

조세회피와 기업투명성*

강정연**

<요 약>

조세회피가 세후현금흐름을 증가시켜 기업가치 제고에 기여한다는 전통적인 연구와 달리 최근 대리인 관점의 연구는 조세회피가 대리인문제와 정보비대칭을 발생시켜 기업가치에 부정적인 영향을 줄 수 있다는 주장이 제기되고 있다. 본 연구는 조세회피와 기업가치의 부정적인 관계에 영향을 주는 요인으로 경영자가 사적편익 추구행위를 쉽게 선택할 수 있는 정보환경을 선정하여 정보환경을 반영하는 기업투명성과 조세회피의 관계를 검증하였다.

기업의 투명성의 제고는 정보비대칭을 감소시켜 자본시장의 효율성을 높이고, 투자의 불확실성을 줄여 자본비용을 절감시켜 기업가치의 증가에 기여한다. 조세회피는 본질적으로 과세당국의 추적가능성을 줄이기 위해 불필요하게 거래를 복잡하게 구성할 뿐만 아니라 기업조직을 과도하게 늘려 정보환경의 불투명성을 높일 수 있다. 조세회피로 인한 재무적·조직적 복잡성의 증가로 기업의 투명성이 낮아질 것으로 예상하였다.

조세회피 측정치는 현금유효법인세율(유효법인세율)을 이용하였다. 기업투명성 측정치는 재무분석가 보고서의 수, 스프레드, 연간주식거래회전율, 발생액의 질과 개별요소들의 10분위수의 합계를 표준화하여 투명성지수를 구성하여 사용하였다. 분석기간은 2001년부터 2014년까지 이고, 유가증권 상장기업 중 금융업을 제외한 12월말 결산법인을 대상으로 하였다.

실증결과는 다음과 같다. 첫째, 투명성지수를 이용한 분석에서 조세회피와 기업투명성은 음(-)의 관계를 나타냈다. 둘째, 재무분석가의 수, 스프레드, 연간주식거래회전율, 발생액의 질은 모두 조세회피와 음(-)의 관계를 나타내고 있다. 조세회피가 증가할수록 기업투명성은 낮아지고, 정보비대칭과 불확실성이 증가한다는 것을 의미한다.

본 연구는 대리인 관점과 같이 공격적인 조세회피는 정보환경에 부정적인 영향을 미쳐 비조세비용을 증가시킨다는 실증적인 증거를 제시하였고, 조세회피와 기업가치의 부정적인 관계에 영향을 미치는 요인에 대한 의미 있는 설명을 추가하였다는 점에서 공헌점을 찾을 수 있다.

<주제어> 조세회피, 기업투명성, 발생액의 질, 재무분석가, 이익예측오차, 스프레드

* 이 연구는 2017년도 선문대학교 교내학술연구비 지원에 의하여 이루어졌음.

** 선문대학교 IT경영학과 부교수, jykang@sunmoon.ac.kr

I. 서 론

조세회피는 정부에 귀속될 기업의 자원을 주주에게 이전하는 것으로 정의할 수 있다.¹⁾ 조세회피를 통해 유보된 자원의 처분은 기업가치에 영향을 줄 수 있으므로 이해관계자들의 중요한 관심사항일 뿐만 아니라 기업의 정보환경에도 중요한 영향을 미칠 것이다. 그러나 세무자료의 접근에 제약이 있기 때문에 기업의 조세회피에 대한 정확한 측정에 한계가 있어 세무회계에서 이와 관련된 충분한 연구가 이루어지지 않아 실증결과를 찾아보기 어렵다.

기업의 조세회피에 대한 전통적인 연구들은 조세회피의 명시적인 효익은 확정적이지만 비용은 중요하지 않은 것으로 암묵적으로 가정하고 있다. 그러나 최근의 연구들(Chen and Chu 2005 ; Croker and Slemrod 2005 ; Desai and Dharmapala 2006)은 기업은 소유와 경영이 분리되어 있기 때문에 조세회피를 대리인 관점에서 분석하는 것이 필요하다고 주장한다.

기업의 조세회피 효과를 정확하게 평가하기 위해서는 대리인 관점에서 조세회피에 접근하는 방법이 필요하고, 세금비용 이외의 비세금비용(non-tax costs)에 대해 중요하게 고려해야 한다. 이광숙과 기은선(2016)은 조세회피의 비세금비용에 대한 연구에서 세무조사 추정세액 증가에 따라 자본비용이 상승하고 매출감소가 증가한다고 보고하였다. 최근 연구결과에서 조세회피와 기업가치의 관계는 혼재되어 나타나고 있다(Desai and Dharmapala 2009 ; 전주성 2011 ; 강정연과 고종권 2014). 경영자와 주주의 이해관계의 일치성이 증가하면 대리인비용이 줄어들고 세금 부담이 줄어 세후기업가치가 증가하겠지만, 그렇지 않으면 정보비대칭이 증가하여 경영자가 조세회피를 사적이익 추구의 수단으로 이용할 가능성이 높아져 기업가치에 부정적인 영향을 줄 수 있다. 공격적인 조세회피는 투자자의 미래수익에 대한 불확실성을 증가시키고, 기업의 불투명성과 기업형태 및 거래의 복잡성을 높일 수 있다.²⁾ 예를 들면, 최근 디지털 경제가 성장함에 따라 세법규정의 미비점과 국제거래를 이용하여 조세를 회피하는 사례가 증가하고 있다.³⁾ 이에

1) 조세회피에 대해 일반적으로 받아들여진 개념적인 정의는 아직 없다. 조세회피는 세전이익 또는 현금흐름 단위당 명시적 세금의 감소로 폭넓게 정의되고 있다(Dyrenge et al. 2008). 본 연구에서 조세회피 거래는 명시적 세금의 감소를 발생시키는 모든 거래로 정의한다.

2) 2014. 12. 18자 연합뉴스 기사에 의하면 “감사원의 감사 결과 최근의 탈세는 기존의 국내거래와 실물거래 위주에서 국제거래, 금융·사이버거래로 무대를 옮기고 있는 추세라고 감사원은 설명했다. 탈세 수단 역시 자본·금융거래, 조세회피처 이용 역외탈세, 가격 조작을 통한 소득 이전 등으로 다변화하고 있다.”라고 하여 기업형태와 거래방식이 계속적으로 복잡해지고 있다는 것을 알 수 있다.
 <숫자로 경영하라4>에서 다음과 같은 사례를 소개하고 있다. “2009년 오비맥주가 KKR/AEP에 인수되는 과정을 살펴보면 네덜란드에 2개, 한국에 2개의 SPC가 순차적으로 설립되었다. 국세청은 KKR/AEP가 설립한 몰트홀딩에 지급한 7,200억 원의 배당금에 대해 배당소득세 1,600억 원을 부과하였지만 조세심판원은 세금부과가 부당하니 돌려주라고 결정했다.” 자세한 내용은 <숫자로 경영하라4 ; 최종학 저>를 참고.

3) 재정포럼(2013.7)의 현안분석(다국적 IT기업의 조세회피 행태와 시사점 : 애플·구글의 사례를 중심으로

따라 OECD는 국제조세회피 문제인 BEPS(Base Erosion and Profit Shifting 이하 BEPS)에 공동으로 대응하기 위한 방안을 모색하고 있다. 특히 국제거래의 투명성을 제고하여 과세기반을 확보하기 위한 방안을 중점적으로 추진하고 있고, 우리나라도 BEPS에 대한 OECD의 대응에 적극적으로 참여하고 있다.

기업 투명성의 제고는 이해관계자 간의 정보비대칭을 감소시켜 자본시장의 효율성을 제고시키고 투자의 불확실성을 줄여 자본비용을 절감시키는 중요한 역할을 한다.⁴⁾ 또한 기업투명성은 부패를 방지하고 거래비용을 줄여 기업가치의 증가에 긍정적인 영향을 주고, 경영자의 기회주의적 행동으로 인한 잠재적 주주의 부 감소와 관련된 위험을 줄일 수 있다(Bushman and Smith 2001, 2003 ; Bushman et al. 2004). 그러나 투명성이 하락하면 정보비대칭은 증가하고 기업의 대리인 문제를 악화시켜, 거래비용의 증가와 여러 가지 문제를 발생시킨다.

대리인 관점에서 공격적인 조세회피는 기업의 불투명성을 강화하고 정보비대칭을 증가시켜 자본시장에서 부정적인 요인으로 작용한다. 경영자는 세무조사의 적발 가능성을 낮추기 위해 거래를 복잡하고 만들고 다른 거래로 위장하며, 때로는 합법적이지 않은 방법을 사용할 것이고, 불필요한 조직을 확장하여 복잡한 내부거래를 통해 추적가능성을 낮추려고 시도하고 있다. 이에 따라 투자자는 세무정보에 대한 공시내용의 부족으로 조세회피의 본질에 대해 판단하기 쉽지 않기 때문에 상대적으로 높은 기대수익률을 요구할 것이다.

본 연구는 조세회피와 경영자의 기회주의적 행동을 쉽게 할 수 있는 정보환경의 관련성에 대해 검증하고자 하였다. Desai and Dharmapala(2006) 이후의 연구들은 조세회피가 경영자의 사적 편익 추구수단으로 이용된다는 실증결과들을 제시하고 있지만, Blaylock(2015)의 연구와 같이 아직까지 직접적인 증거를 확인하기는 어렵다. 조세회피가 불투명한 정보환경을 만든다면 경영자는 외부의 감시가 어려운 상황을 이용하여 사적이익을 위한 행동을 선택할 것이다. 따라서 조세회피와 기업의 정보환경의 관계에 대한 검증은 중요한 의미를 가지고 있다.

로, 안종석)에서 구글의 조세회피 사례로 ‘Double Irish with Dutch Sandwich’ 전략을 설명하고 있다. 애플이 미국외 매출에 대한 원천지 과세를 회피하기 위해 개발하여 사용한 것으로 지금은 다른 IT 기업들도 대부분 이 전략을 적용하고 있는 것으로 알려져 있다. 미국에서 수행한 연구개발에 대해 아일랜드 자회사가 어느 정도의 비용을 부담하고 성과물인 지적재산권에 대해 미국 내 사용권리는 미국의 모기업이, 미국 외부의 사용권리는 아일랜드 자회사가 가지는 방식으로 계약을 체결하면 지적재산권을 아일랜드 자회사로 이전하는 것이 가능하다. 네덜란드 자회사를 통과함으로써 아일랜드 자회사(SI2)는 원천징수세 부담 없이 사용료를 아일랜드 자회사(SI1)로 이전할 수 있다. 이와 같이 두 개의 아일랜드 기업 사이에 하나의 네덜란드 기업이 개입하게 되어 이 전략을 ‘Double Irish with Dutch Sandwich’ 전략이라고 한다.

- 4) IMF(1998)은 기업의 투명성(corporate transparency)은 기존의 조건(condition), 의사결정 및 행동(action) 등에 대한 정보의 접근이 가능하고 가시적이며 이해가능하게 만들어가는 과정이라고 정의한다. IMF(1998)에 따르면 투명한 정보는 적시성과 완결성, 일관성, 위험관리, 감사와 통제과정에 대한 속성을 포함해야 한다.

본 연구는 2001년부터 2014년까지 국내 유가증권 상장기업을 대상으로 분석하였다. 조세회피는 현금유효법인세율(유효법인세율), 산업·규모조정 현금유효법인세율(유효법인세율)을 사용하였고, 기업투명성은 재무분석가 보고서의 수, 매수-매도호가 스프레드, 연간주식거래회전율, 발생액의 질과 이들 개별요소들의 10분위수의 합계를 표준화하여 투명성지수를 구성하여 사용하였다. 투명성지수를 종속변수로 하고 조세회피를 독립변수로 회귀분석한 결과, 조세회피와 기업투명성은 부정적인 관계를 나타내는 것으로 나타났다. 투명성지수를 개별구성요소로 분해하여 분석한 결과도 일관되게 서로 음(-)의 관계를 나타내고 있다.

본 연구는 우리나라 기업에 대한 조세회피와 기업투명성의 관계에 대한 실증결과를 제시하고 있다. 본 연구의 실증결과는 조세회피로 인한 기업투명성의 하락이 기업가치에 부정적인 영향을 미치는 중요한 요인들 중 하나라는 점을 밝히고, 조세회피와 경영자의 사적편익 추구행위 사이의 관계에 대한 논리적인 설명을 추가하였다. 즉, 우리나라에서 조세회피가 기업가치 증가로 연결되지 않는 원인들 중 하나를 검증하였다는 점에서 의미가 있다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 선행연구를 검토하고, 제Ⅲ장에서는 가설 설정과 연구모형에 대해 설명하고 변수측정 방법과 표본의 선정절차를 설명한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하고, 제Ⅴ장에서는 결론을 기술한다.

Ⅱ. 이론적 배경 및 선행연구

조세회피를 통해 기업의 세후 현금흐름이 늘어나므로 기업가치가 증가할 것으로 예상하는 조세회피에 대한 전통적인 견해의 연구들이 있다(Graham and Tucker 2006 ; Wilson 2009 ; Lisowsky 2010). 그러나 최근 연구들은 소유와 경영이 분리된 환경에서 조세회피는 대리인 비용을 발생시키고, 기업의 투명성을 하락시켜 자본시장에서 기업가치가 상대적으로 낮게 평가될 수 있다고 주장하고 있다. 조세회피에 대한 전통적인 견해의 연구는 조세회피의 비용에 대해 충분하게 고려하지 않는 반면에 대리인 관점의 연구는 조세회피로 발생하는 비용을 중요한 것으로 평가하고 있으며 조세회피와 기업 정보환경의 관련성에 대한 관심이 크게 증가하고 있다.

Desai and Dharmapala(2006)은 경영자에 대한 유인보상 수준과 조세혜택거래 수준 사이에 유의한 음(-)의 관계를 검증하였다. 유인보상과 조세혜택거래의 관계는 강력한 지배구조를 가진 기업에서는 나타나지 않았고, 지배구조가 취약한 기업에서 유의하게 나타났다. 기업지배구조가 취약한 기업은 기업의 투명성이 낮고 정보비대칭이 크기 때문에 외부투자자의 감시가 어려우므로 경영자는 사적편익을 추구하기 위해 기회주의적으로 행동하기 쉬울 것이다. 그러므로 불투명한 기업의 기회주의적인 경영자는 조세회피를 유인보상의 보완적인 수단으로 이용할 것이다.

조세회피 거래는 과세당국의 추적을 피하기 위해 기업의 정보흐름을 제한하고, 불필요하게

복잡한 형식으로 수행되는 경우가 많다. Dhaliwal et al.(2011)은 조세회피와 기업의 현금보유는 부정적인 관계에 있다는 증거를 제시하였다. 조세회피를 통해 기업의 현금보유를 늘릴 수 있지만, 기업의 정보의 흐름을 제한하기 때문에 경영자와 외부주주의 이해관계를 악화시킬 수 있다. 투자자들이 조세회피가 사적편익 추구행위로 이용될 수 있다고 인식한다면 현금보유에 대해 부정적으로 반응할 것이다. Kim et al.(2010)은 조세회피가 기업의 정보환경에 부정적인 효과를 가져와 음(-)의 수익률을 발생시킨다는 실증적인 증거를 제시하고 있다. 김민수와 임현일(2015)은 조세회피와 변동성이 증가할수록 추가급락위험이 증가하는 것으로 보고하였고, 조세회피가 기업의 불투명성을 측정하는 추가적인 정보효과를 갖는다고 주장하였다.⁵⁾ 김임현 외(2015)는 조세회피와 ERC는 음(-)의 관계를 나타냈다. 이런 관계는 재무분석가 수가 증가하면 완화되는 것으로 보고하였다. 조세회피가 회계정보의 유용성에 부정적인 영향을 주는 것으로 볼 수 있다.

Balakrishnan et al.(2014)은 공격적 조세회피와 기업투명성 사이에 음(-)의 관계를 보고하였다. 조세회피 기업은 상대적으로 투명성이 낮은 정보환경을 가지고 있고, 공격적 조세회피는 본질적으로 추적을 회피하기 위해 재무적·조직적 복잡성을 증가시킬 것이다.

이찬호와 김진섭(2014)은 기업설명회 개최는 기업의 조세회피 수준과 음(-)의 관련성을 보고하였고, 기업설명회를 개최하는 기업이 조세회피 수준이 낮고 신뢰성 높은 회계정보를 공시하는 것으로 해석하였다. 홍창목과 정진향(2013a)은 경영자에 대한 외부모니터링으로서 감사위원회의 역할과 시장투명성이 조세회피와 유의적인 음(-)의 관계를 나타내는 것으로 보고하였고, 홍창목·정진향(2013b)은 조세회피 수준이 높을수록 재무분석가 이익예측 정확성은 감소하고, 재무분석가 이익예측분산과 주식거래회전율은 증가하는 것으로 보고하였다. 김진수와 김임현(2016)은 조세회피와 정보비대칭간에 양(+)의 관계를 보고하였고, 정보비대칭의 측정치로는 일별주식수익률의 표준편차를 이용하였다. 유현수 외(2017)는 Barth et al.(2013)의 이익투명성 측정치를 사용하여 조세회피 수준과 관계를 검증하였고, 이익투명성이 낮을수록 조세회피 수준이 증가하는 것으로 나타났다.⁶⁾

홍창목·정진향(2013b)과 본 연구의 차이점은 첫째, 조세회피 측정치의 차이가 있다. 홍창목·정진향(2013b)에서 사용된 BTD의 잔차(DD_BT D)는 조세회피뿐만 아니라 기계적인 차이가

5) 김민수와 임현일(2015)의 연구는 조세회피와 기업불투명성을 양(+)의 관계로 가정하고 있다. 조세회피가 증가할수록 추가급락위험이 증가하는 것을 기업불투명성이 추가급락위험을 높이는 것으로 해석하고 있다. 이는 무리한 가정으로 조세회피와 기업불투명성의 관계는 실증적으로 검증해야할 문제로 생각된다. 또한 조세회피를 재무이익과 세무이익의 차이(BTD)로 측정하고, 변동성을 BTD의 표준편차를 이용하였다. 이와 같은 조세회피 측정치는 측정오차의 가능성을 배제하기 어렵기 때문에 실증세무회계연구에서는 거의 사용되지 않는다.

6) 유현수 외(2017)와 본 연구의 차이점은 첫째, 유현수 외(2017)는 이익(회계)투명성이 조세회피에 미치는 영향을 검증하였고, 본 연구는 조세회피와 기업투명성의 관계 검증하였다. 둘째, 투명성 측정치의 차이이다. 유현수 외(2017)는 Barth et al.(2013)의 이익투명성 측정치를 이용하여 이익투명성을 측정한 반면에 본 연구는 개별 기업투명성 측정치와 이를 지수(index)로 구성한 측정치를 이용하였다.

지 포함하고 있어 측정오차가 포함될 가능성이 높다(고종권 외 2013).⁷⁾ 이를 보완하기 위해 본 연구는 현금유효법인세율(유효법인세율)과 개별기업의 상대적인 비정상적 조세회피 수준을 측정하기 위한 산업·규모조정 (현금)유효법인세율을 이용하였다. 둘째, 홍창목·정진향(2013b)은 표본기간이 2005년부터 2009년으로 상대적으로 짧아 분석결과가 표본기간의 영향을 받을 수 있지만, 본 연구는 2001년부터 2014년까지 확장된 기간을 대상으로 검증하여 분석결과의 안정성을 높였다. 셋째, 기업투명성의 개별측정치의 측정오차가 포함될 가능성이 있기 때문에 본 연구는 기업투명성을 종합적으로 평가할 수 있는 기업투명성 지수를 사용하여 검증하였다. 그리고 국내 선행연구에서 아직 검증되지 않은 매수-매도호가 스프레드(이하 SPREAD)와 재무보고의 질을 이용하였다.

선행연구의 결과를 정리하면 공격적인 조세회피는 거래의 추적가능성을 낮추기 위한 복잡한 거래와 불필요한 조직이 늘어날수록 기업의 불투명성은 증가하는 것으로 나타나고 있다. 기업의 불투명성 증가는 기업정보의 공시를 제한하여 경영자와 외부투자자의 정보비대칭을 증가시키고, 기업정보의 전달에 편의를 증가시킬 것이다. Desai and Dharmapala(2006)의 주장과 같이 조세회피는 경영자의 사적편익 추구수단으로 이용될 수 있다고 주장하지만, 조세회피와 정보환경의 관계에 대한 실증적인 증거는 아직 충분하지 않기 때문에 이에 대한 충분한 검증이 필요하다.

III. 연구설계

1. 연구가설

기업은 일반적으로 소유와 경영이 분리되어 있기 때문에 경영자는 주주의 이익에 부합하지 않는 행동을 할 수 있고, 경영자와 주주의 이해를 일치시키기 위한 여러 가지 수단들은 기업 투명성에 중요한 영향을 미친다. Bushman and Smith(2001, 2003)은 기업의 불투명성은 외부투자자가 경영자를 감시하는 것이 어렵기 때문에 대리인 문제를 악화시킨다고 보고하였다. 기업투명성은 부패를 방지하고 거래비용을 줄여 자본비용을 낮추고, 기업가치의 증가에 긍정적인 효과를 미치는 것으로 보고되고 있다. 그러나 기업의 불투명성은 기회주의적인 경영자의 사적이익 추구수단(rent extraction)을 사용하기 쉽게 만든다. 따라서 외부주주가 조세회피 거래가 기업의 불투명성을 증가시키고, 경영자의 사적이익 추구행위로 이용된다고 의심하면 조세회피에 대한 부정적인 효과는 커질 것이다.

Desai and Dharmapala(2009)는 조세회피는 경영자의 사적편익 추구수단으로 이용되기 때문에

7) 고종권 외(2013) “실증세무연구의 개관” 주석 57) 참조.

기업가치 증가에 영향을 미치지 않는다고 주장하였다. 그러나 조세회피가 경영자의 사적이익 추구행위로 이용된다는 직접적인 증거는 아직 찾기 어렵다.⁸⁾ 조세회피와 사적이익 추구행위의 관계를 검증하기 위해서 조세회피가 경영자의 기회주의적인 행동을 쉽게 만들 수 있는 정보환경에 미치는 영향에 대한 검증이 필요하다. 조세회피 때문에 발생하는 기업투명성의 악화는 경영자의 외부감시 없이 기회주의적 행동을 하기 쉽게 하고, 조세회피가 기업가치에 부정적인 영향을 미치는 주된 요인들 중 하나일 것이다.

조세회피가 기업의 정보 흐름을 제한한다면 경영자의 기회주의적 행동은 추적가능성이 낮을 것이다. 김민수와 임현일(2015)도 국내 기업을 대상으로 유사한 실증결과를 보고하였다. Balakrishnan et al.(2014)은 재무보고의 투명성과 공격적 조세회피는 서로 상충적인 관계에 있음을 확인하였다. 경영자와 외부주주의 정보비대칭은 기업의 대리인 문제를 악화시키고, 거래비용의 증가와 여러 가지 문제를 발생시킨다.

기업의 투명성의 제고는 이해관계자 간의 정보비대칭을 감소시켜 자본시장의 효율성을 높이고, 투자의 불확실성을 줄여 자본비용을 절감시켜 기업가치의 증가에 기여한다. 조세회피는 본질적으로 과세당국의 추적가능성을 줄이기 위해 불필요하게 거래를 복잡하게 구성할 뿐만 아니라 기업조직을 늘려 정보환경을 불투명하게 만들 수 있다. 조세회피로 인한 재무적·조직적 복잡성의 증가로 기업의 투명성은 낮아질 것으로 예상하여 조세회피와 기업의 정보환경의 관계를 검증하기 위해 다음과 같이 가설을 설정하였다.

가설 : 조세회피와 기업투명성은 음(-)의 관계를 가질 것이다.

2. 연구모형

기업투명성과 조세회피의 관계를 실증적으로 검증하기 위해 다음 식(1)과 같이 연구모형을 설정하였다.

$$\begin{aligned} TRANS_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 TAXA VOID_{i,t} + \beta_2 BTD_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} \\ & + \beta_6 AGE_{i,t} + \beta_7 MTB_{i,t} + \beta_8 Std_SALE_{i,t} \\ & + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

<변수설명>

TAX AVOIDANCE

CASH ETR : (법인세납부액의 합계/세전이익의 합계)×(-1)

8) Blaylock(2015)은 미국기업을 대상으로 조세회피와 경영자 사적이익 추구 행위와 관계를 검증하였으나 유의한 결과를 확인하지 못하였다. Blaylock(2015)의 분석결과를 조세회피가 경영자 사적이익 추구행위와 관계가 없다고 단정하기 보다는 경영자의 사적이익 추구행위를 직접적으로 측정하기 어렵기 때문에 사적이익 추구행위에 측정오차의 문제가 포함될 가능성을 고려해야 한다.

GAAP ETR : (법인세비용의 합계/세전이익의 합계) $\times (-1)$
 Adj CASH ETR : 산업별 · 규모별 CASH ETR 평균값 - 개별기업 CASH ETR
 Adj GAAP ETR : 산업별 · 규모별 GAAP ETR 평균값 - 개별기업 GAAP ETR

Corporate Transparency

TRANS_Index : 투명성지수의 4개 구성요소 10분위 점수의 합계를 40으로 나눈 값
 Analyst Coverage : 재무분석가 보고서 수의 로그값
 SPREAD : (일별 매도 - 매수호가 스프레드의 연도별 평균)의 로그값 $\times (-1)$
 Volume : (t기 4월부터 t+1기의 3월까지의 Σ (일별거래량/상장주식수)) $\times (-1)$
 AQ : Dechow and Dichev(2002)의 Accrual Quality $\times (-1)$

Control Variables

BTD : ((세전이익 - 과세소득)/기초 총자산)의 절대값
 SIZE : 총자산의 로그값
 LEV : 부채총계/총자산
 ROA : 세전이익/기초 총자산
 AGE : (1 + 상장기간_년)의 로그값
 MTB : 자본의 시장가치/자본의 장부가치
 Std_SALE : 5년간 영업현금흐름/기초총자산의 표준편차

연구모형에서 종속변수는 기업투명성의 대용치로 재무분석가의 보고서 수(이하 Analyst Coverage), SPREAD, 연간주식거래 회전율(이하 Volume)과 발생액의 질(Accrual Quality, 이하 AQ)을 사용하였고, 이들을 구성요소로 하여 기업투명성지수(이하 TRANS_Index)를 구성하였다.⁹⁾ 주요 관심변수인 조세회피(TAXAVOID)는 현금유효법인세율(이하 CASH ETR), 산업 · 규모조정 현금유효법인세율(이하 Adj CASH)과 유효법인세율(이하 GAAP ETR), 산업 · 규모조정 유효법인세율(이하 Adj GAAP)을 사용하였다. 기업투명성과 조세회피의 측정에 대해서는 다음 변수측정 부분에서 자세히 설명한다. 조세회피와 기업가치의 관계에 대한 가설은 β_1 이 유의한 음(-)의 값을 나타낸다면 가설이 지지되는 것으로 해석할 수 있다.

선행연구에서 정보환경에 영향을 주는 것으로 보고된 기업특성 변수들을 통제변수로 포함하였다(Lang and Lundholm 1996 ; Anderson et al. 2009). 연구모형에 포함된 통제변수는 재무이익 - 세무이익의 차이(BTD), 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 총자산이익률(ROA), 상장기간(AGE), 시장가치 - 장부가치 비율(이하 MTB), 과거 5년간 매출액의 표준편차(Std_SALE)이다.

BTD는 세전이익에서 추정과세소득을 차감하여 기초총자산으로 나눈 값의 절대값으로 측정하였다. Comprix et al.(2010)와 Dhaliwal et al.(2008)은 BTD는 이익조정과 자본비용에 부정적인 영향을 주는 것으로 보고하였다. 또한 공격적 조세회피의 측정치로 이용되기도 한다(Desai and

9) SPREAD, Volume, AQ는 커질수록 기업투명성이 낮아지고 Analyst coverage는 커질수록 기업투명성이 증가하기 때문에 해석의 편의를 위해 앞의 세 변수에 (-1)을 곱해 방향을 전환하여 Analyst coverage와 해석이 일치되게 조정하였다.

Dharmapala 2006 등). BTD가 기업투명성과 조세회피에 미치는 영향을 통제하기 위해 포함하였고 회귀계수는 음(-)의 값을 나타낼 것으로 기대된다. 기업규모(SIZE)는 총자산 장부가액의 로그값으로 측정하였다. 기업규모가 클수록 정보가 증가하고, 재무분석가의 수와 보고서의 수가 증가한다. 정보의 양이 증가하고 정보의 전달이 원활하다면 기업의 투명성은 증가할 것이다. 그러므로 SIZE의 회귀계수는 양(+)의 값을 가질 것으로 예상된다. 부채비율(LEV)은 부채총계를 총자산으로 나눈 값이다. 부채비율이 높은 기업은 재무적 곤경에 빠질 가능성이 높기 때문에 기업정보에 대한 공시를 줄일 것이므로 기업투명성은 낮아질 것이다. LEV의 회귀계수는 음(-)의 값을 가질 것이다.

ROA는 세전이익을 기초총자산으로 나누어 측정하였다. 성과가 우수한 기업은 이해관계자에게 기업정보를 전달하기 위해 공시수준을 높일 것이고, 늘어난 정보는 기업의 투명성을 높일 것이다. 그러므로 ROA의 회귀계수는 양(+)의 값을 가질 것이다. AGE는 거래소 상장기간의 로그값으로 측정하였다. 상장된 기간이 긴 기업은 자본시장에 공개된 정보가 상대적으로 많을 것이므로 AGE는 양(+)의 부호를 나타낼 것이다. MTB는 자산의 시장가치를 자산의 장부가치로 나누어 측정하였다. 성장성이 높은 기업은 독점적인 정보를 많이 가지고 있기 때문에 정보의 공시수준이 낮기 때문에 기업투명성이 낮아질 수 있다. 반면에 높은 성장성을 가진 기업은 외부자금 조달의 필요성이 증가하므로 자본조달을 원활하게 하고 자본비용을 낮추기 위해 정보공시를 늘려 기업투명성이 증가할 수 있다(Frankel et al. 1995). 그러므로 MTB의 회귀계수는 부호를 예측하지 않는다. Std_SALE은 과거 5년간의 매출액의 표준편차를 이용하여 측정하였다. Std_SALE이 큰 기업은 정보비대칭이 큰 것으로 볼 수 있다. 그러므로 Std_SALE은 음(-)의 회귀계수를 가질 것으로 예상된다. 분석결과의 연도와 산업효과를 통제하기 위해 모든 모형에 연도더미와 산업더미를 추가하였다.

3. 변수측정

가. 조세회피

Dyren et al.(2008)은 기업의 실질적인 법인세 부담을 이용하여 조세회피 수준을 측정하기 위해 장기 CASH ETR을 사용하였다. CASH ETR은 법인세납부액을 세전이익으로 나누어 측정한다. CASH ETR은 실질적인 기업의 조세부담을 측정할 수 있다는 장점이 있지만, 분모는 회계이익인 데 비해 분자의 법인세납부액은 세법상 금액으로 당기 법인세뿐만 아니라 다른 기간의 법인세도 포함될 수 있어 분자와 분모의 시차대응에 대한 문제가 있을 수 있다. 본 연구에서는 CASH ETR을 1년 기준으로 측정하였다.

포괄손익계산서의 법인세비용을 세전이익으로 나누어 계산한 GAAP ETR을 측정하였다. GAAP ETR은 자료의 제약이 없고 측정이 용이하다는 장점이 있지만, 분자로 법인세비용을 사

용하기 때문에 당기 법인세뿐만 아니라 미래의 법인세부담인 이연법인세도 포함되어 있고, 분모인 세전이익이 음(-)인 경우에는 분석결과를 해석하기 어렵다는 한계점이 있다. CASH ETR과 GAAP ETR의 계산식은 다음과 같다.

$$CASH\ ETR = \frac{\text{법인세납부액}}{\text{세전이익}} \quad (2)$$

$$GAAP\ ETR = \frac{\text{법인세비용}}{\text{세전이익}} \quad (3)$$

조세회피가 증가할수록 GAAP ETR과 CASH ETR은 낮아질 것이다. GAAP ETR과 CASH ETR에 (-1)를 곱하여 조세회피가 증가할수록 CASH ETR이 커지는 것으로 방향을 전환하여 사용하였다.

동일산업과 유사한 규모에 속하는 개별기업의 상대적인 비정상적 조세회피 수준을 측정하기 위한 방법으로 연도별로 산업별·규모별 CASH ETR 평균값에서 개별기업의 CASH ETR을 차감하여 Adj CASH를 계산한다. 이와 같은 측정방법은 CASH ETR과 GAAP ETR에 비해 공격적인 조세회피 수준을 포착할 수 있을 것이다. Adj GAAP도 동일한 방법으로 측정한다. Adj CASH와 Adj GAAP은 값이 커질수록 조세회피의 수준이 증가하는 것으로 해석한다. Adj CASH와 Adj GAAP의 계산식은 다음과 같다.

$$Adj\ CASH = [\text{산업별} \cdot \text{규모별 CASH ETR의 평균값}] - \text{CASH ETR} \quad (4)$$

$$Adj\ GAAP = [\text{산업별} \cdot \text{규모별 GAAP ETR의 평균값}] - \text{GAAP ETR} \quad (5)$$

나. 기업투명성

본 연구는 Balakrishnan et al.(2014)과 같이 기업투명성 수준을 정보의 불확실성, 정보비대칭, 재무보고의 질로 세 가지 측면에서 평가하였다. 정보의 불확실성을 측정하기 위해 Analyst Coverage를 사용하였다. 정보비대칭의 측정을 위해 SPREAD와 Volume을 사용하였고, 재무보고의 질을 측정하기 위해 AQ을 이용하였다.

재무분석가는 정보중개자로서 기업가치에 대한 정보를 수집하고 분석하여 보급하는 역할을 하고 있다. 선행연구에서는 Analyst Coverage가 많을수록 기업정보가 풍부해지고 정보의 불확실성이 개선되는 것으로 보고되고 있다(Gleason and Lee 2003). Analyst Coverage가 증가할수록 기업의 투명성이 증가하는 것으로 볼 수 있다. Allen et al.(2016)은 Analyst Coverage가 증가할수록 조세회피가 억제된다고 보고하였다. 이에 근거하여 조세회피 수준과 재무분석가 보고서의 수는 음(-)의 관계를 가질 것으로 예상된다.

SPREAD는 일별 매도-매수호가 스프레드의 연도별 평균에 자연로그를 취한 값이고, 매도-

매수호가 스프레드는 매도호가와 매수호가의 매매강도가 같아 매도-매수호가 가운데서 매매가 이루어진다고 가정하여 측정하는 방법이다. 매수주문과 매도주문의 가격 차이가 투자자들 사이의 정보비대칭으로 발생하므로 SPREAD가 클수록 정보비대칭이 큰 것으로 해석 할 수 있다 (Glosten and Milgrom 1985 ; Bessembinder 2003 ; 라채원 2007 ; 박지혜와 조중석 2015 등). 조세회피 수준이 증가할수록 정보비대칭이 증가하여 SPREAD는 증가할 것이다.

Volume은 표본기업의 일별거래량을 합산하여 발행주식수로 표준화하여 측정하였다. Karpoff (1986)와 Harris and Raviv(1993)는 자본시장 참여자와 기업 간의 정보비대칭이 심화될수록 자본 시장 참여자들 간의 거래가 활발하게 이루어질 것이라고 주장하였다. 모든 자본시장 참여자들이 해당 기업에 대해 동일한 수준의 정보를 가진다면 주식시장에서 거래가 이루어지지 않는다는 가정에 근거하고 있다. 그러므로 Volume이 클수록 기업의 정보비대칭은 증가할 것이다. 이에 근거하여 조세회피가 증가할수록 Volume은 증가할 것으로 예상된다.¹⁰⁾

채무보고의 투명성을 측정하기 위해 AQ를 포함하였다. Dechow and Dichev(2002)에 의해 제시된 AQ는 채무회계에서 이익의 질을 평가하기 위한 측정치로 이용되고 있다(Francis et al. 2004). AQ의 값이 클수록 이익의 질이 낮아 채무보고의 투명성이 낮은 것으로 추정한다. AQ는 Francis et al.(2004)에서 제시된 방법에 따라 측정하였다. 조세회피 수준이 증가할수록 발생액의 질은 하락할 것이다.

네 개의 기업투명성 측정요소 중에서 Analyst Coverage는 정보중개자이며 전문가인 재무분석가의 평가를 반영하는 측정요소이고, SPREAD와 Volume은 투자자들 사이의 정보비대칭을 반영하고, AQ는 일반적인 자본시장 참여자가 인식하는 정보비대칭을 평가하는 요소이다. 본 연구는 Anderson et al.(2009)의 방법을 참고하여 네 가지 측정치를 구성요소로 하여 TRANS_Index를 구성하였다. 기업투명성 개별구성요소의 방향성을 일치시키고 해석을 용이하게 하기 위해 SPREAD, Volume과 AQ는 측정값에 (-1)을 곱하였다. 개별구성요소를 10분위수로 순위를 부여하고, 개별요소 순위의 합계를 40으로 나누었다.¹¹⁾ 위와 같은 방법으로 구성된 TRANS_Index

10) Karpoff(1986)와 Harris and Raviv(1993)와 달리 Leuz and Verrecchia(2000)는 Volume을 시장유동성의 측정치라고 주장하였다. Volume은 투자자들이 시장에서 주식거래를 하고자 하는 의도를 나타내고, Volume이 높다는 것은 주식을 매매하려는 투자자들이 많다는 것을 의미한다. 즉 자본시장에서 정보비대칭이 작기 때문에 주식거래량이 증가하는 것이다. 따라서 투자자들이 시장에서 주식거래를 하고자 하는 의도는 정보비대칭과 역의 관계를 가지고 있다(Glosten and Milgrom 1985). 이와 같은 선행연구에 의하면 Volume의 증가는 정보비대칭의 증가 또는 감소로 해석될 수 있다. 본 연구에서는 Karpoff (1986)와 Harris and Raviv(1993)의 주장에 따라 Volume의 증가는 정보비대칭이 증가하는 것으로 해석하였다. 홍창목·정진향(2013b)은 Chen et al.(2009)에 따라 조세회피수준이 높을수록 거래회전율은 증가할 것으로 예상하였다.

11) <표 2> 기술통계량과 같이 기업투명성 측정요소 중에서 다른 기업투명성 측정치는 4,916개이고, 반면에 Analyst Coverage는 자료의 제약으로 2,898개 이다. 기업투명성지수 구성에서 자료의 손실을 줄이기 위해 Analyst Coverage가 결손으로 나타난 기업은 Analyst Coverage 값을 0으로 대체하여 기업투명성

는 0.1에서 1.0 사이의 값을 갖고, TRANS_Index가 클수록 기업투명성 수준이 높은 것으로 해석할 수 있다. TRANS_Index는 다양한 요소의 특성을 반영할 수 있고, 개별요소의 측정오차를 완화할 수 있다는 장점이 있다. 조세회피가 증가할수록 TRANS_Index는 낮아질 것이다.

4. 표본의 선정

본 연구는 2001년부터 20014년까지 한국거래소에 상장된 유가증권 상장기업을 대상으로 표본을 선정하였다. 재무자료가 부족한 기업, 금융업을 영위하는 기업과 결산 월이 12월이 아닌 기업을 제외하였다. 결손법인은 조세회피 유인의 차이가 있기 때문에 세전이익과 법인세납부액이 음(-)인 기업은 표본에서 제외하였다. CASH(GAAP) ETR은 극단치의 영향을 줄이기 위해 세전이익이 1억 원 이하인 기업은 제거하였고, CASH(GAAP) ETR이 0과 1을 벗어나는 값을[0, 1]로 조정하였다. 재무데이터는 나이스신용평가정보(주) KIS-VALUE를 이용하였고, 주가와 재무분석가 관련 자료는 Data-Guide Pro를 이용하였다. 법인세비용 자료는 감사보고서의 관련 주석사항에서 수집하였다. 극단치로 인한 영향을 최소화하기 위해 변수들의 상·하위 1% 이내의 값을 상·하위 1% 값으로 조정하였다. 본 연구의 최종표본은 4,916개 기업/연이다.¹²⁾ <표 1>은 표본의 연도별·산업별 분포를 나타내고 있다. 연도별 분포는 분석기간이 경과함에 따라 표본수가 점차 증가하고 있고, 산업별 분포는 석유·화학 제조업과 전기·전자 제조업의 비중이 상대적으로 높고 그 외 산업은 표본의 구성 비율 차이가 크지 않은 것으로 나타나고 있다.

〈표 1〉 표본의 분포

패널 A : 연도별 분포		
연 도	표본수	비 율
2001	216	4.39%
2002	278	5.66%
2003	294	5.98%
2004	303	6.16%
2005	347	7.06%
2006	343	6.98%
2007	378	7.69%
2008	341	6.94%
2009	399	8.12%

지수를 측정하였다.

- 12) 최종표본은 4,916개 기업/연이다. 단, Analyst Coverage는 자료의 제약으로 2,898개 기업/연이고, 따라서 Analyst Coverage에 대한 회귀분석에 사용된 표본 수는 다른 분석과 차이가 있다.

〈표 1〉 표본의 분포 (계속)

연 도	표본수	비 율
2010	440	8.95%
2011	400	8.14%
2012	391	7.95%
2013	386	7.85%
2014	400	8.14%
합계	4,916	100.00%

패널 B : 산업별 분포

산업분류	표본수	비 율
어업, 가구 목재 및 나무제품 제조	129	2.62%
식품, 음료 제조업	286	5.82%
섬유, 의복, 가죽 제조업	181	3.68%
펄프 종이 종이제품 제조업	146	2.97%
석유, 화학, 고무 제조업	643	13.08%
의료용물질 의약품 제조업	236	4.80%
비금속 광물제품 제조업	154	3.13%
1차 금속, 금속가공품 제조업	421	8.56%
전기장비, 전자부품 기계장비 제조업	624	12.69%
자동차, 기타운송장비, 전기가스 제조업	490	9.97%
종합건설, 전문직별 공사업	286	5.82%
도·소매 상품중개업	363	7.38%
수상 육상 항공 운송 창고업	100	2.03%
출판, 영상, 방송, 통신, 등	142	2.89%
기타 서비스업 등	715	14.54%
합 계	4,916	100.00%

IV. 실증분석결과

1. 기술통계량 및 상관관계 분석

〈표 2〉는 주요변수들의 기술통계량이다. 조세회피 변수인 CASH ETR의 평균값(중위수)은

-0.230(-0.215)이고, GAAP ETR의 평균값(중위수)은 -0.225(-0.231)로 나타나고 있다.¹³⁾ Adj CASH는 평균값(중위수)이 0(0.011)이고 Adj GAAP은 0(0.000)으로 나타나고 있다. 산업별·규모별 법인세부담의 평균보다 낮은 법인세부담을 하는 기업이 절반 정도인 것으로 나타나고 있다. TRANS_Index는 평균값(중위수)이 0.497(0.500)이다. TRANS_Index의 개별 구성요소의 기술통계량은 다음과 같다. Analyst Coverage는 평균값(중위수)이 3.922(4.263)이고, SPREAD은 평균값(중위수)이 5.004(5.069)이다. Volume은 평균값(중위수)이 5.309(5.327)이고, AQ는 평균값(중위수)이 -0.077(-0.069)이다. BTD는 평균값(중위수)이 0.042(0.025)로 나타났고, LEV는 평균값(중위수)이 0.458(0.451)이다. ROA는 평균값(중위수)이 0.061(0.048)로 나타났다.

〈표 2〉 기술통계량

변수	N	평균값	표준편차	25%	중위수	75%
CASH ETR	4,916	-0.230	0.200	-0.299	-0.215	-0.095
GAAP ETR	4,916	-0.225	0.155	-0.284	-0.231	-0.148
Adj CASH ETR	4,916	0	0.171	-0.072	0.011	0.107
Adj GAAP ETR	4,916	0	0.131	-0.060	0.000	0.074
TRANS_Index	4,916	0.497	0.161	0.375	0.500	0.600
Analyst Coverage	2,898	3.922	2.043	2.398	4.263	5.710
SPREAD	4,916	5.004	0.694	4.569	5.069	5.501
Volume	4,915	5.309	1.180	4.552	5.327	6.112
AQ	4,916	-0.077	0.039	-0.096	-0.069	-0.048
BTD	4,270	0.042	0.053	0.011	0.025	0.053
SIZE	4,916	12.789	1.467	11.758	12.515	13.576
LEV	4,916	0.458	0.220	0.290	0.451	0.606
ROA	4,916	0.061	0.055	0.023	0.048	0.083
AGE	4,916	3.225	0.491	2.997	3.312	3.686
MTB	4,916	1.060	0.960	0.482	0.776	1.267
Std_SALE	4,790	0.197	0.193	0.078	0.140	0.246

<변수설명>

TAX AVOIDANCE

CASH ETR : (법인세납부액의 합계/세전이익의 합계)×(-1)

GAAP ETR : (법인세비용의 합계/세전이익의 합계)×(-1)

13) 선행연구에 비교하여 CASH(GAAP) ETR의 평균값(중위수)이 상대적으로 낮은 것은 법인세율이 지속적으로 하락함에 따라 표본기간에 법인세율이 하락한 기간의 비중이 증가하여 나타난 것으로 추정된다.

Adj CASH ETR : 산업별 · 규모별 CASH ETR 평균값 - 개별기업 CASH ETR

Adj GAAP ETR : 산업별 · 규모별 GAAP ETR 평균값 - 개별기업 GAAP ETR

Corporate Transparency

TRANS_Index : 투명성지수의 4개 구성요소 10분위 점수의 합계를 40으로 나눈 값

Analyst Coverage : 재무분석가 보고서 수의 로그값

SPREAD : (일별 매도 - 매수호가 스프레드의 연도별 평균)의 로그값 $\times (-1)$

Volume : (t기 4월부터 t+1기의 3월까지의 $\sum(\text{일별거래량}/\text{상장주식수}) \times (-1)$

AQ : Dechow and Dichev(2002)의 Accrual Quality $\times (-1)$

Control Variables

BTD : ((세전이익 - 과세소득)/기초 총자산)의 절대값

SIZE : 총자산의 로그값

LEV : 부채총계/총자산

ROA : 세전이익/기초 총자산

AGE : (1 + 상장기간_년)의 로그값

MTB : 자본의 시장가치/자본의 장부가치

Std_SALE : 5년간 영업현금흐름/기초총자산의 표준편차

<표 3>은 주요변수 간의 피어슨 상관계수를 제시하고 있다. 조세회피 변수들 간의 상관관계는 높게 나타나고 있어 변수들 간에 일치성이 높은 것으로 추정된다. 조세회피 변수들과 기업투명성 변수들은 대부분 유의한 음(-)의 관계를 나타내고 있어 조세회피와 기업투명성의 부정적인 관계를 예측해 볼 수 있다. 기업투명성 측정치들 사이에는 거의 양(+)의 유의한 관계를 보이고 있어 투명성지수를 구성하는데 있어 상충되는 부분은 거의 없을 것으로 추정한다.

〈표 3〉 상관관계

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1. CASH ETR														
2. GAAP ETR	0.492													
3. Adj CASH ETR	0.872	0.405												
4. Adj GAAP ETR	0.407	0.868	0.462											
5. Analyst Coverage	-0.018	-0.050	-0.008	0.015										
6. SPREAD	-0.041	-0.021	-0.034	-0.017	0.307									
7. Volume	-0.093	-0.065	-0.063	-0.047	-0.071	-0.288								
8. AQ	-0.113	-0.132	-0.101	-0.110	0.068	0.078	0.145							
9. BTD	0.038	0.054	0.015	0.011	-0.037	0.051	-0.116	-0.093						
10. SIZE	-0.046	-0.091	-0.002	-0.006	0.641	0.380	0.150	0.236	-0.074					
11. LEV	0.026	-0.026	0.028	0.000	0.072	-0.005	-0.251	-0.042	-0.017	0.144				
12. ROA	0.161	0.167	0.124	0.143	0.140	0.112	-0.056	-0.123	0.441	-0.001	-0.090			
13. AGE	0.013	-0.011	0.021	0.036	0.075	-0.263	0.011	0.102	-0.046	0.103	0.008	-0.138		
14. MTB	0.039	0.039	0.040	0.042	0.310	0.310	-0.104	-0.090	0.088	0.182	0.135	0.334	-0.189	
15. Std SALE	0.069	0.080	0.058	0.053	-0.030	0.091	-0.131	-0.141	0.113	-0.084	0.197	0.129	-0.142	0.152

1) 볼드체의 경우 5% 수준 이상에서 유의함을 나타낸다.

2) 변수설명명 <표 2>를 참조한다. 단, CASH ETR과 GAAP ETR은 (-1)을 곱한 값이다.

2. 조세회피와 기업투명성

<표 4>는 조세회피와 기업투명성의 관계에 대한 회귀분석 결과를 제시하고 있다. 종속변수는 TRANS_Index와 개별구성요소를 이용하였고, 독립변수는 CASH ETR과 Adj CASH를 사용했고 기업특성에 대한 통제변수를 포함하였다. 산업더미와 연도더미를 포함하여 산업과 연도의 효과를 통제하였다.

<표 4>의 패널 A는 조세회피를 CASH ETR로 측정한 분석결과이다. 첫째 열의 투명성지수의 결과를 보면 CASH ETR의 회귀계수는 -0.080 으로 가설의 예상과 같이 유의한 음(-)의 값을 나타내고 있다. 조세회피 수준이 높아질수록 기업의 투명성에 부정적인 영향을 주는 것으로 볼 수 있다. 통제변수의 결과를 보면 LTD는 유의한 음(-)의 값을 보여 선행연구에서 보고된 것과 같이 LTD가 클수록 재무이익의 질에 부정적인 영향을 미쳐 기업투명성에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정된다. SIZE는 양(+)의 유의한 값을 보여 기업규모가 클수록 이해관계자의 수가 많아지고, 공시되는 정보의 양이 증가하므로 기업의 투명성이 개선되는 것으로 나타나고 있다. LEV는 유의하게 음(-)의 값을 나타내고 있다. 부채비율이 높을수록 기업투명성에 부정적인 영향을 주는 것으로 보인다. ROA는 0.328 로 유의하게 나타나고 있다. 수익성이 우수한 기업은 외부에 우수한 기업성과에 대한 정보를 전달하기 위해 노력할 것이므로 투명성이 증가할 것이다. AGE는 양(+)으로 상장기간이 길수록 기업투명성이 높은 것으로 나타났고, MTB는 양(+)의 유의한 값으로 기업의 성장성이 높을수록 외부자금조달의 필요성이 증가하므로 자본비용을 낮추기 위해 정보공개를 늘려 투명한 환경을 유지하려는 것으로 볼 수 있다.

둘째 열부터 투명성지수의 구성요소에 따라 개별적으로 분석한 결과이다. 둘째 열의 Analyst Coverage에 대해 CASH ETR은 -0.326 으로 유의하게 나타나고 있다.¹⁴⁾ 조세회피 수준이 높은 기업이 정보의 양과 질이 상대적으로 낮은 것으로 보인다. 셋째 열의 SPREAD에 대해 CASH ETR은 -0.115 로 나타났다. 조세회피가 증가할수록 투자자들 사이에 정보비대칭이 커지는 것으로 해석할 수 있다. 넷째 열의 Volume에 대해 CASH ETR의 회귀계수는 -0.493 으로 유의한 음(-)의 값을 나타내고 있다. 마지막 열의 AQ의 결과를 보면 CASH ETR의 회귀계수는 -0.019 로 유의하게 나타나고 있다. 조세회피가 증가할수록 재무보고의 질은 낮아지는 것으로 보인다. 불투명한 정보환경을 이용하여 경영자의 기회주의적 행동이 늘어나기 때문에 재무보고의 정보효과가 감소하는 것으로 추정된다. 기업투명성지수의 4개의 구성요소는 일관되게 기업투명성지수의 결과와 같이 유의한 음(-)의 관계를 나타내고 있다. CASH ETR의 분석결과에서 조세회피와 기업투명성은 음(-)의 관계를 보여 가설을 지지하는 것으로 볼 수 있다.

14) Analyst Coverage가 결손으로 나타난 기업을 0으로 대체하여 분석한 결과에서도 <표 4>의 결과와 질적인 차이가 나타나지 않았다.

〈표 4〉 조세회피와 기업투명성의 회귀분석(1)

$$TRANS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TAXA VOID_{i,t} + \beta_2 BTD_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + \beta_7 MTB_{i,t} + \beta_8 Std_SALE_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t}$$

패널 A : 현금유효법인세율(CASH ETR)

종속변수		투명성지수 (Transparency Index)		투명성지수 구성요소(Individual Transparency Proxies)							
변수	예상 부호	계수	t값	Analyst Coverage		SPREAD		Volume		AQ	
				계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값
절편	?	-0.301***	-13.31	-8.692***	-23.87	3.743***	32.40	3.396***	15.64	-0.168***	-22.56
CASH ETR	-	-0.080***	-8.86	-0.326**	-2.07	-0.115**	-2.49	-0.493***	-5.65	-0.019***	-6.39
BTD	-	-0.366***	-9.77	-2.890***	-4.06	0.097	0.50	-3.263***	-9.04	-0.052***	-4.25
SIZE	+	0.077***	59.81	0.952	45.38	0.174***	26.51	0.111***	8.99	0.006***	14.13
LEV	-	-0.138***	-15.32	-0.762***	-5.09	-0.233***	-5.07	-1.165***	-13.46	-0.003	-0.93
ROA	+	0.328***	8.18	3.495***	5.28	0.278	1.35	1.555***	4.04	-0.004	-0.30
AGE	+	-0.030***	-7.83	-0.215***	-3.64	-0.279***	-14.34	0.001	0.03	0.006***	5.09
MTB	+/-	0.018***	8.46	0.439***	14.31	0.113***	10.42	-0.144***	-7.03	-0.005***	-7.36
Std_SALE	-	-0.022***	-2.26	0.363**	2.42	0.275***	5.62	-0.315***	-3.42	-0.016***	-5.14
ΣYEAR		포함		포함		포함		포함		포함	
ΣIND		포함		포함		포함		포함		포함	
Adj R ²		0.539		0.573		0.357		0.202		0.162	
N		4,162		2,496		4,162		4,162		4,162	

〈표 4〉 조세회피와 기업투명성의 회귀분석(1) (계속)

패널 B : 산업·규모조정 현금유효범인세율(Adj CASH)									
종속변수		투명성지수 (Transparency Index)		투명성지수 구성요소(Individual Transparency Proxies)					
		계수	t값	Analyst Coverage		SPREAD		Volume	
변수	예상 부호			계수	t값	계수	t값	계수	t값
절편	?	-0.282***	-12.58	-8.581***	-23.99	3.769***	32.9	3.521***	16.32
Adj CASH	-	-0.085***	-8.22	-0.291*	-1.68	-0.123***	-2.33	-0.415***	-4.18
BTD	-	-0.368***	-9.78	-2.900***	-4.07	0.095	0.49	-3.239***	-8.95
SIZE	+	0.077***	60.27	0.953***	45.41	0.175***	26.68	0.115***	9.28
LEV	-	-0.139***	-15.46	-0.765***	-5.10	-0.235***	-5.11	-1.176***	-13.57
ROA	+	0.317***	7.93	3.427***	5.19	0.263	1.29	1.420***	3.69
AGE	+	-0.030***	-7.88	-0.216***	-3.64	-0.279***	-14.36	-0.003	-0.07
MTB	+/-	0.018***	8.45	0.439***	14.3	0.113***	10.42	-0.143***	-7.00
Std SALE	-	-0.021***	-2.21	0.367***	2.44	0.276***	5.63	-0.316***	-3.42
ΣYEAR	포함			포함		포함		포함	
ΣIND	포함			포함		포함		포함	
Adj R ²		0.538		0.573		0.357		0.200	
N		4,162		2,496		4,162		4,162	

1) ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

2) 변수설명은 <표 2>를 참조한다. 단, CASH ETR은 (-1)을 곱한 값이다.

<표 4>의 패널 B는 Adj CASH을 이용한 분석결과이다. 첫째 열의 투명성지수의 분석에서 Adj CASH의 계수는 -0.085 로 CASH ETR과 같이 유의하게 나타나고 있다. 개별기업의 상대적인 조세회피 수준이 높을수록 투명성은 낮아지는 것으로 볼 수 있다. 둘째 열의 투명성 구성요소 중에서 Analyst Coverage의 분석에서 Adj CASH의 계수는 -0.291 로 유의성이 상대적으로 낮게 나타나고 있다. SPREAD의 분석에서 Adj CASH의 계수는 -0.123 로 음(-)의 유의한 값을 보이고 있다. Volume의 분석에서 Adj CASH의 계수는 -0.415 로 유의한 음(-)의 값을 나타내고 있다. AQ의 분석에서 Adj CASH의 계수는 -0.019 로 유의하게 나타나고 있다. 재무보고의 투명성과 조세회피는 상충적인 관계를 보이고 있다. 통제변수의 결과는 CASH ETR의 결과와 유의적인 차이가 없게 나타나고 있다. Adj CASH의 분석결과에서도 CASH ETR과 같이 조세회피와 기업투명성은 음(-)의 관계를 보여 가설을 지지하는 것으로 나타나고 있다.

<표 5>는 조세회피와 기업투명성의 관계를 GAAP ETR과 Adj GAAP을 이용하여 회귀분석 결과를 제시하고 있다. GAAP ETR는 전통적으로 조세회피 수준을 측정하는 변수로서 CASH ETR과 Adj CASH의 분석결과와의 강건성을 확인하기 위해 분석하였다.

<표 5>의 패널 A는 GAAP ETR의 분석결과이다. 첫째 열에서 투명성지수의 결과를 보면 GAAP ETR의 회귀계수는 -0.096 으로 유의한 음(-)의 값을 나타내고 있다. CASH ETR과 유사한 결과를 보여주고 있다. 통제변수의 결과에서 BTD는 음(-)의 값이 강하게 나타나고 있고 BTD가 클수록 기업투명성에 음(-)의 영향을 주는 것으로 추정된다. SIZE는 양(+)의 유의한 값을 보여 주고, LEV는 유의하게 음(-)의 값을 나타내고 있다. ROA는 0.313 으로 유의하게 나타나고 있고, AGE는 혼재되어 나타나고 있다.

둘째 열부터 투명성지수의 개별적인 구성요소를 분석한 결과이다. Analyst Coverage에 대해 GAAP ETR은 -0.554 로 유의하게 나타나고 있다. SPREAD에 대해 GAAP ETR은 -0.093 으로 유의하게 나타나지 않았다. Volume에 대한 GAAP ETR의 회귀계수는 -0.577 로 유의한 음(-)의 값을 나타내고 있다. 조세회피 수준이 늘어날수록 정보비대칭이 증가하여 기업투명성이 감소하는 것으로 해석할 수 있다. 마지막 열의 AQ의 결과를 보면 GAAP ETR의 회귀계수는 -0.030 로 유의하게 나타나고 있다. 기업투명성지수의 구성요소는 일관되게 기업투명성지수의 결과와 같이 유의한 음(-)의 관계를 나타내고 있다. GAAP ETR의 분석결과에서 조세회피와 기업투명성은 음(-)의 관계를 보여 가설을 지지하는 것으로 볼 수 있다. 통제변수의 결과는 CASH ETR의 분석결과와 유사하게 나타나고 있다.

<표 5>의 패널 B는 Adj GAAP을 이용한 분석결과이다. 첫째 열의 TRANS_Index의 분석에서 Adj GAAP의 계수는 -0.092 으로 GAAP ETR과 유사하게 해석할 수 있다. 개별기업의 상대적인 조세회피 수준이 높을수록 투명성은 낮은 것으로 나타나고 있다. Analyst Coverage의 분석에서 Adj GAAP의 계수는 -0.388 로 유의하지 않게 나타나고 있다. SPREAD의 분석에서 Adj GAAP의 계수는 -0.086 으로 유의하지 않게 나타났다.

〈표 5〉 조세회피와 기업투명성의 회귀분석(2)

$$TRANS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TAXAVOID_{i,t} + \beta_2 BTD_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + \beta_7 MTB_{i,t} + \beta_8 Std_SALE_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t}$$

패널 A : 유효범인세율(GAAP ETR)

종속변수		투명성지수 (Transparency Index)		투명성지수 구성요소(Individual Transparency Proxies)							
변수	예상 부호	계수	t값	Analyst Coverage		SPREAD		Volume		AQ	
				계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값
절편	?	-0.293***	-13.01	-8.725***	-23.99	3.763***	32.66	3.444***	15.9	-0.167***	-22.64
GAAP ETR	-	-0.096***	-8.07	-0.554**	-2.57	-0.093	-1.53	-0.577***	-5.05	-0.030***	-7.60
BTD	-	-0.360***	-9.58	-2.956***	-4.15	0.114	0.60	-3.220***	-8.92	-0.052***	-4.23
SIZE	+	0.076***	59.10	0.950***	45.26	0.174***	26.36	0.108***	8.73	0.006***	13.64
LEV	-	-0.141***	-15.68	-0.784***	-5.23	-0.238***	-5.18	-1.186***	-13.7	-0.004	-1.20
ROA		0.313***	7.85	3.549***	5.36	0.232	1.14	1.462***	3.81	-0.004	-0.27
AGE	+	-0.030***	-7.86	-0.210***	-3.56	-0.280***	-14.39	0.000	-0.01	0.006***	5.18
MTB	+/-	0.018***	8.65	0.440***	14.34	0.114***	10.47	-0.141***	-6.90	-0.005***	-7.21
Std_SALE	-	-0.022**	-2.27	0.381**	2.53	0.274***	5.59	-0.316***	-3.43	-0.016***	-5.11
ΣYEAR		포함		포함		포함		포함		포함	
ΣIND		포함		포함		포함		포함		포함	
Adj R ²		0.538		0.574		0.357		0.201		0.166	
N		4,162		2,496		4,162		4,162		4,162	

〈표 5〉 조세회피와 기업투명성의 회귀분석(2) (계속)

패널 B : 산업 · 규모조정 현금유효변인세율(Adj GAAP)									
종속변수		투명성지수 (Transparency Index)		투명성지수 구성요소(Individual Transparency Proxies)					
				Analyst Coverage		SPREAD		Volume	
변수	예상 부호	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값
절편	?	-0.280 ^{***}	-12.47	-8.591 ^{***}	-23.98	3.775 ^{***}	32.94	3.526 ^{***}	16.34
Adj GAAP	-	-0.092 ^{***}	-6.76	-0.388	-1.63	-0.086	-1.24	-0.494 ^{***}	-3.79
BTD	-	-0.361 ^{***}	-9.57	-2.934 ^{***}	-4.11	0.114	0.59	-3.213 ^{***}	-8.88
SIZE	+	0.077 ^{***}	60.2	0.954 ^{***}	45.42	0.175 ^{***}	26.7	0.115 ^{***}	9.32
LEV	-	-0.141 ^{***}	-15.62	-0.776 ^{***}	-5.18	-0.238 ^{***}	-5.17	-1.184 ^{***}	-13.67
ROA	+	0.302 ^{***}	7.55	3.431 ^{***}	5.19	0.220	1.08	1.366 ^{***}	3.56
AGE	+	-0.030 ^{***}	-7.89	-0.214 ^{***}	-3.61	-0.281 ^{***}	-14.40	-0.002	-0.07
MTB	+/-	0.018 ^{***}	8.60	0.440 ^{***}	14.32	0.114 ^{***}	10.46	-0.142 ^{***}	-6.91
Std_SALE	-	-0.022 ^{**}	-2.28	0.379 ^{**}	2.52	0.274 ^{***}	5.59	-0.319 ^{***}	-3.45
ΣYEAR	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΣIND	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Adj R ²		0.535		0.579		0.356		0.199	
N		4,162		2,496		4,162		4,162	

1) ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

2) 변수설명은 <표 2>를 참조한다. 단, CASH ETR과 GAAP ETR는 (-1)을 곱한 값이다.

〈표 6〉 조세회피와 미래기업투명성의 회귀분석 (계속)

패널 C : 유효법인세율(GAAP ETR)									
종속변수		Analyst Coverage _{t+1}		SPREAD _{t+1}		Volume _{t+1}		AQ _{t+1}	
변수	예상 부호	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값
GAAP ETR	—	−0.531**	−2.47	−0.081	−1.32	−0.573***	−5.04	−0.030***	−7.67
Adj R ²		0.575		0.354		0.199		0.164	
N		2,496		4,162		4,162		4,162	
통제변수		포함							
ΣYEAR		포함							
ΣIND		포함							
패널 D : 산업·규모조정 현금유효법인세율(Adj GAAP)									
종속변수		Analyst Coverage _{t+1}		SPREAD _{t+1}		Volume _{t+1}		AQ _{t+1}	
변수	예상 부호	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값
Adj GAAP	—	−0.375	−1.58	−0.077	−1.10	−0.480***	−3.70	−0.029***	−6.33
Adj R ²		0.574		0.354		0.197		0.160	
N		2,496		4,162		4,162		4,162	
통제변수		포함							
ΣYEAR		포함							
ΣIND		포함							

1) ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

2) 변수설명은 <표 2>를 참조한다. 단, CASH ETR과 GAAP ETR는 (-1)을 곱한 값이다.

V. 결 론

본 연구는 조세회피가 기업 투명성에 미치는 영향을 살펴봄으로써 우리나라 기업에서 조세회피와 기업가치의 부정적인 관계가 나타나는 원인에 대한 설명을 추가하고자 하였다. 조세회피와 경영자의 사적이익 추구행위의 직접적인 분석이 어려운 상황에서 조세회피가 사적편익 추구행위가 쉽게 이루어질 수 있는 정보환경을 만드는데 기여하고 있는지에 대해 검증하고자 하였다.

기업의 투명성의 제고는 이해관계자 간의 정보비대칭을 감소시키고 정보의 불확성을 억제하여 자본시장의 효율성을 제고시키고, 투자의 불확실성을 줄여 자본비용을 절감시켜 기업가치의

증가에 기여하는 것으로 나타나고 있다. 조세회피는 과세당국의 추적가능성을 줄이기 위해 불필요한 국제거래와 세법의 허점을 이용하여 의도적으로 복잡하게 구성하고, 기업조직을 늘려 정보환경을 불투명하게 만들 수 있다. 조세회피로 인한 복잡성의 증가로 기업의 투명성은 낮아지고 정보환경은 열악해질 것으로 예상된다.

본 연구의 분석기간은 2001년부터 2014년까지이고, 비금융 상장기업을 대상으로 하였다. 조세회피를 측정하기 위해 CASH ETR과 Adj CASH 및 GAAP ETR과 Adj GAAP을 이용하였다. 기업투명성은 Analyst Coverage, SPRAED, Volume, AQ의 10분위수의 합계를 표준화하여 TRANS_Index를 구성하여 사용하였다. 조세회피와 기업투명성의 회귀분석을 통해 가설을 검증하였다.

본 연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, 투명성지수를 이용한 분석에서 조세회피가 증가할수록 기업투명성은 감소하였다. 조세회피가 기업의 재무적·조직적 복잡성을 증가시켜 투명성이 낮아지는 것으로 해석할 수 있다. 둘째, 투명성지수를 개별구성요소로 분해하여 분석한 결과에서 Analyst Coverage, SPRAED, Volume, AQ은 조세회피와 유의한 음(-)의 관계를 나타내고 있다. 조세회피가 증가할수록 재무보고의 질이 낮아지고, 정보비대칭이 증가하고 있다는 것을 확인할 수 있다. 두 가지 결과는 사용된 조세회피 측정치에서 일관되게 나타나고 있다.

본 연구는 투명성의 종합적인 수준을 평가할 수 있도록 지수를 이용하여 조세회피와 관계를 직접적으로 분석하였다는 점에서 의의를 찾을 수 있다. 본 연구의 결과는 기업의 조세회피에 대해 대리인 관점에 따라 정보환경에 영향을 미쳐 비조세비용을 발생시킨다는 증거를 추가하였다. 조세회피와 기업가치의 부정적인 관계에 대한 하나의 설명을 제공하였다는 점에서 공헌점을 찾을 수 있다. 본 연구의 결과는 과세당국과 감독기관, 경영자, 투자자에게 중요한 시사점을 제공하고 있고, 후속연구에 대한 흥미로운 주제를 제공할 수 있다.

참고문헌

- 강정연 · 고종권. 2014. “기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향”. 회계학연구 제39권 제1호 : 147-183.
- 고종권 · 윤성수 · 강정연 · 이광숙. 2013. “실증세무연구의 개관”. 회계학연구 제38권 제2호 : 367-446.
- 김민수 · 임현일. 2015. “조세회피를 통한 정보의 불투명성과 주가급락에 관한 연구”. 재무관리연구 제32권 제1호 : 9-44.
- 김진수 · 김임현. 2016. “조세회피가 정보비대칭에 미치는 영향-대형회계법인과 재무분석가의 외부감시효과를 중심으로-”. 세무학연구 제33권 제3호 : 111-141.
- 김임현 · 이윤경 · 김진수. 2015. “재무분석가 수가 조세회피와 이익반응계수의 관계에 미치는 영향”. 대한경영학회지 제28권 제12호 : 3403-3424.
- 안윤영 · 신현한 · 장진호. 2005. “외국인투자자와 정보비대칭 간의 관계”. 회계학연구 제30권 제4호 : 109-131.
- 유현수 · 최규담 · 김새로나. 2017. “기업의 이익투명성이 조세회피 수준에 미치는 영향”. 회계세무와 감사연구 제59권 제3호 : 165-212.
- 이광숙 · 기은선. 2016. “조세회피의 비조세비용-조세회피가 자본비용, 매출, 신용평가점수에 미치는 영향을 중심으로-”. 회계학연구 제41권 제4호 : 1-40.
- 이영한 · 이호영 · 최우석 · 이정조 · 이홍섭. 2011. “한국 상장기업의 회계투명성 평가와 측정방법에 관한 연구”. 회계저널 제20권 제3호 : 443-477.
- 이찬호 · 김진섭. 2014. “기업설명회와 기업의 조세회피 간의 관련성 연구”. 대한경영학회지 제27권 제2호 : 201-217.
- 전주성. 2011. “조세회피와 기업가치 : 지배구조의 역할을 중심으로”. 재정학연구 제4권 제4호 : 59-85.
- 홍창목 · 정진향. 2013a. “감사위원회 전문성과 시장투명성이 조세회피에 미치는 영향”. 회계정보연구 제31권 제2호 : 187-212.
- 홍창목 · 정진향. 2013b. “조세회피가 시장불투명성에 미치는 영향”. 기업경영연구 제20권 제6호 : 107-130.
- Allen, A., B. B. Francis, and Q. Wu, and Y. Zhao. 2015. Analyst coverage and corporate tax aggressiveness. *Journal of Banking and Finance* 73 : 84-98.
- Anderson, R. C., A. Duru and D. M. Reeb. Founders, heirs and corporate opacity in the United States. *Journal of Financial Economics* 92 : 205-222.
- Balakrishnan, K., J. Blouin, and W. Guay. 2014. Does Tax Aggressiveness Reduce Financial Reporting Transparency? Working paper. University of Pennsylvania.
- Blaylock, B. 2015. Is Tax Avoidance Associated with Economically Significant Rent Extraction

- among U.S. Firms? *Contemporary Accounting Research* 33 (3) : 1013–1043.
- Bushman, R. M., and A. J. Smith. 2001. Financial accounting information and corporate governance. *Journal of Accounting and Economics* 32 : 237–333.
- Bushman, R. M., and A. J. Smith. 2003. Transparency, financial accounting information, and corporate governance. *Economic Policy Review* 9 : 65–87.
- Bushman, R., J. Piotroski, and A. Smith. 2004. What Determines Corporate Transparency? *Journal of Accounting Research* 42 (2) : 207–252.
- Chen, K.-P. and C. Chu. 2005. Internal Control vs. External Manipulation : A Model of Corporate Tax Evasion. *RAND Journal of Economics* 36 : 151–164.
- Chen, Y., S. Huang, R. Pereira and J. Wang. 2011. Corporate Tax Avoidance and Firm Opacity. Working Paper. University of Missouri.
- Crocker, K. and J. Slemrod. 2005. Corporate Tax Evasion with Agency Cost. *Journal of Public Economics* 89 : 1593–1610.
- Dhaliwal, D., S. Huang, W. Moser and R. Pereira. 2011. Corporate Tax Avoidance and the Level and Valuation of Firm Cash Holdings. Working Paper. University of Arizona.
- Desai, M. and D. Dharmapala. 2006. Corporate tax avoidance and high powered incentives. *Journal of Financial Economics* 79 (1) : 145–179.
- Desai, M. and D. Dharmapala. 2009. Corporate Tax Avoidance and Firm Value. *The Review of Economics and Statistics* 91 (3) : 537–546.
- Dyreng, S., M. Hanlon, and E. Maydew. 2008. Long-run corporate tax avoidance. *The Accounting Review* 83 (1) : 61–82.
- Frank, M., L. Lynch and S. Rego. 2009. Tax Reporting Aggressiveness and its Relation to Aggressive Financial Reporting. *The Accounting Review* 84 : 467–496.
- Frankel, R., M. McNichols, and G. P. Wilson. 1995. Discretionary Disclosure and External Financing. *The Accounting Review* 70 : 135–150.
- Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson, and K. Schipper. 2004. Cost of Equity and Earnings Attributes. *The Accounting Review* 79 (4) : 967–1010.
- Glosten, L. and P. Milgrom. 1985. Bid, ask, and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of Financial Economics* 13 : 71–100.
- Graham, J. and A. L. Tucker. 2006. Tax Shelters and Corporate Debt Policy. *Journal of Financial Economics* 81 : 563–594.
- Gupta, S. and K. Newberry. 1997. Determinants of the variability in corporate effective tax rates : Evidence of longitudinal data. *Journal of Accounting and Public Policy* 16 (1) : 1–34.

- Hanlon, M. and S. Heitzman. 2010. A Review of Tax Research. *Journal of Accounting and Economics* 50 : 127–178.
- 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.
- Harris, M. and A. Raviv. 1993. Differences of Opinion Make a Horse Race. *The Review of Financial Studies* 6(3) : 473–506.
- Karpoff, J. M. 1986. A Theory of Trading Volume, *The Journal of Finance* 41 : 1069–1087.
- 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.
- Lang, M. and R. Lundholm. 1996. Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior. *The Accounting Review* 71(4) : 467–492.
- Lisowsky, P. 2010. Seeking shelter : Empirically modeling tax shelters using financial statement information. *The Accounting Review* 85(5) : 1693–1720.
- Shackelford, D. and T. Shelvlin. 2001. Empirical Tax Research in Accounting. *Journal of Accounting and Economics* 31 : 321–387.
- Slemrod, J. 2004. The Economics of Corporate Tax Selfishness. *National Tax Journal* 57 : 877–899.
- Wilson, R. 2009. An Examination of Corporate Tax Shelter Participants. *The Accounting Review* 84 : 969–999.

Tax Avoidance and Corporate Transparency*

Jeong Yeon Kang**

〈Abstract〉

Tax avoidance has been found to contribute to corporate value by increasing after-tax cash flows. However, recent agency theory based studies argue that tax avoidance can create agency problems and information asymmetry, negatively impacting corporate value. The empirical results of the negative relationship between tax avoidance and corporate value are hard to find. This study analyzed the unclear information environment as a factor affecting the negative relationship between tax avoidance and firm value.

This study examined the effect of tax avoidance on corporate transparency in order to verify the hypothesis. Tax avoidance measures are effective tax rates(ETRs) were used. The corporate transparency measure used analyst coverage, spread, annual stock turnover, and accrual quality. The transparency index was constructed by standardizing the sum of the deciles of these individual elements. The analysis period is from 2001 to 2014.

The empirical results are as follows. First, in the analysis using transparency index, corporate transparency decreased as tax avoidance increased. Second, in the analysis of individual components, analyst coverage, spread, and accrual quality show a negative (−) relationship with tax avoidance. The higher the tax avoidance, the lower the quality of financial reporting and the greater the information asymmetry. The two results are consistent with all tax avoidance measures.

This study can be distinguished in that the transparency index is constructed to evaluate the comprehensive level of corporate transparency and the relationship between tax avoidance and corporate transparency are analyzed directly. The results of this study are contrary to the traditional view of tax avoidance. According to the agency theory perspective on corporate tax avoidance, aggressive tax avoidance negatively affects the information environment, thus providing empirical evidence that it increases non-tax costs. The contribution can be found in that it provided a meaningful explanation of the negative relationship between tax avoidance and firm value.

〈Key words〉 tax avoidance, corporate transparency, information asymmetry, analyst, spread

* This work was supported by the Sun Moon University Research Grant of 2017

** Associate Professor, Department of Information Technology Management, Sun Moon University, jykang@sunmoon.ac.kr