

이익조정과 기업가치의 관계에서 조세회피의 매개효과 검증*

당옥철¹

전북대학교 회계학과, 박사과정

주자운²

전북대학교 회계학과, 박사과정

양규혁³

전북대학교 회계학과, 교수

요 약

본 연구의 목적은 이익조정이 기업가치에 미치는 영향을 분석하고 더불어 이익조정과 기업가치 사이에서 조세회피 행위의 매개역할을 검증하는 것이다. 실증분석을 위하여 2013년부터 2018년까지 국내 코스피와 코스닥 시장에 상장되어 있는 12월 결산인 비금융업 기업을 표본으로 이용하였다. 이익조정은 수정 Jones 모형 (Dechow et al., 1995)으로 측정하였고, 조세회피 행위에 대한 측정치는 Desai and Dharmapala (2006)의 재량적 BTDR로, 기업가치는 Tobin's Q로 측정하였다. 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 이익조정이 기업가치에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 이익조정을 수행하는 기업의 이익정보가 기업의 건전한 경영상태와 이익의 지속성 및 성장성을 시장에 시그널링하여 기업가치에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 의미한다. 둘째, 이익조정과 기업가치 사이에서 조세회피는 매개역할을 하는 것으로 나타났다. 따라서 이익조정은 기업가치에 직접 효과를 가질 뿐만 아니라 조세회피 행위의 감소를 통하여 기업가치를 증가시키는 간접 효과도 가지는 것으로 밝혀졌다. 본 연구는 이익조정과 기업가치 간의 관계를 검토하면서 조세회피를 이익조정이 기업가치에 영향을 미치는 과정 중의 매개변수로 간주하며 조세회피의 매개역할을 검증하였다는 데 그 의의가 있다. 본 연구의 결과는 자본시장에서 이익조정에 대한 정보를 이용할 때 조세회피 요인을 같이 고려할 필요가 있음을 시사한다.

핵심주제어 : 이익조정, 기업가치, 조세회피, 매개효과

논문접수일 2021년 02월 16일

심사완료일 2021년 03월 14일

게재확정일 2021년 03월 17일

* 본 논문은 한국연구재단과 아태경상저널에서 정한 윤리규정을 준수함.

1. 제1저자, tangyuzhe0415@jbnu.ac.kr

2. 제2저자, zhouziyun1925@jbnu.ac.kr

3. 교신저자, khyang@jbnu.ac.kr

1. 서론

본 연구에서는 이익조정과 조세회피, 그리고 기업가치 사이의 관계를 실증적으로 분석하였다. 회계이익과 과세소득 사이의 관계와 조세회피와 기업가치의 관계를 고려할 때 이익조정은 기업가치에 직접 영향을 미칠 뿐만 아니라 조세회피 행위를 통하여 기업가치에 간접적으로 영향을 미칠 것으로 예상된다. 따라서 본 연구에서는 이익조정이 기업가치에 영향을 미치는지, 그리고 조세회피 행위가 두 변수 사이에서 매개역할을 가지는지를 검증하고자 한다.

이익조정과 기업가치의 관계는 회계연구에서 중요한 관심사항이다. 어떤 연구들은 이익조정이 경영자가 사적이익을 추구할 기회를 주고, 이익정보의 투명성과 신뢰성을 감소시키기 때문에 기업가치를 떨어뜨리는 요인으로 본다(Healy, 1985; Bhattacharya et al., 2003; Stocken and Verrechia, 2004; LaFond et al., 2007). 그러나 다른 연구들은 이익조정이 투자자들에게 내부정보를 신빙성 있게 전달하는 수단이 될 수 있어 기업가치를 높이는 요인으로 본다(Arya et al., 2003; Ronen and Yaari, 2007). 또 재무보고 관점에서, 투자자들의 기대를 충족시키지 못했을 때 발생할 수 있는 명성의 손상과 심각한 주가하락을 피하기 위하여 경영자들은 이익조정을 활용하여 재무분석가들의 이익예측치를 달성하고 있는 것으로 이해되고 있다(Dechow and Skinner, 2000; Skinner and Sloan, 2002; Graham et al., 2005; De Jong et al., 2014). 본 연구에서는 많은 국내 연구들과 마찬가지로, 재무보고 관점에 의거하여 이익조정이 기업가치를 증가시키는 요인인지를 실증적으로 검증하였다(이원흠·최수미, 2006; 오현민 등, 2015; 한지연 등, 2019).

이익조정이 조세회피 행위를 통하여 기업가치에 미치는 간접적인 영향을 분석한 연구는 드물지만 이익조정과 조세회피의 관계, 그리고 조세회피와 기업가치의 관계 각각을 다룬 연구들은 드물지 않다. 먼저 이익조정과 조세회피의 관계를 다룬 연구들은 재무보고에 공격적인 경영자가 세무보고에서도 공격적인가에 관심을 갖지만 그 결과는 혼합되어 나타나고 있다(Erickson et al., 2004; Lennox et al., 2013; Frank et al., 2009; 김철환 등, 2012; 김대현, 2013; 조문기, 2012). 그리고 조세회피와 기업가치의 관계는 조세회피로 인한 세금절감효과와 대리인비용 중에서 무엇이 큰가에 따라 기업가치에 긍정적인 영향을 미치기도 하고, 부정적인 영향을 미치기도 하는 것으로 나타난다(Hanlon and Slemrod, 2009; Kim et al., 2011; Wang, 2010; Desai and Dharmapala, 2009; Goh et al., 2016; 강정연·김영철, 2012; 강정연·고종권, 2014; 박주영, 2018; 고윤성 등, 2007). 이와 같이

이익조정이 조세회피 행위에 영향을 미치고, 조세회피 행위가 기업가치에 영향을 미치는 것은 분명하다. 따라서 본 연구에서는 이익조정이 기업가치에 미치는 직접효과 외에 이익조정이 조세회피를 통하여 기업가치에 미치는 간접효과를 분석하는 것을 연구목적으로 설정하였다.

본 연구에서는 이익조정과 조세회피, 그리고 기업가치 사이의 관계를 실증적으로 분석하기 위하여 Dechow et. al. (1995)의 수정Jones 모형에 의하여 계산된 재량적 발생액을 이익조정 측정치로 사용하고, Desai and Dharmapala (2006)의 재량적 BTD를 조세회피 측정치로 사용하였으며, Tobin's Q를 기업가치에 대한 측정치로 사용하였다. 또 이익조정과 기업가치의 관계에서 조세회피 행위의 매개효과를 분석하기 위해서는 Baron and Kenny (1986)의 접근법과 Bootstrap 방법(Preacher and Hayes, 2004)을 이용하였다. 이와 같이 수행된 연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, 이익조정은 기업가치에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 이익조정을 수행하는 기업이 자본시장에서 긍정적인 평가를 받고 있음을 의미하는 결과이다. 둘째, 이익조정과 기업가치 사이의 관계에서 조세회피는 매개역할을 하는 것으로 나타났다. 즉 이익조정이 큰 기업일수록 조세회피 행위를 감소시키고, 그 조세회피 행위의 감소가 기업가치에 양(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다.

선행연구에서 이익조정과 기업가치의 관계에 관한 연구와 조세회피와 기업가치의 관계에 관한 연구가 개별적으로 이루어졌던 것과 달리, 본 연구는 이익조정과 기업가치 간의 관계를 검토하면서 이익조정이 기업가치에 영향을 미치는 과정에서 조세회피가 매개역할을 하는지를 검증하였다는 데 그 의의가 있다. 이 연구결과는 자본시장에서 이익조정에 대한 정보를 이용할 때 조세회피 행위도 고려할 필요가 있음을 시사하는 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 I 장 서론에 이어 제 II 장에서는 이익조정과 기업가치, 조세회피와 기업가치에 관한 선행연구를 검토하고 가설을 설정하였으며, 제 III 장에서는 연구설계에 대해서 설명하였다. 그리고 제 IV 장에서는 실증분석 결과를 제시하고 제 V 장에서는 연구의 결과와 한계점을 제시하였다.

2. 선행연구 및 가설

이익조정이란 경영자가 특정의 목적을 달성하기 위해 회계정책을 선택하거나

이익에 영향을 미치는 행위를 하는 것을 말한다. 회계연구에서 이익조정의 적절성 여부에 대해서는 상반된 두 가지 입장이 대립한다. 이익조정을 부정적으로 보는 입장에서는 경영자들이 이익조정을 통하여 자신들의 사적이익을 추구한다고 본다. 경영자들은 더 많은 보상을 받기 위하여 또는 목표이익의 달성이나, 부채계약의 이행, 성공적인 신주 발행 등을 위하여 재량적으로 이익조정을 행하는데, 이는 이익정보의 신뢰성을 감소시킨다(Healy, 1985; Teoh et al., 1998; Baker et al., 2003). 이익조정을 긍정적으로 보는 입장은 이익조정이 계약이 엄격하고 불완전한 경우에 예상하지 못한 상태의 실현에 대해 경영자가 대처할 수 있는 융통성을 주고, 투자자들에게 내부정보를 신빙성 있게 전달하는 수단이 될 수 있다고 주장한다(Holthausen, 1990; Magrath and Weld, 2002; Scott, 2003). Stocken and Verrechia (2004)는 이러한 이익조정의 특성을 종합하여, 이익조정이 내부정보를 투자자에게 알리는 데 사용될 수 있기는 하지만 당기순이익이 미래의 성과를 예측하는 능력을 감소시켜 이익정보의 유용성을 축소한다고 지적한다.

이익조정의 적절성에 대한 두 가지 입장에 대응하여 이익조정이 기업가치에 미치는 영향도 두 가지 상반된 방향으로 나타나고 있다. Bhattacharya et al., (2003)은 이익조정은 정보 불투명성을 증가시키고, 이익조정이 과도하면 기업 경영성과의 변동을 감출 수 있어 재무정보의 의사결정 관련성이 줄기 때문에 기업가치가 감소한다고 주장한다. LaFond et al., (2007)은 이익조정이 기업의 진실한 이익정보를 감추며, 회계 데이터의 불투명성을 증가시켜 의사결정과 관련된 재무정보의 질을 감소시키기 때문에 투자자의 주식투자도 감소시켜서 주식시장 발전에 부정적인 영향을 미친다고 하였다. 이와는 달리 Dechow and Skinner(2000)는 기업 경영자가 기업가치의 증가를 위하여 투자자들의 이익기대를 달성할 수 있는 이익조정 활동을 수행한다고 주장한다. 이익조정이 기업가치에 긍정적 영향을 미친다는 주장들은 이익조정이 기업과 투자자 사이의 정보비대칭을 감소시키고, 대리인비용도 감소시키기 때문에 주주가치가 증대됨을 지적한다(Arya et al., 2003; Ronen and Yaari, 2007).

이익조정과 기업가치의 관계에 관한 해외의 연구결과에서는 부정적 효과와 긍정적 효과가 혼재되어 나타나고 있는 반면에 국내연구는 대부분 긍정적 효과를 보이고 있다. 이원흠·최수미 (2006)는 이익조정의 의심을 받는 재량적 발생액을 통해 기업가치가 훼손되었다는 증거를 발견하지 못하였으며, 소액의 이익을 보고하면서 재량적 발생액이 적은 기업의 경우에는 재량적 발생액이 기업가치에 긍정적 영향을 미친다고 보고하였다. 한지연 등 (2019)는 기업수명주기에 따라 이익

조정이 기업가치에 미치는 영향을 분석한 결과 성장기와 성숙기의 이익조정은 Tobin's Q로 측정된 기업가치에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 오현민 등 (2015)에서는 이익조정이 사적정보를 전달한다는 효율적 계약가설의 관점에 따라 기업가치와 유의한 양(+)의 관련성을 갖는 것으로 나타났으며, 기업 지배구조와 이익조정의 상호작용변수는 기업가치와 유의한 음(-)의 관계를 나타내 지배구조가 좋은 기업의 경우에는 이익조정이 기업가치에 미치는 양의 영향이 완화됨을 보여주었다.

한편 경영자의 이익조정 동기를 강조하는 연구들은 이익조정과 기업가치의 관계에 대해 명확한 논리적 근거를 제시해준다. Skinner and Sloan (2002)은 이익기대를 충족하지 못한 기업들은 음(-)의 추가수익률을 기록한 것으로 보고하였으며, 이 음(-)의 추가수익률은 이익기대를 초과한 기업들의 양(+)의 추가수익률에 비하여 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 이는 기대를 초과한 기업에 대한 시장의 보상보다는 기대에 미치지 못한 기업에 대한 시장의 벌칙이 더 크다는 것을 의미한다. Skinner and Sloan (2002)은 경영자들은 투자자들의 이익에 대한 기대를 충족시키려는 강한 유인을 갖고 있으며 이를 위한 한 가지 방법은 이익을 상향조정하는 것이라고 주장한다. Graham et al. (2005)은 400여명의 재무담당임원(CFO)에 대한 조사결과 이익목표를 달성하지 못했을 경우에 나타나는 시장의 심각한 반응 때문에 기업들은 단기적인 이익목표를 달성하기 위해서라면 경제적 가치를 희생할 용의가 있으며, 기업들의 이익관리와 자발적 공시가 목표이익을 달성함으로써 주가를 유지하기 위한 동기에서 이루어지고 있다고 보고하였다. De Jong et al. (2014)은 재무분석가를 조사하여 이익관리가 투자자의 기업가치 인식에 어떤 영향을 미치는지를 분석한 결과, 경영자들은 투자자들의 기업가치에 대한 인식을 향상시키기 위하여 목표이익을 달성하고 이익평준화를 위한 이익관리를 하고 있다고 보고하였다.

본 연구에서는 경영자들의 이익조정 동기 중에서 이익목표를 달성하기 위한 동기가 크다고 보고 다음과 같은 가설 1을 설정한다.

[가설 1] 이익조정은 기업가치에 양(+)의 영향을 미친다.

이익조정은 기업가치에 직접 영향을 미칠 뿐만 아니라 조세회피를 통하여 간접적으로 영향을 미칠 것으로 예상된다. 그러나 이익조정이 조세회피를 통하여 기업가치에 미치는 간접적인 영향을 검증한 연구는 찾아보기 힘들고, 이익조정과

조세회피의 관계나 조세회피와 기업가치의 관계를 개별적으로 검토한 연구는 많이 수행되었다.

먼저 이익조정과 조세회피의 관계를 다룬 연구로, Erickson et al. (2004)은 회계 부정을 행한 기업의 경영자는 과세당국의 의혹을 피하기 위하여 세금을 과다 납부한다는 증거를 제시한다. 유사하게 Lennox et al. (2013)은 유효세율과 BTD(book-tax difference)를 세무계획 행위의 대용치로 사용하여 분석한 결과 일반적으로 세금에 공격적인 미국 상장기업이 재무제표를 부정하게 조작할 가능성이 적다는 사실을 발견했다. 이들의 연구는 이익조정의 극단적인 경우라고 할 수 있는 회계부정과 조세회피 사이에 음(-)의 관계가 있음을 밝히고 있다. 그러나 Frank et al. (2009)은 수정 Jones모형으로 측정한 재량적 발생액을 공격적 재무보고의 대용치로 하고 재량 영구적 차이(discretionary permanent differences)를 공격적 세무보고의 대용치로 한 연구에서 공격적 재무보고와 공격적 세무보고 사이에 유의한 양(+)의 관계를 발견하였다. 이 연구결과는 공격적으로 이익조정을 행한 경영자가 법인세부담을 감소시키기 위하여 세무보고도 공격적으로 행하고 있음을 의미한다. 이익조정과 조세회피의 관계에 관한 국내연구도 음(-)의 관계를 보고하고 있는 연구(김철환 등, 2012; 김대현, 2013)와 양(+)의 관계를 보고하고 있는 연구(조문기, 2012)가 모두 존재한다. 이와 같이 이익조정에서 공격적인 기업이 조세회피도 공격적으로 수행하는 지에 대해서는 논쟁의 여지가 있고 증거도 혼재되어 나타나고 있다.

한편 조세회피와 기업가치의 관계에 관한 전통적인 관점은 조세회피가 비용절감과 마찬가지로 기업의 현금지출을 감소시키기 때문에 기업가치를 증가시키는 행위로 보았다(Allingham and Sandmo, 1972). 그러나 Slemrod (2004)는 소유와 경영이 분리된 현대기업에서 조세회피는 경영자의 자기이익추구 행위를 반영하여 오히려 기업가치를 떨어뜨릴 수 있다는 대리인이론의 관점을 제시하였다. 이러한 두 가지 관점에 따라 실증분석 결과도 두 가지로 나타나고 있다. Hanlon and Slemrod (2009)는 기업의 주가는 조세회피에 관한 소식이 있을 때 하락하였고, 조세회피가 적은 경우에는 주가 반응이 덜 부정적인 것으로 보고한다. Kim et al. (2011)은 조세회피와 주가폭락 위험간의 관계를 연구한 결과, 양자 사이에 유의한 양(+)의 관련성을 발견하였다. 이는 조세회피 행위가 경영자가 부실경영에 관한 정보를 숨기는 데 도움을 줄 수 있으며, 경영자가 정보비대칭을 이용하여 기회주의적 행위를 실행할 가능성이 있는 것으로 설명되었다. Wang (2010)은 조세회피 행위에 따른 긍정적 조세절감 효과보다 대리인비용 증가, 복잡성 증가, 정보비대

칭 증가, 불확실성 증가, 투명성 감소 등 부정적 효과가 크게 나타나서 조세회피는 기업가치에 음(-)의 영향을 미친다고 하였다. 이 외에 한국 기업을 대상으로 한 다수의 연구에서도 대리인이론에 따라 조세회피가 기업가치를 감소시키는 것으로 나타나고 있다 (강정연·김영철, 2012; 강정연·고종권, 2014; 박주영, 2018).

이상의 연구들과는 달리, Desai and Dharmapala (2009)는 기업이 조세회피를 통해서 비용을 절감하면 투자자는 이를 긍정적으로 인식하여 기업가치가 증가할 수 있다고 주장한다. Goh et al. (2016)은 자본시장의 반응을 자기자본비용으로 측정하고 조세회피수준을 LTD, 유효세율 등으로 측정한 연구에서, 조세회피에 대한 계수가 음(-)으로 나타나 조세회피 수준이 높을수록 자기자본비용이 낮아진다는 것을 발견하였다. 이 결과는 자본시장 참가자들이 높은 조세회피에 대해서 대체로 긍정적인 평가를 내리고 있다는 것을 의미한다. 고윤성 등 (2007)는 조세회피 측정치와 기업가치 간에 양(+)의 관련성이 나타난 것은 조세회피로 인해 감소된 현금유출이 기업가치에 긍정적인 영향을 미치기 때문이라고 주장하였다.

많은 선행연구들이 밝히고 있는 바와 같이 기업의 이익조정이 조세회피 행위에 영향을 미치고, 그 조세회피 행위가 기업가치에 영향을 미치는 것은 분명하다. 따라서 본 연구에서는 기업의 조세회피 행위는 이익조정과 기업가치 사이에서 매개역할을 한다는 가설을 세운다.

[가설 2] 이익조정과 기업가치의 관계에서 조세회피는 매개역할을 한다.

3. 연구의 설계 및 표본선정

3.1. 연구모형

본 연구의 주된 목적은 이익조정이 기업가치에 미치는 영향을 실증 분석하는 것이다. 이를 위해 종속변수는 기업가치의 대용치인 Tobin's Q를 사용하고, 설명변수인 이익조정 측정치는 Dechow et. al. (1995)의 수정Jones 모형에 의한 재량적 발생액을 사용하였다. 가설 1을 검증하기 위해 다음 식 (1)과 같은 모형을 설정하였다.

$$TQ_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DA_{i,t} + \alpha_2 ROA_{i,t} + \alpha_3 LEV_{i,t} + \alpha_4 SIZE_{i,t} + \alpha_5 AGE_{i,t} + \alpha_6 CFO_{i,t} \\ + \alpha_7 RND_{i,t} + \alpha_8 ADV_{i,t} + \alpha_9 PPE_{i,t} + \alpha_{10} IA_{i,t} + \alpha_{11} GROWTH_{i,t} \\ + \alpha_{12} OWN_{i,t} + \alpha_{13} FOR_{i,t} + \sum IND + \sum YEAR + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

이익조정과 기업가치의 사이에서 조세회피 행위가 매개역할을 할 것이라는 가설 2를 검증하기 위해 Baron and Kenny (1986)의 접근법을 이용한다. Baron and Kenny (1986)의 접근법에 의해 식 (1)에 기초한 식 (2)와 식 (3)을 설정하였다. 식 (2)에서 종속변수는 조세회피 행위(TS)의 대용치로 재량적 BTD를 사용하고, 식 (3)에서는 기업가치의 대용치인 Tobin's Q를 종속변수로, 재량적 발생액(DA)과 재량적 BTD(TS)를 설명변수로 사용한다.

$$TS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DA_{i,t} + \beta_2 ROA_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 AGE_{i,t} + \beta_6 CFO_{i,t} \\ + \beta_7 RND_{i,t} + \beta_8 ADV_{i,t} + \beta_9 PPE_{i,t} + \beta_{10} IA_{i,t} + \beta_{11} GROWTH_{i,t} \\ + \beta_{12} OWN_{i,t} + \beta_{13} FOR_{i,t} + \sum IND + \sum YEAR + \theta_{i,t} \quad (2)$$

$$TQ_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DA_{i,t} + \gamma_2 TS_{i,t} + \gamma_3 ROA_{i,t} + \gamma_4 LEV_{i,t} + \gamma_5 SIZE_{i,t} + \gamma_6 AGE_{i,t} \\ + \gamma_7 CFO_{i,t} + \gamma_8 RND_{i,t} + \gamma_9 ADV_{i,t} + \gamma_{10} PPE_{i,t} + \gamma_{11} IA_{i,t} + \gamma_{12} GROWTH_{i,t} \\ + \gamma_{13} OWN_{i,t} + \gamma_{14} FOR_{i,t} + \sum IND + \sum YEAR + \mu_{i,t} \quad (3)$$

여기서,

TQ	: Tobin's Q[(보통주시장가+{우선주시장가+{충부채장부가})/총자산장부가]
DA	: 이익조정 측정치(재량적 발생액)
TS	: 조세회피 측정치(재량적 BTD)
ROA	: 총자산수익률(당기순이익/총자산)
LEV	: 총부채비율(부채총계/자본총계)
SIZE	: 기업규모[ln(총자산)]
AGE	: 상장연수[ln(상장연수+1)]
CFO	: 영업현금흐름(영업활동으로 인한 현금흐름/총자산)
RND	: 연구개발비(연구개발비/매출액)
ADV	: 광고비(광고선전비/매출액)
PPE	: 자산투자비중(유형자산-토지/총자산)
IA	: 무형자산비중(무형자산/총자산)
GROWTH	: 성장성((당기 매출액-전기 매출액)/전기 매출액)
OWN	: 최대주주지분율
FOR	: 외국인지분율
IND	: 산업더미
YEAR	: 연도더미

3.2. 변수의 측정

본 연구에서는 기업가치 측정치로 Tobin's Q를 사용하였다. Tobin's Q는 기업 자산의 시장가치를 대체원가로 나눈 값으로 정의된다. 본 연구에서는 자기자본의 시가총액과 총부채의 장부가액의 합을 총자산의 장부가치로 나눈 값으로 측정하였다. 계산식은 다음 식 (4)와 같다.

$$TQ = \frac{(\text{보통주식수} \times \text{보통주종가}) + (\text{우선주식수} \times \text{우선주종가}) + \text{총부채장부가액}}{\text{총자산장부가액}} \quad (4)$$

이익조정의 측정치로는 가장 널리 사용되는 수정 Jones모형 (Dechow et al., 1995)으로 측정한 재량적 발생액을 사용하였다. 이 모형에서는 총발생액 중에서 매출채권의 변화를 차감한 매출액 변화와 감가상각 대상이 되는 설비자산과 관련된 비재량적 발생액을 추정한 후, 총발생액에서 이를 차감하여 재량적 발생액을 계산한다. 다음 식 (5)의 잔차항이 재량적 발생액으로 이익조정의 추정치가 된다.

$$\frac{TA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \alpha_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \mu_{i,t} \quad (5)$$

여기서,

TA	: 총발생액
ΔREV	: 매출액의 변화분
ΔREC	: 매출채권의 변화분
PPE	: 자산수익률(당기순이익/기말총자산)
Asset	: 유형자산(토지와 건설중인 자산은 제외)
μ	: 잔차항

조세회피 행위에 대해서는 다양한 정의와 측정방법이 사용되고 있다. 본 연구에서는 Desai and Dharmapala (2006)에 따라 회계이익과 과세소득의 차이(BTD) 중에서 총발생액으로 설명되지 않는 재량적 BTD부분을 조세회피의 측정치(TS)로 사용하였다. 먼저 BTD를 구하기 위해서는 기은선 (2012)에서 이용한 방법을 사용하였다. 즉 법인세부담액을 법인세율로 나누어 과세소득으로 추정하였고, 법인세

차감전 당기순이익에서 추정과세소득을 차감한 값을 BTD로 하였다. 그리고 총발생액은 당기순이익에서 영업현금흐름을 차감하여 계산하였다. 다음의 식 (6)과 같이 BTD를 종속변수로 하고, 총발생액을 독립변수로 하여 연도별·산업별로 회귀분석을 수행하였다. 식 (6)에서 잔차 e 는 BTD의 실제값과 예측값의 차이를 나타내는 재량적 BTD로 그 값이 클수록 조세회피(TS)가 증가하는 것을 의미한다.

$$BTD = \delta_1 TA + e \quad (6)$$

여기서,

BTD : (법인세차감전당기순이익-추정과세소득)/기초총자산

TA : 총발생액/기초총자산

e : 잔차

기업가치에 영향을 미치는 다양한 요인들을 통제하기 위해 다음과 같은 통제변수들을 포함하였다. 총자산수익률(ROA)은 수익성이 높은 기업일수록 기업가치가 높을 것이기 때문에 포함하였고, 부채비율(LEV)은 부채로 인한 감세효과가 기업가치를 높일 것으로 보아 포함하였다. 기업규모(SIZE)는 자산총액을 자연로그 값으로 측정하였고, 상장연수(AGE)는 기업설립 이후 현재까지의 존속기간의 자연로그 값으로 측정하였다. 상장연수가 짧은 기업일수록 성장속도가 빠르고 무형자산에 투자하는 비중이 커서 기업가치가 높게 평가되므로 기업가치와 음(-)의 관계가 예상된다. 영업현금흐름(CFO)은 기업의 현금유동성과 영업이익을 나타낸다. 영업현금흐름이 높으면 현금흐름이 원활하고 영업실적이 높기 때문에 기업가치가 크게 나타날 것으로 예상된다. 연구개발비(RND)와 광고선전비(ADV)는 각각 매출액에 대한 연구개발비와 광고비지출 비율을 의미하며 이 비율이 높은 수록 기업의 성장에 필요한 무형자산투자비중이 높기 때문에 기업가치를 증대시킬 수 있는 것이다 (Chang, 2003). 자산 투자비중(PPE)은 기업의 재무적 요인을 통제하기 위하여 사용하였다. 무형자산 투자비중(IA)과 성장성(GROWTH)은 미래 성장기회를 나타내기 때문에 기업가치와 양(+)의 관련성을 가질 것으로 예상된다. 최대주주지분율(OWN)과 외국인지분율(FOR)은 기업경영의 감시자 역할을 수행하여 기업의 재무성과 및 기업가치에 영향을 미친다. 그리고 산업별 효과 및 연도효과를 통제하기 위해 산업더미(IND)와 연도더미(YEAR)를 추가하였다.

3.3. 표본의 선정

본 연구는 2013년부터 2018년까지의 유가증권시장과 코스닥 시장에 상장된 기업을 대상으로 수행하였다. 기업의 재무자료는 Fn-Guide에서 수집하였으며, 2013년부터 2018년까지 분석대상 기업으로 선정된 기준은 다음과 같다. 먼저, 재무제표의 신뢰성 문제 때문에 자본잠식기업을 표본에서 제외하였으며, 기업 재무자료의 비교가능성을 증가시키기 위하여 12월 결산법인이 아닌 경우에도 제외하였다. 다음으로 금융, 보험업 기업은 재무제표의 구성과 그 의미가 일반 기업과 차이가 있으므로 표본에서 제외하였다. 그리고 재무자료를 수집할 수 없어 연구모형에 포함된 변수를 측정할 수 없는 기업을 표본에서 제외하였다. 결손법인은 조세회피의 동기에 차이가 있기 때문에 세전계속사업이익과 법인세비용이 음(-)인 기업을 표본에서 제외하였다. 극단치로 인한 영향을 최소화하기 위해 더미변수를 제외한 기타 변수들을 상 하위 1%내에서 조정(winsorizing)하였다.

〈표 1〉 표본기업의 선정 절차

2013-2018년 증권거래소에 상장된 기업(기업-연도)	12,678
자본잠식, 12월 결산이 아닌 기업	-100
금융업, 보험업 기업	-763
재무자료를 수집할 수 없는 기업	-1,559
세전계속사업이익, 법인세비용이 음(-)인 기업	-4,271
최종표본수	5,985

4. 실증분석 결과

4.1. 기술통계량 및 상관관계분석

〈표2〉는 주요 변수들의 기술통계를 나타내고 있다. 주요변수들의 측정치를 보면 Tobin's Q(TQ)의 평균값은 1.388이고 중위수는 1.093으로 나타나 시장에서 장부가치 이상으로 평가받는 기업들이 많음을 알 수 있다. 재량적 발생액(DA)의 평균값은 0.019이고 중위수는 0.011로 평균값이 크게 나타났고 전체적으로 양(+)의 값을 갖는 기업이 약간 많았다. 조세회피 측정치인 TS의 평균값은 0.014이고 중위수는 0.017로 나타나 중위수가 평균값보다 약간 큰 값을 보이고 있다. 그러나

전체적으로는 DA와 마찬가지로 양(+)의 값을 갖는 기업이 약간 많았다. 최대주주 지분율(OWN)의 평균값과 중위수는 각각 0.435와 0.431으로 정규분포에 가까운 모습을 보였고, 외국인지분율(FOR)은 평균값과 중위수가 0.083과 0.032로 일부 우량기업에 외국인투자가 집중되어 있음을 알 수 있다.

〈표 2〉 주요변수들의 기술통계

변수	Mean	S.d	0.25	0.50	0.75
TQ	1.388	0.899	0.849	1.093	1.588
DA	0.019	0.080	-0.022	0.011	0.050
TS	0.014	0.087	-0.025	0.017	0.059
ROA	0.057	0.047	0.023	0.045	0.078
LEV	0.658	0.601	0.229	0.474	0.898
SIZE	26.130	1.330	25.220	25.900	26.760
AGE	2.454	0.942	1.946	2.639	3.091
CFO	0.068	0.071	0.025	0.062	0.107
RND	0.016	0.029	0	0.002	0.018
ADV	0.008	0.019	0	0.001	0.006
PPE	0.150	0.125	0.054	0.121	0.218
IA	0.024	0.041	0.004	0.010	0.025
GROWTH	0.092	0.278	-0.038	0.041	0.149
OWN	0.435	0.161	0.318	0.431	0.542
FOR	0.083	0.116	0.010	0.032	0.109

주) TQ : Tobin's Q[(보통주시장가+{우선주시장가+{총부채장부가}/총자산장부가];
 DA : 이익조정 측정치(재량적 발생액); TS : 조세회피 측정치(재량적 LTD);
 ROA : 총자산수익률(당기순이익/총자산); LEV : 총부채비율(부채총계/자본총계);
 SIZE : 기업규모[ln(총자산)]; AGE : 상장연수[ln(상장연수+1)];
 CFO : 영업현금흐름(영업활동으로 인한 현금흐름/총자산);
 RND : 연구개발비(연구개발비/매출액); ADV: 광고비(광고선전비/매출액);
 PPE : 자산투자비중(유형자산-토지/총자산);
 IA : 무형자산비중(무형자산/총자산);
 GROWTH : 성장성((당기 매출액-전기 매출액)/전기 매출액);
 OWN : 최대주주지분율; FOR : 외국인지분율

〈표 3〉은 주요 변수들 간의 피어슨 상관계수를 제시하고 있다. 기업가치(TQ)는 재량적 발생액(DA)과 유의한 양(+)의 상관관계를 보이지만 조세회피(TS)와는 유의한 관계를 보이지 않고 있다. DA는 TS와 유의한 음(-)의 상관관계를 보이지만 상관관계가 강하지는 않았다. 통제변수 중에서는 영업현금흐름(CFO)이 DA와 유의한 음(-)의 상관관계를, TS 및 ROA와는 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 외국인지분율(FOR)과 기업규모(SIZE) 사이에도 유의한 양(+)의 상관관계가 나타나

고 있어 외국인 투자자들이 큰 규모의 기업에 주로 투자하고 있음을 알 수 있다. 특히 CFO와 DA, FOR과 SIZE 두 경우에는 50% 이상의 강한 상관관계가 나타나 다중공선성 문제의 검토를 필요로 한다.

〈표 3〉 주요변수들의 피어슨 상관관계수

변수	TQ	DA	TS	ROA	LEV	SIZE	AGE	CFO	RND	ADV	PPE	IA	GRO WTH	OWN
TQ	1													
DA	0.07 1***	1												
TS	-0.0 15	-0.2 92** *	1											
ROA	0.37 7***	0.24 4***	0.16 4***	1										
LEV	-0.0 98** *	-0.0 29**	-0.0 36** *	-0.2 69** *	1									
SIZE	-0.0 90** *	-0.0 83** *	0.21 1***	-0.1 24** *	0.19 1***	1								
AGE	-0.2 05** *	-0.1 26** *	0.10 0***	-0.2 50** *	0.06 7***	0.33 6***	1							
CFO	0.22 5***	-0.6 15** *	0.41 4***	0.44 3***	-0.1 31** *	-0.0 07	-0.0 99** *	1						
RND	0.26 3***	0.04 4***	0.08 5***	0.13 8***	-0.1 64** *	-0.1 06** *	-0.1 68** *	0.06 5***	1					
ADV	0.20 3***	0.02 6**	-0.0 46** *	0.08 7***	-0.1 09** *	0.12 0***	0.01 2	0.05 3***	0.10 3***	1				
PPE	-0.0 68** *	-0.1 21** *	0.21 4***	-0.0 66** *	0.19 6***	0.14 7***	-0.0 05	0.20 7***	-0.0 38**	-0.1 03** *	1			
IA	0.20 4***	-0.0 31**	0.00 7	0.03 0**	-0.0 37** *	-0.0 17	-0.1 12** *	0.09 6***	0.16 3***	0.14 6***	-0.0 74** *	1		
GRO WTH	0.20 8***	0.08 0***	-0.0 19	0.23 8***	0.02 9**	-0.0 72** *	-0.1 63** *	0.06 0***	0.04 6***	0.04 5***	-0.0 75** *	0.09 0***	1	
OWN	-0.1 15** *	-0.0 48** *	-0.0 01	-0.0 92** *	-0.0 70** *	0.07 1***	0.13	-0.0 36** *	-0.1 88** *	0.00 2	0.04 8***	-0.0 98** *	-0.0 89** *	1
FOR	0.16 7***	-0.0 51** *	0.12 9***	0.17 0***	-0.0 98** *	0.51 6***	0.17 3***	0.17 7***	0.03 6***	0.15 9***	0.02 6**	0.01 1	-0.0 08	-0.1 46** *

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준.

4.2. 회귀분석결과

〈표 4〉 실증분석 결과

구분	모형 1		모형 2		모형 3	
	(TQ)		(TS)		(TQ)	
	Coeff	t-stat	Coeff	t-stat	Coeff	t-stat
intercept	3.016***	11.059	-0.477***	-18.561	2.727***	9.701
DA	0.771**	2.186	-0.076*	-1.646	0.725**	2.048
TS					-0.606***	-3.188
ROA	3.779***	7.530	0.174***	2.807	3.884***	7.722
LEV	0.143***	8.929	-0.005**	-2.548	0.140***	8.817
SIZE	-0.083***	-7.881	0.016***	15.917	-0.074***	-6.856
AGE	-0.081***	-6.068	0.009***	6.418	-0.075***	-5.685
CFO	1.586***	3.835	0.423***	8.030	1.843***	4.255
RND	4.663***	9.343	0.281***	5.902	4.833***	9.700
ADV	3.053***	4.113	-0.255***	-3.682	2.899***	3.939
PPE	-0.308***	-3.637	0.083***	8.948	-0.258***	-3.009
IA	2.241***	6.250	0.021	0.704	2.254***	6.264
GROWTH	0.292***	6.173	-0.005	-1.030	0.289***	6.124
FIRST	0.046	0.614	-0.002	-0.277	0.045	0.598
FOR	1.393***	10.784	-0.071***	-6.448	1.350***	10.535
ID/YD	Included					
F값	52.717***		61.798***		51.201***	
Adj. R-sq	0.319		0.311		0.321	
N			5,985			

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.

주2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준.

〈표 4〉는 가설을 검증하기 위한 실증분석 결과이다. 〈표 4〉에서 모형 1은 가설 1을 검증하기 위해 이익조정이 기업가치에 미치는 영향을 검증한 결과를 제시한다. 모형 1을 살펴보면, F값이 1% 수준에서 유의하게 나타나고 있어 연구모형은 적합하였고, 변수들의 다중공선성 역시 문제가 없는 것으로 판단된다¹⁾. 회귀모형의 수정 R²는 0.319이다. 수정 Jones모형(Dechow et al., 1995)으로 측정한 재량적 발생액(DA)의 계수 값은 0.771로 5% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 나타냈다. 이러한 결과는 이익조정이 기업가치에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 의미한다. 경영자가 이익조정을 통해 기업의 잠재적인 위험을 통제하여 일시적인 이익변동성을 이전함으로써 기업가치가 이익정보를 더 적절하게 반영하게 되고, 시장과

1) 본 연구의 실증분석 모형 사용된 변수들의 분산팽창지수(VIF)는 모두 10이하의 값을 가지는 것으로 나타나 다중공선성 영향은 크지 않은 것으로 판단된다.

투자자에게 기업의 건전한 경영 상태, 이익의 지속성과 성장성을 시그널링하여, 시장과 투자자의 적극적인 평가를 받고 주가와 기업가치를 올린다고 설명할 수 있다. 따라서 이익조정을 수행하는 기업은 자본시장에서 긍정적인 평가를 받기 때문에 이익조정은 기업가치와 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 해석되어 가설 1을 지지한다.

통제변수들을 살펴보면, 총자산수익률(ROA)과 총부채비율(LEV), 영업현금흐름(CFO), 연구개발비(RND), 광고비(ADV), 무형자산비중(IA), 성장성(GROWTH), 외국인지분율(FOR)은 기업가치와 유의한 양의 관계를 보였다. 최대주주지분율(OWN)은 기업가치와는 양의 관계를 보였지만 유의미하지는 않았다. 기업규모(SIZE), 상장연수(AGE), 자산투자비중(PPE)은 기업가치와 유의한 음의 관계를 보였다.

매개효과를 분석하기 위해서는 Baron and Kenny (1986)와 Sobel (1982)의 매개효과 분석방법이 많이 사용되어 왔다. 그러나 이들의 방법은 연구모형에서 측정 오차가 있는 것으로 보고되고 있다. 본 연구에서는 Baron and Kenny (1986)와 Sobel (1982)의 매개효과 분석방법의 한계를 극복할 수 있는 방법으로 Bootstrap 방법을 사용한다. 일반적인 매개효과 분석에서 매개효과의 표본분포가 정규분포 또는 t분포를 따른다고 가정을 하지만 추출된 표본들이 정규분포 또는 t분포의 형태를 갖지 못하는 경우가 존재한다. Bootstrap 방법은 정규분포 또는 t분포의 가정을 필요로 하지 않는 분석방법이다. Preacher and Hayes (2004)는 한 사례를 통해서 Sobel test방법으로 검증하지 못한 매개효과를 Bootstrap방법으로 검증하고 있다. Bootstrap방법을 통해 받은 매개효과의 추정치를 크기에 따라 서열을 부여하고, 서열의 제2.5백분위(LLCI)와 제97.5백분위(ULCI)를 사용하여 95%의 매개효과 신뢰구간을 추정한다. 매개효과의 추정치는 95% 신뢰구간 내에 0이 포함되지 않으면 5% 수준에서 매개효과가 0과 다르다고 볼 수 있기 때문에 유의한 것으로 의미한다²⁾. 본 연구는 Sobel test 방법에 대신 Bootstrap 방법과 Baron and Kenny (1986)의 접근법을 이용하여 가설 2를 검증하고자 한다.

Baron and Kenny (1986)의 접근법에 따라 모형 1에 기초해 모형 2와 모형 3을 모두 사용하여 조세회피의 매개효과에 대해 실증분석을 하였다. <표 4>에서 모형 2와 모형 3을 살펴보면, 모두 F값이 1% 수준에서 유의하게 나타나고 있어 연구모형은 적합하였다. 회귀분석의 수정 R²는 각각 0.311과 0.321로 나타났다.

모형 2에서 DA의 계수 값은 -0.076로 10% 수준에서 유의한 음(-)의 관계를 나

2) Bootstrap방법에 대한 자세한 설명은 Preacher and Hayes (2004, 2008), Hayes (2013)의 연구를 참조한다.

타냈다. 이는 이익조정이 증가할수록 조세회피가 감소함을 의미한다. 경영자가 이익조정과 조세회피 행위에 균형을 맞추기 위하여 적극적인 이익조정과 조세회피를 동시에 수행하는 것을 회피하기 때문에 이익조정이 조세회피에 부정적인 영향을 미치는 것으로 해석된다. 모형 3에서 DA의 계수 값은 0.725로 5% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 나타냈으며, TS의 계수 값은 -0.606로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관계를 나타냈다. TS의 음(-)의 계수 값은 조세회피 행위가 증가할수록 기업가치가 감소함을 의미한다. 조세회피가 잠재적인 세무조사 비용을 늘리고 경영자가 사적이익을 추구할 수 있는 기회를 제공하는 등의 문제로 인해 자본시장에서 부정적인 평가를 받아 기업가치에 부정적인 영향을 미친다는 선행연구들과 일치하는 결과이다.

<표 5>는 이익조정과 기업가치의 사이에서 조세회피에 관한 경로모형에서 매개효과 분석을 위한 Bootstrap 검증 결과이다³⁾. TS의 매개효과 값은 0.098이고, 95% 신뢰구간 내에 0이 포함되지 않으며(LLCI는 0.0244, ULCI는 0.1983), 이는 TS의 매개효과가 유의하게 나타났음을 의미한다. 또한, 매개변수인 TS를 통제한 이후 DA의 값은 0.780이고, 95% 신뢰구간 내에 0이 포함되지 않은 것으로 나타나(LLCI는 0.3123, ULCI는 1.2481), 이익조정과 기업가치 사이에서 조세회피 행위가 부분매개역할을 수행하고 있음이 확인되었다. 이와 같이 Baron and Kenny (1986)의 접근법과 Bootstrap 방법을 이용하여 조세회피 행위의 매개효과를 검증한 결과는 가설 2을 지지하였다.

<표 5> Bootstrap 분석 결과

		Effect		LLCI	ULCI
매개변수	TS	Total effect	0.878	0.4096	1.3473
		Direct effect	0.780	0.3123	1.2481
		Indirect effect	0.098	0.0244	0.1983

4.3. 추가분석

추가분석에서는 실증분석 결과의 강건성을 확인하기 위하여 Kothari et. al. (2005)의 이익조정 측정치를 이용하여 연구 가설을 다시 검증하였다. Kothari et. al. (2005)의 이익조정 측정치는 수익성을 통제하기 위해 총자산영업이익률을 고

3) 이 결과는 SPSS 24의 PROCESS를 이용하여 산출된다. 구체적인 방법은 Hayes(2013)의 연구를 참조한다.

려하는 재량적 발생액을 사용하다는 점이 수정 Jones모형에 의한 이익조정 측정치와 다르다. <표 6>은 Kothari et al. (2005)모형으로 계산된 재량적 발생액을 사용하여 Baron and Kenny (1986)의 접근법에 따라 실증분석한 결과로 F값이 모두 1% 수준에서 유의하게 나타나고 있어 연구모형은 적합한 것을 알 수 있다. 먼저 모형 1을 살펴보면 DA의 계수 값이 0.970으로 5% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 나타내 가설 1을 지지하고 있다. 모형 2에서는 DA의 계수 값은 -0.126로 5% 수준에서 유의한 음(-)의 관계를 나타냈다. 모형 3에서는 DA의 계수 값은 0.895로 5% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 나타내며, TS의 계수 값은 -0.595로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관계를 나타냈다.

<표 6> 추가 회귀분석 결과

구분	모형 1 (TQ)		모형 2 (TS)		모형 3 (TQ)	
	Coeff	t-stat	Coeff	t-stat	Coeff	t-stat
intercept	3.006***	11.012	-0.476***	-18.442	2.723***	9.673
DA	0.970**	2.441	-0.126**	-2.497	0.895**	2.267
TS					-0.595***	-3.132
Control	Included					
ID/YD	Included					
F값	53.101***		61.472***		51.612***	
Adj. R-sq	0.319		0.312		0.321	
N	5,985					

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준.

<표 7>은 매개효과를 분석하기 위하여 Kothari et al. (2005)모형으로 계산된 재량적 발생액을 사용한 Bootstrap 검증 결과이다. TS의 매개효과 값은 0.181로 95% 신뢰구간 내에 0이 포함되지 않아(LLCI는 0.0763, ULCI는 0.3203) 매개효과가 유의하게 존재함으로 의미한다. 매개변수인 TS를 통제한 이후 DA의 직접효과는 0.627이고, 95% 신뢰구간 내에 0이 포함되지 않는다(LLCI는 0.0076, ULCI는 1.0465). 이러한 추가분석 결과는 이익조정 측정치로 Kothari et. al. (2005)의 이익조정 측정치를 사용한 경우에도 Dechow et al. (1995)의 수정 Jones모형을 사용한 경우와 마찬가지로 이익조정과 기업가치 사이에서 조세회피 행위가 부분매개역할을 수행하고 있음이 확인되어 가설 2을 지지하였다.

〈표 7〉 추가 Bootstrap 분석 결과

		Effect		LLCI	ULCI
매개변수	TS	Total effect	0.708	0.1895	1.2271
		Direct effect	0.627	0.0076	1.0465
		Indirect effect	0.181	0.0763	0.3203

5. 결론

본 연구의 목적은 이익조정과 기업가치의 관계 및 둘 사이에서 조세회피 행위의 매개역할을 검증함으로써 이익조정이 기업가치를 증대시키는지, 그리고 이익조정이 조세회피 행위의 축소를 통하여 기업가치를 증대시키는지를 실증분석하였다.

본 연구는 2013년부터 2018년까지 국내 코스피와 코스닥 시장에 상장된 12월 결산 비금융업 기업으로 Fn-Guide에서 자료가 수집 가능한 5,663개 기업을 대상으로 이루어졌다. 통계프로그램으로는 STATA15와 SPSS24를 이용하였으며 조세회피 행위의 매개역할을 검증하기 위하여 Baron and Kenny (1986)의 접근법과 Bootstrap 방법을 사용하였다.

연구결과는 다음과 같았다. 첫째, 이익조정이 기업가치에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 경영자가 이익조정을 통해 기업의 잠재적인 위험을 통제하고 일시적인 이익변동성을 이전하여 기업가치가 이익정보를 더 적절하게 반영하게 되고, 시장과 투자자에게 기업의 건전한 경영 상태, 이익의 지속성과 성장성을 시그널링하여 기업가치에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다. 둘째, 이익조정과 기업가치 사이에서 조세회피 행위는 매개역할을 하는 것으로 나타났다. 이는 이익조정이 클수록 조세회피 행위를 줄여 기업가치에 양(+)의 영향을 미치는 것을 의미한다. 위험회피 상황에서 경영자는 이익조정과 조세회피 행위에 균형을 맞추고자하기 때문에 공격적인 이익조정과 공격적인 조세회피를 동시에 수행하지 않고, 따라서 이익조정은 조세회피와 음(-)의 관계를 갖는다. 또 조세회피는 잠재적인 세무조사 비용을 늘리고 경영자가 사적이익을 추구할 수 있는 등의 문제로 인해 자본시장에서 부정적인 평가를 받을 수 있어 기업가치에 부정적인 영향을 미친다. 본 연구의 결과는 경영자가 이익조정을 수행할 때 조세회피는 감소하고, 조세회피의 감소는 대리인 문제를 줄임으로써 기업가치를 증대

시키고 있음을 의미한다.

기존 선행연구에서 주로 이익조정과 기업가치의 관계, 조세회피와 기업가치의 관계를 각각 개별적으로 다루고 있는 것과는 달리, 본 연구는 이익조정과 기업가치 간의 관계를 검토하면서 조세회피를 이익조정이 기업가치에 영향을 미치는 과정 중의 매개변수로 간주하며 조세회피의 매개역할을 검증하였다는 데 그 의의가 있다. 본 연구의 결과는 자본시장에서 이익조정에 대한 정보를 이용할 때 조세회피 요인을 같이 고려할 필요가 있음을 시사한다.

참 고 문 헌

- 강정연, & 고종권. (2014). 기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향. *회계학연구*, 39(1), 147-183.
- 강정연, & 김영철. (2012). 조세회피와 소유구조. *세무학연구*, 29(2), 37-67.
- 고윤성, 김지홍, & 최원욱. (2007). 조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구. *세무학연구*, 24(4), 9-40.
- 김대현. (2013). 기업특성이 공격적인 세무보고와 재무보고간의 관계에 미치는 영향. *기업경영연구*, 20(5), 301-327.
- 김철환, 김대현, & 전규안. (2012). 공격적인 재무보고와 공격적인 세무보고간의 관련성. *국제회계연구*, 43, 241-272.
- 기은선. (2012). 기업의 사회적 책임활동이 조세회피 및 조세회피에 대한 시장반응에 미치는 영향. *세무학연구*, 29(2), 107-136.
- 박주영. (2018). 기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향—한국기업지배구조원의 기업지배구조 평가 자료를 이용하여—. *세무와 회계연구*, 14(7), 43-80.
- 오현민, 신호영, & 홍순욱. (2015). 기업지배구조가 이익조정과 기업가치의 관계에 미치는 영향. *글로벌경영학회지*, 12(4), 77-106.
- 이원흠, & 최수미. (2006). 재량적 발생액이 기업가치에 미치는 영향에 관한 실증연구. *세무와 회계저널*, 1(1), 51-70.
- 조문기. (2012). 비감사서비스가 실제 이익조정과 조세회피와의 관계에 미치는 영향. *산업경제연구*, 25(2), 1843-1866.
- 한지연, 신수진, & 배성호. (2019). 기업수명주기에 따른 이익조정이 기업가치에 미치

는 영향. *회계정보연구*, 37(2), 1-27.

Allingham, M. G., & Sandmo, A. (1972). Income tax evasion: A theoretical analysis. *Journal of public economics*, 1(3-4), 323-338.

Arya, A., Glover, J. C., & Sunder, S. (2003). Are unmanaged earnings always better for shareholders?. *Accounting horizons*, 17, 111-116.

Baker, T., Collins, D., & Reitenga, A. (2003). Stock option compensation and earnings management incentives. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 18(4), 557-582.

Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of personality and social psychology*, 51(6), 1173.

Bhattacharya, U., Daouk, H., & Welker, M. (2003). The world price of earnings opacity. *The accounting review*, 78(3), 641-678.

Chang, S. J. (2003). Ownership structure, expropriation, and performance of group-affiliated companies in Korea. *Academy of Management Journal*, 46(2), 238-253.

De Jong, A., Mertens, G., van der Poel, M., & van Dijk, R. (2014). How does earnings management influence investor's perceptions of firm value? Survey evidence from financial analysts. *Review of Accounting Studies*, 19(2), 606-627.

Dechow, P. M., & Skinner, D. J. (2000). Earnings management: Reconciling the views of accounting academics, practitioners, and regulators. *Accounting horizons*, 14(2), 235-250.

Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *Accounting review*, 70(2), 193-225.

Desai, M. A., & Dharmapala, D. (2006). Corporate tax avoidance and high-powered incentives. *Journal of financial Economics*, 79(1), 145-179.

Desai, M. A., & Dharmapala, D. (2009). Corporate tax avoidance and firm value. *The review of Economics and Statistics*, 91(3), 537-546.

Erickson, M., Hanlon, M., & Maydew, E. L. (2004). How much will firms pay for earnings that do not exist? Evidence of taxes paid on allegedly fraudulent earnings. *The Accounting Review*, 79(2), 387-408.

Frank, M. M., Lynch, L. J., & Rego, S. O. (2009). Tax reporting aggressiveness and its relation to aggressive financial reporting. *The Accounting Review*, 84(2),

467-496.

- Goh, B. W., Lee, J., Lim, C. Y., & Shevlin, T. (2016). The effect of corporate tax avoidance on the cost of equity. *The Accounting Review*, 91(6), 1647-1670.
- Graham, J. R., Harvey, C. R., & Rajgopal, S. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of accounting and economics*, 40(1-3), 3-73.
- Hanlon, M., & Slemrod, J. (2009). What does tax aggressiveness signal? Evidence from stock price reactions to news about tax shelter involvement. *Journal of Public economics*, 93(1-2), 126-141.
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: Methodology in the Social Sciences*. Kindle Edition, 193.
- Healy, P. M. (1985). The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of accounting and economics*, 7(1-3), 85-107.
- Holthausen, R. W. (1990). Accounting method choice: Opportunistic behavior, efficient contracting, and information perspectives. *Journal of accounting and economics*, 12(1-3), 207-218.
- Kim, J. B., Li, Y., & Zhang, L. (2011). Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis. *Journal of Financial Economics*, 100(3), 639-662.
- Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of accounting and economics*, 39(1), 163-197.
- LaFond, R., Lang, M. H., & Skaife, H. A. (2007). *Earnings smoothing, governance and liquidity: International evidence*. Governance and Liquidity: International Evidence (March 2007), Working Paper, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=975232>.
- Lennox, C., Lisowsky, P., & Pittman, J. (2013). Tax aggressiveness and accounting fraud. *Journal of Accounting Research*, 51(4), 739-778.
- Magrath, L., & Weld, L. G. (2002). Abusive earnings management and early warning signs. *CPA journal*, 72(8), 50-54.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models. *Behavior research methods, instruments, & computers*, 36(4), 717-731.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for

- assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behavior research methods*, 40(3), 879-891.
- Ronen, J., & Yaari, V. L. (2007). Demand for the truth in principal-agent relationships. *Review of accounting studies*, 12(1), 125-153.
- Scott, W. R. (2003). *Financial Accounting Theory*. Prentice Hall.
- Skinner, D. J., & Sloan, R. G. (2002). Earnings surprises, growth expectations, and stock returns or don't let an earnings torpedo sink your portfolio. *Review of accounting studies*, 7(2), 289-312.
- Slemro, J. (2004). The Economics of Corporate Tax Selfishness. *National Tax Journal*, 57, 877-899.
- Sobel, M. E. (1982). Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models. *Sociological methodology*, 13, 290-312.
- Stocken, P. C., & Verrecchia, R. E. (2004). Financial reporting system choice and disclosure management. *The Accounting Review*, 79(4), 1181-1203.
- Teoh, S. H., Welch, I., & Wong, T. J. (1998). Earnings management and the long-run market performance of initial public offerings. *The journal of finance*, 53(6), 1935-1974.
- Wang, X. (2010). *Corporate tax avoidance, corporate transparency and firm value*. Working Paper, Department of Accounting MsCombs School of Business, University of Texas at Austin.

The Mediation Effect of Corporate Tax Avoidance on the Relation between Earnings Management and Firm Values*

Tang, Yu-zhe¹

Ph. D. Candidate, Department of Accounting, Jeonbuk National University

Zhou, Zi-yun²

Ph. D. Candidate, Department of Accounting, Jeonbuk National University

Yang, Kyu-heak³

Professor, Department of Accounting, Jeonbuk National University

Abstract

The purpose of this study is to analyze the effect of earnings management on corporate value and to verify the mediating effect of tax avoidance between earnings management and corporate value. For the empirical analysis, non-financial companies listed on the Korean KOSPI and KOSDAQ markets from 2013 to 2018 were used as a sample. The earnings management was measured by the Modified Jones model(Dechow et al., 1995), the tax avoidance behavior was measured by the discretionary BTB of Desai and Dharmapala (2006), and the firm value was measured by Tobin's Q. The research results are as follows. First, it was found that the earnings management had a positive effect on firm values. This means that the earnings information of the company performing the earnings management has a positive effect on the firm value because it signals the company's sound management status and profit sustainability and growth to the market. Second, it was found that tax avoidance had a mediating effect between earnings management and firm value. Therefore, it was found that earnings management not only has a direct effect on firm value, but also has an indirect effect of increasing firm value through reduction of tax avoidance activities. Unlike previous studies, this study is meaningful in that it examines the relationship between earnings management and firm value and at the same time verifies whether tax avoidance has a mediation effect between these two variables. The results of this study suggest that it is necessary to consider tax avoidance factors when using information on earnings management in the capital market.

Keywords : Earnings management, Firm value, Tax avoidance, Mediation Effect

Received February 16, 2021

Revised March 14, 2021

Accepted March 17, 2021

* All papers comply with the ethical code set by the National Research Foundation and the Asia-Pacific Journal of Business and Commerce.

1. First Author, tangyuzhe0415@jbnu.ac.kr

2. Co-Author, zhouziyun1925@jbnu.ac.kr

3. Corresponding Author, khyang@jbnu.ac.kr