계에 따른 사회공헌 활동과도 관련이 있으므로, 조세회피에 적극적인 기업과 달리, 세무위험이 높은 기업은 기부금보다는 다른 재량적 비용을 낮추는 것으로 보인다. 마지막으로, 재무적 제약에 따라 전체표본을 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단으로 다시 나누어 분석하더라도 재무적 제약이 높은 집단에서 세무위험이 높을 때 앞서의 관계가 더 뚜렷한 반응을 보이지는 않았다. 이러한 결과는 세무위험과 현금배당, 접대비 및 기타 재량적 비용 간의 음(-)의 관계가 재무적 제약에 따라 좌우되기보다는 세무위험 자체에 기인한다는 것을 시사한다. 이상의 결과를 종합하면, 본 연구는 세무불확실성

을 나타내는 조세회피를 모형에 고려한 후에도 세무위험이 높은 기업은 현금배당의 지급 가능성이 낮고, 또한 현금배당을 수행하더라도 현금배당의 수준이 낮으며, 그리고 소비성 경비인 접대비 지출 수준 역시 낮음을 보여주었다는데 의의가 있다. 즉 현금배당은 투자자에게 배당신호가설에 의한 미래 이익에 관한 긍정적인 신호 정보를 주지만, 접대비는 사회적으로 부정적인 시각이 존재한다. 하지만 본 연구의 발견에 의하면 세무위험이 높은 기업은 이러한 배당의 긍정적 효과뿐만 아니라 접대비 지출의 부정적 효과 모두에 대한 현금유출을 감소시키는 경향이 있음을 보여준다. 또한 본 연구결과는 세무위험이 높은 기업의 경영자는 미래에 대비하기 위한 배당정책에 영향 및 접대비 지출의 축소 외에도 재량적 비용으로 기부금보다는 광고선전비와 복리후생비를 낮추어 미래 과세당국에 대한 법인세 현금유출에 대응하고 있음을 보여주었다. 반면, 조세회피의 성향이 높은 기업은 현금배당 여부에 영향을 주지 않으나, 현금배당 수준을 낮추고, 접대비뿐만 아니라 광고선전비, 복리후생비 및 기부금도 적극적으로 낮추는 경향이 있는 것으로 나타났다. 따라서 이러한 본 연구의 발견은 학계의 관련 연구에 새로운 증거를 제공한다. 아울러 본 연구결과는 국내 상장기업들이 세무위험이 높을 때 기업의 배당정책과 더불어 기업의 실제 비용지출과 관련한 운영활동에는 어떤 실제적인 영향을 줄 수 있는지를 보여주고 있다는 점에서 기업의 이해관계자인 투자자, 실무계, 과세당국, 규제기관 및 정책입안자에게도 이에 대한 전반적인 이해에 유용한 시사점을 더불어 제공할 것으로 기대된다.

이하 본 연구는 다음과 같이 구성된다. II장에서는 세무불확실성 또는 세무위험을 분석한 선행연구들을 검토한 후, 본 연구가설을 제시한다. III장에서는 가설검증을 위한 연구모형을 설정하고, 변수의

측정과 정의 및 표본의 선정절차를 설명한다. IV장에서는 실증결과를 보고하고 이를 논한다. V장에서는 분석결과를 요약하고 본 연구의 공헌, 시사점 및 분석상의 한계에 대해 설명한다.

II. 선행연구의 검토 및 가설의 설정

2.1 선행연구의 검토

그동안 세무불확실성 또는 세무위험을 분석한 선행연구들은 크게 두 가지 주제를 살펴보았다. 하나는 세무위험이 높은 기업에 대한 자본시장의 반응을 살펴본 연구이고, 다른 하나는 세무불확실이 기업의 실제 활동에 미치는 효과를 살펴본 연구이다. 본 연구는 후자와 더 밀접한 관련성이 있다.

먼저 전자의 연구들은 기업이 세무불확실성 또는 세무위험이 높을 때 미래기간에는 과세당국의 세무조사 가능성이 높고, 그로 인해 미래 세 부담의 증가가 예상될 수 있으므로, 미래 현금흐름의 불확실성 정도가 높아져서 전반적인 기업위험(overall firm's risk)이 증가하는지에 관심을 가져왔다(Hutchens and Rego, 2015; Neuman et al., 2015; Dhaliwal et al., 2017; Drake et al., 2017; Guenther et al., 2017; 김진수 · 고종권, 2016; 강승구 외, 2017; 박종일 · 신상이, 2018). 예를 들어, Hutchens and Rego(2015)는 세무불확실성 측정치 중 과거 5년간으로 측정된 Cash ETR의 변동성과 회계이익과 과세소득의 차이 중 재량적·

영구적 차이(DTAX)는 당기와 차기의 주식수익률의 분산, 차기 내재자기자본비용 그리고 재무분석가들이 발표한 이익예측치의 분산과 각각 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 강승구 외(2017)도 과거 5년간의 Cash ETR의 변동성 및 GAAP ETR의 변동성으로 측정된 세무위험과 내재자기자본비용 간에 양(+)의 관계를 보고하였다. 또한 Guenther et al.(2017)의 연구도 과거 5년간 Cash ETR의 변동성과 차기 주식수익률의 분산과 양(+)의 관계를 보고하였다. Dhaliwal et al.(2017)은 과세소득의 변동성을 세무위험의 측정치로 이용한 결과에서 세무위험과 시장위험 측정치(예로, 베타, 자본비용 및 시장가치)와 양(+)의 관계가 있음을 보여주었다. Neuman et al.(2015) 역시 실무계에 기초한(practitioner-based) 세무위험을 추정한 후 세무위험과 시장위험 간에 전반적으로 양(+)의 관계를 보고하였다.⁶⁾ 또한 박종일 · 신상이(2018)는 과거 5년간의 GAAP ETR의 변동성 및 회계이익과 과세소득의 차이의 변동성으로 측정된 세무위험과 감사위험 간에 양(+)의 관련성이 있음을 감사보수와 감사시간 측면에서 제시하였다. 이상과 같이 세무위험에 대한 시장반응을 살펴본 전자의 연구들은 세무위험과 기업위험 간에 전반적으로 양(+)의 관련성이 있음을 투자자, 재무분석가, 감사인 측면에서 보여 주고 있다.

한편, 전자의 연구들은 세무위험이 높을 때 시장의 이해관계자들에 대한 인지된 반응을 살펴보았다면, 본 연구와 보다 밀접한 관련성이 있는 후자의 연구들은 세무불확실성 또는 세무위험이 기업의 실제 활동에 어떤 영향을 주는지에 보다 관심을 보여 왔

6) Neuman et al.(2015)은 시장위험 측정치로 베타(체계적 위험), MTB(자본의 시장가치/장부가치), 기업규모조정수익률을 분석에 이용하였다.

다. 특히 선행연구들은 세무위험이 높은 기업의 경영자는 미래 과세당국에게 납부할 세 부담이 증가할 것으로 예상하여 이에 대한 예방적 동기로서 현금보유 수준을 더 높이기 위해 투자와 재무정책 또는 앞서의 목적을 위한 기업 활동에 어떤 영향을 주는지에 관심을 가지고 분석하였다(Ciconte et al., 2016; Hanlon et al., 2017; Amberger, 2017; Jacob et al., 2018; 박종일·김수인, 2018). 예를 들어, Ciconte et al.(2016)은 UTBs로 측정된 세무불확실성이 높은 기업은 미래($t+1 \sim t+5$)에 법인세의 현금유출이 더 많다는 결과를 보여주었다. 그러한 점에서 Hanlon et al.(2017)은 UTBs로 측정된 세무불확실성이 높을 때 경영자가 예방적 동기로서 기업의 현금보유 수준을 증가시키는지 알아본 결과, UTBs와 현금보유 수준 간에 양(+)의 관계를 보고하였다. 앞서의 두 연구가 세무위험이 높으면 기업의 미래 법인세의 현금유출이 증가하고, 이에 대비하기 위해 기업은 현금보유 수준을 높이려는 유인이 있음을 보여주었다면, 다음의 후속연구들은 보다 세부적 측면에서 세무위험이 높을 때 어떤 항목을 이용하여 현금보유를 증가시키는지에 관심을 가졌다. 예를 들어, Jacob et al.(2018)은 UTBs 또는 과거 5년간 Cash ETR의 표준편차로 측정된 세무위험이 높을 때 기업은 큰 자본투자를 연기할 가능성이 높고, 자본투자 수준 역시 낮음을 보고하였다. 박종일·김수인(2018)은 총투자를 연구개발비와 자본투자자로 나누어 세무위험과의 관계를 살펴본 결과에서, 세무위험이 높은 기업은 연구개발비 보다는 자본투자 수준이 낮음을 보고하였다. 또한 Amberger(2017)는 Cash ETR로 측정된 세무위험이 높을 때 현금배당의 가능성과 현금배당 수준이 낮고, 또한 자사주매입 역시 감소됨을 보고하였다.

2.2 가설의 설정

앞서의 선행연구들 중 세무위험과 기업의 실제 효과 간의 관계를 다룬 후자의 연구들은 세무위험이 높을 때 기업의 경영자는 당기의 보유현금을 높이기 위한 예방적 동기로서 자본투자(Jacob et al., 2018; 박종일·김수인, 2018)와 배당정책(Amberger, 2017)의 의사결정에 실제적인 영향을 준다는 것을 보여주고 있다. 하지만 국내의 경우 세무위험과 투자의사결정과의 관계를 다룬 연구는 있으나(박종일·김수인, 2018), 세무위험과 배당정책 간의 실제 효과를 체계적으로 살펴본 연구가 없다. 따라서 본 연구에서는 첫 번째 가설로 세무위험과 배당정책 간의 관계를 살펴보고자 하며, 또한 두 번째 가설로 선행연구의 범위를 보다 확장시켜 세무위험과 접대비와의 관계를 살펴본다. 전자인 현금배당은 투자자 측면에서 긍정적인 신호효과를 제공하는 반면에, 후자인 접대비 지출은 사회적 인식 측면에서 부정적인 효과를 제공하는 주제라는 점에서 본 연구는 세무위험이 높을 때 현금배당의 긍정적인 신호효과뿐만 아니라 접대비 지출의 부정적인 효과 모두를 억제하여 현금보유 수준을 증가시키려는 경영자의 유인이 있는지를 알아보고자 한다.

먼저 선행연구들은 세무관련 불확실성이 높은 기업의 경우 미래에 기대되는 현금흐름에 대한 불확실성이 증가할 것으로 기대한다(Hutchens and Rego, 2015; Ciconte et al., 2016; Guenther et al., 2017; Hanlon et al., 2017). 그러한 이유로는 세무불확실성이 높을 때 기업은 과세당국에게 납부할 미래 현금유출이 증가될 수 있기 때문이다(Ciconte et al., 2016; Hanlon et al., 2017). 예를 들어, Ciconte et al.(2016)은 세무불확실성이 높은 기업은 미래 법인세의 현금유출과 양(+)의 관계를 보

고하였다. 이러한 측면에서 Hanlon et al.(2017)은 세무불확실성을 과세당국에 기대되는 미래 현금 유출로 정의한 후, 세무불확실성이 높은 기업은 과세당국에게 납부할 미래 법인세부담이 증가할 수 있으므로 이에 대비하기 위한 예방적 동기로서 경영자는 당기의 현금보유 수준을 증가시킬 유인이 있다고 보았다. 이를 실증적으로 분석한 Hanlon et al.(2017)은 세무불확실성이 높은 기업일수록 당기에 현금보유 수준이 높다는 결과를 제시하였다. 또한 Jacob et al.(2018)은 세무불확실성이 높은 기업일수록 경영자의 예방적 동기에 따라 큰 자본투자를 이연할 가능성이 높고, 당기의 자본투자 수준을 낮춘다는 결과를, 또한 박종일 · 김수인(2018)은 세무위험이 높은 기업은 투자사결정에서 연구개발비보다 지출수준이 더 많은 자본투자 수준을 낮춘다는 결과를 보고하였다. 그리고 관련 연구인 Amberger(2017)는 세무불확실성이 높은 기업일수록 현금배당의 가능성이 낮고, 현금배당을 수행하더라도 배당수준이 낮음을 보고하였다. 이러한 선행연구의 주장과 실증적 증거에 기초해 볼 때 국내 상장기업들의 경우에도 세무불확실성, 즉 세무위험이 높은 기업은 과세당국에 대한 미래 법인세의 증가가 예상되므로 경영자는 당기에 현금지출을 줄이려는 예방적 동기가 발생할 것으로 기대된다. 따라서 세무위험이 높은 기업의 경영자는 미래 법인세부담의 증가에 대비하기 위한 예방적 동기 차원에서 배당정책을 수행할 때 현금배당을 가능하면 꺼리는 의사결정을 할 수 있고, 또한 만일 시장으로부터 배당압박이 있는 경

우에 현금배당을 하더라도 가능하면 적은 배당을 할 것으로 예상된다. 이러한 논의를 바탕으로 본 연구는 세무위험과 현금배당 간에는 음(-)의 관계가 나타날 것으로 기대된다. 따라서 가설 1을 다음과 같이 선택가설의 형태로 설정한다.

가설 1: 세무위험이 높은 기업일수록 현금배당의 가능성 또는 현금배당의 수준은 낮을 것이다.

기업회계에서 접대비는 전액 비용으로 인정되고 있으나, 세무회계에서 접대비는 세법에서 정한 한도까지만 손금산입하고 초과액은 손금불산입이 된다. 따라서 접대비 지출이 많은 기업일수록 과세소득이 높아져 법인세부담이 증가하게 되므로, 그만큼 과세당국에 납부할 현금유출이 많아지는 결과를 초래한다. 이와 같이 접대비는 업무와 관련하여 지출되는 비용이지만 지출의 적정성과 접대의 필요성에 대한 논란은 과거부터 현재까지 지속적으로 있어 왔다.⁷⁾ 접대비 한도초과를 회피하기 위하여 복리후생비 등 타 비용으로의 대체처리 가능성이 있음을 지적하는 연구(고윤성 · 이진훤, 2011)가 있는데, 이는 기업이 가급적 접대비 지출을 감소시키지 않는다는 것을 나타낸다. 그러나 부정청탁금지법의 시행 이후에는 접대비가 감소했다는 연구(박준 · 김대환, 2017)가 있는데, 이는 법률의 시행이나 기타 불가피한 경우에는 접대비가 감소할 수 있다는 것을 의미한다. 세무불확실성이 높은 기업의 경우 미래 과세당국에 대

7) 선행연구는 접대비 지출이 수익과 관련성이 있으나, 한도를 초과하는 접대비는 수익과 관련성이 나타나지 않음을 보고한 연구도 있고(최원욱 · 김갑순 · 이영한, 2005), 또한 산업집중도를 고려하면 접대비 한도초과 기업의 경우에도 한도내 지출기업과 마찬가지로 매출액과 유의한 양(+)의 관계를 보인다는 연구도 있다(최원욱 · 임현지, 2016). 그리고 최근 기업의 접대비 지출 행태에 영향을 주는 제도적 변화로서 2016년 9월부터는 '부정청탁 및 금품 등 수수의 금지에 관한 법률(부정청탁금지법, 일명 '김영란법')이 시행되어 공직자 등에 대한 부정청탁과 금품 등의 수수를 제도적 측면에서 금지함으로써 사회의 부정한 청탁과 금품수수 등의 깊은 관행과 악습을 경감하려는 정부의 정책적 시도도 있었다.

한 법인세부담의 증가가 예상되는 경영자는 미래 법인세 지출에 대비하는 예방적 동기에 따라 현금보유를 늘리기 위한 방안으로 접대비 수준을 감소시키는 대안을 선택할 수 있다. 이는 세무위험이 높은 기업이 접대비 수준을 낮춘다면 기업의 관점에서 세무위험이 접대비 지출 수준에도 중요한 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 그러한 점에서 세무위험이 높은 기업일수록 앞서 현금배당의 축소 외에도 현금보유 수준을 더 늘리기 위한 의사결정으로 접대비 지출 수준에 대해서도 낮추는지와 관련한 의문사항을 알아보기 위하여 본 연구는 앞서와 같이 가설 2의 경우도 선택가설의 형태로 설정한다.

가설2: 세무위험이 높은 기업일수록 접대비 지출 수준은 낮을 것이다.

III. 연구모형의 설정 및 표본의 선정

3.1 연구모형의 설정

본 연구는 세무위험이 미래 법인세부담을 증가시킬 수 있으므로, 세무위험이 높은 기업일수록 현금보유를 높이기 위한 예방적 동기로서 현금배당과 접대비 지출 수준을 낮추는지를 알아보는데 목적이 있다. 따라서 앞서의 가설 1과 2를 알아보기 위하여 본 연구는 아래의 식(1)과 식(2)의 모형을 통해서 검증한다.

$$\begin{aligned}
 DIV_t \text{ (or } DIVA_t) &= \beta_0 + \beta_1 TRISK_t \\
 &+ \beta_2 TAVOID_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LEV_t \\
 &+ \beta_5 MTB_t + \beta_6 GROW_t + \beta_7 CASH_t
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &+ \beta_8 RETE_t + \beta_9 RND_t + \beta_{10} CAPINT_t \\
 &+ \beta_{11} BL_std_t + \beta_{12} CFO_std_t + \beta_{13} FORN_t \\
 &+ \beta_{14} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 ENT_t &= \beta_0 + \beta_1 TRISK_t + \beta_2 TAVOID_t \\
 &+ \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 MTB_t \\
 &+ \beta_6 GROW_t + \beta_7 CASH_t + \beta_8 RETE_t \\
 &+ \beta_9 RND_t + \beta_{10} CAPINT_t + \beta_{11} BL_std_t \\
 &+ \beta_{12} CFO_std_t + \beta_{13} FORN_t + \beta_{14} MKT_t \\
 &+ \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)
 \end{aligned}$$

여기서,

종속변수

DIV = t년도 현금배당이 지급된 기업이면 1, 아니면 0

DIVA = t년도 현금배당/총자산

ENT = t년도 접대비/총자산

관심변수

TRISK1 = t년도 세무위험, 당기가 포함된 과거 5년간(t-4,t)의 Cash ETR(=법인세부담액/법인세비용차감전순이익)의 표준편차로 측정된 변동성

TRISK2 = t년도 세무위험, 당기가 포함된 과거 5년간(t-4,t)의 GAAP ETR(=법인세비용/법인세비용차감전순이익)의 표준편차로 측정된 변동성

통제변수

TAVOID1 = t년도 조세회피 성향, 당기가 포함된 과거 5년간(t-4,t)의 장기로 측정된 Cash ETR(=법인세부담액의 합계/법인세비용차감전순이익의 합계)로 Cash ETR에 (-1)를 곱하여 분석에 이용

TAVOID2 = t년도 조세회피 성향, 당기가 포함된 과거 5년간(t-4,t)의 장기로 측정된 GAAP ETR(=법인세비용의 합계/법인세비용

차감순이익의 합계)로 GAAP ETR에 (-1)를 곱하여 분석에 이용

<i>SIZE</i>	= t년도 자연로그를 취한 총자산
<i>LEV</i>	= t년도 부채비율(=총부채/총자산)
<i>MTB</i>	= t년도 자본의 시장가치/장부가치
<i>GRW</i>	= t년도 매출액의 성장성[(=당기매출액-전기매출액)/전기매출액]
<i>CASH</i>	= t년도 현금보유[(=현금및현금성자산+단기금융상품)/기초총자산]
<i>RETE</i>	= t년도 이익잉여금, 기초총자산으로 표준화
<i>RND</i>	= t년도 연구개발비, 매출액으로 표준화
<i>CAPINT</i>	= t년도 자본집약도(=유형자산/기초총자산)
<i>BI_std</i>	= t년도 세전이익의 변동성[(=세전이익/기초총자산)의 과거 5년간(t-4,t)의 표준편차]
<i>CFO_std</i>	= t년도 영업현금흐름의 변동성[(=영업현금흐름/기초총자산)의 과거 5년간(t-4,t)의 표준편차]
<i>FORN</i>	= t년도 외국인 지분율
<i>MKT</i>	= t년도 코스닥기업이면 1, 유가증권기업이면 0
<i>ΣIND</i>	= t년도 산업더미
<i>ΣYD</i>	= t년도 연도더미
<i>ε</i>	= 잔차항

식(1)의 종속변수는 DIV(현금배당여부)와 DIVA(현금배당 수준)이다. 본 연구는 DIV의 측정을 최근 선행연구들과 같이 현금배당이 지급된 기업이면 1, 아니면 0으로 측정하였다(Tong and Miao, 2011; Lawson and Wang, 2016; 김현표 · 전경민 · 신영직, 2016 등). 또한 현금배당이 있는 기업 중에서 현금배당의 수준에 대해서는 선행연구의 방법과 같이 현금배당을 총자산으로 나누어 측정하였다(Amberger,

2017). 식(2)의 종속변수는 ENT(접대비 지출 수준)이다. 이 변수는 접대비를 앞서와 같이 표준화 변수로 총자산으로 나누어 측정하였다(최원욱 · 임현지, 2016). 따라서 식(1)의 종속변수가 DIV이면 지시변수이므로, Logit 회귀분석을 수행하고, 식(1) 및 식(2)의 종속변수가 DIVA 또는 ENT이면 연속 변수이므로, OLS 회귀분석을 수행하여 검증한다.

식(1)과 식(2)에서 공통된 관심변수는 TRISK(세무위험의 대용치)이며, 이 변수는 관련 선행연구들과 같이 당기가 포함된 과거 5년간(t-4,t)의 연도별 Cash ETR에 대한 표준편차로 측정되는 변동성(volatility)이다(Hutchens and Rego, 2015; Drake et al., 2015; Amberger, 2017; Guenther et al., 2017; 김임현 · 이윤경, 2017; 강승구 외, 2017; 박종일 · 신상이, 2018). 또한 본 연구는 앞서의 주제에 대하여 보조적으로 GAAP ETR의 변동성을 병행하여 살펴보았다.⁸⁾ 본 연구는 기술의 편의상 Cash ETR의 변동성과 GAAP ETR의 변동성에 대해 각각 TRISK1과 TRISK2로 칭한다. 특히, 본 연구는 또 다른 세무불확실성을 나타내는 조세회피(TAVOID)를 통제한 후에도 세무위험이 현금배당 및 접대비 수준에 미치는 영향을 분석한다. TAVOID는 선행연구와 유사하게 과거 5년간의 Cash ETR과 GAAP ETR을 이용하여 장기 유효세율로 측정하였다(Hutchens and Rego, 2015; Drake et al., 2017; Amberger, 2017; Guenther et al., 2017; 강정연 · 고종권, 2014; 박종일 · 신상이, 2018). 기술의 편의상 이 변수에 대해서는 Cash ETR과 GAAP ETR을 각각 TAVOID1과 TAVOID2

8) 세무위험이나 조세회피를 측정할 때 Cash ETR만을 대상으로 분석한 연구도 있으나, 선행연구에 따라서는 Cash ETR과 GAAP ETR을 같이 분석한 연구들도 다수 존재한다(Neuman et al. 2015; Cicone et al., 2016; 김진수 · 김임현, 2016; 강승구 외, 2017; 박종일 · 지승민, 2016a, 2016b; 박종일 · 신상이, 2018 등). 따라서 본 연구도 Cash ETR과 GAAP ETR을 병행하여 살펴 보았다.

로 지칭한다. 또한 이들 변수는 결과해석의 편의를 위해 선행연구처럼 (-1)을 곱하여 분석에 이용하였다(Hutchens and Rego, 2015; 강정연·고종권, 2014; 박종일·신상이, 2018). 본 연구는 TRISK1이 관심변수일 때는 TAVOID1을 통제하고, TRISK2가 관심변수이면 TAVOID2를 통제하였다.

만일 가설 1의 예상과 일치하게 세무위험이 높을수록 미래 법인세부담이 증가할 것으로 예상하여 예방적 동기로서 현금보유 수준을 높이려는 기업이면 현금배당의 가능성이 낮을 수 있고, 또한 현금배당의 수준 역시 감소될 수 있으므로, 식(1)에서 관심변수 TRISK는 종속변수 DIV 또는 DIVA에 대해 각각 유의한 음(-)의 회귀계수 값이 나타날 것으로 기대된다($\beta < 0$). 또한 가설 2의 경우도 세무위험이 높은 기업에서 앞서와 같은 예상에 따라 현금보유 수준을 높이기 위한 정책을 수행한다면 접대비 지출 수준 역시 낮아질 수 있으므로, 식(2)의 관심변수 TRISK는 종속변수 ENT에 대해 유의한 음(-)의 계수 값이 기대된다($\beta < 0$).

모형식에 고려된 식(1)과 식(2)의 공통된 통제변수는 선행연구인 Amberger(2017)의 모형을 준용하여 설정하였다. 본 연구에서 고려된 통제변수로는 기업특성을 통제하기 위하여 SIZE(기업규모), LEV(부채비율), MTB(자본의 시장가치/장부가치), GRW(매출액 성장률)을, 또한 기업의 내부금융의 이용을 나타내는 CASH(현금보유 수준)와 RETE(이익잉여금)을, 기업의 투자 수준의 영향을 통제하기 위하여 RND(연구개발비)와 CAPINT(자본집약도)을, 또한 영업의 불확실성에 기인한 현금흐름의 변동성을 통제하기 위하여 BI_std(세전이익의 변동성)와 CFO_std(영업현금흐름의 변동성)를 모형에 고려하였다(Amberger, 2017). 또한 본 연구는 배당정책에 영향일 미칠 수 있는 소유구조로 FORN(외국

인의 투자지분율)을, 시장간 차이를 통제하기 위하여 MKT(시장구분)를 모형에 추가하였다. 그리고 산업 또는 연도별 차이에 기인된 고정효과를 통제하기 위해 산업과 연도더미($\Sigma IND, \Sigma YD$)를 모형에 포함하였다. 통제변수에 대한 측정과 정의는 식(2)의 하단의 사항과 같다.

먼저 SIZE는 기업규모가 클수록 성장성이 둔화될 수 있고, 또한 규모가 큰 기업일수록 대리인 문제의 발생가능성이 높기 때문에 주식시장에서 배당압력은 높을 수 있다(Jensen, 1986). 따라서 SIZE는 DIV와 양(+)의 관계가 기대된다. LEV는 부채비율이 높을수록 채권자들이 경영자와 주주 간의 배당압력을 완화시키는 역할을 할 수 있다(Jensen, 1986). 반면, 기업은 부채를 조달하여 배당을 할 수도 있어 LEV와 DIV 간에는 사전적인 예측이 어렵다. 따라서 LEV와 DIV 간의 관계는 실증적 결과에 귀착될 것으로 보인다. MTB는 투자기회를 나타내며, GROW는 매출액의 성장성을 나타낸다. 투자기회나 성장성이 높은 기업은 배당보다는 기업의 성장성을 도모하기 위해서 배당을 할 가능성이 낮아질 수 있다(Hoberg, Philipps, and Prabhala, 2014). 따라서 MTB와 GROW는 DIV와 음(-)의 관계가 기대된다. CASH는 기업의 투자나 배당의 재원이므로, RETE는 배당의 재원이므로, 이들 모두는 배당지급능력을 나타낸다(남혜정, 2016). 현금수준이 높거나 이익잉여금이 많은 기업일수록 배당의 가능성은 높을 수 있다(Amberger, 2017). 따라서 CASH와 RETE는 DIV와 각각 양(+)의 관계가 예상된다. RND와 CAPINT의 경우 기업의 투자 수준을 나타내므로, 투자 수준이 높을수록 배당과는 대체관계에 있을 수 있다. 따라서 RND와 CAPINT는 DIV와 음(-)의 관계가 예상된다. BI_std와 CFO_std 모두는 영업의 불확실성에 기인한 현금흐름의 불확실성이 배당에 미치는

효과를 통제하기 위하여 고려된 변수들이다. 따라서 현금흐름의 변동성이 높은 기업은 배당의 가능성이 낮을 수 있다(Cany and Sub, 2009). 이런 경우 두 변수는 DIV와 음(-)의 관계가 기대된다. FORN의 경우 외국인의 투자지분율이 높은 기업은 높은 배당을 선호할 수 있으므로, 이를 통제하였다. 따라서 FORN은 DIV와 양(+)의 관계가 기대된다. MKT는 시장간 차이를 통제하기 위하여 모형에 고려하였다.

한편, 국내외 선행연구들에서 종속변수로 접대비를 이용하여 분석하거나, 접대비의 결정모형을 체계적으로 살펴본 연구는 거의 없어 이 분야에서 잘 설정된 연구모형은 찾아보기 어렵다. 배당이 현금유출과 관련이 있듯이, 접대비 지출 역시 현금유출을 수반하는 공통된 특성이 있다. 따라서 식(1)의 모형에서 통제변수로 이용된 사항들은 선행연구에서 종속변수로 기업의 현금유출과 관련한 기업특성을 나타내므로(Amberger, 2017), 본 연구는 식(1)의 모형에 이용된 통제변수를 식(2)에도 적용하여 분석하였다. 하지만 앞서 설명한 바와 같이 종속변수를 접대비로 설정한 연구가 거의 없고, 또한 소수의 선행연구의 경우에도 단순 기업특성만을 고려한 경우라서 식(2)에 고려된 통제변수와 종속변수 간의 관계에 대한 구체적인 논의는 해당 선행연구에 기초하기 어렵다는 점에서 본 연구는 이를 실증적 결과로 확인하고자 한다.

3.2 표본의 선정

본 연구는 한국거래소의 유가증권과 코스닥시장에 상장된 기업 중 아래의 조건을 만족하는 경우를 표본으로 선정하였다.

(1) 금융업이 아닌 12월 결산기업

(2) KISVALUE 데이터베이스로부터 재무자료, 주가 및 외국인 지분율 등의 자료가 입수 가능한 기업

(3) 연도별 세전이익과 ETR의 값이 5년간 양(+)이면서 연속된 자료 수집이 가능한 기업

(4) 자본잠식과 비적정 감사의견이 아닌 기업

본 연구의 표본은 유가증권기업과 코스닥기업이고, 분석기간은 2003년부터 2017년까지이다. 하지만 관심변수 TRISK 및 TAVOID의 측정을 위해서는 과거 5년간의 연속된 자료가 필요하여 실제 자료는 1999년부터 이용되었다.

조건 (1)에서 금융업종을 제외한 이유는 계정과목의 특성이 일반 제조업과는 상이하고, 또한 12월 결산인 기업을 선정한 이유는 표본의 동질성에 기인한 비교가능성을 제고하기 위함이다. 조건 (2)은 분석에 사용되는 자료출처이다. 본 연구의 모형에 사용된 변수들 자료는 NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스에서 추출하였다. 관심변수 TRISK(세무위험)는 과거 5년간의 Cash ETR과 GAAP ETR 또는 Cash ETR의 표준편차로 계산되기에 이 변수를 측정하기 위해서는 연도별로 각 세전이익과 ETR의 계산된 값이 각각 양(+)이고, 또한 과거 5년간 연속된 자료가 필요하므로 조건 (3)이 필요하다(Hutchens and Rego, 2015; Guenther et al., 2017; 박종일 · 신상이, 2018). 또한 TAVOID(조세회피)의 계산상에도 장기유효세율의 경우 분모와 분자에 해당되는 과거 5년간의 세전이익의 합계와 법인세부담액의 합계가 영(0) 이상인 기업 자료가 필요하다(Dyregang, Hanlon, and Maydew, 2008; 박종일 · 지승민, 2016a, 2016b). 조건 (4)에서 자본잠식인 기업이나 감사의견이 적정이지 않은 기업은 재무제표의 신뢰성이 낮으므로, 분석에서 제외하

었다. 한편, 식(1)과 식(2)의 모형식에 이용된 각 변수들의 극단치 처리를 위해서 본 연구는 자연로그를 취한 변수와 더미변수를 제외하고 나머지의 경우 각 변수의 상하 1% 이내에서 조정(winsorization)하였다. 이상의 일련의 조건을 모두 만족하는 최종표본의 경우 분석기간 2003년부터 2017년까지 6,585개 기업/연 자료이다.

표본의 산업별 분포는 <표 1>과 같다. <표 1>을 보면, 전체표본에서 제조업이 65.2%로 기업의 수가 가장 많고, 전체표본을 KOSPI와 KOSDAQ 표본으로 구분한 경우도 각각 62.2%와 67.7%로 나타나 앞서와 유사한 분포를 보인다.⁹⁾

서비스업은 20.2%로 다음으로 많고(KOSPI 표본: 19.7%, KOSDAQ 표본: 20.6%), 이를 제외하면 나머지 산업은 도매와 소매업이 7.1%, 건설업 4.1%, 기타 3.5%로 이들 모두는 10% 이내로 나타났다. 이러한 전체표본의 결과는 시장을 구분한 경우에도 유사한 분포 특성을 가지고 있다.

IV. 실증분석결과

4.1 기술통계

식(1)과 식(2)의 모형에서 변수의 기술통계는 <표 2>와 같다. <표 2>를 살펴보면, 종속변수인 DIV(현금배당여부)의 평균은 0.87로 나타났다. 즉 표본에서 현금배당을 지급한 기업이 87%로 나타났다. 배당을 지급한 표본의 비율이 높은 이유 중 하나는 본 연구에서 주된 관심변수인 세무위험(TRISK)의 측정상에 과거 5년간 세전이익이 발생된 기업만을 대상으로 하고 있으므로 상대적으로 수익성이 있고 재무안전성이 높은 기업들로 표본이 구성되었기 때문으로 보인다. 이들 현금배당을 수행한 기업들 중 DIVA(현금배당 수준)의 평균(중위수)은 0.016(0.012)로 나타나 총자산 대비 현금배당이 1.6%(1.2%)이다. ENT(접대비 지출 수준)의 평균과 중위수는 0.002와 0.001로 나타나 총자산 대비 접대

<표 1> 표본의 산업별 분포

Industry	전체표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
제조업	4,291	65.2%	1,864	62.2%	2,427	67.7%
건설업	268	4.1%	125	4.2%	143	4.0%
도매 및 소매업	468	7.1%	248	8.3%	220	6.1%
서비스업	1,327	20.2%	590	19.7%	737	20.6%
기타	231	3.5%	172	5.7%	59	1.6%
합계	6,585	100.0%	2,999	100.0%	3,586	100.0%

주1) 산업은 NICE평가정보(주)의 KISVALUE에서 제시하는 대분류에 따라 보고함.

주2) 분석기간은 2003년부터 2017년까지 자료에 해당함.

9) 지면상 <표 1>에서는 산업을 대분류 기준으로 보고하였으나, KISVALUE의 산업별 중분류 기준에 따라 제조업에 대한 분포를 살펴본 결과, 여러 업종에 고루 분포한 것을 확인할 수 있었다.

〈표 2〉 변수의 기술통계

Variable	N	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값
<i>DIV</i>	6,585	0.870	1	0.337	0	1
<i>DIVA</i>	5,715	0.016	0.012	0.015	0.002	0.090
<i>ENT</i>	6,585	0.002	0.001	0.022	0.000	0.022
<i>TRISK1</i>	6,585	0.141	0.078	0.239	0.011	1.920
<i>TRISK2</i>	6,585	0.088	0.049	0.130	0.006	0.931
<i>TAVOID1</i>	6,585	-0.236	-0.230	0.078	-0.509	-0.071
<i>TAVOID2</i>	6,585	-0.224	-0.229	0.067	-0.426	-0.035
<i>SIZE</i>	6,585	25.998	25.724	1.424	21.851	32.921
<i>LEV</i>	6,585	0.327	0.308	0.170	0.041	0.733
<i>MTB</i>	6,585	1.470	1.059	1.288	0.257	7.669
<i>GROW</i>	6,585	0.076	0.053	0.227	-0.527	1.108
<i>CASH</i>	6,585	0.215	0.158	0.198	0.002	0.939
<i>RETE</i>	6,585	0.453	0.443	0.192	0.056	0.887
<i>RND</i>	6,585	0.021	0.003	0.041	0	0.237
<i>CAPINT</i>	6,585	0.277	0.263	0.165	0.004	0.743
<i>BI_std</i>	6,585	0.058	0.040	0.058	0.006	0.339
<i>CFO_std</i>	6,585	0.082	0.062	0.070	0.009	0.426
<i>FORN</i>	6,585	0.103	0.036	0.142	0	0.606
<i>MKT</i>	6,585	0.545	1	0.142	0	1

주1) 변수의 정의와 측정: *DIV*= t년도 현금배당이 지급된 기업이면 1, 아니면 0; *DIVA*= t년도 현금배당/총자산; *ENT*= t년도 접대비/총자산; *TRISK1*= t년도 세무위험, 당기가 포함된 과거 5년간(t-4,t)의 Cash ETR(=법인세부담액/법인세비용차감전순이익)의 표준편차로 측정된 변동성; *TRISK2*= t년도 세무위험, 당기가 포함된 과거 5년간(t-4,t)의 GAAP ETR(=법인세비용/법인세비용차감전순이익)의 표준편차로 측정된 변동성; *TAVOID1*= t년도 조세회피 성향, 당기가 포함된 과거 5년간(t-4,t)의 Cash ETR(=법인세부담액의 합계/법인세비용차감전순이익의 합계)로 Cash ETR에 (-1)를 곱하여 측정; *TAVOID2*= t년도 조세회피 성향, 당기가 포함된 과거 5년간(t-4,t)의 GAAP ETR(=법인세비용의 합계/법인세비용차감전순이익의 합계)로 GAAP ETR에 (-1)를 곱하여 측정; *SIZE*= t년도 자연로그를 취한 총자산; *LEV*= t년도 부채비율(=총부채/총자산); *MTB*= t년도 자본의 시장가치/장부가치; *GRW*= t년도 매출액의 성장성(=(당기매출액-전기매출액)/전기매출액); *CASH*= t년도 현금보유(=(현금및현금성자산+단기금융상품)/기초총자산); *RETE*= t년도 이익잉여금, 기초총자산으로 표준화; *RND*= t년도 연구개발비, 매출액으로 표준화; *CAPINT*= t년도 자본집약도(=유형자산/기초총자산); *BI_std*= t년도 세전이익의 변동성(=(세전이익/기초총자산)의 과거 5년간(t-4,t)의 표준편차); *CFO_std*= t년도 영업현금흐름의 변동성(=(영업현금흐름/기초총자산)의 과거 5년간(t-4,t)의 표준편차); *FORN*= t년도 외국인 지분율; *MKT*= t년도 코스닥기업이면 1, 유가증권기업이면 0임.

주2) 분석기간은 2003년부터 2017년까지의 자료를 통합하여 보고함.

비는 평균 0.2%였다.

세무위험을 나타내는 관심변수 *TRISK1*(Cash ETR의 변동성)의 평균(중위수)은 0.141(0.078)이고, *TRISK2*(GAAP ETR의 변동성)의 경우는

0.088(0.049)로 앞서 *TRISK1*보다는 낮았다. 즉 발생주의에 기초한 GAAP ETR의 변동성(volatility)보다 현금주의에 기초한 Cash ETR의 변동성이 더 크게 나타났다. 또한 조세회피를 나타내는 통제변수

TAVOID1(Cash ETR)의 평균(중위수)은 -0.236(-0.230)이고, TAVOID2(GAAP ETR)의 경우는 -0.224(-0.229)로 나타났다. 분석을 위해 TAVOID1과 TAVOID2 변수에 대해서는 (-1)을 곱한 값이므로, 즉 Cash ETR의 경우 세전이익 대비 법인세부담액이 평균 23.6%이고, GAAP ETR의 경우는 세전이익 대비 법인세비용이 평균 22.4%이다.

통제변수 중 기업특성과 관련된 SIZE(기업규모)의 평균(중위수)은 25.998(25.724)이고,¹⁰⁾ LEV(부채비율)의 경우는 0.327(0.308)이며, MTB(자본의 시장가치/장부가치)의 경우 1.470(1.0590)으로 자본의 시장가치가 장부가치보다 높고, GRW(매출액의 성장성)의 경우는 0.076(0.053)이다. CASH(현금보유 수준)의 평균(중위수)은 0.215(0.158)로 총자산 대비 현금성자산이 평균 21.5%로 나타났다. RETE(이익잉여금)의 경우는 0.453(0.443)으로 총자산 대비 이익잉여금이 평균 45.3%로 높다. RND(연구개발비)의 평균(중위수)은 0.021(0.003)로 매출액 대비 연구개발비는 평균 2.1%를, CAPINT(자본집약도)의 경우는 0.277(0.263)로 총자산 대비 유형자산의 비중이 평균 27.7%이다. 현금흐름의 변동성을 나타내는 BI_std(세전이익의 변동성)의 평균(중위수)은 0.058(0.04)이고, CFO_std(영업현금흐름의 변동성)는 0.082(0.062)로 나타나 CFO_std가 BI_std의 경우보다 변동성이 더 컸다. FORN(외국인의 투자지분율)의 평균과 중위수는 0.103과 0.036으로 나타나 평균과 중위수 간에 차이가 있다. MKT(시장구분)의 평균이 0.545로 나타나 유가증권기업보다 코스닥기업의 표본이 좀 더 많다.

4.2 상관관계의 분석

변수에 대한 피어슨 상관관계의 결과는 <표 3>에 나타내었다. <표 3>을 보면, 관심변수 TRISK1과 TRISK2 모두는 종속변수 중 DIV와 1%에서 음(-)의 상관성을 보이고 있다.¹¹⁾ 즉 가설과 일치하게 세무위험이 높은 기업일수록 현금배당의 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 또한 두 관심변수는 종속변수 ENT에 대해 TRISK1은 유의한 음(-)의 상관성을, 그러나 TRISK2는 유의한 양(+)의 상관성을 보이고 있어 Cash ETR과 GAAP ETR의 측정치에 따라 상이한 결과를 보인다. 즉 Cash ETR로 측정된 세무위험이 높은 경우만 접대비 지출 수준이 낮은 결과로 나타났다.

한편, 통제변수 중 TAVOID1과 TAVOID2는 모두 DIV와 1%에서 유의한 음(-)의 상관성이다. 즉 조세회피의 성향이 높은 기업일수록 현금배당의 가능성이 낮게 나타났다. 또한 TAVOID1과 TAVOID2는 모두 ENT와도 각각 유의한 음(-)의 상관성으로 나타났다. 즉 조세회피의 성향이 높은 기업일수록 접대비 지출 수준이 낮았다. 하지만 이 결과는 단순 상관성을 살펴본 것이므로, 가설 1과 2의 경우 일정 변수가 통제된 후의 결과인 다변량 회귀분석을 통해 살펴보는 것이 더 의미 있는 정보를 제공한다.

종속변수가 DIV일 때 통제변수 모두는 유의성을 가지고 있다. 구체적으로, SIZE, RETE, CAPINT, FORN은 DIV에 대해 유의적인 양(+)의 관계를, LEV, MTB, GROW, CASH, RND, BI_std, CFO_std, MKT는 유의적인 음(-)의 관계이다. 즉

10) SIZE의 경우 자연로그를 취하기 전의 총자산 값의 평균(중위수)이 1,140,677(137,442)백만원이었다.

11) 한편, 표본의 크기가 달리 표에 보고하지는 않았으나, 식(1)에서 종속변수가 DIV의 경우 TRISK1과 TRISK2는 각각 -0.102(0.000), 0.028(0.033)로 나타나 Cash ETR로 측정된 경우만 DIV와 유의한 음(-)의 상관성으로 나타났다. 또한 통제변수 중 TAVOID1과 TAVOID2는 DIV와 각각 -0.125(0.000)와 -0.010(0.430)의 상관성이 나타나 조세회피의 경우는 모두 DIV와 유의한 상관성이 나타났다.

〈표 3〉 변수에 대한 상관관계

Variable	DIV	ENT	TRISK1	TRISK2	TAVOID1	TAVOID2	SIZE	LEV	MTB	GROW	CASH	RETE	RND	CAPINT	BI_std	CFO_std	FORN	MKT
DIV	1																	
ENT	-0.084 (0.000)	1																
TRISK1	-0.106 (0.000)	-0.021 (0.096)	1															
TRISK2	-0.163 (0.000)	0.039 (0.001)	0.587 (0.000)	1														
TAVOID1	-0.056 (0.000)	-0.025 (0.046)	-0.293 (0.000)	-0.139 (0.000)	1													
TAVOID2	-0.106 (0.000)	-0.048 (0.000)	-0.116 (0.000)	0.007 (0.584)	0.760 (0.000)	1												
SIZE	0.147 (0.000)	-0.344 (0.000)	-0.001 (0.939)	-0.072 (0.000)	-0.133 (0.000)	-0.179 (0.000)	1											
LEV	-0.023 (0.061)	-0.009 (0.474)	0.125 (0.000)	0.173 (0.000)	-0.199 (0.000)	-0.176 (0.000)	0.212 (0.000)	1										
MTB	-0.096 (0.000)	0.052 (0.000)	-0.050 (0.000)	-0.010 (0.140)	0.038 (0.002)	0.071 (0.000)	0.090 (0.000)	0.018 (0.144)	1									
GROW	-0.049 (0.000)	0.052 (0.000)	0.012 (0.327)	0.054 (0.000)	0.050 (0.000)	0.046 (0.000)	-0.017 (0.173)	0.123 (0.000)	0.151 (0.000)	1								
CASH	-0.054 (0.000)	0.077 (0.000)	-0.113 (0.000)	-0.125 (0.000)	0.147 (0.000)	0.122 (0.000)	-0.211 (0.000)	-0.401 (0.000)	0.197 (0.000)	0.045 (0.000)	1							
RETE	0.155 (0.000)	-0.115 (0.000)	-0.156 (0.000)	-0.244 (0.000)	0.103 (0.000)	0.070 (0.000)	0.055 (0.000)	-0.687 (0.000)	0.003 (0.800)	-0.092 (0.000)	0.295 (0.000)	1						
RND	-0.111 (0.000)	0.178 (0.000)	-0.004 (0.756)	0.087 (0.000)	0.241 (0.000)	0.319 (0.000)	-0.104 (0.000)	-0.141 (0.000)	0.196 (0.000)	0.057 (0.000)	0.132 (0.000)	0.036 (0.004)	1					
CAPINT	0.038 (0.002)	-0.087 (0.000)	-0.020 (0.405)	0.041 (0.001)	0.228 (0.000)	0.198 (0.000)	-0.205 (0.000)	0.199 (0.000)	-0.125 (0.313)	0.012 (0.000)	-0.391 (0.000)	-0.179 (0.000)	-0.123 (0.000)	1				
BI_std	-0.167 (0.000)	0.102 (0.000)	-0.010 (0.405)	0.041 (0.000)	0.228 (0.000)	0.198 (0.000)	-0.205 (0.000)	-0.178 (0.000)	0.142 (0.000)	0.067 (0.000)	0.341 (0.000)	0.043 (0.001)	0.201 (0.000)	-0.187 (0.000)	1			
CFO_std	-0.188 (0.000)	0.117 (0.000)	-0.027 (0.028)	0.022 (0.079)	0.161 (0.000)	0.155 (0.000)	-0.244 (0.000)	-0.004 (0.758)	0.140 (0.000)	0.073 (0.000)	0.300 (0.000)	-0.097 (0.000)	0.125 (0.000)	-0.197 (0.000)	0.664 (0.000)	1		
FORN	0.125 (0.000)	-0.121 (0.000)	-0.075 (0.000)	-0.119 (0.000)	-0.068 (0.000)	-0.129 (0.000)	0.530 (0.000)	-0.034 (0.002)	0.226 (0.000)	-0.010 (0.419)	0.040 (0.001)	0.198 (0.000)	-0.029 (0.019)	-0.046 (0.000)	-0.037 (0.002)	-0.092 (0.000)	1	
MKT	-0.163 (0.000)	0.197 (0.000)	0.001 (0.957)	0.067 (0.000)	0.214 (0.000)	0.284 (0.000)	-0.562 (0.000)	-0.131 (0.000)	0.058 (0.000)	0.071 (0.000)	0.248 (0.000)	-0.017 (0.160)	0.177 (0.000)	-0.123 (0.000)	0.274 (0.000)	0.294 (0.000)	-0.300 (0.000)	1

주1) 변수 정의에 대한 사항은 〈표 2〉와 같음. 표에 보고된 상관계수는 피어슨 상관계수임.

주2) 분석기간은 2003년부터 2017년까지 자료임(N=6,585개 기업/연도).

주3) 괄호의 수치는 p 값을 나타냄(양측검증).

기업규모가 클수록, 이익잉여금이 많을수록, 자본집약도가 높고, 외국인 지분율이 높을수록 현금배당의 가능성이 높은 반면에, 부채비율이 높을수록, 자본의 장부가치보다 시장가치가 클수록, 매출액의 성장성이 높을수록, 현금보유 수준이 많고, 연구개발비 지출이 많을수록, 세전이익의 변동성 또는 영업현금흐름의 변동성이 클수록, 코스닥기업이면 현금배당의 가능성이 낮게 나타났다. 또한 종속변수가 ENT 일 때 통제변수의 경우 LEV를 제외하면 나머지 변수들은 유의성이 있게 나타났다. 구체적으로, MTB, GROW, CASH, RND, BI_std, CFO_std, MKT는 ENT에 대해 유의적인 양(+)의 관계를, SIZE, RETE, CAPINT, FORN는 유의적인 음(-)의 관계로 나타났다. 즉 자본의 장부가치보다 시장가치가 클수록, 매출액의 성장성이 높을수록, 현금보유 수준이 많고, 연구개발비 지출이 많을수록, 세전이익의 변동성 또는 영업현금흐름의 변동성이 클수록, 코스닥기업이면 접대비 지출 수준이 높은 반면에, 기업규모가 클수록, 이익잉여금이 많을수록, 자본집약도가 높을수록, 외국인 지분율이 높을수록 접대비 지출 수준이 낮게 나타났다.

SIZE는 FORN 및 MKT와 각각 0.530과 -0.562로 높은 상관성을, LEV와 RETE 간에는 -0.687의 상관성을, 그리고 BI_std와 CFO_std 간에도 0.664의 상관성이 나타났다. 따라서 회귀분석을 수행할 때 설명변수 간에 다중공선성이 문제되는지를 살펴볼 필요가 있다.

4.3 세무위험과 현금배당에 대한 회귀분석 결과

본 절에서는 먼저 가설 1을 검증하기 위하여 식(1)에 대한 다변량 회귀분석 결과를 살펴보았다. 식(1)에서 종속변수가 DIV(현금배당여부)의 경우는 <표 4>에, 종속변수가 DIVA(현금배당 수준)의 경우는 <표 5>에 각각 보고하였다. 전자는 Logit 다변량 회귀분석의 결과를, 후자는 OLS 다변량 회귀분석의 결과이다. 모형 1과 2는 관심변수의 측정을 과거 5년간의 Cash ETR의 변동성으로 측정한 TRISK1의 결과이고, 모형 3과 4는 관심변수의 측정을 과거 5년간의 GAAP ETR의 변동성으로 측정한 TRISK2의 결과이다. 또한 모형 1과 3은 관심변수만을 포함한 경우이고, 모형 2와 4는 관심변수를 살펴볼 때 각각 TAVOID1(과거 5년간 Cash ETR로 측정된 조세회피)과 TAVOID2(과거 5년간 GAAP ETR로 측정된 조세회피)를 통제한 후 결과이다. 그리고 회귀분석을 할 때 식(1)의 모든 변수들이 포함된 수 행되었으나, 지면관계상 산업과 연도(Σ IND, Σ YD) 변수는 보고를 생략한다. 따라서 표에 제시된 분석 결과는 산업 및 연도의 고정효과는 통제된 결과를 나타낸다.

<표 4>의 결과를 보면, 모형 1부터 4가지에서 $LR\ chi^2$ 값이 모두 통계적으로 유의한 값을 보이고 있어 연구모형의 설정은 적합성이 있다.¹²⁾ 모형의 설명력을 나타내는 $Pseudo R^2$ 는 모형 1부터 4가지의 경우 0.138~0.141 사이로 나타났다.

12) 식(1)에 고려된 설명변수들에 대한 다중공선성(multicollinearity) 문제가 있는지를 VIF(분산팽창요인) 값으로 확인하였다. 그런데 VIF 값은 Logit 회귀분석에서는 제공되지 않는다. 하지만 통제변수의 다중공선성 문제는 종속변수가 아닌 통제변수 간의 문제라는 점에서 VIF 값을 검토하는데 있어 OLS 회귀분석을 이용해도 무방하므로, 이를 통해 살펴보았다. VIF 값이 변수 중에서 통계적으로 10 이상이 나타나면 모형에서 변수 간에 다중공선성 문제는 심각한 것으로 판단한다. <표 4>에서 통제변수가 모두 고려된 모형 2와 4의 경우 VIF 값이 가장 높게 나타난 변수는 모두 LEV로 각각 2.51과 2.50이었다. 이 결과로 볼 때 본 연구에서 설명변수 간에 다중공선성 문제는 심각하지 않음을 알 수 있다.

〈표 4〉 세무위험과 현금배당 지급여부 간의 회귀분석 결과: Logit regressions

$$\begin{aligned}
 DIV_t = & \beta_0 + \beta_1 TRISK_t + \beta_2 TAVOID_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 MTB_t + \beta_6 GROW_t \\
 & + \beta_7 CASH_t + \beta_8 RETE_t + \beta_9 RND_t + \beta_{10} CAPINT_t + \beta_{11} BI_std_t + \beta_{12} CFO_std_t \\
 & + \beta_{13} FORN_t + \beta_{14} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

Variables	pred. sign	Cash ETR		GAAP ETR	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
Intercept	?	-5.690 (-4.16)***	-5.790 (-4.21)***	-5.307 (-3.88)***	-5.404 (-3.94)***
TRISK1(2)	-	-0.733 (-5.78)***	-0.763 (-5.71)***	-1.585 (-6.66)***	-1.598 (-6.70)***
TAVOID1(2)	-	—	-0.390 (-0.70)	—	-0.628 (-1.02)
SIZE	+	0.226 (4.42)***	0.226 (4.42)***	0.215 (4.20)***	0.212 (4.15)***
LEV	-	1.074 (3.24)***	1.056 (3.18)***	1.118 (3.35)***	1.099 (3.30)***
MTB	-	-0.151 (-4.42)***	-0.153 (-4.91)***	-0.153 (-4.90)***	-0.154 (-4.94)***
GROW	-	-0.246 (-1.54)	-0.238 (-1.49)	-0.210 (-1.31)	-0.201 (-1.25)
CASH	+	0.261 (1.12)	0.279 (1.16)	0.214 (0.91)	0.221 (0.94)
RETE	+	3.286 (10.43)***	3.279 (10.40)***	3.131 (9.84)***	3.112 (9.78)***
RND	-	-2.478 (-2.98)***	-2.342 (-2.74)***	-2.023 (-2.42)**	-1.749 (-1.99)**
CAPINT	-	0.178 (0.65)	0.202 (0.73)	0.170 (0.62)	0.205 (0.74)
BI_std	-	-2.728 (-3.44)***	-2.674 (-3.35)***	-2.539 (-3.18)***	-2.485 (-3.10)***
CFO_std	-	-2.931 (-4.59)***	-2.906 (-4.54)***	-2.964 (-4.62)***	-2.917 (-4.53)***
FORN	+	1.512 (3.47)***	1.500 (3.44)***	1.477 (3.39)***	1.460 (3.35)***
MKT	?	-0.337 (-3.10)***	-0.330 (-3.02)***	-0.338 (-3.10)***	-0.328 (-2.99)***
ΣIND		Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD		Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R ²		0.138	0.138	0.140	0.141
LR chi ²		703.38***	703.07***	714.95***	716.00***
N		6,585	6,585	6,585	6,585

주1) 변수 정의에 대한 사항은 〈표 2〉와 같음.

주2) 괄호의 수치는 변수에 대한 계수로 Wald의 z 값을 나타냄.

주3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 내에서 통계적으로 유의적임을 의미함(양측검증).

관심변수 TRISK1과 TRISK2는 일정 변수뿐 아니라 조세회피 변수가 통제된 후에도 종속변수 DIV에 대해 추정모형 모두 1% 이내의 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 계수 값이 나타났다. 즉 세무위험이 높은 기업일수록 현금배당의 가능성이 낮아진다는 결과이다. 앞서의 결과는 Cash ETR과 GAAP ETR로 측정된 경우와 관계없이 일치한다. 이 결과는 가설 1의 예상과 같이 세무위험이 높은 기업일수록 미래 세무담의 불확실성이 증가할 수 있으므로, 기업은 미래 납부할 세무담에 대비하기 위한 예방적 동기로 현금보유를 높이기 위해 현금배당을 수행할 가능성이 낮아진다는 것을 나타낸다. 따라서 가설 1은 지지된 결과를 얻었다. 한편으로, 이러한 결과는 Amberger(2017)의 연구와도 일치한다. 또한 세무위험을 나타내는 또 다른 변수인 TAVOID1과 TAVOID2는 종속변수 DIV에 대해 음(-)의 값이지만, 통계적으로 유의하지는 않다. 따라서 조세회피의 성향은 현금배당여부에 별다른 영향을 미치지 않았다.

통제변수의 결과는 SIZE, LEV, MTB, RETE, RND, BI_std, CFO_std, FORN, MKT는 종속변수(DIV)와 유의한 관계로 나타났다. 구체적으로, SIZE, LEV, RETE, FORN는 DIV에 대해 유의적인 양(+)의 관계를, MTB, RND, BI_std, CFO_std, MKT는 DIV에 대해 유의적인 음(-)의 관계이다.¹³⁾ 즉 기업규모가 클수록, 부채비율이 높을수록, 이익 잉여금이 많을수록, 외국인 지분율이 높을수록 현금배당의 가능성이 높게 나타난 반면에, 자본의 장부

가치보다 시장가치가 클수록, 연구개발비의 지출이 많을수록, 세전이익의 변동성 또는 영업현금흐름의 변동성이 클수록, 코스닥기업이면 현금배당의 가능성이 낮게 나타났다.

다음으로, 식(1)에서 종속변수가 DIVA(현금배당/총자산)인 경우의 OLS 회귀분석 결과는 <표 5>와 같다. <표 5>의 경우 현금배당이 있는 기업만을 대상으로 분석하였다. <표 5>의 결과를 보면, 모형 1부터 4까지 모두 F 값은 통계적으로 유의하고, 모형의 설명력인 $Adj. R^2$ 값은 0.279 또는 0.280으로 나타났다.¹⁴⁾

관심변수 TRISK1과 TRISK2는 일정 변수뿐 아니라 조세회피 변수가 통제된 후에도 종속변수 DIVA에 대해 추정모형 모두 통계적으로 유의적인 음(-)의 계수 값이다. 즉 세무위험이 높은 기업일수록 지급되는 현금배당의 수준 역시 낮다는 결과이다. 이러한 사항은 Cash ETR과 GAAP ETR로 측정된 경우와 관계없이, 또한 TAVOID를 추가로 통제한 경우에도 모두 일치하는 결과로 나타났다. 그러한 점에서 가설 2의 예상과 일치하게 세무위험이 높은 기업일수록 미래 법인세부담의 증가에 대비한 현금보유 수준을 높이기 위하여 현금배당의 지출 수준 역시 낮은 것으로 나타났다. 따라서 가설 1은 현금배당 수준으로 분석한 경우에도 지지된 결과를 보였다.

기타 통제변수의 경우 SIZE, LEV, MTB, GROW, CASH, RETE, RND, CFO_std, FORN는 종속변수(DIVA)에 대해 유의한 관계를 보인다. 즉 MTB, CASH, RETE, CFO_std, FORN는 DIVA에 대

13) SIZE, RETE, RND, CFO_std는 선행연구인 Amberger(2017)의 연구와 일치된 결과를 보인 반면, LEV, MTB는 상반된 결과로 나타났다. 즉 미국 자료를 이용한 Amberger(2017)에서는 LEV는 DIV와 음(-)의 관계를, MTB는 DIV와 양(+)의 관계로 나타났다.

14) 설명변수 간의 다중공선성 문제를 VIF로 확인한 결과는 다음과 같다. 모형 1부터 4까지에서 설명변수 중에서 VIF 값이 가장 높은 변수로는 모두 LEV이며 그 값이 각각 2.54, 2.58, 2.55, 2.57이다. 따라서 <표 5>의 모형 모두 VIF 값이 3 이하이므로, 변수 간에 다중공선성은 문제가 되지 않는다.

〈표 5〉 세무위험과 현금배당 수준 간의 회귀분석 결과: OLS regressions

$$\begin{aligned}
 DIVA_t = & \beta_0 + \beta_1 TRISK_t + \beta_2 TAVOID_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 MTB_t + \beta_6 GROW_t \\
 & + \beta_7 CASH_t + \beta_8 RETE_t + \beta_9 RND_t + \beta_{10} CAPINT_t + \beta_{11} BI_std_t + \beta_{12} CFO_std_t \\
 & + \beta_{13} FORN_t + \beta_{14} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

Variables	pred. sign	Cash ETR		GAAP ETR	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
Intercept	?	0.047 (9.87)***	0.045 (9.41)***	0.048 (9.98)***	0.046 (9.54)***
TRISK1(2)	-	-0.002 (-2.01)**	-0.002 (-2.64)***	-0.004 (-2.91)***	-0.004 (-2.85)***
TAVOID1(2)	-	—	-0.006 (-2.58)***	—	-0.008 (-2.88)***
SIZE	+	-0.001 (-8.03)***	-0.001 (-7.96)***	-0.001 (-8.13)***	-0.001 (-8.16)***
LEV	-	-0.015 (-9.93)***	-0.016 (-10.16)***	-0.015 (-9.88)***	-0.016 (-10.13)***
MTB	-	0.003 (21.56)***	0.003 (21.47)***	0.003 (21.51)***	0.003 (21.47)***
GROW	-	-0.003 (-3.71)***	-0.003 (-3.55)***	-0.003 (-3.64)***	-0.003 (-3.51)***
CASH	+	0.009 (8.26)***	0.009 (8.30)***	0.009 (8.17)***	0.009 (8.18)***
RETE	+	0.004 (2.67)***	0.003 (2.46)***	0.003 (2.42)**	0.003 (2.16)**
RND	-	-0.027 (-5.91)***	-0.025 (-5.41)***	-0.025 (-5.61)***	-0.022 (-4.82)***
CAPINT	-	-0.001 (-1.05)	-0.001 (-0.88)	-0.001 (-1.02)	-0.001 (-0.88)
BI_std	-	0.001 (0.15)	0.002 (0.41)	0.001 (0.26)	0.002 (0.43)
CFO_std	-	0.008 (2.24)**	0.008 (2.34)**	0.008 (2.21)**	0.008 (2.36)**
FORN	+	0.020 (13.92)***	0.020 (13.93)***	0.020 (13.95)***	0.020 (13.95)***
MKT	?	-0.001 (-1.41)	-0.001 (-1.11)	-0.001 (-1.35)	-0.000 (-0.91)
ΣIND		Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD		Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.279	0.280	0.279	0.280
F Value		72.24***	70.26***	72.44***	70.53***
N		5,715	5,715	5,715	5,715

주1) 변수 정의에 대한 사항은 〈표 2〉와 같음.

주2) 괄호의 수치는 변수에 대한 계수로 t 값을 나타냄.

주3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 내에서 통계적으로 유의적임을 의미함(양측검증).

해 유의적인 양(+)의 관계를, SIZE, LEV, GROW, RND는 DIVA에 대해 유의적인 음(-)의 관계이다.¹⁵⁾ 즉 자본의 장부가치보다 시장가치가 클수록, 현금보유 수준이 많고, 이익잉여금이 많을수록, 영업현금흐름의 변동성이 클수록, 외국인 지분율이 높을수록 현금배당의 수준이 높은 반면에, 기업규모가 클수록, 부채비율이 높을수록, 매출액의 성장성이 높을수록, 연구개발비의 지출이 많을수록 현금배당의 수준이 낮게 나타났다.

4.4 세무위험과 접대비 지출에 대한 회귀분석 결과

본 절에서는 가설 2를 검증하기 위하여 식(2)의 모형으로 분석한 다변량 회귀분석 결과를 <표 6>에 보고하였다. 식(2)의 종속변수는 ENT로 연속변수이므로, OLS 다변량 회귀분석을 수행한 결과이다. 모형 1과 2는 앞서와 같이 관심변수 TRISK1의 결과이고, 모형 3과 4는 관심변수 TRISK2의 결과이다. 표 보고방식은 앞의 경우와 유사하다.

<표 6>의 결과를 보면, F 값은 모형 1부터 4까지 모두 통계적으로 유의하게 나타났고, 모형의 설명력인 $Adj. R^2$ 는 최소 0.182에서 최대 0.201이다.¹⁶⁾

관심변수를 Cash ETR로 측정된 TRISK1은 통제변수와 조세회피 변수가 고려된 후에도 종속변수 ENT에 대해 모형 1과 2는 통계적으로 유의적인 음(-)의 계수 값으로 나타났다. 그러나 관심변수를 GAAP ETR로 측정된 TRISK2는 모형 3의 경우 음(-)의 값을 보이나, 통계적으로 유의하지는 않다.

다만, 통제변수 TAVOID가 고려된 모형 4의 경우만 TRISK2는 5% 수준에서 음(-)의 값이다. 따라서 Cash ETR로 측정된 TRISK1과 비교할 때 GAAP ETR로 측정된 TRISK2는 제한된(limited) 증거를 보인다. 즉 가설 2의 경우 Cash ETR로 측정된 TRISK1일 때 주로 가설의 기대와 일치하게 세무위험이 높은 기업일수록 접대비 지출 수준이 낮은 결과였다. 그러한 점에서 GAAP ETR의 변동성보다는 Cash ETR의 변동성이 높은 때 기업은 미래 세 부담의 증가를 대비하기 위해 더 많은 현금보유 수준을 위한 의사결정으로 접대비 지출을 낮추는 것으로 나타났다. 반면에, TAVOID1과 TAVOID2 모두는 종속변수 ENT에 대해 1% 이내의 수준에서 유의적인 음(-)의 값이다. 즉 ETR의 측정방법에 관계없이 조세회피는 접대비 지출과 음(-)의 관계로 나타나 조세회피 성향이 높은 기업일수록 접대비 지출 수준은 낮았다.

기타 통제변수의 결과는 SIZE, MTB, RETE, RND, CAPINT, FORN에서 주로 종속변수(ENT)에 대해 유의한 관계를 보이고 있다. 구체적으로, RND와 FORN는 ENT에 대해 유의적인 양(+)의 관계를, SIZE, MTB, RETE, CAPINT는 ENT에 대해 유의적인 음(-)의 관계이다. 즉 연구개발비의 지출이 높은 기업과 외국인 지분율이 높은 기업에서 주로 접대비 지출 수준이 높고, 이와 달리 기업규모가 크고 자본의 장부가치보다 시장가치가 커서 투자기회가 많은 경우, 이익잉여금이 많거나 자본집약도가 높은 기업은 오히려 접대비 지출 수준이 낮게 나타났다.

15) SIZE, LEV, MTB, GROW, CASH의 결과는 선행연구인 Amberger(2017)와 일치된 결과로 나타난 반면에, RETE, RND는 상반된 결과로 나타났다. 즉 Amberger(2017)에서는 기대와 달리 RETE는 DIVA와 음(-)의 관계를, RND는 DIVA와 양(+)의 관계로 나타났다.

16) 설명변수 간의 다중공선성 문제를 VIF 값으로 살펴보았다. 모형 1부터 4까지에서 설명변수 중 VIF 값이 가장 높은 변수는 모두 LEV로 그 값이 각각 2.48, 2.51, 2.48, 2.50으로 나타났다. 따라서 <표 6>의 경우 추정모형 모두 VIF 값이 3 이하여서 변수 간에 다중공선성의 문제는 심각하지 않았다.

〈표 6〉 세무위험과 접대비 지출 간의 회귀분석 결과: OLS regressions

$$\begin{aligned}
 ENT_t = & \beta_0 + \beta_1 TRISK_t + \beta_2 TAVOID_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 MTB_t + \beta_6 GROW_t \\
 & + \beta_7 CASH_t + \beta_8 RETE_t + \beta_9 RND_t + \beta_{10} CAPINT_t + \beta_{11} BI_std_t + \beta_{12} CFO_std_t \\
 & + \beta_{13} FORN_t + \beta_{14} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

Variables	pred. sign	Cash ETR		GAAP ETR	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
Intercept	?	0.024 (21.07)***	0.023 (19.60)***	0.025 (20.99)***	0.023 (19.61)***
TRISK1(2)	-	-0.001 (-2.61)***	-0.001 (-5.30)***	-0.004 (-1.33)	-0.001 (-1.94)**
TAVOID1(2)	-	—	-0.006 (-9.16)***	—	-0.008 (-12.21)***
SIZE		-0.001 (-20.18)***	-0.001 (-20.01)***	-0.001 (-20.20)***	-0.001 (-20.63)***
LEV		0.001 (1.59)	0.0002 (0.67)	0.001 (1.59)	0.0002 (0.56)
MTB		0.0002 (4.62)***	0.0002 (4.20)***	0.0002 (4.70)***	0.0002 (4.49)***
GROW		0.0002 (0.83)	0.0002 (1.38)	0.0002 (0.84)	0.0003 (1.45)
CASH		-0.0002 (-0.95)	-0.0002 (-0.72)	-0.0002 (-0.86)	-0.0002 (-0.83)
RETE		-0.002 (-4.59)***	-0.002 (-5.19)***	-0.002 (-4.50)***	-0.002 (-5.45)***
RND		0.012 (11.36)***	0.014 (12.88)***	0.012 (11.42)***	0.015 (14.24)***
CAPINT		-0.002 (-7.25)***	-0.002 (-6.46)***	-0.002 (-7.15)***	-0.002 (-6.27)***
BI_std		-0.001 (-1.34)	-0.0003 (-0.36)	-0.001 (-1.37)	-0.001 (-0.55)
CFO_std		-0.001 (-1.08)	-0.001 (-0.80)	-0.001 (-1.02)	-0.0003 (-0.38)
FORN		0.002 (4.47)***	0.002 (4.32)***	0.002 (4.52)***	0.002 (4.30)***
MKT		-0.0001 (-0.74)	0.00003 (0.29)	-0.0001 (-0.73)	0.0001 (0.98)
ΣIND		Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD		Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.183	0.193	0.182	0.201
F Value		48.60***	50.30***	48.40***	52.60***
N		6,585	6,585	6,585	6,585

주1) 변수 정의에 대한 사항은 〈표 2〉와 같음.

주2) 괄호의 수치는 변수에 대한 계수로 t 값을 나타냄.

주3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 내에서 통계적으로 유의적임을 의미함(양측검증).

4.5 기타 재량적 비용과 세무위험에 대한 추가분석 결과

본 절에서는 추가분석의 일환으로 앞서 접대비 지출 이외에도 기업의 기타 재량적 비용(discretionary expenses)으로 광고선전비, 복리후생비, 그리고 기부금에 대해서도 세무위험과의 관계를 알아보고자 한다. 재량적 비용 또는 재량적 지출은 경영자가 상당 부분 자유재량에 따라 그 지출이 결정되는 비용이다(박선영·고윤성, 2016). 또한 선행연구인 정운오·박종일·박찬웅(2008)은 접대비 한도를 초과하는 기업은 복리후생비나 기타관관비로 위장 분류하는 세무전략에 관한 가설이 부분적으로 지지됨을 이론적으로 보여준 바 있다. 즉 앞서의 선행연구에서는 법인세율이 높은 한도초과기업들은 한도초과액을 복리후생비나 기타관관비로 분류하는 방법을 이용한다는 결과를 제시하고 있으므로, 본 절의 추가분석에서는 가설 2와 관련된 세무위험과 접대비 지출 간에 음(-)의 관계 외에도 기업 측면에서 또 다른 재량적 비용에 해당할 수 있는 광고선전비, 복리후생비, 그리고 기부금을 중심으로 세무위험이 높은 기업에서 기타 재량적 비용 수준 역시 낮추는지를 추가로 알아보고자 한다.¹⁷⁾ 또한 박선영·고윤성(2016)은 재무적 곤경이 높은 기업일 때 재량적 지출이 감소될 것으로 보았다. 따라서 앞서의 논리와 마찬가지로 세무위험이 높은 기업은 전술한 바와 같이 미래 세 부담이 증가될 수 있으므로, 이를 대비하기 위한 예방적 동기로 현금보유를 증가시킬 유인이 존재하고(Hanlon et al., 2017), 이런 경우 세무위험이 높

은 기업의 경영자는 현금배당의 감소와 접대비 수준의 축소 이외에도 기타 재량적 비용 수준을 낮춤으로써 미래에 대비한 보유현금을 증가시킬 수 있다. 이러한 측면을 추가로 알아보기 위하여 본 절에서는 아래의 식(3)의 모형을 통해서 검증한다. 즉 식(3)의 모형은 식(1)과 식(2)의 모형을 준용하여 설정하였다. 식(3)의 종속변수는 각각 ADVERT(광고선전비), WELBEN(복리후생비), DONAT(기부금)이며, 이들 변수는 앞서와 같이 총자산으로 나누어 표준화하였다.

$$\begin{aligned}
 &ADVERT_t \text{ (or WELBEN}_t \text{ or DONAT}_t) \\
 &= \beta_0 + \beta_1 TRISK_t + \beta_2 TAVOID_t + \beta_3 SIZE_t \\
 &\quad + \beta_4 LEV_t + \beta_5 MTB_t + \beta_6 GROW_t \\
 &\quad + \beta_7 CASH_t + \beta_8 RETE_t + \beta_9 RND_t \\
 &\quad + \beta_{10} CAPINT_t + \beta_{11} BI_std_t \\
 &\quad + \beta_{12} CFO_std_t + \beta_{13} FORN_t + \beta_{14} MKT_t \\
 &\quad + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (3)
 \end{aligned}$$

여기서,

Dependent variable:

ADVERT = t년도 광고선전비/총자산

WELBEN = t년도 복리후생비/총자산

DONAT = t년도 기부금/총자산

기타 통제변수의 정의는 식(2)의 하단과 같음.

세무위험이 광고선전비, 복리후생비 및 기부금이 미치는 영향을 분석하기 위하여 식(3)을 이용한 다변량 회귀분석 결과는 <표 7>과 같다. <표 7>에서 모형 1, 3, 5는 Cash ETR로 측정된 결과를, 모형

17) 선행연구인 박종일·김수인(2018)은 세무위험과 투자 수준과의 관계를 살펴보았다. 이 연구는 투자 수준으로 총투자 외에도 연구개발비와 자본투자로 나누어 살펴보았다. 재량적 비용으로 연구개발비나 자본투자의 경우도 해당될 수 있으나, 이 사항은 이미 앞서의 선행연구에서 다루어졌으므로, 본 연구에서는 선행연구에서 체계적으로 분석되지 않았던 또 다른 재량적 비용에 해당되는 광고선전비, 복리후생비 및 기부금에 대한 사항을 중심으로 세무위험과의 관계를 추가로 분석하였다.

〈표 7〉 세무위험과 광고선전비, 복리후생비 및 기부금 간의 회귀분석 결과: OLS regressions

$$ADVERT_t \text{ (or } WELBEN_t \text{ or } DONAT_t) = \beta_0 + \beta_1 TRISK_t + \beta_2 TAVOID_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 MTB_t + \beta_6 GROW_t + \beta_7 CASH_t + \beta_8 RETE_t + \beta_9 RND_t + \beta_{10} CAPINT_t + \beta_{11} BI_std_t + \beta_{12} CFO_std_t + \beta_{13} FORN_t + \beta_{14} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (3)$$

Variables	pred. sign	종속변수 = ADVERT _t		종속변수 = WELBEN _t		종속변수 = DONAT _t	
		Cash ETR	GAAP ETR	Cash ETR	GAAP ETR	Cash ETR	GAAP ETR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
Intercept	?	-0.048 (-6.38)***	-0.046 (-6.04)***	0.040 (13.65)***	0.040 (13.89)***	-0.004 (-4.98)***	-0.004 (-5.24)***
TRISK1(2)	-	-0.006 (-5.24)***	-0.004 (-1.70)*	-0.003 (-7.02)***	-0.001 (-1.00)	-0.0001 (-1.03)	-0.0001 (-0.26)
TAVOID1(2)	-	-0.069 (-17.92)***	-0.088 (-19.95)***	-0.025 (-17.65)***	-0.034 (-20.28)***	-0.003 (-7.21)***	-0.006 (-11.23)***
SIZE		0.001 (3.05)***	0.001 (2.12)**	-0.002 (-15.67)***	-0.002 (-16.66)***	0.0001 (4.11)***	0.0001 (3.71)***
LEV		0.002 (0.69)	0.002 (0.83)	0.005 (5.86)***	0.005 (5.93)***	0.001 (1.88)*	0.001 (1.67)*
MTB		0.002 (12.50)***	0.003 (12.99)***	0.001 (11.38)***	0.001 (11.99)***	0.0002 (6.71)***	0.0002 (6.82)***
GROW		-0.001 (-0.68)	-0.001 (-0.73)	0.001 (1.57)	0.001 (1.51)	-0.0001 (-0.48)	-0.0001 (-0.34)
CASH		0.0002 (0.12)	-0.001 (-0.36)	0.004 (6.60)***	0.004 (6.39)***	0.001 (3.15)***	0.001 (2.95)***
RETE		0.006 (2.93)***	0.005 (2.44)**	-0.0004 (-0.59)	-0.0001 (-0.81)	0.002 (6.70)***	0.002 (6.24)***
RND		0.022 (3.28)***	0.035 (5.13)***	0.019 (7.36)***	0.024 (9.24)***	0.002 (1.90)*	0.003 (3.40)***
CAPINT		-0.002 (-1.26)	-0.003 (-1.39)	-0.003 (-3.59)***	-0.002 (-3.52)***	0.0002 (1.13)	0.0003 (1.29)
BI_std		0.012 (1.95)**	0.009 (1.45)**	0.003 (1.24)	0.002 (0.63)	0.001 (1.55)	0.001 (1.59)
CFO_std		0.008 (3.82)***	0.010 (1.98)**	-0.006 (-3.23)***	-0.005 (-2.65)***	-0.001 (-1.41)	-0.001 (-1.10)
FORN		0.009 (3.82)***	0.009 (3.75)***	0.004 (4.37)***	0.004 (4.36)***	0.001 (2.09)**	0.001 (1.97)**
MKT		0.0001 (0.09)	0.0001 (0.86)	-0.001 (-5.29)***	-0.001 (-4.47)***	-0.0003 (-4.02)***	-0.0003 (-3.27)***
ΣIND		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.130	0.139	0.196	0.201	0.076	0.091
F Value		31.62***	34.28***	51.15***	54.76***	17.97***	20.43***
N		6,585	6,585	6,585	6,585	6,585	6,585

주1) 변수 정의에 대한 사항은 〈표 2〉와 같음. 다만, ADVERT= t년도 광고선전비/총자산; WELBEN= t년도 복리후생비/총자산; DONAT= t년도 기부금/총자산임.

주2) 괄호의 수치는 변수에 대한 계수로 t 값을 나타냄.

주3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 내에서 통계적으로 유의적임을 의미함(양측검증).

2, 4, 6은 GAAP ETR로 측정된 결과이다. 또한 지면관계상 TRISK1(2)과 TAVOID1(2)을 같이 모형식에 고려한 경우를 중심으로 보고하였다. 나머지 표 보고방식은 앞서와 유사하다.

〈표 7〉의 분석결과를 살펴보면, 모형 1부터 6까지 모두 F 값은 통계적으로 유의한 값이 나타나 연구모형의 설정에는 적합성이 있고, 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 종속변수가 WELBEN일 때 0.197 또는 0.201로 가장 높고, 다음은 종속변수가 ADVERT일 때 0.130 또는 0.139를, 종속변수가 DONAT일 때는 0.076 또는 0.091로 상대적으로 낮았다. 지면상 표로 보고하지는 않았으나, ADVERT(광고선전비), WELBEN(복리후생비), DONAT(기부금)의 각 평균(중위수)은 0.010(0.001), 0.008(0.005), 0.001(0.0003)이었다. 즉 순차적으로 총자산에서 차지하는 비용이 높았다.

〈표 7〉의 결과에서 관심변수 TRISK와 또 다른 세무불확실성을 나타내는 TAVOID 변수를 중심으로 살펴보면 다음과 같다. 먼저 종속변수가 ADVERT의 경우 관심변수 TRISK1과 TRISK2는 일정 변수뿐만 아니라 TAVOID를 추가로 통제한 후에도 각각 1%와 10% 수준에서 유의적인 음(-)의 계수 값이 나타났다(모형 1, 2). 따라서 세무위험이 높은 기업일수록 광고선전비 수준을 낮춘다는 결과이다. 특히 이러한 사항은 GAAP ETR로 측정된 경우(TRISK2)보다 Cash ETR로 측정된 경우(TRISK1)에서 더 뚜렷한 반응을 보이고 있다. 다음으로, 종속변수가 WELBEN일 때 관심변수 TRISK1은 1%에서 유의적인 음(-)의 값을, 또한 TRISK2는 음(-)의 값이지만, 통계적으로 유의적인 결과로 나타나지

않았다(모형 3, 4). 따라서 Cash ETR로 측정된 세무위험이 높은 기업일 때 주로 복리후생비 지출을 낮춘다는 결과이다. 마지막으로, 종속변수가 DONAT의 경우 관심변수 TRISK1과 TRISK2는 모두 음(-)의 값이지만, 통계적으로 유의하지는 않았다(모형 5, 6). 이는 세무위험이 높더라도 기부금의 지출을 낮춘다는 결과는 관찰되지 않았다. 기업에서의 기부금 지출은 기업이미지 및 사회공헌 활동과도 관련이 있으므로(최운열·이호선·홍찬선, 2009), 기업이 쉽게 감소시킬 수 없기 때문인 것으로 보인다.¹⁸⁾ 이상의 결과로 볼 때 앞서 제시된 ADVERT, WELBEN, DONAT이 총자산에서 차지하는 비중의 각 평균이 0.010, 0.008, 0.001 순으로 나타났으므로, 총자산에서 차지하는 비용이 높은 순서부터 더 뚜렷한 반응을 보이고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 세무위험이 높은 기업일수록 추가적 현금보유를 위하여 재량적 비용의 크기가 상대적으로 큰 경우에 초점을 두고 낮추는 경향이 있다는 발견이다.

반면에, TAVOID의 결과는 모형 1부터 6까지 종속변수 AVDERT, WELBEN 및 DONAT에 대하여 모두 1% 이내의 수준에서 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있다. 즉 ETR의 측정방법과 관계없이 조세회피의 성향이 높은 기업일수록 광고선전비, 복리후생비 및 기부금 지출 수준이 전반적으로 낮았다. 따라서 세무위험이 높은 기업일 때는 주로 재량적 비용 중 광고선전비와 복리후생비를 낮추는 경향이 있으나, 기부금 지출 수준을 낮추는 결과는 관찰되지 않았다. 반면, 조세회피 성향이 높은 기업일 때는 광고선전비, 복리후생비 그리고 기부금도 낮추는 경향이 있는 것으로 나타났다. 즉 세무위

18) 전병욱·기은선(2018)은 가구를 기준으로 할 때 기부금 지출액의 하방경직성이 존재함을 발견하였다. 이는 기업의 경우에도 유사하게 적용될 것으로 추정되며, 특히 사회공헌활동과 연관시켜 기업의 기부금을 바라보는 외부의 시각이 강한 기업의 경우에는 기부금의 하방경직성이 더욱 클 것으로 예상될 수 있다.

험과 조세회피가 높은 기업 간에는 광고선전비와 복리후생비 측면에서는 유사한 결과를 보였으나, 기부금의 결과에서 주로 차이를 보였다.

따라서 앞서 <표 7>의 결과는 세무위험보다는 조세회피에 더 적극적인 기업일 때 기부금을 낮추나, 세무위험이 높은 기업이나 낮은 기업 간에 기부금 지출에서는 별다른 차이를 보이지 않음을 볼 수 있다. 또한 한편으로 앞서의 결과는 세무위험이 높은 기업의 경영자는 내부적으로 자유재량을 결정할 수 있는 광고선전비와 복리후생비는 감소시켜도, 외부 기관이나 단체와의 사회적 관계에 따라 영향을 받을 수 있는 기부금에 대해서는 세무위험이 높더라도 기업의 이미지 제고 측면에서 이를 쉽게 감소시키지는 않음을 보여준다.

한편 <표 4>부터 <표 7>까지에서 나타난 이상의 결과를 종합해 보면, 세무위험이 높은 기업의 경우 현금배당 여부, 현금배당 수준 및 접대비 수준을 낮추는 것 외에도 기타 재량적 비용으로 광고선전비 및 복리후생비 수준 역시 낮추는 것으로 나타났다. 이와 달리, 조세회피의 성향이 높을수록 현금배당 수준, 접대비, 광고선전비, 복리후생비 및 기부금을 유의하게 낮추는 것으로 나타났다. 따라서 세무위험과 조세회피는 현금배당 여부와 기부금에서 차이를 보이고 있다. 그러한 점에서 두 세무불확실성의 측정치는 현금배당 수준, 접대비 지출, 광고선전비와 복리후생비에서 공통된 결과로 나타났다. 따라

서 이들에 대해서는 세무위험과 조세회피의 성향이 높을 때 기업의 현금흐름의 변화에 관한 예측 정보(predictive information)를 제공한다.

4.6 재무적 제약을 이용한 민감도 결과

본 절의 민감도 분석에서는 앞서 가설 1과 2 및 추가분석에서 다룬 세무위험과 기타 재량적 비용 간의 관계가 재무적 제약(financial constraints)에 따라 차별적 반응이 있는지를 살펴보고자 한다. 일반적으로 재무적 제약이 있는 기업은 자본시장에서 자금조달의 접근에 어려움에 직면할 수 있고, 또한 외부 자금조달 시에 비용이 높아질 수 있다(Whited and Wu, 2006; Denis and Sibilkov, 2009; Edwards, Schwab, and Shevin, 2016). 따라서 외부 자본조달비용이 높은 기업이 세무불확실성이 높은 경우라면 현금흐름의 불확실성이 더 가중될 수 있으므로, 앞서의 결과들은 재무적 제약이 높을 때 더 뚜렷한 관계가 나타날 것으로 예상된다. 이를 살펴보기 위하여 본 연구에서는 재무적 제약의 측정을 선행연구들에서 보편적으로 사용하고 있는 두 가지 측정치로 Altman, Eom, and Kim(1995)의 K-Score와 Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-Index를 이용하였다(Edwards et al., 2016; 박성원 · 고종권 · 김영철, 2014; 임병균 · 손판도 · 김동석, 2011 등).¹⁹⁾ 본 연구는 Altman et al.(1995)의 K-Score

19) Altman et al.(1995)에서 제안된 K-Score를 계산하기 위한 모형은 다음의 식(4)과 같다.

$$K\text{-Score} = -17.862 + 1.472X_1 + 3.041X_2 + 14.839X_3 + 1.516X_4 \quad (4)$$

여기서, X_1 = 자연로그를 취한 총자산
 X_2 = 자연로그를 취한 (매출액/총자산)
 X_3 = 이익잉여금/총자산
 X_4 = 자본총계/부채총계

Altman et al.(1995)에서는 식(4)에 의해 산출되는 K-Score 값이 작을수록 재무적 제약이 높은 기업으로 해석한다. 또한 Kaplan

또는 Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-Index의 중위수 값을 기준으로 각각 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단으로 전체표본을 다시 나누어 살펴 보았다. <표 4>부터 <표 7>까지에 대해 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단으로 나누어 분석한 결과는 순차적으로 <표 8>부터 <표 11>까지에 보고하였다. 또한 표에서 Panel A는 재무적 제약으로 Altman et al.(1995)에서 제안된 K-Score 값을 이용한 결과이고, Panel B는 재무적 제약을 Kaplan and Zingales(1997)에서 제안된 KZ-Index 값을 이용한 결과이다. 지면관계와 표의 간결성을 위해서 관심변수 TRISK1(2)과 또 다른 세부불확실성을 나타내는 TAVOID1(2) 변수를 중심으로 요약 표를 작성하였다. 나머지 표 보고방식은 앞서와 유사하다.

가설 1인 <표 4>에 해당되는 <표 8>의 분석결과를 먼저 살펴보면, Panel A에서 Altman et al.(1995)의 K-Score를 이용한 경우 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단 모두 TRISK1과 TRISK2는 모두 종속변수 DIV에 대해 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 즉 재무적 제약 측정치로 Altman et al.(1995)의 K-Score를 이용한 경우 TRISK와 DIV 간의 관계에 차별적 반응이 나타나지는 않았다. 반면, Panel B에서 Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-Index를 이용한 경우는 재무적 제약이 높은 집단만 TRISK1과 TRISK2는 DIV에 대해 유의한 음(-)의 값이 나

타났고, 재무적 제약이 낮은 집단에서는 관계를 보이지 않았다. 따라서 재무적 제약이 클 때 세무위험이 높은 기업은 그렇지 않은 경우보다 현금배당의 가능성이 낮은 것으로 나타나 재무적 제약을 KZ-Index로 측정하면 차별적 반응을 보였다. 반면, TAVOID1과 TAVOID2는 DIV에 대해 Panel A에서 모형 2의 경우 한계적으로 유의한 음(-)의 값을 제외하면 대체로 재무적 제약이 높은 집단이나 낮은 집단 모두 유의한 값이 나타나지는 않았다.

가설 1인 <표 5>에 해당되는 <표 9>의 결과를 살펴보면, Panel A에서 Altman et al.(1995)의 K-Score를 이용한 경우 재무적 제약이 높은 집단에서 TRISK1은 종속변수 DIV에 대해 음(-)의 값이나 통계적으로 유의하지 않고, TRISK2는 유의한 음(-)의 값이다. 또한 재무적 제약이 낮은 집단에서 TRISK1과 TRISK2 모두는 종속변수 DIV에 대해 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 따라서 재무적 제약을 Altman et al.(1995)의 K-Score를 이용하면 Cash ETR로 측정된 TRISK1과 DIV 간의 관계에 차별적 반응이 있으나, 기대와 달리 재무적 제약이 낮은 집단에서 세무위험이 높을수록 현금배당 수준이 더 낮았다. 반면, Panel B에서 Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-Index를 이용하여 집단을 구분하면 재무적 제약이 높은 집단은 GAAP ETR로 측정된 TRISK2만 유의한 음(-)의 값을,

and Zingales(1997)의 KZ-Index 값을 계산하기 위한 모형은 다음의 식(5)과 같다. Kaplan and Zingales(1997)에서는 식(5)에서 산출되는 KZ-Index 값이 클수록 재무적 제약이 높은 기업으로 해석한다.

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

- 여기서, CF_t = t년도 영업현금흐름
- DIV_t = t년도 현금배당
- C_t = t년도 현금및현금성자산
- LEV_t = t년도 부채비율
- Q_t = t년도 (시장가치+부채총계)/총자산
- A_{t-1} = t년도 기초총자산

〈표 8〉 현금배당여부의 민감도 분석결과: 재무적 제약을 이용한 경우, Logit regressions

Panel A: 〈표 4〉의 경우, Altman et al.(1995)의 K-Score를 이용한 분석

Variables	pred. sign	재무적 제약이 높은 집단		재무적 제약이 낮은 집단	
		Cash ETR	GAAP ETR	Cash ETR	GAAP ETR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
TRISK1(2)	-	-0.709 (-4.33) ^{***}	-1.414 (-5.10) ^{***}	-0.772 (-3.06) ^{***}	-1.773 (-3.47) ^{***}
TAVOID1(2)	-	-0.441 (-0.64)	-1.234 (-1.64) [*]	0.608 (0.58)	1.835 (1.53)
Control variables		Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R ²		0.146	0.149	0.125	0.128
LR chi ²		443.64 ^{***}	453.24 ^{***}	244.31 ^{***}	248.75 ^{***}
N		3,292	3,292	3,293	3,293

Panel B: 〈표 4〉의 경우, Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-Index를 이용한 분석

Variables	pred. sign	재무적 제약이 높은 집단		재무적 제약이 낮은 집단	
		Cash ETR	GAAP ETR	Cash ETR	GAAP ETR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
TRISK1(2)	-	-0.711 (-4.42) ^{***}	-0.573 (-5.27) ^{***}	-0.139 (-0.36)	-0.287 (-0.42)
TAVOID1(2)	-	-0.142 (-0.22)	-0.573 (-0.78)	-1.230 (-0.93)	-1.072 (-0.77)
Control variables		Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R ²		0.196	0.198	0.162	0.162
LR chi ²		641.32 ^{***}	648.34 ^{***}	215.08 ^{***}	250.95 ^{***}
N		3,292	3,292	3,293	3,293

주1) 변수 정의는 〈표 2〉와 같음. 다만, 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단의 분류는 전체표본을 Altman et al.(1995)의 K-Score 값 또는 Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-Index 값의 중위수를 기준으로 구분됨.

주2) 괄호의 수치는 변수에 대한 계수로 Wald 값을 나타냄.

주3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 내에서 통계적으로 유의적임을 의미함(양측검증).

재무적 제약이 낮은 집단은 Cash ETR로 측정된 TRISK1만 유의한 음(-)의 값이 나타나 재무적 제약에 따라 차별적 관계가 있다는 결과를 발견하기는 어려웠다. 이상의 결과는 기대와 달리, 재무적 제약이 높은 집단에서 세무위험과 현금배당 수준 간에 음(-)의 관련성이 더 뚜렷하다는 결과를 관찰하기는

어려웠다. 또한 Panel A와 B에서 TAVOID1과 TAVOID2는 종속변수 DIVA에 대해 K-Score 및 KZ-Index를 이용하여 집단을 구분한 경우 재무적 제약이 높은 집단에서 조세회피와 접대비 지출 간에 음(-)의 관계가 더 뚜렷하다는 결과는 관찰되지 않았다.

〈표 9〉 현금배당 수준의 민감도 분석결과: 재무적 제약을 이용한 경우, OLS regressions

Panel A: 〈표 5〉의 경우, Altman et al.(1995)의 K-Score를 이용한 분석

Variables	pred. sign	재무적 제약이 높은 집단		재무적 제약이 낮은 집단	
		Cash ETR	GAAP ETR	Cash ETR	GAAP ETR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
<i>TRISK1</i> (2)	-	-0.0003 (-0.43)	-0.003 (-2.77)***	-0.005 (-3.27)***	-0.008 (-2.20)**
<i>TAVOID1</i> (2)	-	-0.002 (-0.76)	-0.005 (-1.84)*	-0.015 (-3.19)***	-0.018 (-3.05)***
Control variables		Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.254	0.257	0.280	0.279
F Value		31.41***	31.88***	35.65***	35.51***
N		2,857	2,858	2,857	2,858

Panel B: 〈표 5〉의 경우, Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-Index를 이용한 분석

Variables	pred. sign	재무적 제약이 높은 집단		재무적 제약이 낮은 집단	
		Cash ETR	GAAP ETR	Cash ETR	GAAP ETR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
<i>TRISK1</i> (2)	-	-0.0004 (-0.81)	-0.003 (-3.65)***	-0.003 (-2.04)**	-0.002 (-0.74)
<i>TAVOID1</i> (2)	-	0.005 (2.91)***	0.004 (1.91)*	-0.018 (-3.96)***	-0.025 (-4.57)***
Control variables		Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.162	0.163	0.309	0.310
F Value		18.20***	18.39***	40.93***	41.13***
N		2,857	2,858	2,857	2,858

주1) 변수 정의에 대한 사항은 〈표 2〉와 같음. 다만, 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단의 분류는 전체표본을 Altman et al.(1995)의 K-Score 값 또는 Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-Index 값의 중위수를 기준으로 구분됨.

주2) 괄호의 수치는 변수에 대한 계수로 t 값을 나타냄.

주3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 내에서 통계적으로 유의적임을 의미함(양측검증).

다음으로, 가설 2인 〈표 6〉에 해당되는 〈표 10〉의 결과를 보면, Panel A에서 Altman et al.(1995)의 K-Score를 이용한 경우 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단 모두 주로 Cash ETR로 측정된 *TRISK1*은 종속변수 ENT에 대해 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보였다. 이와 달리 GAAP ETR로

측정된 *TRISK2*는 재무적 제약이 높은 집단은 10% 수준에서 음(-)의 값을, 그러나 재무적 제약이 낮은 집단에서는 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 Panel B에서 Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-Index를 이용하면 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단 모두 Cash ETR로 측정된 *TRISK1*은 ENT에 대

〈표 10〉 접대비 지출의 민감도 분석결과: 재무적 제약을 이용한 경우, OLS regressions

Panel A: 〈표 6〉의 경우, Altman et al.(1995)의 K-Score를 이용한 분석

Variables	pred. sign	재무적 제약이 높은 집단		재무적 제약이 낮은 집단	
		Cash ETR	GAAP ETR	Cash ETR	GAAP ETR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
TRISK1(2)	-	-0.001 (-3.56)***	-0.001 (-1.87)*	-0.001 (-3.57)***	-0.0003 (-0.52)
TAVOID1(2)	-	-0.005 (-6.45)***	-0.009 (-9.10)***	-0.005 (-5.79)***	-0.007 (-6.51)***
Control variables		Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.198	0.209	0.194	0.195
F Value		26.46***	28.11***	25.71***	25.95***
N		3,292	3,292	3,293	3,293

Panel B: 〈표 6〉의 경우, Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-Index를 이용한 분석

Variables	pred. sign	재무적 제약이 높은 집단		재무적 제약이 낮은 집단	
		Cash ETR	GAAP ETR	Cash ETR	GAAP ETR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
TRISK1(2)	-	-0.001 (-3.82)***	-0.0001 (-0.32)	-0.001 (-3.23)***	-0.001 (-2.04)***
TAVOID1(2)	-	-0.005 (-7.21)***	-0.008 (-9.56)***	-0.006 (-5.63)***	-0.008 (-7.06)***
Control variables		Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.181	0.190	0.209	0.213
F Value		23.76***	25.16***	28.15***	28.88***
N		3,292	3,292	3,293	3,293

주1) 변수 정의에 대한 사항은 〈표 2〉와 같음. 다만, 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단의 분류는 전체표본을 Altman et al.(1995)의 K-Score 값 또는 Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-Index 값의 중위수를 기준으로 구분됨.

주2) 괄호의 수치는 변수에 대한 계수로 t 값을 나타냄.

주3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 내에서 통계적으로 유의적임을 의미함(양측검증).

해 유의한 음(-)의 값이다. 반면, GAAP ETR로 측정된 TRISK2는 재무적 제약이 낮은 집단만 유의한 음(-)의 값을 보여 앞서 Panel A와 차이가 있다. 따라서 대체로 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단 모두는 주로 Cash ETR로 측정된 TRISK1에서 유의한 음(-)의 값을 보이고 있어 세무위험과 접대

비 지출 간의 음(-)의 관계가 재무적 제약 여부에 따라 차별적 반응이 있다는 결과는 관찰되지 않았다. 또한 TAVOID1과 TAVOID2는 ENT에 대해 Panel A와 B 모두, 또한 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단 모두 1%에서 유의적인 음(-)의 값이 나타나 재무적 제약에 따라 조세회피와 접대비 지출

〈표 11〉 기타 재량적 비용의 민감도 분석결과: 재무적 제약을 이용한 경우, OLS regressions

Panel A: 〈표 7〉에서 광고선전비의 경우, Altman et al.(1995)의 K-Score를 이용한 분석					
Variables	pred. sign	재무적 제약이 높은 집단		재무적 제약이 낮은 집단	
		Cash ETR	GAAP ETR	Cash ETR	GAAP ETR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
<i>TRISK1(2)</i>	-	-0.006 (-4.65) ^{***}	-0.003 (-1.41)	-0.004 (-1.81) [*]	-0.003 (-0.71)
<i>TAVOID1(2)</i>	-	-0.063 (-13.49) ^{***}	-0.076 (-13.89) ^{***}	-0.074 (-11.33) ^{***}	-0.108 (-13.84) ^{***}
Control variables		Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.195	0.190	0.098	0.114
F Value		24.68 ^{***}	25.12 ^{***}	12.19 ^{***}	14.22 ^{***}
N		3,292	3,292	3,293	3,293
Panel B: 〈표 7〉에서 광고선전비의 경우, Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-Index를 이용한 분석					
Variables	pred. sign	재무적 제약이 높은 집단		재무적 제약이 낮은 집단	
		Cash ETR	GAAP ETR	Cash ETR	GAAP ETR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
<i>TRISK1(2)</i>	-	-0.005 (-3.47) ^{***}	-0.002 (-0.77)	-0.007 (-3.33) ^{***}	-0.006 (-1.30)
<i>TAVOID1(2)</i>	-	-0.057 (-12.01) ^{***}	-0.070 (-12.64) ^{***}	-0.089 (-13.53) ^{***}	-0.118 (-15.77) ^{***}
Control variables		Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.165	0.161	0.123	0.140
F Value		20.18 ^{***}	20.72 ^{***}	15.42 ^{***}	17.68 ^{***}
N		3,292	3,292	3,293	3,293
Panel C: 〈표 7〉에서 복리후생비의 경우, Altman et al.(1995)의 K-Score를 이용한 분석					
Variables	pred. sign	재무적 제약이 높은 집단		재무적 제약이 낮은 집단	
		Cash ETR	GAAP ETR	Cash ETR	GAAP ETR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
<i>TRISK1(2)</i>	-	-0.003 (-5.45) ^{***}	-0.0002 (-0.27)	-0.003 (-3.90) ^{***}	-0.002 (-1.38)
<i>TAVOID1(2)</i>	-	-0.026 (-14.60) ^{***}	-0.033 (-16.00) ^{***}	-0.023 (-9.11) ^{***}	-0.034 (-11.49) ^{***}
Control variables		Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.236	0.252	0.193	0.205
F Value		32.70 ^{***}	34.27 ^{***}	24.39 ^{***}	26.21 ^{***}
N		3,292	3,292	3,293	3,293

〈표 11〉 기타 재량적 비용의 민감도 분석결과: 재무적 제약을 이용한 경우, OLS regressions (계속)

Panel D: 〈표 7〉에서 복리후생비의 경우, Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-Index를 이용한 분석

Variables	pred. sign	재무적 제약이 높은 집단		재무적 제약이 낮은 집단	
		Cash ETR	GAAP ETR	Cash ETR	GAAP ETR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
<i>TRISK1</i> (2)	-	-0.003 (-6.29)***	-0.0003 (-0.37)	-0.003 (-3.47)***	0.001 (0.30)
<i>TAVOID1</i> (2)	-	-0.024 (-14.88)***	-0.029 (-15.06)***	-0.029 (-10.99)***	-0.042 (-14.20)***
Control variables		Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.200	0.193	0.224	0.242
F Value		25.42***	25.55***	30.72***	33.89***
N		3,292	3,292	3,293	3,293

Panel E: 〈표 7〉에서 기부금의 경우, Altman et al.(1995)의 K-Score를 이용한 분석

Variables	pred. sign	재무적 제약이 높은 집단		재무적 제약이 낮은 집단	
		Cash ETR	GAAP ETR	Cash ETR	GAAP ETR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
<i>TRISK1</i> (2)	-	-0.000 (-0.06)	-0.0003 (-1.37)	-0.001 (-1.86)*	0.0003 (0.67)
<i>TAVOID1</i> (2)	-	-0.002 (-4.65)***	-0.005 (-7.95)***	-0.004 (-5.45)***	-0.007 (-7.74)***
Control variables		Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.048	0.060	0.102	0.119
F Value		6.23***	7.60***	12.63***	13.80***
N		3,292	3,292	3,293	3,293

Panel F: 〈표 7〉에서 기부금의 경우, Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-Index를 이용한 분석

Variables	pred. sign	재무적 제약이 높은 집단		재무적 제약이 낮은 집단	
		Cash ETR	GAAP ETR	Cash ETR	GAAP ETR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
<i>TRISK1</i> (2)	-	-0.0002 (-1.41)	-0.0003 (-1.41)	0.0002 (0.75)	0.001 (1.98)**
<i>TAVOID1</i> (2)	-	-0.003 (-5.62)***	-0.005 (-8.26)***	-0.003 (-4.31)***	-0.007 (-7.57)***
Control variables		Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.096	0.098	0.079	0.099
F Value		10.87***	12.14***	9.87***	11.21***
N		3,292	3,292	3,293	3,293

주1) 변수 정의에 대한 사항은 〈표 2〉와 같음. 다만, 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단의 분류는 전체표본을 Altman et al.(1995)의 K-Score 값 또는 Kaplan and Zingales(1997)의 KZ-Index 값의 중위수를 기준으로 구분됨.

주2) 괄호의 수치는 변수에 대한 계수로 t 값을 나타냄.

주3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 내에서 통계적으로 유의적임을 의미함(양측검증).

간의 관계에 차별적 반응이 관찰되지는 않았다.

추가분석인 세무위험과 기타 재량적 비용 간의 관계를 살펴본 <표 7>에 해당되는 결과인 <표 11>을 살펴보면, Panel A와 B에 보고된 광고선전비의 경우 재무적 제약이 높은 집단이나 낮은 집단 간에 별다른 차별적 반응이 나타나지 않았다. 구체적으로, Panel A와 B에서 K-Score나 KZ-Index로 측정된 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단 모두 Cash ETR로 측정된 TRISK1은 종속변수 ADVERT에 대해 유의한 음(-)의 값을, 그러나 GAAP ETR로 측정된 TRISK2는 모두 유의한 값이 나타나지 않았다. 반면, TAVOID1과 TAVOID2 모두는 Panel A와 B에서 모두 유의한 음(-)의 값을 보여, 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단 간에 광고선전비 지출에서도 차별적 반응을 관찰할 수 없었다.

Panel C와 D에서 복리후생비의 경우 역시 앞서 광고선전비와 유사한 패턴이 나타나고 있어 재무적 제약에 따라 세무위험과 복리후생비 간의 관계에 차별적 반응은 나타나지 않았다. 구체적으로, Panel A와 B에서 K-Score나 KZ-Index로 측정된 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단 모두 Cash ETR로 측정된 TRISK1은 종속변수 WELBEN에 대해 유의한 음(-)의 값을, 그러나 GAAP ETR로 측정된 TRISK2는 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 Panel C와 D에서 TAVOID1과 TAVOID2 모두 종속변수에 대해 유의적인 음(-)의 값이 나타나 앞서와 유사한 패턴을 보이고 있다. 즉 재무적 제약에 따라 조세회피와 복리후생비 지출 간의 관계에도 차별적 반응은 관찰되지 않았다.

마지막으로, Panel E와 F에서 기부금의 결과 역시 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단 간에 별다른 차별적 반응은 보이지 않았다. 구체적으로, Panel E와 F에서 K-Score나 KZ-Index로 측정된 재무적

제약에 관계없이 Cash ETR로 측정된 TRISK1은 종속변수 DONAT에 대해 재무적 제약이 높은 집단은 통계적으로 유의하지 않은 반면에, 재무적 제약이 낮은 집단에서 Panel E의 모형 3은 TRISK1이 10% 수준에서 오히려 유의한 음(-)의 값을 보이나, Panel F에서는 통계적으로 유의하지는 않았다. 또한 TAVOID1과 TAVOID2는 Panel E와 F에서 K-Score나 KZ-Index로 측정된 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단 모두, 또한 Cash ETR로 측정된 경우나 GAAP ETR로 측정된 경우 모두 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있어 재무적 제약에 따른 차별적 반응은 관찰하지 어려웠다.

이상을 정리하면, 재무적 제약에 따라 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단으로 나누어 분석하더라도 가설 1과 2 및 추가분석의 경우에서 세무위험과 현금배당여부, 현금배당 수준 및 접대비, 기타 재량적 비용(광고선전비, 복리후생비, 기부금) 간에 음(-)의 관계가 재무적 제약이 높은 집단에서 더 뚜렷할 것으로 기대한 결과는 관찰하기 어려웠다. 또한 조세회피의 경우에도 앞서의 결과와 질적으로 유사하였다. 따라서 이러한 민감도 분석결과로 볼 때 앞서 <표 4>부터 <표 7>까지에서 세무위험과 현금배당여부, 현금배당 수준 및 접대비 또는 기타 재량적 비용(예로, 광고선전비, 복리후생비) 간에 각 음(-)의 관계는 재무적 제약에 기인한 것이라기보다는 세무위험에 의해 발생된 결과임을 시사한다.

V. 결론

본 연구는 세무위험이 기업의 배당정책이나 접대비 지출의 의사결정에 미치는 실제 효과를 실증적으

로 분석하였다. 특히 이를 알아보는데 있어 본 연구는 또 다른 세무불확실성을 나타내는 조세회피와 비교하여 살펴보았다. 아울러 추가분석에서는 접대비 지출 외에도 경영자의 자유재량이 가능한 재량적 비용으로 광고선전비, 복리후생비, 기부금과 세무위협과의 관계에 대해서도 살펴보았다. 나아가 앞서의 관계가 재무적 제약 여부에 따라 차별적 반응이 있는지도 알아보았다.

본 연구는 세무불확실성이 높은 기업에 대한 선행 연구(Hanlon et al., 2017)의 주장에 기초하여 세무위험이 높은 기업은 미래기간에 과세당국에게 납부할 법인세의 현금유출이 증가할 것으로 예상될 때 경영자는 이에 대비하기 위한 예방적 동기로서 당기 현금보유 수준을 늘리기 위하여 현금배당의 가능성을 낮추고, 현금배당을 수행하더라도 배당 수준이 낮으며, 접대비 지출 수준 및 기타 재량적 비용(예로, 광고선전비, 복리후생비, 기부금) 역시 낮을 것으로 기대하였다. 이를 경험적 분석을 통해 알아보기 위하여 본 연구는 세무위험의 대응치로 과거(t-4,t) 5년간으로 측정된 Cash ETR과 GAAP ETR의 각 변동성을, 조세회피는 과거 5년간의 장기유효세율로 측정되는 Cash ETR와 GAAP ETR 수준을 이용하였다. 분석기간은 2003년부터 2017년까지이고, 금융업종을 제외한 12월이 결산인 유가증권과 코스닥시장에 상장된 기업 중 표본조건을 만족시키는 최종표본 6,585개 기업/연 자료가 분석되었다.

본 연구의 실증분석에 의한 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 일정 변수가 통제된 후에도 세무위험이 높은 기업은 현금배당의 가능성이 유의하게 낮고, 현금배당 수준 역시 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 또한 세무위험이 높은 기업은 낮은 기업보다 접대비 지출 수준이 유의하게 낮은 결과로 나타났다. 이러한 결과는 세무위험이 높은 기업은 미래 법인세

의 현금유출에 대비하여 예방적 동기에 따라 현금보유를 늘리기 위하여 배당정책에 영향을 줄 뿐만 아니라 접대비 지출 수준에도 영향을 준다는 것을 시사한다. 둘째, 조세회피의 성향이 높은 기업은 현금배당 수준이 유의하게 낮고, 또한 접대비 지출 수준 역시 낮은 것으로 나타났다. 그러나 조세회피와 현금배당 여부 간에는 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 즉 세무불확실성을 나타내는 또 다른 조세회피의 경우 현금배당여부에는 별다른 영향이 없으나, 조세회피 성향이 높은 기업의 현금배당 수준과 접대비 지출 수준은 낮았다. 셋째, 추가분석에 따르면 세무위험과 기타 재량적 비용과의 관계는 세무위험이 높은 기업은 광고선전비와 복리후생비 수준을 추가로 낮추는 것으로 나타났다. 즉 세무위험이 높은 기업은 현금보유를 높이기 위한 방안으로 현금배당과 접대비 지출 수준을 낮추는 것 외에도 광고선전비와 복리후생비의 지출 수준 역시 낮춘다는 것으로 나타났다. 그러나 세무위험과 기부금 간에는 유의한 관련성이 관찰되지는 않았다. 이러한 결과는 기부금의 경우 다른 재량적 비용과 달리 사회적 관계에 따른 사회공헌 활동과도 관련이 있으므로, 이 보다는 기업이 세무위험이 높을 때 사회적 이해관계가 적은 재량적 지출인 광고선전비와 복리후생비를 낮추는 것으로 보인다. 반면, 조세회피의 성향이 높은 기업은 광고선전비, 복리후생비 및 기부금 모두를 낮추는 것으로 나타났다. 마지막으로, 재무적 제약에 따라 전체표본을 재무적 제약이 높은 집단과 낮은 집단으로 다시 나누어 분석하더라도 재무적 제약이 높은 집단에서 세무위험이 높을 때 앞서의 관계가 더 뚜렷한 결과를 보이지는 않았다. 이러한 결과는 세무위험과 현금배당, 접대비 및 기타 재량적 비용 간에 음(-)의 관계가 재무적 제약에 따른 결과라기보다는 세무위험에 기인한 것임을 시사한다.

이상의 결과를 종합하면, 본 연구는 기업이 세무 위험이 높을 때 투자자에게 긍정적인 신호정보를 제공하는 현금배당의 지급 가능성과 현금배당을 실시 하더라도 현금배당 수준이 낮아지는 것으로 나타났고, 또한 사회적으로 부정적인 시각인 소비성 경비인 접대비 지출 수준 역시 낮아진다는 결과를 보여 주었다는데 의미가 있다. 그 외에도 세무위험이 높은 기업의 경영자는 접대비의 축소 외에도 재량적 지출로서 기부금보다 광고선전비와 복리후생비를 낮추어 미래 법인세 현금유출에 대응한다는 것을 보여 주었다. 이러한 본 연구의 발견은 국내 상장기업들에서도 세무위험이 높을 때 경영자는 미래 법인세 부담의 증가에 대비하여 현금보유 수준을 늘리기 위한 방안으로 기업의 배당정책에 영향을 줄 뿐만 아니라 기업의 실제 비용의 운영활동에도 영향을 준다는 것을 보여주고 있다. 따라서 본 연구결과는 세무위험과 실제 효과를 다룬 관련 연구(Hanlon et al., 2017; Amberger, 2017; Jacob et al., 2018; 박종일·김수인, 2018)에 추가적인 정보를 제공한다. 구체적으로, 다음과 같은 측면에서 본 연구는 관련 문헌에 공헌할 것으로 기대된다. 첫째, 세무위험과 현금배당 간의 관계는 국외 연구인 Amberger (2017)에서 분석된 바 있다. 하지만 국내 상장기업을 대상으로 세무위험이 현금배당 정책에 미치는 효과를 체계적으로 살펴본 연구는 아직까지 없어 본 연구는 국내 상장기업들의 배당정책에 세무위험이 중요한 결정요인임을 보여주고 있다는 점에서 의의를 찾을 수 있다. 또한 본 연구는 선행연구인 Amberger(2017)의 연구를 좀 더 확장시켜 앞서의 선행연구에서는 살펴보지 않았던 세무위험이 접대비 지출이나 기타 재량적 비용인 광고선전비, 복리후생비 및 기부금에 미치는 효과에 대해서도 탐구하고 있다는 점에서 세무위험의 실제 효과를 다룬 관련

연구에도 추가적인 새로운 정보를 제공한다. 둘째, 본 연구는 앞서의 주제를 다루는데 있어 세무위험뿐만 아니라 조세회피와의 관계도 비교하여 살펴봄으로써 조세회피가 현금배당, 접대비 지출 그리고 재량적 비용에 미치는 실제 효과에 대한 정보도 더불어 제공한다. 셋째, 그동안 조세회피와 관련된 주제는 많은 연구가 진척되었으나, 세무위험과 관련된 연구는 상대적으로 미미하고, 또한 국내의 경우 세무위험의 실제 효과를 살펴본 연구는 세무위험과 투자 수준 간의 관계를 다룬 박종일과 김수인(2018)을 제외하면 거의 없었다. 따라서 본 연구의 발견은 국내 상장기업에서 세무위험이 높은 기업의 배당정책과 더불어 비용 측면의 운영상의 의사결정에 미치는 실제 효과를 다루고 있다는 점에서 상대적으로 국내 세무학연구에서 연구가 부족한 부분을 보완해 줄 것으로 기대된다. 마지막으로, 본 연구의 발견에서는 조세회피는 현금배당 수준, 접대비 지출, 재량적 비용으로 광고선전비, 복리후생비를 낮추는 효과가 있고, 세무위험은 현금배당여부, 현금배당 수준, 접대비 지출, 그리고 광고선전비와 복리후생비를 낮추는 것으로 나타났다. 즉 세무위험과 조세회피는 현금배당여부와 기부금에서는 차이를 보였다. 그러나 현금배당 수준, 접대비 지출, 광고선전비와 복리후생비에 대해서는 공통된 결과로 나타나 이들에 대해서는 세무위험과 조세회피의 성향이 높을 때 기업의 현금흐름의 변화에 관한 예측 정보(predictive information)를 제공한다. 따라서 이러한 본 연구결과는 세무위험을 다룬 선행연구들에서도 알려지지 않았던 새로운(novel) 증거라는 점에서 학계의 관련 연구에 추가적인 증거를 제공한다. 아울러 본 연구결과는 투자자에게도 세무위험이 높은 기업에서 세무위험이 배당정책에 어떤 영향을 줄 수 있는지에 관한 유용한 정보를 제공한다. 또한 기업의 접대비

지출 수준에 관심이 있는 규제기관이나 정책입안자에게도 세무위험이 높을 때 이들 기업의 접대비 지출 수준이 낮아진다는 본 연구결과는 접대비와 관련 법률을 개정할 때 유의한 정책적 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

분석상에 본 연구는 다음의 한계를 가지고 있다. 첫째, 본 연구는 관심변수를 측정할 때 과거 5년간의 연도별 유효세율의 변동성과 장기유효세율을 이용하여 계산했기 때문에 연도별로 연속된 자료와 세전이익이 영(0) 이상인 기업을 표본으로 분석하였다. 이는 표본의 선정상에 상대적으로 수익성이 있는 기업들로 구성되는 자기선택 편의가 있을 수 있다. 둘째, 분석에 이용된 연구모형에서 종속변수에 영향을 미칠 수 있는 제외된 변수의 문제는 여전히 남아 있다. 따라서 앞서와 같은 측면은 결과해석에 고려될 필요가 있다. 그러나 이와 같은 분석상의 한계는 세무위험을 측정하는 경험적 연구가 가질 수 있는 공통된 문제라고 할 수 있다.

참고문헌

- 강승구, 김진수, 고종권(2017), “조세회피와 세무위험이 내재자본비용에 미치는 영향,” **회계저널**, 26(5), pp. 311-346.
- 강정연, 고종권(2014), “기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향,” **회계학연구**, 39(1), pp.147-183.
- 고윤성, 이진현(2011), “접대비지출의 타비용 대체처리와 조세회피에 대한 연구,” **세무학연구**, 28(2), pp. 101-132.
- 권기정(2012), “접대비, 광고선전비, 기부금의 상대적 가치 관련성 분석,” **국제회계연구**, 45, pp.321-346.
- 박준, 김대환(2017), “청탁금지법 시행의 경제영향 분석,” **경제·인문사회연구회 미래사회 협동연구총서**, 17-21-01.
- 김임현, 이윤경(2017), “현금유효세율의 변동성과 세무조사 적발위험,” **회계학연구**, 34(4), pp.9-34.
- 김진수, 고종권(2016), “조세회피와 세무위험이 기업가치에 미치는 영향,” **세무학연구**, 33(3), pp.267-298.
- 김현표, 전경민, 신영직(2016), “배당, 지배구조와 이익조정에 관한 연구,” **회계학연구**, 41(2), pp.39-86.
- 남혜정(2016), “배당지급 손실기업의 이익의 질에 대한 연구,” **회계학연구**, 41(2), pp.213-241.
- 박선영, 고윤성(2016), “재무적 곤경 기업의 재무적 비용절감 전략에 대한 연구,” **경영학연구**, 45(4), pp. 1089-1118.
- 박성원, 고종권, 김영철(2014), “재무적 제약과 조세회피,” **회계저널**, 23(4), pp.339-382.
- 박종일, 김수인(2018), “세무위험과 투자 및 투자효율성과의 관계,” **2018년도 한국회계학회 하계국제학술대회 발표논문**.
- 박종일, 신상이(2018), “세무위험이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향,” **경영학연구**, 47(4), pp.919-961.
- 박종일, 지승민(2016a), “기업의 세무보고 공격성 여부가 회사채 신용등급에 영향을 주는가?,” **회계저널**, 25(3), pp.55-97.
- 박종일, 지승민(2016b), “세무보고 공격성이 감사인이 인지한 기대감사시간, 실제 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향,” **회계저널**, 25(2), pp.389-434.
- 송은주(2015), “조세해택이 개인의 기부금 지출에 미치는 영향에 관한 연구,” **세무학연구**, 32(4), pp.167-198.
- 임병균, 손관도, 김동석(2011), “채무계약 하에서 기업가치 및 투자에 현금보유가치가 어떻게 영향을 주는가?,” **금융공학연구**, 10(2), pp.75-98.
- 전병욱, 기은선(2018), “가구별 기부금 지출액의 하방경직성에 대한 분석을 바탕으로 한 조세정책적 시사점,” **세무학연구**, 35(3), pp.157-197.
- 정운오, 박종일, 박찬웅(2008), “접대비 손금산입 한도규정

- 강화에 대응한 기업의 세무전략,” **세무학연구**, 25(3), pp.9-37.
- 최운열, 이호선, 홍찬선(2009), “기업의 사회공헌활동이 기업가치에 미치는 영향: 기부금지출을 중심으로,” **경영학연구**, 38(2), pp.407-432.
- 최원욱, 김갑순, 이영환(2005), “법인세법상 접대비 손금한도 초과지출액의 수익 관련성에 대한 연구,” **세무학연구**, 22(4), pp.87-121.
- 최원욱, 임현지(2016), “산업집중도가 접대비의 수익 관련성에 미치는 영향,” **세무와회계저널**, 17(6), pp.79-109.
- Altman, E., Y. H. Eom, and D. W. Kim(1995), “Failure prediction: Evidence from Korea,” *Journal of International Financial Management and Accounting*, 6(3), pp.230-249.
- Amberger, H.(2017), “Tax uncertainty and dividend payouts,” *Working paper*, Vienna of University.
- Chay, J. B., and J. Suh(2009), “Payout policy and cash-flow uncertainty,” *Journal of Financial Economics*, 93(1), pp.88-107.
- Ciconte, W., M. Donohoe, P. Lisowsky, and M. Mayberry(2016), “Predictable uncertainty: The relation between unrecognized tax benefits and future income tax cash outflows,” *Working paper*, University of Illinois.
- Denis, D. J., and V. Sibilkov(2009), “Financial constraints, investment, and the value of cash holdings,” *Review of Financial Studies*, 23(1), pp.247-269.
- Dhaliwal, D. S., G. Lee, M. Pincus, and L. B. Steele(2017), “Taxable income and firm risk,” *The Journal of The American Taxation Association*, 39(1), pp.1-24.
- Drake, K., S. Lusch, and J. Stekelberg(2017), “Does Tax risk affect investor valuation of tax avoidance? *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 32(1), pp.1-26.
- Dyreng, S. D., M. Hanlon, and E. L. Maydew(2008), “Long-run corporate tax avoidance,” *The Accounting Review*, 83(1), pp.61-82.
- Dyreng, S., M. Hanlon, and E. L. Maydew(2017), “When does tax avoidance result in tax uncertainty?,” *Working paper*, Duke University.
- Edwards, A., C. Schwab, and T. Shevin(2016), “Financial constraints and cash tax savings,” *The Accounting Review*, 91(3), pp.859-881.
- Guenther, D. A., S. R. Matsunaga, and B. M. Williams(2017), “Is tax avoidance related to firm risk?,” *The Accounting Review*, 92(1), pp.115-136.
- Hanlon, M., and S. Heitzman(2010), “A review of tax research,” *Journal of Accounting & Economics*, 50(2-3), pp.127-178.
- Hanlon, M., E. Maydew, and D. Saavedra(2017), “The taxman cometh: Does tax uncertainty affect corporate cash holdings?,” *Review of Accounting Studies*, 22(3), pp.1198-1228.
- Hoberg, G., G. Philipps, and N. R. Prabhala(2014), “Product market threats, payouts, and financial flexibility,” *The Journal of Finance*, 69(1), pp.293-324.
- Hutchens, M., and S. O. Rego(2015), “Does greater tax risk lead to increased firm risk?,” *Working paper*, University of Illinois.
- Jacob, M., K. Wentland, and S. Wentland(2018), “Real effects of tax uncertainty: Evidence from firm capital investments,” *Working paper*, George Mason University.
- Jensen, M. C.(1986), “Agency cost of free cash flow, corporate finance, and takeovers,” *The American Economic Review*, 76(2), pp.323-329.
- Kaplan, S., and L. Zingales(1997), “Do investment cash flow sensitivities provide useful measures

- of financing constraints?," *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), pp.169-215.
- Lawson, B., and D. Wang(2016), "The earnings quality information content of dividend policies and audit pricing. *Contemporary Accounting Research*, 33(4), pp.1685-1719.
- Myers, S. C., and N. C. Majluf(1984), "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have," *Journal of Financial Economics*, 13(2), pp.187-221.
- Neuman, S. S.(2016), "Tax strategies: It's not just about minimization," *Working paper*, University of Missouri at Columbia.
- Neuman, S. S., T. C. Omer, and A. P. Schmidt (2015), "Assessing tax risk: Practitioner perspectives," *Working paper*, University of Missouri-Columbia.
- Saavedra, D.(2018), "Is tax volatility priced by lenders in the syndicated loan market?," *Working paper*, UCLA.
- Tong, Y. H., and B. Miao(2011), "Are dividends associated with the quality of earnings?," *Accounting Horizons*, 25(1), pp.183-205.
- Whited, T. M., and G. Wu(2006), "Financial constraints risk," *Review of Financial Studies*, 19(2), pp.531-559.

The Effect of Tax Risk on the Dividend Payouts and Entertainment Expenses

Jong-Il Park* · Kyu-An Jeon** · Su-In Kim***

Abstract

We empirically examine whether firms with greater tax risk exhibit a lower probability of dividend payouts, reduces the amount of dividend payouts, entertainment expenses, and other discretionary expenses (i.e., advertising expenses, welfare expenses, and donation etc.) due to a precautionary motive to hold cash for potential future tax burdens. Specifically, we examine their relation compared to tax avoidance. More recently, one study in this line of research reports that a significant portion of the cash buffer is associated with uncertainty regarding a firm's tax positions (Hanlon et al., 2017). Yet, prior literature has granted little attention to what the opportunity costs for specific sources of uncertainty are or the magnitude of these costs (if they exist). Motivated by this, our study extends prior literature by examining whether a particular cash buffer linked with tax risk related to current and prior tax positions alters firm decisions about dividend policy (like cancelled plans to initiate dividends or lower dividend levels), or simply a reduction in more discretionary spending (like entertainment expenses, advertisement, welfare expenses, and donation).

In our tests, to measure tax risk (hereafter TRISK), we calculate the volatility of annual Cash ETSs and GAAP ETRs over the five-year period $t-4$ to t (e.g., Amberger, 2017; Drake et al., 2017, Jacob et al., 2018 etc.), and we follow Dyreng et al. (2008) and calculate long-run Cash ETRs and GAAP ETRs over the five-year period $t-4$ to t to measure the level of tax avoidance (hereafter TAVOID). We consider 6,585 firm-year observations for sample firm from the Korea Exchange, and we select satisfying of the criteria for firms with positive pre-tax

* Professor, School of Business, Chungbuk National University, First Author

** Professor, Department of Accounting, Soongsil University, Corresponding Author

*** Ph. D., Candidate, School of Business, Chungbuk National University, Co-Author

income and ETR data from 2003 through 2016 to construct four the volatility of Cash (GAAP) ETRs, and the long-run Cash (GAAP) ETRs measures.

Our main results are as follows. First, after controlling for several variables as well as tax avoidance that affect the probability of dividend payouts, we find a negative and significant relation between tax risk (i.e., TRISK) and the probability of dividend payouts. This result suggests that tax risk negatively affects the likelihood of dividend payouts. While, we find no significant association between tax avoidance (i.e., TAVOID) and the probability of dividend payouts. Second, after controlling for several variables as well as tax avoidance that affect the amount of dividend payouts, we find a negative and significant relation between tax risk and the amount of dividend payouts. This result suggest that firms with greater tax risk are less likely to distribute dividends. In addition, we find a negative and significant relation between tax avoidance and the amount of dividend payouts. Third, we find a negative and significant relation between tax risk and the amount of entertainment expenses, we included TAVOID to control for the level of tax avoidance. This result show that firms with greater tax risk are less likely to distribute dividends, suggesting there is an important real opportunity cost of sidelining cash for this purpose. In addition, we find a negative and significant relation between tax avoidance and the amount of entertainment expenses. Fourth, in additional tests, we find a negative and significant relation between tax risk and discretionary expenses (i.e., advertising expenses, welfare expenses), consistent with precautionary motives for holding cash. While, we find a negative and significant relation between tax avoidance and discretionary expenses (i.e., advertising expenses, welfare expenses, donation expenditures). Finally, when we partition the sample into financial constraints (financially constrained firms versus financial unconstrained firms), we found mostly similar results to this version. This is, we no found the effect of tax risk is stronger in the presence of financial constraints.

In sum, we show that tax risk reduces the probability of dividend payouts, the amount of dividend payouts, the amount of entertainment expenses as well as advertising expenses, and welfare expenses. Whereas, we show that tax avoidance reduces the amount of dividend payouts, the amount of entertainment expenses as well as advertising expenses, welfare expenses, and donation expenditures. Thus, tax risk is a relevant determinant of the decision to distribute dividends and of observable dividend levels, and the levels of entertainment expenses as well as discretionary expenses (i.e., advertising expenses, welfare expenses), we find that our results hold when we control for the level of tax avoidance. Therefore, tax uncertainty contributes to overall future cash flow uncertainty and impairs the persistence and predictability of after-tax

cash flows available for distribution. This finding should interest investors, practitioners, tax authorities, regulators, and policymakers as volatile tax payments might be an indicator for lower dividend levels, not only but also lower discretionary expenses (i.e., advertising expenses, welfare expenses). Our findings also provide new evidence to the tax risk and tax avoidance in prior literature.

Key words: Tax risk, Tax avoidance, Precautionary motive, Dividend payouts, Entertainment expenses, Discretionary expenses, Financial constraints

-
- 저자 박종일은 충북대학교 경영대학 경영학부의 재무회계 전공 교수로 재직 중이다. 홍익대학교 경영학부를 졸업한 후, 동 대학의 대학원에서 경영학석사와 박사학위를 취득하였다. 주요 연구분야는 재무보고의 질, 회계이익과 과세소득의 차이, 조세회피, 세무위험, 기업지배구조, 감사위원회, 감사품질, 재무분석가의 이익예측의 특성 등이다.
 - 저자 전규안은 숭실대학교 경영대학 회계학과 교수이다. 서울대학교 경영대학 경영학과를 졸업하였으며, 동 대학의 대학원에서 경영학 석사 및 박사학위(경영학 전공)를 취득하였고, 삼일회계법인과 삼정회계법인에 근무하였다. 주요 연구분야는 조세회피와 세무보고, 회계이익과 과세소득의 차이, 비상장주식평가, 감사품질, 비감사서비스, 감사인선임제도, 감사위원회 등이다.
 - 저자 김수인은 현재 충북대학교 경영대학 박사과정에 재학 중이다. 청주대학교 회계학과를 졸업하였으며, 충북대학교 대학원에서 회계학과 석사를 취득한 후, 동 대학원의 박사과정에 재학 중이다. 주요 연구분야는 재무보고의 질, 배당의 정보효과, 투자효율성, 조세회피, 세무위험, 재무분석가의 이익예측의 특성 등이다.