

여성임원 보유와 조세회피, 기업가치 간의 관련성에 대한 연구

신재은* · 이 건**

<요 약>

본 연구는 기업 내 여성임원의 보유여부, 기업의 조세회피 수준, 그리고 조세회피에 따른 기업가치 간의 관련성에 대해 실증분석한다. 조세는 현금유출을 발생시키고 세후이익을 감소시킨다는 점에서 경영자는 조세를 회피하고 기업가치를 극대화하려는 유인을 지닌다. 하지만 대부분의 조세회피 행위는 사후적으로 위법 판정을 받아 세무 추징을 받고 기업 이미지가 훼손될 가능성이 있다는 점에서 위험(risk)을 동반한다. 본 연구에서는 임원의 성별에 따라 기업의 조세회피 수준이 다른 모습을 보이는지 살펴보았다. 구체적으로, 여성이 남성에 비해 리스크회피도(risk aversion)가 높고 보다 보수적(conservative)인 성향을 지님에 따라 기업 내 여성임원을 보유하는 경우 그렇지 않은 경우보다 조세회피 수준이 낮을 것으로 예상했다. 한편, 조세회피가 기업가치에 미치는 영향 측면에서 조세회피는 주주와 경영자 간의 대리인비용(agency cost)이 낮을 때만 기업가치 상승으로 연결될 수 있다. 여성임원의 경우 남성에 비해 의사결정에 있어 도덕적인 기준이 높고 기회주의적 행동을 적게 하는 경향이 있다는 점에서 조세회피를 사적편익을 위해 이용하기보다 기업가치를 상승시키기 위한 목적으로 행할 것으로 예상했다.

2014년부터 2017년까지 4,024 기업-연도(코스피 및 코스닥)를 대상으로 실증분석을 수행했다. 임원의 성별에 대한 공시가 2013년 11월부터 의무화되었기 때문에 2014년 이후의 자료를 사용해 여성임원의 보유여부 및 보유비율을 산출해 사용했다. 분석결과 여성임원을 보유한 기업의 경우 여성임원을 보유하지 않은 기업에 비해 조세회피 수준이 낮은 것으로 나타났다. 또한 조세회피 수준이 높은 기업의 경우 조세회피 수준이 낮은 기업에 비해 기업가치가 낮지만, 여성임원을 보유한 기업의 경우 조세회피가 기업가치에 미치는 부정적인 영향이 완화되는 것으로 나타났다. 본 연구는 여성임원의 보유가 조세회피에 따른 기업가치에 긍정적인 영향을 미치는 결과를 제시함으로써 여성임원의 기업 활동 참여에 대한 정책적인 시사점을 제시한다.

<주제어> 여성임원, 조세회피, 기업가치

* 고려대학교 기업경영연구원 연구위원, jaeun84@gmail.com, 주저자

** 창원대학교 경영대학 회계학과 조교수, gunlee@changwon.ac.kr, 교신저자

I. 서 론

본 연구에서는 기업 내 여성임원의 보유여부, 기업의 조세회피 수준 및 조세회피에 따른 기업 가치 간의 관련성에 대해 실증분석한다. Dyreng et al.(2010)에 따르면 기업의 조세회피 수준을 설명하는데 있어 경영자 고유효과(managerial fixed effects)가 중요한 설명력을 지닌다. 본 연구에서는 경영자 개별 특성 중에서 임원의 성별에 따라 기업 조세회피 수준에 차이를 보이는지 살펴보고, 여성임원이 존재하는 기업의 조세회피에 대해 투자자들이 차별적인 반응을 보이는지 분석한다.

조세는 현금유출을 발생시키고 세후이익을 감소시킨다는 점에서 경영자는 조세를 회피하고 기업가치를 극대화하려는 유인을 지닌다. 하지만 대부분의 조세회피 행위는 조세당국의 판단에 따라 사후적으로 위법 판정을 받아 세무 추징을 받을 수 있다는 점에서 위험(risk)이 존재한다.¹⁾ 즉 경영자의 조세회피 행위는 조세비용(tax costs) 절감이라는 효익과 동시에 사후적으로 위법 판정을 받아 세무 추징을 받고 기업 이미지가 훼손될 위험인 비조세비용(nontax costs)을 발생시킨다. 따라서 경영자는 조세비용과 비조세비용의 상대적 크기를 고려해 조세회피 수준을 결정한다(Scholes and Wolfson 1992).

조세회피가 불확실한 비조세비용을 동반한다는 점에서 조세회피 전략은 리스크를 동반하는 투자전략(investment opportunities) 중 하나로 볼 수 있다. 이와 같은 맥락에서 경영자의 위험에 대한 보상(risk-based compensation)이 높을수록 기업의 조세회피의 정도는 높아지는 결과가 제시됐다(Rego and Wilson 2012). 특히 조세회피 수준이 낮은 경우에서보다 조세회피 수준이 높은 경우 보다 공격적인 조세회피 전략을 사용하게 되어 조세회피에 따른 비용절감 효과보다 과세당국으로부터의 적발위험 및 명예훼손에 따른 위험 증가가 커질 가능성이 높다(Armstrong et al. 2015). 본 연구에서는 경영자의 성별에 따라 리스크성향(risk attitude)이 달라져 조세회피 수준에도 차이를 보일 것으로 예상했다. 구체적으로, 여성이 남성에 비해 리스크회피도(risk aversion)가 높고 보다 보수적(conservative)인 성향을 지닌다는 선행 연구(Croson and Gneezy 2009 ; Sunden and Surette 1998 ; Schubert 2006)에 따라 기업 내 여성임원을 보유하는 경우 그렇지 않은 경우보다 조세회피 수준이 낮을 것으로 예상했다.

한편, 조세회피가 기업가치에 미치는 영향 측면에서 조세회피는 주주와 경영자 간의 대리인 비용(agency cost)이 낮을 때만 기업가치 상승으로 연결될 수 있다. 조세회피는 그에 동반되는 모호(opaque)하고 복잡(complex)한 속성에 의해 소유와 경영이 분리된 상장기업에서 경영자의

1) 본 연구에서는 “조세회피”의 개념으로 조세회피 행위의 위법 여부에 관계없이 명시적 조세의 경감을 가져오는 기업의 모든 행위를 포괄한다(Hanlon and Heitzman 2010). 구체적으로, 세법의 공제나 감면 규정을 이용한 합법적 절세행위, 세법의 복잡성과 모호성을 이용한 조세비용 절감행위, 그리고 합법적인 범위를 넘어선 탈세행위가 모두 포함된 개념이다.

사적편익 추구(rent extraction)의 수단으로 이용될 가능성이 높고, 이러한 비조세비용(nontax costs)으로 인해 기업의 투명성 하락 및 기업가치 감소로 이어질 수 있다(Desai and Dharmapala 2009 ; Chen et al. 2011). Bernardi and Arnold(1997)은 여성임원의 경우 남성임원에 비해 보다 높은 도덕적 기준(moral standards)을 보유함에 따라 의사결정에 있어 기회주의적 행동을 적게 하는 경향이 있다고 주장했다. 본 연구는 이를 바탕으로 여성임원이 존재하는 경우, 조세회피 전략을 사적편익의 추구 수단으로 이용하기보다 기업가치 상승 제고를 위해 사용할 것으로 예상했다. 더불어 여성임원의 경우 남성임원에 비해 보다 높은 리스크회피 성향을 지닌에 따라 추후 과세당국으로부터 적발되고(detection risk), 명예훼손에 따른 비용(reputational costs)을 초래할 것으로 예상되는 위험한 형태의 조세회피 전략은 회피함으로써 비조세비용을 낮출 것으로 예상했다. 이에 본 연구에서는 여성임원을 보유하는 기업에 대해 남성임원으로만 구성된 기업에 비해 시장에서 높게 평가할 것으로 기대했다.

본 연구의 목적은 크게 두 가지이다. 첫 번째는 기업 내 여성임원을 보유하는 경우 그렇지 않은 기업에 비해 조세회피 수준에 차이를 보이는지 살펴본다. 두 번째는 여성임원 보유여부에 따라 조세회피에 대한 투자자의 평가가 달라지는지 살펴본다.

실증연구에 있어서는 2014년부터 2017년까지 유가증권 및 코스닥 시장에 상장된 4,024개 기업-연도가 표본으로 사용됐다. 2013년 11월 금융감독원에서 정기공시에 기재되는 임원현황표에 임원의 성별에 대한 공시를 추가하도록 의무화함에 따라 본 연구에서는 2014년 이후의 표본을 사용해 여성임원 보유여부 및 보유비율을 측정해 분석에 사용했다.²⁾ 조세회피 측정치로는 Desai and Dharmapala(2006)에 따라 세전이익과 과세소득의 차이 중 총발생액으로 설명되지 않는 부분으로 측정했다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 여성임원을 보유한 기업의 경우 그렇지 않은 기업에 비해 조세회피 수준이 낮은 것으로 나타났다. 이는 남성임원에 비해 리스크회피 성향(risk aversion)이 높은 여성임원을 보유하는 기업의 경우 조세회피 전략에 있어 공격적인 조세회피 행위가 낮아지는 것으로 해석할 수 있다. 둘째, 조세회피 수준이 높은 기업의 경우 조세회피 수준이 낮은 기업에 비해 기업가치가 낮지만, 여성임원을 보유한 기업의 경우 조세회피가 기업가치에 미치는 부정적인 영향이 줄어드는 것으로 나타났다. 조세회피와 기업가치 간의 관계는 조세비용과 비조세비용 간의 상대적 크기에 따라 달라지는데, 기업 내 여성임원을 보유하는 경우 조세회피에 따르는 비조세비용이 낮아지며, 이에 따라 기업가치에 미치는 부정적 영향이 감소하는 결과로 해석할 수 있다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 여성임원의 보유여부와 기업의 조세전략 간에 관련성을 보여줌으로써 조세회피의 결정요인(determinants)에 대한 연구를 확장시켰다. 최근 여성의 사회진출이 급격하게 증가함에 따라 여성임원이 기업의 의사결정에 미치는 영향에 대한 연구가

2) 금융감독원 기업공시서식 작성기준 제9-1-1조(임원의 현황). 2013.11.29. 시행.

많이 이뤄지고 있다. 하지만 국내의 경우 여성의 경영활동 참여가 미국이나 다른 OECD 국가에 비해 미미한 상황이고 성별공시가 2013년 말부터 이뤄짐에 따라 성별다양성(gender diversity)이 가져오는 영향에 대한 연구가 부진한 상황이다.³⁾ 본 연구는 임원 성별에 대한 공시가 의무화 된 2014년 이후의 최근 자료를 이용해 기업의 조세회피 수준 측면에서 임원 성별에 따른 차별적 모습을 실증 제시했다. 둘째, 조세회피는 기업 입장에서 조세비용(tax costs)을 절감한다는 측면에서 긍정적이지만 대리인 비용 등의 비조세비용(nontax costs)을 발생시킬 수 있다. 기업가치 분석을 통해 조세회피에 따른 조세비용 절감이라는 한계적효익(marginal benefit)과 비조세비용 발생이라는 한계적비용(marginal costs) 간의 상대적 크기인 차이가 임원의 성별에 따라 달라지는 것을 보임으로써 조세회피에 따른 결과(consequences)에 대한 선행연구를 확장시켰다. 마지막으로, 본 연구는 임원의 성별에 대한 공시가 시작된 2013년 말 이후의 자료를 사용함으로써 여성임원의 보유가 조세회피에 따른 기업가치에 긍정적인 영향을 미치는 결과를 제시함으로써 여성임원의 기업 활동 참여에 대한 정책적인 시사점을 제시한다.⁴⁾

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장은 조세회피 및 여성임원의 보유에 관한 선행연구를 정리하고 가설을 설정한다. 제Ⅲ장은 본 연구의 가설을 검증하기 위한 모형과 표본에 대한 설명을 하고 제Ⅳ장은 본 연구의 실증 분석 결과를 제시한다. 제Ⅴ장에서는 내생성을 통제한 추가분석을 제시하고 마지막으로 제Ⅵ장은 본 연구의 결론을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구 및 가설설정

1. 조세회피 관련 연구

기업의 입장에서 조세는 여러 비용 중 하나이며 직접적인 현금 유출을 유발하기 때문에 기업은 이익을 극대화하고 현금유출을 피하고자 조세를 줄이려는 유인을 지닌다(박종국·홍영은, 2009). 조세회피(tax avoidance)는 세법의 테두리 안에서 합법적인 형태로 수행된 절세(tax savings) 행위부터 소득 누락이나 경비의 과다계상 등과 같이 불법적으로 이뤄진 탈세(tax evasion)에 이르기까지 다양한 형태를 지닌다. 본 연구에서는 조세회피 행위의 위법 여부를 불문하고 명시적 조세부담을 낮추고자 기업이 하는 모든 행위를 조세회피의 정의로 사용한다.

3) 본 연구의 자료를 통해 분석한 결과, 2014년부터 2017년까지 유가증권시장에 상장된 기업 중 26.5%의 기업에 여성임원이 존재하는 것으로 나타났으나, 전체 임원 대비 여성임원의 비율은 3%정도이다.

4) 가령, EU국가를 중심으로 여성임원의 수를 증가시키고자 여성임원할당제를 시행하고 있으며, 최근 미국의 경우에는 캘리포니아주에서 처음으로 이사회 내에 여성임원을 의무적으로 할당하는 법안을 지난 2018년 10월 30일 통과시켰다(매일경제, 2018.10.1, 캘리포니아, 女임원 안두면 벌금 낸다). 국내의 경우도 이와 같은 정책적 제도 마련에 대한 사회적 논의가 필요할 것으로 생각된다.

조세회피에 대한 연구는 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 첫 번째는 기업 조세회피의 결정요인(determinants)에 대한 연구이고, 두 번째는 기업 조세회피에 따른 결과(consequences)에 대한 연구이다. 먼저, 첫 번째로 조세회피의 결정요인에 대한 선행연구는 다시 기업 고유의 특성(firm-level characteristics)에 초점을 맞춘 연구와 경영자의 특성(managerial-level characteristics)에 초점을 맞춘 연구로 나눌 수 있다. 전자의 연구로는 기업의 규모(size)나 수익성(profitability), 부채비율(leverage), 해외영업(foreign operations) 등이 기업의 조세회피수준에 영향을 주는 것으로 나타났다(Gupta and Newberry 1997 ; Rego 2003 ; Mills et al. 2013). 국내에서도 조세회피의 결정요인으로 기업 특성을 살펴본 연구는 활발하게 진행됐으며, 예를 들어 김진희·정재욱(2006)은 기업의 조세회피의 정도가 기업의 규모가 증가할수록, 세전이익이 증가할수록 높아지는 반면, 기업의 부채가 증가할수록 낮아지는 결과를 제시했다. 또한, 박종국·홍영은(2009) 및 강정연·김영철(2012)은 외국인 지분율이 기업의 조세회피 수준과 음(-)의 관계가 있다는 결과를 제시했으며, 박성원 외(2014)는 기업의 재무적 제약 수준이 조세회피 수준과 양(+)의 관계가 있다는 결과를 제시했다. 이와 달리 기업 조세회피의 결정요인으로 경영자의 특성에 초점을 둔 후자의 연구는 Hambrick and Mason(1984)의 상층부이론(upper echelon theory)에 기반해 경영자의 개별 특성(managerial traits)에 따라 달라지는 조세회피 수준을 살펴본다. 구체적으로 Dyreng et al. (2010)에서 경영자 고유의 효과(executive fixed effect)가 기업 특성으로 설명하지 못하는 부분을 부가적으로 설명할 수 있다는 결과를 제시함에 따라, 그 후속 논문에서는 경영자의 능력이나 정치적 성향, 종교적 성향 등이 기업의 조세회피성향에 영향을 미치는 증거를 제시했다(Christensen and Dhaliwal 2011 ; Boone et al. 2013 ; Koester et al. 2016).

두 번째는 기업 조세회피에 따른 결과(consequences)에 대한 연구로 기업의 조세회피가 기업 가치 및 시장반응에 미치는 영향을 살펴본 논문들이다. 조세회피는 일차적으로 기업의 조세비용(tax costs)을 줄여준다는 측면에서 기업가치에 긍정적인 영향을 줄 것으로 생각할 수 있다. 예를 들어, Desai and Dharmapala(2006)에서는 기업 지배구조가 좋은 기업을 중심으로 조세회피의 정도와 기업가치 간에 양(+)의 관계를 보였으며, 국내에서도 고윤성 외(2007)에서 조세회피가 기업가치에 긍정적인 영향을 준다는 결과를 제시했다. 하지만, 최근의 국내외 연구에서는 주주와 경영자 간의 대리인비용(agency cost) 측면에서 조세회피가 경영자의 기회주의적 행동(managerial opportunism)으로 이용되어 기업가치 하락을 초래할 수 있음을 보이고 있다. 즉, 조세회피는 그에 동반되는 모호하고 복잡한 속성에 의해 소유와 경영이 분리된 상장기업에서 경영자의 사적편익 추구의 수단으로 이용될 가능성이 높고, 이러한 비조세비용(nontax costs)로 인해 기업의 투명성 하락 및 기업가치 감소로 이어질 수 있다(Desai and Dharmapala 2009 ; Chen et al. 2011). 더불어, 조세회피가 추후 과세당국으로부터 위법한 것으로 적발되는 경우 추징세액을 내는 위험(detection risk)과 함께 명예훼손에 따른 비용(reputational costs)도 부담하게 된다(Chen et al. 2010). 이처럼 조세회피가 여러 비조세비용을 동반한다는 측면에서 -대리인비용

(agency costs), 적발위험(detection risk), 명예훼손에 따른 비용(reputational costs) - Rego and Wilson(2012)는 경영자의 위험보상비용(risk-taking incentives)이 높을수록 조세회피의 정도는 높아진다는 결과를 제시했다. 또한, Armstrong et al.(2015)는 구간별 분석을 통해 조세회피 수준이 높을 경우는 조세회피에 따른 비용절감 효과보다 과세당국으로부터의 적발위험과 명예훼손에 따른 비용 증가가 커질 가능성이 높고, 조세회피 수준이 낮을 경우는 비조세비용의 크기는 작고 현금흐름을 증가시키는 쪽으로 조세회피 전략이 이용된다고 보았다. 국내연구로 기은선(2012)은 기업의 조세회피 수준이 높을수록 기업가치는 낮아지지만, 사회적 책임활동(corporate social responsibility)을 적극적으로 하는 기업의 경우 조세회피의 부정적 영향이 감소하는 결과를 제시했다. 강정연·고종권(2014) 또한 조세회피가 기업가치 간에 음(-)의 관계가 있음을 보이면서 기업지배구조가 우수한 경우는 해당되는 음(-)의 관계가 완화되는 것을 보였다.

2. 여성임원 관련 연구

Hambrick and Mason(1984)의 상층부이론(upper echelon theory)에 따르면 조직의 전략적 선택 및 조직 성과는 경영자가 지닌 배경적 특성(managerial background characteristics)에 일부 기인한다. 경영자에 대한 보상체계나 경영자 개인의 정치적 성향, 종교적 성향 등에 따른 기업의 의사결정에 대해서는 기존 많은 연구가 진행되었으나, 경영자의 성별이 기업 의사결정에 미치는 영향은 연구주제로서 여성임원의 중요성이 인식된 기간이 길지 않기 때문에 현재까지 부족한 상황이다(임미희·이지환 2017).

성별에 대한 기존 연구에서는 여성이 남성에 비해 리스크회피도(risk averse)가 높고 보다 보수적(conservative)인 성향을 지닌다고 보고하고 있다(Croson and Gneezy 2009 ; Sunden and Surette 1998 ; Schubert 2006).⁵⁾ 여성의 리스크회피 성향에 따른 의사결정에 대한 많은 연구는 재무적 투자(financial investment) 관점에서 이루어졌다. 일례로, Sunden and Surette(1998)은 여성이 남성에 비해 현금자산을 보다 보수적으로 운용함을 보였으며, Olsen and Cox(2001)는 일반인이 아닌 투자전문가의 경우에도 여성의 경우 남성보다 포트폴리오 구성에 있어 손실 발생 가능성이나 불확실성과 같은 리스크를 줄이는데 더 집중한다는 결과를 제시했다.

또한, 도덕적 관점에서도 여성은 남성에 비해 높은 도덕적 기준(moral standards)을 보유함에 따라 보다 윤리적(ethical)인 속성을 지니고 기회주의적 의사결정을 적게 하는 경향이 있다는 연구가 제시됐다(Bernardi and Arnold 1997 ; MacLeod Heminway 2007). 구체적으로, Bernardi and Arnold(1997)에서는 사회적 딜레마(social dilemmas) 상황에서의 의사결정에 대한 설문을 통해

5) Croson and Gneezy(2009)는 여성과 남성의 리스크회피 성향이 차이를 보이는 요인으로 다음의 세 가지를 제시했다 : 리스크가 높은 상황에 대해 느끼는 감정(emotions), 자기과신(overconfidence), 그리고 리스크를 도전으로 받아들이는지 또는 협박으로 받아들이는지에 대한 해석(risk as challenge or threats).

여성의 도덕적 기준이 남성보다 높은 수준을 보이는 것으로 확인했으며, MacLeod Heminway (2007)는 과거 연구 결과를 요약하며 여성이 남성보다 높은 신뢰도(trustworthiness)를 보이는 것이 선행연구에서 비교적 일관되게 제시되었음을 보였다.⁶⁾ 그 외로 Ford and Richardson(1994)은 성별에 따른 윤리적 의사결정(ethical decision-making)에 관한 13개의 선행연구를 나열하며, 그 중 8개의 연구에서 여성이 남성보다 윤리적인 의사결정을 하는 결과가 나타났음을 제시했다.

최근 연구에서는 여성의 상층부 진출이 급격히 증가함에 따라 여성임원 보유가 기업 의사결정 및 기업성과에 미치는 영향을 살펴봤다.⁷⁾ 여성임원이 기업 의사결정에 미치는 영향으로 Barua et al.(2010)은 위험회피적인 여성임원이 회계기준을 더 잘 준수함에 따라 여성 CFO가 있는 기업의 경우 그렇지 않은 경우보다 낮은 수준의 재량적발생액을 보고하는 것을 보고했으며, Francis et al.(2015)에서는 여성 CFO의 경우 남성 CFO에 비해 다양한 형태의 위험 - 소송위험(litigation risk), 도산위험(default risk), 명예훼손의 위험(reputational risk) - 을 회피하려는 성향이 강하기 때문에 재무보고에 있어 보수적인 회계처리가 증가한다고 주장했다. 또한, 기업성과 측면에서 Carter et al.(2003)은 여성임원의 경우 남성에 비해 높은 독립성(independence) 및 능동성(activism)을 지니고 있어, 여성임원을 보유하는 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 기업성과 및 기업 가치가 높아진다는 결과를 제시했으며, Adams and Ferreira(2009)는 성별다양성 측면(gender-diversity) 측면에서 이사회 내 여성임원이 존재하는 경우 남성들의 학연 및 지연으로 이루어진 'old boy network'에 속해있지 않기 때문에 남성으로만 구성된 이사회의 경우보다 독립적인 관점을 제공해 효과적인 감독 역할을 수행한다고 주장했다.

국내 연구는 2013년 이전까지 여성임원 보유여부에 대한 데이터 활용이 어려움에 따라 최근 예야 제한적으로 이뤄지고 있다. 김수인·홍지연 (2015)은 국내 자료를 통해 기업 내 여성임원의 비율과 재량적발생액 간의 음(-)의 관계를 보이며 여성임원의 경영활동 참여가 회계투명성 강화에 기여한다는 결과를 제시했고, 전경민 외(2017)에서는 이사회 내 여성임원의 존재와 실물 이익조정(real earnings management) 간에 음(-)의 관계를 보였다. 김용수·오용락(2017)은 여성임원의 비율이 높을수록 회계정보의 주가관련성은 높아지는 결과를 제시했다.

3. 가설 설정

기업이 부담하는 조세는 직접적인 현금 유출을 발생시키고 세후이익을 감소시키기 때문에 경영자는 조세비용(tax costs)을 줄이려는 조세회피의 유인이 있으며, 기업의 조세회피는 위법성이 낮은 조세전략부터 사후적으로 탈세 판정을 받아 세무 추징을 받을 가능성이 높은 위험한 조세

6) 신뢰도(trustworthiness)는 타인에 대한 배려(other-regarding preferences)나 리스크 회피 성향(risk-aversion) 등 다양한 측면에 의해 결정된다(MacLeod Heminway 2007).

7) 여성의 상층부 진출(upper echelon management)은 미미하다 최근 20여년에 비로소 급격히 증가했다(Hillman et al. 2002).

전략까지 다양한 형태로 이뤄진다. 사후적으로 탈세 판정을 받을 가능성이 높은 조세 전략의 경우에는 추정세액을 내는 위험(detection risk)과 함께 명예훼손에 따른 비용(reputational costs)도 부담하게 되므로 경영자는 조세비용(tax costs) 뿐 아니라 비조세비용(nontax costs)까지 고려해 조세회피 수준을 결정한다.⁸⁾

본 연구는 기업 내 여성임원을 보유하는 경우 그렇지 않은 기업에 비해 조세회피 수준에 차이를 보이는지 살펴본다. 기업의 의사결정은 경영자가 지닌 배경적 특성(managerial background characteristics)에 일부 기인한다는 상층부이론(upper echelon theory)에 따라 경영자 특성 중 성별(gender)이 기업의 조세회피 전략에 영향을 미칠 것으로 예상했다. 기존의 심리학 및 경제학 분야의 연구에 따르면 여성은 남성에 비해 리스크회피 수준이 높고, 도덕적 기준이 높으며, 보수적인 성향을 지닌다(Barua et al. 2010 ; Srinidhi et al. 2011 ; Francis et al. 2015). 조세회피 전략이 리스크를 동반하는 기업의 투자전략(investment opportunities) 중 하나라는 관점에서 기업 내 여성임원을 보유하는 경우 조세회피 수준을 낮출 것으로 기대할 수 있다. 하지만 기존 심리학 및 경제학 분야에서 일반 대중을 대상으로 여성이 남성에 비해 높은 리스크 기피 성향을 보인다고 제시하는 것과는 달리, 전문가 그룹을 대상으로 성별 차이를 비교하는 경우 의사결정의 차이가 미미해질 수 있다. 일례로 Atkinson et al.(2003)에서는 뮤추얼 펀드매니저를 대상으로 성별 차이를 비교분석한 결과 투자 행태나 성과 측면에서 유의한 차이를 발견하지 못했다. 또한, 기업 CFO의 경우에도 Barua et al.(2010)은 여성 CFO의 경우 남성 CFO의 경우보다 낮은 수준의 재량적발생액을 보인 것과는 달리 Ge et al.(2011)은 기업의 재량적발생액 크기에 있어 CFO의 성별에 따른 유의한 차이를 발견하지 못했다.

여성임원이 기업의 조세회피에 미치는 영향을 살펴본 연구로 Francis et al.(2014)은 미국 기업 중 CFO의 성별이 남성에서 여성으로 변경된 시기를 전후로 비교한 결과 여성 CFO로 변경된 이후 조세회피 성향이 감소하는 결과를 보이며, 이는 여성 CFO의 상대적으로 높은 리스크회피 성향에 기인한 것으로 해석하고 있다. 미국에서의 결과가 한국에서도 나타난다면 국내 자료를 이용하는 경우 기업 내 여성임원을 보유하는 경우 조세회피 수준이 낮아질 것으로 예상할 수 있다.

하지만 국내의 경우 여성임원의 비율은 OECD 국가중 최하위 수준이며, 미국 상장기업의 경우 여성임원이 15% 내외의 비중을 차지함에 비해 국내기업의 여성임원 비율은 2%내외에 불과하다(김난주 외 2015). 이처럼 아직까지 여성임원의 경영활동 참여가 부족한 상태이기 때문에 여성임원의 보유여부가 기업의 조세회피에 유의한 영향을 미치지 못할 가능성도 배제할 수 없다. 본 연구에서는 기업 내 여성임원의 보유여부에 따라 기업의 조세회피 수준이 차이를 보이는지 검증하고자 다음과 같은 형태의 귀무가설을 설정했다.

8) Graham et al.(2014)의 설문결과에 따르면 조세 담당자의 69%가 기업의 조세전략을 결정하는데 있어 평판에 대한 우려가 중요 요인이라는데 동의했다.

가설 1 : 여성임원 보유여부에 따라 기업 조세회피 수준은 유의한 차이를 보이지 않는다.

앞선 선행연구에 서술된 바와 같이 조세회피가 기업가치에 미치는 영향에 대해서는 상반된 견해가 존재한다. 한편으로 조세회피는 직접적인 조세비용(tax costs)을 절감함으로써 현금유출을 감소시키고 이익을 극대화해 기업가치에 긍정적인 영향을 준다(고윤성 외 2007). 하지만 다른 한편으로 조세회피가 동반하는 대리인비용(agency costs)이나 적발위험(detection risk), 명예훼손에 따른 비용(reputational costs) 등의 비조세비용(nontax costs)을 발생시킨다는 측면에서 기업가치 하락으로 연결될 수 있다(강정연 · 고종권 2014). 즉, 조세회피와 기업가치 간의 관계는 조세비용과 비조세비용 간의 상대적 크기에 따라 달라지며 경영자는 이러한 상대적 크기에 따라 조세회피 수준을 결정한다.

본 연구는 여성임원을 보유하는 기업의 경우 조세회피가 기업 가치에 미치는 긍정적인 영향이 커질 것으로 보았다. 그 근거로는 첫째, 여성임원의 경우 남성임원에 비해 보다 높은 도덕적 기준(moral standards)을 보유함에 따라 의사결정에 있어 기회주의적 행동을 적게 하는 경향이 있다(Bernardi and Arnold 1997). 더불어, 성별다양성 측면(gender-diversity)에서 여성임원이 존재하는 경우 남성임원만 존재하는 경우에 비해 다양한 관점 및 독립적 의견을 제공함으로써 보다 효과적으로 기업의 기회주의적 행태를 감독할 수 있다(Carter et al. 2003 ; Adams and Ferreira 2009). 이에 따라 여성임원의 경우 남성임원에 비해 조세회피를 기회주의적으로 이용하기 위해서보다 기업 현금흐름을 증가시키기 위해서 사용할 것으로 예상되며, 여성임원이 존재하는 경우 남성임원으로만 구성된 경우에 비해 기업의 기회주의적 조세회피 전략을 보다 효과적으로 감독해 조세회피에 동반하는 대리인비용(agency costs)이 낮아질 것으로 예상된다. 둘째, 여성은 남성보다 리스크회피도(risk averse)가 높으며 보다 보수적인(conservative)한 속성을 지닌다(Sunden and Surette 1998 ; Schubert 2006). 이에 따라 여성임원을 보유한 기업의 경우는 추후 과세당국으로부터 적발되어 추정세액을 낼 수 있는 위험한(detection risk) 조세회피 전략은 회피할 것으로 예상할 수 있다. 마지막으로, 여성임원을 보유한 기업의 경우 명예훼손의 위험(reputational risk) 또한 줄이고자 한다(Chen et al. 2017). 이처럼 여성임원을 보유한 기업의 경우 대리인비용(agency costs)이나 적발위험(detection risk), 명예훼손에 따른 비용(reputational costs) 등의 비조세비용(nontax costs)이 낮아질 것으로 예상됨에 따라 투자자는 여성임원을 보유하는 기업의 조세회피에 대해 남성임원으로만 구성된 기업의 조세회피에 비해 높게 평가할 것으로 예상할 수 있다.

하지만 기업의 조세전략이 경영자의 사적 편익을 위한 수단으로 사용되기 보다는 기업의 세금비용 절감을 위해 사용되고 있다면 여성임원의 보유여부에 따라 조세회피에 대한 시장반응이 달라지지 않을 가능성도 있다. 따라서 본 연구는 여성임원의 보유가 조세회피에 대한 시장반응에 가저을 차이에 대해 가설 2를 다음과 같은 형태의 귀무가설로 설정했다.

가설 2 : 여성임원 보유여부에 따라 조세회피에 대한 시장반응은 차이를 보이지 않는다.

III. 연구방법 및 연구표본

1. 연구방법

가. 조세회피의 측정

본 연구는 Desai and Dharmapala(2006)가 제안한 방법론을 바탕으로 조세회피의 정도를 추정하였다. 이들의 방법론에 따르면 세전이익과 과세소득간의 차이를 총발생액으로 설명하지 못하는 부분이 조세회피의 측정치가 된다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$btd = a_1 \text{tacc} + \varepsilon \quad (\text{식 1})$$

btd = (세전이익-과세소득)/기초 총 자산

tacc = 총 발생액/기초 총 자산

ε = ε

(식 1)에서 종속변수 btd 는 세전이익과 과세소득간의 차이를 나타내는 변수이고, 독립변수 tacc 는 당기순이익에서 영업현금흐름을 차감한 총 발생액을 나타내는 변수이다. btd 변수와 tacc 변수는 모두 기초 총자산으로 스케일링했다. 본 연구는 Desai and Dharmapala(2006)와 마찬가지로 (식 1)을 회귀분석하여 추정된 잔차 ε 을 조세회피의 정도를 나타내는 측정치로 보았다.

한편 (식 1)에서 사용되는 btd 변수의 측정을 위해서는 과세소득 자료가 필요하다. 실제 과세소득 자료의 이용이 어렵기 때문에 본 연구에서는 박승식 외(2006)와 기은선(2012)의 방법론을 이용하여 추정 과세소득을 이용해 btd 변수를 측정하였다. 추정 과세소득은 당기 법인세 비용에 이연법인세자산 및 이연법인세부채를 조정하여 법인세부담액을 추정한 뒤 해당 연도의 법정세율로 나누어 산출한다.⁹⁾¹⁰⁾

9) 구체적으로 법인세부담액은 당기 법인세 비용에 이연법인세자산의 변동(기말 이연법인세자산-기초 이연법인세자산)을 가산하고 이연법인세부채의 변동(기말 이연법인세부채-기초 이연법인세부채)을 차감하여 계산한다.

10) 본 연구에서 사용한 표본 기간은 2014년부터 2017년이며 동 기간에 과세소득을 추정하기 위하여 사용한 공식은 다음과 같다. 2012년부터 법인세율 구간이 2억, 2억~200억, 200억 초과로 구분되기 때문에 본 연구에서는 법인세 부담액이 39억 8천만원(과세소득이 200억인 경우의 법인세 부담액)을 초과하는 경우 ‘{법인세부담액/1.1-2억×10%-198억×20%}/22%+200억’ 식을 사용하였고, 그렇지 않은 경우 ‘{법인세부담액/1.1-2억×10%}/20%+2억’ 식을 사용해 과세소득을 추정했다.

나. 여성임원의 보유여부 및 비율 변수 측정

여성임원에 관한 변수는 TS2000이 제공하는 임원현황 자료를 이용해 파악했다. 2013년 11월 금융감독원에서 정기공시(사업보고서)의 임원 및 직원 등에 관한 사항에 임원의 성별에 대한 공시를 추가하도록 의무화하였고, TS2000은 이에 대한 자료를 제공하고 있다. 본 연구는 임원의 성별 공시가 거의 대부분의 기업에서 일어나고 있는 2014년 이후의 표본을 사용해 여성임원 보유여부 및 보유비율을 측정해 분석에 사용했다.

여성임원과 관련하여 본 연구에서 사용하는 변수는 두 가지로 구분된다. 하나는 기업 내 여성임원의 보유여부를 나타내는 fd 변수이고 나머지 하나는 여성임원의 비율을 나타내는 fr 변수로 구분된다. 또한 fd 변수와 fr 변수는 임원을 정의하는 기준에 따라 각각 $fd1$ 과 $fd2$, 그리고 $fr1$ 과 $fr2$ 로 구분된다. $fd1$ 과 $fr1$ 변수는 임원현황 공시에 나타난 모든 임원을 대상으로 여성임원의 존재여부($fd1$) 및 비율($fr1$)을 측정한 것이고, $fd2$ 와 $fr2$ 는 임원현황 공시에 나타난 임원 중 사외이사를 제외한 후 여성임원의 존재여부($fd2$)와 비율($fr2$)을 측정한 것이다. 사외이사의 경우 기업의 조세 의사결정에 직접적인 영향을 주지 못할 가능성이 있으며 연구의 강건성을 위하여 두 가지 변수를 모두 사용하여 실증분석을 수행했다.

다. 실증분석 모형

본 연구에서는 두 가지 연구가설을 검증한다. 첫 번째 가설은 여성임원의 보유여부와 조세회피 수준간의 관계에 관한 것이고, 두 번째는 여성임원 보유 기업에서의 조세회피와 기업가치간의 관계에 관한 것이다. 첫 번째 가설을 검증하기 위한 실증분석 모형은 다음의 (식 2)와 같다.

$$ts = \beta_1 fd \text{ (또는 } fr) + \beta_2 roa + \beta_3 lev + \beta_4 size + \beta_5 ppee + \beta_6 ocfs \\ + \beta_7 oc + \beta_8 fsh + \Sigma \text{연도더미} + \Sigma \text{산업더미} + \varepsilon \quad (\text{식 } 2)$$

ts = Desai and Dharmapala(2006)의 방법론에 의해 추정된 조세회피수준

fd = 기업이 여성임원을 보유하고 있는 경우 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수. fd 변수는 기업의 임원 모든 임원을 대상으로 여성임원 보유여부를 측정한 경우 $fd1$, 모든 임원 중 사외이사를 제외한 임원을 대상으로 여성임원 보유여부를 측정한 경우 $fd2$ 로 구분됨.

연도	법인세율	추정과세소득(X)
2012-2017	200억미만인 경우 법인세 부담액 = $\{2\text{억} \times 10\% + (X - 2\text{억}) \times 20\%\} \times \{1 + 10\% \text{ (주민세)}\}$	200억미만 : $X = \{\text{법인세부담액} / 1.1 - 2\text{억} \times 10\%\} / 20\% + 2\text{억}$
	200억초과인 경우 법인세 부담액 = $\{2\text{억} \times 10\% + 198\text{억} \times 20\% + (X - 200\text{억}) \times 22\%\} \times \{1 + 10\% \text{ (주민세)}\}$	200억초과 : $X = \{\text{법인세부담액} / 1.1 - 2\text{억} \times 10\% - 198\text{억} \times 20\%\} / 22\% + 200\text{억}$

fr = 기업 내 여성임원의 비율. fr 변수는 기업의 임원 모든 임원을 대상으로 여성임원의 비율을 측정할 경우 $fr1$, 모든 임원 중 사외이사를 제외한 임원을 대상으로 여성임원의 비율을 측정할 경우 $fr2$ 로 구분됨.
 roa = 당기순이익/기초 총 자산
 lev = 총 부채/총 자산
 $size$ = 총 자산의 자연로그 값
 $ppee$ = (유형자산-토지-건설중인자산)/기초 총 자산
 $ocfs$ = 영업현금흐름/기초 총 자산
 oc = 경영자(대표이사 기준) 지분율이 5% 이상이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수
 fsh = 외국인 투자자 지분율

회귀분석 모형 (식 2)의 종속변수 ts 는 Desai and Dharmapala(2006)의 방법론에 의해 추정된 조세회피수준을 나타내는 변수이고, 관심변수는 여성임원의 보유 여부를 나타내는 fd 또는 여성임원의 비율을 나타내는 fr 변수이다. 만약 여성임원의 보유 또는 비율이 높을수록 조세회피수준이 감소한다면 fd 또는 fr 변수의 계수인 β_1 은 유의한 음(-)의 값을 가질 것이며, 여성임원이 조세회피에 유의한 영향을 미치지 않는다면 β_1 은 유의하지 않은 계수값을 가질 것이다.

(식 2)에서 나머지 설명변수들은 조세회피수준에 영향을 미치는 요인으로 알려진 것으로써 기은선(2012)의 연구를 참조하여 구성했다. 설명변수로 사용된 변수들은 수익성을 나타내는 roa , 부채비율을 나타내는 lev , 기업규모를 나타내는 $size$, 감가상각대상자산의 비중을 나타내는 $ppee$, 현금흐름의 여유 정도를 나타내는 $ocfs$, 경영자 소유 기업을 나타내는 oc , 외국인 투자자 비율을 나타내는 fsh 이다.

여성임원을 보유한 기업의 조세회피가 시장가치에 미치는 영향을 검증하기 위한 모형은 아래 (식 3)과 같다.

$$\begin{aligned}
 tq = & \delta_1 ts + \delta_2 fd \text{ (또는 } fr) + \delta_3 ts*fd \text{ (또는 } ts*fr) + \delta_4 roa + \delta_5 lev \\
 & + \delta_6 size + \delta_7 ocfs + \delta_8 oc + \delta_9 fsh + \delta_{10} rnds + \delta_{11} sg + \Sigma \text{연도더미} \\
 & + \Sigma \text{산업더미} + \varepsilon
 \end{aligned}
 \tag{식 3}$$

tq = (자기자본의 시장가치+부채의 장부가액)/총 자산
 ts = Desai and Dharmapala(2006)의 방법론에 의해 추정된 조세회피수준
 fd = 기업이 여성임원을 보유하고 있는 경우 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수. fd 변수는 기업의 임원 모든 임원을 대상으로 여성임원 보유여부를 측정할 경우 $fd1$, 모든 임원 중 사외이사를 제외한 임원을 대상으로 여성임원 보유여부를 측정할 경우 $fd2$ 로 구분됨.
 fr = 기업 내 여성임원의 비율. fr 변수는 기업의 임원 모든 임원을 대상으로 여성임원의 비율을 측정할 경우 $fr1$, 모든 임원 중 사외이사를 제외한 임원을 대상으로 여성임원의 비율을 측정할 경우 $fr2$ 로 구분됨.
 roa = 당기순이익/기초 총 자산
 lev = 총 부채/총 자산

$size$ = 총 자산의 자연로그 값
 $ocfs$ = 영업현금흐름/기초 총 자산
 oc = 경영자(대표이사 기준) 지분율이 5% 이상이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수
 fsh = 외국인 투자자 지분율
 $rnds$ = 연구개발비 총 지출액/매출액
 sg = (당기 매출액-전기 매출액)/전기 매출액

회귀분석 모형의 종속변수는 tq 로써 자기자본의 시장가치와 부채의 장부가액의 합을 총 자산의 장부가액으로 나눈 Tobins'Q 이다. 모형에서 관심변수는 조세회피수준을 나타내는 ts 변수와 여성임원의 보유 여부(fd) 또는 비율(fr)을 나타내는 변수간의 교호변수 $ts*fd$ (또는 $ts*fr$)이다. 시장에서 조세회피의 효익보다 비용이 더 크게 평가된다는 기은선(2012)의 결과를 고려할 때 ts 변수의 계수는 유의한 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다. 한편 만약 여성임원이 존재하여 기업의 기회주의적 조세회피 전략을 보다 효과적으로 감독해 조세회피에 동반하는 대리인비용을 줄이게 된다면 $ts*fd$ (또는 $ts*fr$) 변수의 계수 δ_3 는 유의한 양(+)의 값을 가질 것으로 예상된다. 반면 여성임원이 유의한 영향력을 행사하기 못한다면 δ_3 는 유의하지 않은 값을 가질 것이다.

(식 3)에서 사용된 통제변수는 기업가치에 영향을 미칠 수 있는 변수로써 기은선(2012)의 연구를 참조하여 구성했다. 설명변수로 사용된 변수들은 수익성을 나타내는 roa , 부채비율을 나타내는 lev , 기업규모를 나타내는 $size$, 영업현금흐름을 나타내는 $ocfs$, 경영자 소유 기업을 나타내는 oc , 외국인 투자자 비율을 나타내는 fsh , 연구개발비 지출액을 나타내는 $rnds$, 매출액 성장률을 나타내는 sg 이다.

2. 연구표본

본 연구는 임원의 성별 공시 의무화가 안정화 된 2014년부터 2017년까지 코스피 및 코스닥 시장에 상장된 비금융 기업을 대상으로 실증분석을 수행한다. 표본의 구체적인 과정은 <표 1>의 Panel A에 나타나있다. 임원의 성별과 관련된 자료는 TS2000이 제공하는 임원현황 자료를 이용하여 수집했다. 표본기간동안 임원의 성별을 파악할 수 있는 자료는 7,720 기업-연도였고, Desai and Dharmapala(2006)의 방법론에 의해 조세회피수준을 추정할 수 없는 3,375 기업-연도 자료를 제거했다. 마지막으로 TS2000에서 회귀분석 모형에 사용되는 변수들의 자료를 구할 수 없는 321 기업-연도 자료를 제거한 4,024 기업-연도 자료를 최종 표본으로 선정했다. <표 1>의 Panel B는 표본의 산업별, 연도별 분포를 나타낸다. 연도별로는 매년 약 1,000여개의 기업이 표본에 선정되었으며, 산업별로는 제조업종에 소속된 기업들이 표본에 대다수 포함되어 있다.

〈표 1〉 표본선정과정 및 표본 분포

Panel A : 표본선정과정					
표본선정기준					표본수(기업-연도)
2014년부터 2017년까지 유가증권시장(코스피 및 코스닥) 상장 비금융 기업 중 임원정보를 구할 수 있는 기업					7,720
(제거) 조세회피 추정치를 구할 수 없는 경우(과세소득이 음(-)인 경우 포함) ¹¹⁾					(3,375)
(제거) 회귀분석에 필요한 재무자료를 구할 수 없는 경우					(321)
최종표본					4,024
Panel B : 표본의 업종별, 연도별 분포					
산업 \ 연도	2014	2015	2016	2017	표본수 (기업-연도)
농업, 임업 및 어업	4	3	6	7	20
광업	0	1	1	1	3
제조업	658	688	733	677	2,756
전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	11	9	11	8	39
수도, 하수 및 폐기물 처리, 원료 재생업	2	3	3	3	11
건설업	23	23	28	33	107
도매 및 소매업	61	60	64	64	249
운수 및 창고업	12	18	18	17	65
숙박 및 음식점업	1	0	2	2	5
정보통신업	91	103	106	110	410
부동산업	1	1	2	3	7
전문, 과학 및 기술 서비스업	54	65	60	80	259
사업시설 관리, 사업 지원 및 임대 서비스업	11	11	14	14	50
교육 서비스업	6	5	7	7	25
예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	3	4	4	3	14
협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업	1	1	1	1	4
합 계	939	995	1,060	1,030	4,024

11) 조세회피 추정치는 임원 정보를 구할 수 있는 기업이 아닌 모든 상장기업을 대상으로 추정된 뒤 임원 정보를 구할 수 있는 표본에 병합하였음.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계 및 상관관계 분석

<표 2>의 Panel A는 본 연구에서 사용되는 기술통계량을 보인다.¹²⁾ 먼저 여성임원을 보유한 기업을 나타내는 변수인 *fd1*의 평균은 0.265으로써 전체 표본기업 중 약 26.5%의 표본기업에서 여성임원을 보유하고 있음을 의미한다. 임원 중 사외이사를 제외할 경우에도(*fd2*) 약 25.1%의 표본기업 내 여성임원이 있는 것으로 확인했다. 이는 표본기업 4개 중 약 1개 기업에서 여성임원을 보유하는 것을 나타내지만, 기업 내 여성임원의 비율을 나타내는 변수인 *fd1* (*fd2*)을 살펴보면 평균이 0.031(0.033)으로써 기업 내 임원 10명 중 여성임원의 비율은 0.3명 수준인 것으로 나타나 국내의 경우 여성의 경영활동 참여가 매우 저조한 수준임을 확인할 수 있다. 다음으로 본 연구에서 사용된 조세회피 추정치인 *ts*의 평균이 0.004이고, 표준편차는 0.038으로 기업마다 조세회피 수준에 큰 차이가 있음을 보여준다. 표본기업의 총자산수익률(*roa*)는 6.1%이며 총자산(*size*)의 평균(중위수)은 19.25(19.02)로 자산총액의 평균은 229억 수준임을 알 수 있다.

〈표 2〉 기술통계량 및 변수 차이분석

Panel A : 기술통계량(n=4,024)					
변수	평균	표준편차	p25	중위수	p75
<i>fd1</i>	0.265	0.441	0.000	0.000	1.000
<i>fd2</i>	0.251	0.434	0.000	0.000	1.000
<i>fr1</i>	0.031	0.066	0.000	0.000	0.025
<i>fr2</i>	0.033	0.072	0.000	0.000	0.009
<i>ts</i>	0.004	0.038	-0.015	0.002	0.020
<i>roa</i>	0.061	0.054	0.023	0.046	0.082
<i>lev</i>	0.334	0.181	0.184	0.318	0.470
<i>size</i>	19.245	1.302	18.320	19.020	19.869
<i>ppee</i>	0.152	0.124	0.056	0.123	0.221
<i>ocfs</i>	0.067	0.068	0.026	0.062	0.105
<i>oc</i>	0.529	0.499	0.000	1.000	1.000
<i>fsh</i>	0.084	0.118	0.011	0.032	0.108
<i>tq</i>	1.435	0.956	0.864	1.120	1.633
<i>rnds</i>	0.027	0.043	0.000	0.009	0.033
<i>sg</i>	0.081	0.250	-0.039	0.039	0.140

12) 제시된 변수 중 더미변수를 제외한 모든 연속변수의 1%미만 값과 99%초과 값은 각각 1%, 99%의 값으로 조정했다(winsorization).

〈표 2〉 기술통계량 및 변수 차이분석 (계속)

Panel B : 변수의 차이분석

변수	여성임원 미존재 기업		여성임원 존재 기업		평균 차이 (A)−(B)	t−stat.	중위수 차이 (A)−(B)	z−stat.
	(A)	(B)						
	n=2,957	n=1,067						
	평균	중위수	평균	중위수				
<i>ts</i>	0.005	0.003	0.001	0.000	0.003	2.400**	0.003	2.870***
<i>roa</i>	0.059	0.045	0.066	0.048	−0.007	−3.440***	−0.003	−1.980**
<i>lev</i>	0.336	0.319	0.326	0.314	0.010	1.590	0.005	1.270
<i>size</i>	19.125	18.947	19.578	19.252	−0.452	−9.840***	−0.305	−6.954***
<i>ppee</i>	0.151	0.120	0.155	0.133	−0.005	−1.040	−0.014	−1.349
<i>ocfs</i>	0.065	0.061	0.071	0.065	−0.006	−2.430**	−0.004	−2.259**
<i>oc</i>	0.538	1.000	0.505	1.000	0.033	1.830*	0.000	1.826*
<i>fsh</i>	0.074	0.029	0.113	0.048	−0.039	−9.260***	−0.019	−8.400***
<i>tq</i>	1.334	1.082	1.715	1.293	−0.380	−11.320***	−0.211	−10.169***
<i>rnds</i>	0.025	0.009	0.031	0.011	−0.005	−3.350***	−0.002	−1.838*
<i>sg</i>	0.079	0.037	0.085	0.047	−0.006	−0.700	−0.010	−2.168**

1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

변수정의

- fd1* = 모든 임원 대상으로 여성임원이 존재하면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 ;
- fd2* = 사외이사를 제외한 임원을 대상으로 여성임원이 존재하면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 ;
- fr1* = 모든 임원 대상으로 측정한 여성임원의 비율 ;
- fr2* = 사외이사를 제외한 임원을 대상으로 측정한 여성임원의 비율 ;
- ts* = Desai and Dharmapala (2006)의 방법론으로 측정된 조세회피추정치 ;
- roa* = 당기순이익을 기초총자산으로 나눈 값
- lev* = 총부채를 총자산으로 나눈 값
- size* = 총자산의 자연로그값
- ppee* = 토지와 건설중인자산을 제외한 유형자산을 총자산으로 나눈 값 ;
- ocfs* = 영업현금흐름을 총자산으로 나눈 값 ;
- oc* = 경영자 지분율이 5%이상이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 ;
- fsh* = 외국인지분율 ;
- tq* = Tobin Q ;
- rnds* = 연구개발비 지출 총액을 매출액으로 나눈 값 ;
- sg* = 매출액 증가율 ;

한편 <표 2>의 Panel B는 본 연구에서 사용한 변수의 평균(중위수)을 여성임원의 존재여부에 따라 비교한 결과를 나타낸다. 전체 표본 4,024 기업-연도를 여성임원의 존재여부에 따라 구분한 결과 여성임원이 존재하지 않는 표본은 2,957 기업-연도였고, 여성임원이 존재하는 표본은

1,067 기업-연도였다. 조세회피의 정도를 나타내는 변수 *ts*의 평균(중위수)은 여성임원이 존재하지 않는 기업에서는 0.005(0.003)이었고 여성임원이 존재하는 기업에서는 0.001(0.000)이었으며, 그 차이는 1% 수준에서 낮게 나타나 여성임원이 존재하는 경우 조세회피의 정도가 낮을 것이라는 예상할 수 있었다. 반면 기업의 성과와 규모를 나타내는 변수 *roa*, *ocfs*, *size*는 여성임원이 존재하는 기업에서 상대적으로 높게 나타나 여성임원이 존재하는 기업들이 상대적으로 성과가 높으며 규모도 유의하게 크다는 것을 나타냈다. 또한 본 연구의 가설 2와 관련해 시장가치를 나타내는 *tq* 변수도 여성임원이 존재하는 기업에서 상대적으로 높게 나타나 전반적으로 여성임원이 존재하는 기업이 시장의 긍정적인 평가를 받고 있음을 확인할 수 있다. 반면 경영자 지분율을 나타내는 변수 *oc*의 경우 여성임원이 존재하는 기업에서 낮게 나타났다.

<표 3>은 본 연구에서 사용되는 변수 간의 상관관계를 나타낸다. 표의 우상단은 Pearson 상관계수를 나타내고 좌하단은 Spearman 상관계수를 나타낸다. 모든 임원을 대상으로 여성임원의 보유 여부를 측정한 *fdl* 변수는 조세회피수준을 나타내는 *ts* 변수와 -0.04의 유의한 상관계수(Spearman 상관계수의 경우 -0.05)를 보임에 따라 여성임원이 존재하는 경우 조세회피수준이 낮아진다는 예비적 결과를 보이고 있다.

<표 3> 변수간의 상관계수표

변수	<i>fdl</i>	<i>fd2</i>	<i>fr1</i>	<i>fr2</i>	<i>ts</i>	<i>roa</i>	<i>lev</i>	<i>size</i>	<i>ppee</i>	<i>ocfs</i>	<i>oc</i>	<i>fsh</i>	<i>tq</i>	<i>rnds</i>	<i>sg</i>
<i>fdl</i>	1	0.96	0.79	0.76	-0.04	0.05	-0.03	0.15	0.02	0.04	-0.03	0.14	0.18	0.05	0.01
<i>fd2</i>	0.96	1	0.76	0.78	-0.04	0.05	-0.03	0.16	0.02	0.04	-0.02	0.15	0.17	0.04	0.01
<i>fr1</i>	0.98	0.95	1	0.95	-0.02	0.09	-0.08	-0.05	-0.06	0.02	0.04	0.01	0.20	0.06	0.02
<i>fr2</i>	0.95	0.99	0.96	1	-0.02	0.07	-0.09	-0.06	-0.06	0.02	0.05	0.00	0.20	0.05	0.02
<i>ts</i>	-0.05	-0.05	-0.04	-0.04	1	0.34	-0.11	-0.12	0.04	0.20	0.07	-0.04	0.11	0.18	0.10
<i>roa</i>	0.03	0.03	0.04	0.04	0.28	1	-0.26	-0.11	-0.07	0.42	0.01	0.17	0.44	0.11	0.30
<i>lev</i>	-0.02	-0.03	-0.04	-0.05	-0.12	-0.29	1	0.24	0.23	-0.13	-0.12	-0.10	-0.11	-0.18	0.04
<i>size</i>	0.11	0.12	0.06	0.07	-0.17	-0.12	0.26	1	0.16	0.01	-0.27	0.50	-0.10	-0.18	-0.05
<i>ppee</i>	0.02	0.02	0.00	0.00	0.03	-0.02	0.21	0.13	1	0.19	-0.08	0.03	-0.07	-0.07	-0.06
<i>ocfs</i>	0.04	0.03	0.03	0.03	0.19	0.43	-0.11	-0.02	0.22	1	-0.05	0.20	0.23	0.07	0.04
<i>oc</i>	-0.03	-0.02	-0.01	0.00	0.07	0.00	-0.13	-0.25	-0.06	-0.05	1	-0.17	-0.03	0.12	0.02
<i>fsh</i>	0.13	0.14	0.10	0.10	-0.06	0.17	-0.10	0.55	0.03	0.18	-0.15	1	0.17	-0.01	0.01
<i>tq</i>	0.16	0.15	0.17	0.16	0.11	0.40	-0.03	-0.19	-0.08	0.22	-0.05	0.09	1	0.29	0.22
<i>rnds</i>	0.03	0.02	0.03	0.02	0.17	0.19	-0.11	-0.24	0.09	0.13	0.16	0.00	0.28	1	0.04
<i>sg</i>	0.03	0.04	0.04	0.04	0.06	0.29	0.07	-0.05	-0.04	0.05	0.02	0.03	0.28	0.10	1

1) 우상단은 Pearson 상관계수, 좌하단은 Spearman 상관계수를 나타내며, 굵은 글씨는 5% 수준에서 유의함을 나타낸다. 변수의 정의는 <표 2>를 참조할 것.

또한 *fd1* 변수는 기업가치를 나타내는 *tq* 변수와 0.18의 유의한 상관계수(Spearman 상관계수의 경우 0.16)를 보이고 있어서 여성임원이 존재하는 경우 기업가치가 높게 평가될 수 있음을 나타낸다. 이러한 상관계수는 모든 임원 중 사외이사를 제외한 후 여성임원의 존재여부를 측정 한 *fd2* 변수에서도 유사하게 나타나고 있다. 이외에도 기업의 여성임원 보유 여부를 나타내는 *fd1* 변수는 수익성(*roa*), 기업규모(*size*), 영업현금흐름(*ocfs*), 외국인지분율(*fsh*), 연구개발비 지출 수준(*rnds*)와 유의한 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다.

2. 회귀분석 결과

<표 4>는 기업 내 여성임원 보유여부에 따라 기업의 조세회피 수준이 차이를 보이는지 회귀 분석한 실증분석 결과이다. 먼저 <표 4> Panel A는 여성임원 보유에 대한 변수로 여성임원 보유 더미변수(*fd*)를 사용해 기업 내 여성임원이 한 명이라도 존재하는 경우 기업 조세회피 수준이 달라지는지 여부를 실증분석한 결과이다. 모형(1)은 모든 임원을 기준으로 여성임원의 존재여부를 구분한 더미변수인 *fd1*을 여성임원 보유여부 변수로 사용했고, 모형(2)는 모든 임원에서 기업 내 조세회피 의사결정에 대한 영향력이 낮을 것으로 생각되는 사외이사를 임원의 구분에서 제외한 더미변수인 *fd2*를 여성 보유여부 변수로 사용했다. 또한 기업 조세회피는 수준은 Desai and Dharmapala(2006)의 방법에 따라 측정했다.

먼저 모형(1)에 대한 회귀분석 결과를 살펴보면, 본 연구의 관심변수인 여성임원 보유 변수(*fd1*)에 대한 계수가 통계적으로 유의한 수준에서 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 남성임원에 비해 리스크회피 성향이 높은 여성임원을 보유하는 기업의 경우 여성임원을 보유하지 않는 기업에 비해 조세회피 수준이 낮은 것으로 해석할 수 있다. 따라서 여성임원 보유여부에 따라 기업 조세회피 수준은 유의한 차이를 보이지 않는다는 가설1은 기각되었다.

통제변수를 살펴보면 총수익성(*roa*)과 영업활동흐름(*ocfs*), 그리고 유형자산(*ppee*)의 회귀계수는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 수익성이 높고 영업활동을 통한 현금흐름이 양호한 기업의 경우 과세소득이 많아 조세회피 유인이 높아지며, 유형자산이 많은 기업의 경우 감가상각이나 특별상각 등의 방법으로 조세회피 수준을 높일 수 있는 것으로 해석된다. 기업규모(*size*)에 대한 계수는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 기업규모가 클수록 가시성이 높아져 정치적 비용이 커지기 때문에 조세회피가 어려워지는 것으로 해석할 수 있다.

여성 보유여부에 대한 변수로 *fd2*를 사용하고 있는 모형(2)의 결과에서도 여성임원 보유 변수(*fd2*)에 대한 계수가 통계적으로 유의한 수준에서 음(-)의 값을 갖는 것을 확인했다. 이는 임원의 구분에서 사외이사를 제외하더라도 여성임원을 보유한 기업의 조세회피 수준이 그렇지 않은 기업에 비해 낮다는 결과를 제시한다.

<표 4> Panel B는 여성임원 보유에 대한 변수로 여성임원 비율(fr)을 사용해 여성임원 비율이 높은 기업이 여성임원 비율이 낮은 기업에 비해 차별적인 조세회피 수준을 보이는지에 대한 실증분석 결과를 제시한다. 여성임원 비율(fr)을 사용한 실증분석 결과는 여성임원 보유 더미변수(fd)를 사용한 실증분석 결과인 <표 4>는 Panel A와 정성적으로 동일하게 해석된다. 즉, $fr1$ 을 사용한 모형(3)과 $fr2$ 를 사용한 모형(4) 모두에서 여성보유 비율에 대한 계수가 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 여성보유 비율과 조세회피 수준 간에 음(-)의 관계가 있음을 확인했다. 종합적으로 기업에 여성임원이 존재하는 경우 그리고 여성임원의 비율이 높은 경우 기업의 조세회피 수준이 낮아지는 것을 확인함으로써 가설 1을 기각했다.

<표 4> 기업 내 여성임원 보유 여부가 조세회피 수준에 미치는 영향

Panel A : 여성임원 존재 여부 더미변수 사용				
변수 (종속변수 : ts)	모형(1)		모형(2)	
	Coeff. Est.	t-stat.	Coeff. Est.	t-stat.
<i>intercept</i>	0.026 **	2.09	0.026 **	2.07
<i>fd1</i>	-0.003 **	-2.43		
<i>fd2</i>			-0.003 **	-2.54
<i>roa</i>	0.230 ***	11.40	0.230 ***	11.40
<i>lev</i>	-0.000	-0.06	-0.000	-0.08
<i>size</i>	-0.002 ***	-3.31	-0.002 ***	-3.27
<i>ppee</i>	0.021 ***	4.41	0.021 ***	4.41
<i>ocfs</i>	0.045 ***	3.73	0.045 ***	3.72
<i>oc</i>	0.003 **	2.85	0.004 ***	2.86
<i>fsh</i>	-0.020 ***	-3.20	-0.020 ***	-3.19
연도더미	포함		포함	
산업더미	포함		포함	
Observations	4,024		4,024	
Adj. R - squared	0.148		0.149	

〈표 4〉 기업 내 여성임원 보유 여부가 조세회피 수준에 미치는 영향 (계속)

Panel B : 여성임원 비율변수 사용				
변수 (종속변수 : <i>ts</i>)	모형(3)		모형(4)	
	Coeff. Est.	t-stat.	Coeff. Est.	t-stat.
<i>intercept</i>	0.030 **	2.34	0.030 **	2.35
<i>fd1</i>	-0.028 ***	-2.97		
<i>fd2</i>			-0.025 ***	-3.03
<i>roa</i>	0.231 ***	11.47	0.231 ***	11.47
<i>lev</i>	-0.000	-0.09	-0.000	-0.13
<i>size</i>	-0.002 ***	-3.70	-0.002 ***	-3.71
<i>ppee</i>	0.021 ***	4.31	0.021 ***	4.33
<i>ocfs</i>	0.045 ***	3.72	0.045 ***	3.71
<i>oc</i>	0.004 ***	2.88	0.004 ***	2.91
<i>fsh</i>	-0.021 ***	-3.30	-0.021 ***	-3.30
연도더미	포함		포함	
산업더미	포함		포함	
Observations	4,024		4,024	
Adj. R-squared	0.149		0.149	

1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄. 괄호안의 숫자는 Huber-White's robust t-statistics을 나타냄. 통제변수의 정의는 <표 2>를 참조할 것.

변수정의

fd1=모든 임원 대상으로 여성임원이 존재하면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 ;

fd2=사외이사를 제외한 임원을 대상으로 여성임원이 존재하면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 ;

fr1=모든 임원 대상으로 측정된 여성임원의 비율 ;

fr2=사외이사를 제외한 임원을 대상으로 측정된 여성임원의 비율 ;

ts =Desai and Dharmapala (2006)의 방법론으로 측정된 조세회피추정치.

다음으로 <표 5>는 여성 보유여부에 따라 조세회피에 대한 시장반응이 달라지는지 회귀분석한 실증결과로 Panel A에서는 여성임원 보유에 대한 변수로 여성임원 보유 더미(*fd*)를 사용했고, Panel B에서는 여성임원 비율(*fr*)을 사용했다. <표 5> Panel A와 Panel B에서의 설명력은 34% 수준으로 비교적 높게 나타났다.

Panel A를 보면 모형(1)과 모형(2)에서 조세회피(*ts*)의 회귀계수는 각각 -2.589와 -2.604로 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 시장에서 조세회피에 따른 조세절감 효과보다 조세회피에 동반하는 비조세비용(대리인 비용 및 세금 추징에 대한 우려)을

더 크게 평가하는 것으로 해석된다. 또한, 여성임원 보유 더미(*fd*)에 대한 회귀계수는 두 모형에서 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타나 여성임원이 존재하는 경우 기업가치에 긍정적인 영향을 미치는 결과로 Carter et al.(2003)의 결과를 지지한다.

한편 본 연구의 관심변수인 조세회피(*ts*)와 여성임원 보유여부(*fd*) 변수 간의 교호항(*ts*fd*)에 대한 회귀계수는 모형(1)과 모형(2)에서 각각 2.237, 2.480으로 모두 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 여성임원을 보유한 기업의 경우 조세회피에 동반하는 대리인비용(*agency costs*)이나 적발위험(*detection risk*), 명예훼손에 따른 비용(*reputational costs*) 등의 비조세비용(*nontax costs*)을 낮출 것으로 예상됨에 따라 시장에서는 여성임원을 보유한 기업의 조세회피에 대해 남성임원으로만 구성된 기업의 조세회피에 비해 높게 평가하는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 여성임원 보유여부에 따라 조세회피에 대한 시장반응은 차이를 보이지 않는다는 가설 2의 귀무가설은 기각되었다.

〈표 5〉 기업 내 여성임원 보유여부가 조세회피에 대한 시장 반응에 미치는 영향

Panel A : 여성임원 존재 여부 더미변수 사용				
변수 (종속변수 : <i>tq</i>)	모형(1)		모형(2)	
	Coeff. Est.	t-stat.	Coeff. Est.	t-stat.
<i>intercept</i>	2.570***	9.48	2.585***	9.52
<i>ts</i>	-2.589***	-5.59	-2.604***	-5.68
<i>fd1</i>	0.289***	9.03		
<i>ts*fd1</i>	2.237**	2.30		
<i>fd2</i>			0.300***	9.06
<i>ts*fd2</i>			2.480**	2.42
<i>roa</i>	6.451***	15.95	6.479***	16.01
<i>lev</i>	0.523***	6.69	0.532***	6.82
<i>size</i>	-0.117***	-9.12	-0.118***	-9.22
<i>ocfs</i>	0.764***	3.41	0.761***	3.40
<i>oc</i>	-0.100***	-3.64	-0.101***	-3.66
<i>fsh</i>	1.162***	7.12	1.155***	7.09
<i>rnds</i>	5.364***	11.48	5.390***	11.55
<i>sg</i>	0.332***	5.17	0.332***	5.13
산업더미	포함		포함	
연도더미	포함		포함	
Observations	4,024		4,024	
Adj. R-squared	0.340		0.341	

〈표 5〉 기업 내 여성임원 보유여부가 조세회피에 대한 시장 반응에 미치는 영향 (계속)

Panel B : 여성임원 비율변수 사용

변수 (종속변수 : tq)	모형(3)		모형(4)	
	Coeff. Est.	t-stat.	Coeff. Est.	t-stat.
<i>intercept</i>	2.270***	8.50	2.252***	8.42
<i>ts</i>	-2.469***	-5.46	-2.577***	-5.69
<i>fr1</i>	2.172***	8.76		
<i>ts*fr1</i>	16.105**	2.43		
<i>fr2</i>			2.001***	8.74
<i>ts*fr2</i>			19.004***	2.75
<i>roa</i>	6.336***	15.81	6.413***	16.02
<i>lev</i>	0.538***	6.97	0.549***	7.15
<i>size</i>	-0.098***	-7.67	-0.097***	-7.63
<i>ocfs</i>	0.792***	3.56	0.782***	3.53
<i>oc</i>	-0.105***	-3.82	-0.106***	-3.88
<i>fsh</i>	1.220***	7.46	1.219***	7.47
<i>rnds</i>	5.433***	11.83	5.434***	11.82
<i>sg</i>	0.332***	5.16	0.330***	5.08
산업더미	포함		포함	
연도더미	포함		포함	
Observations	4,024		4,024	
Adj. R-squared	0.345		0.347	

1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄. 괄호안의 숫자는 Huber-White's robust t-statistics을 나타냄. 통제변수의 정의는 <표 2>를 참조할 것.

변수정의

fd1 = 모든 임원 대상으로 여성임원이 존재하면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 ;

fd2 = 사외이사를 제외한 임원을 대상으로 여성임원이 존재하면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 ;

fr1 = 모든 임원 대상으로 측정한 여성임원의 비율 ;

fr2 = 사외이사를 제외한 임원을 대상으로 측정한 여성임원의 비율 ;

ts = Desai and Dharmapala (2006)의 방법론으로 측정된 조세회피추정치 ;

tq = Tobin Q.

<표 5> Panel B는 여성임원 보유에 대한 변수로 여성임원 비율(*fr*)을 사용해 여성임원 비율이 높은 기업이 여성임원 비율이 낮은 기업에 비해 시장에서 조세회피를 긍정적으로 평가하는지에

대한 실증분석 결과를 제시한다. Panel A에서와 마찬가지로 ts 의 회귀계수는 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났으나, 관심변수인 $ts*fd$ 의 회귀계수는 모형(3)과 모형(4)에서 각각 16.105, 19.004으로 각 5%와 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 Panel A에서의 결과와 일관되며 시장에서 기업의 조세회피에 대해 부정적으로 평가하지만 여성임원 비율이 높은 기업의 경우 조세회피가 기업가치에 미치는 부정적인 영향을 완화시켜주는 역할을 하는 것으로 해석된다.

종합적으로 기업에 여성임원이 존재하는 경우 그리고 여성임원 비율이 높은 경우 여성임원 비율이 낮은 경우에 비해 기업 조세회피 수준에 대한 평가가 긍정적인 것을 확인함으로써 가설 2를 기각했다.

마지막으로 <표 6>은 여성임원 보유여부에 따라 하위 표본으로 구분하여 조세회피와 기업가치 간의 관계를 제시한다. 앞선 <표 5>에 따르면 본 연구의 관심변수인 조세회피(ts)와 여성임원 보유여부(fd) 변수 간의 교호항($ts*fd$)에 대한 회귀계수의 절대값의 크기가 조세회피(ts)에 대한 회귀계수의 절대값의 크기와 유사한 것을 확인할 수 있다. 구체적으로, Panel A 모형(1)에서 조세회피(ts)의 회귀계수는 -2.589인 반면, 조세회피(ts)와 여성임원 보유여부(fd) 변수 간의 교호항($ts*fd$)의 회귀계수는 2.237로 절대적인 계수값이 유사한 크기로 나타났다. 이에 여성임원을 보유한 기업과 여성임원을 보유하지 않은 기업으로 표본을 나누어 여성임원을 보유한 기업의 경우 조세회피가 기업 가치에 미치는 부정적인 효과가 완전히 상쇄되는지 확인하고자 했다.

먼저 <표 6>의 Panel A는 여성임원이 존재하지 않는 기업을 대상으로 조세회피와 기업가치 간의 관계를 실증 분석했다. 모형(1)은 $fd1=0$ 인 경우의 표본을 이용한 결과이고 모형(2)는 $fd2=0$ 인 경우의 표본을 이용한 결과로써 각각 2,957 기업-연도와 3,013 기업-연도의 표본을 사용했다. 분석 결과 모형(1)과 모형(2)에서 조세회피(ts)의 회귀계수는 각각 -2.091와 -2.084로 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 시장이 조세회피에 대해 부정적인 평가를 하는 것으로 확인했다. 반면 Panel B는 여성임원이 한명이라도 존재하는 기업을 대상으로 조세회피와 기업가치 간의 관계를 실증 분석한 결과를 나타낸다. 모형(3)의 경우 $fd1=1$ 인 경우의 표본을 이용한 결과이고 모형(4)는 $fd2=1$ 인 경우의 표본을 이용한 결과로써 각각 1,067 기업-연도와 1,011 기업-연도의 표본을 사용했다. 모형(3)에 따르면 조세회피(ts)의 회귀계수는 -1.657로 10% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났고 모형(4)에서는 조세회피(ts)의 회귀계수가 -1.437로 음(-)의 값을 갖지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 이러한 결과를 통해 여성임원의 보유에 따라 조세회피가 기업 가치에 미치는 부정적인 효과를 완전히 상쇄시키는 것으로 해석하기는 어렵지만, ts 에 대한 회귀계수의 절대적인 계수값과 통계적인 유의도 모두 Panel A에 비해 낮게 나타나 여성임원이 존재하는 경우 조세회피가 기업가치에 미치는 부정적인 영향이 완화되는 결과를 확인했다.

〈표 6〉 여성임원 보유 여부에 따른 조세회피와 기업가치 간의 관계

Panel A : 여성임원 비존재 기업

변수 (종속변수 : tq)	모형(1) : $fd1=0$ 표본		모형(2) : $fd2=0$ 표본	
	Coeff. Est.	t-stat.	Coeff. Est.	t-stat.
<i>Constant</i>	2.922***	10.21	2.854***	10.05
<i>ts</i>	-2.091***	-4.30	-2.084***	-4.34
<i>roa</i>	5.854***	12.33	5.830***	12.62
<i>lev</i>	0.524***	7.17	0.505***	6.96
<i>size</i>	-0.117***	-8.76	-0.113***	-8.59
<i>ocfs</i>	0.597***	2.69	0.608***	2.79
<i>oc</i>	-0.107***	-3.78	-0.109***	-3.91
<i>fsh</i>	0.954***	5.51	0.939***	5.47
<i>rnds</i>	4.865***	9.47	4.918***	9.80
<i>sg</i>	0.287***	4.36	0.299***	4.54
산업더미	포함		포함	
연도더미	포함		포함	
Observations	2,957		3,013	
Adj. R-squared	0.296		0.300	

Panel B : 여성임원 존재기업

변수 (종속변수 : tq)	모형(3) : $fd1=1$ 표본		모형(4) : $fd2=1$ 표본	
	Coeff. Est.	t-stat.	Coeff. Est.	t-stat.
<i>Constant</i>	2.473***	4.33	2.643***	4.44
<i>ts</i>	-1.657*	-1.79	-1.473	-1.49
<i>roa</i>	7.476***	9.43	7.720***	9.11
<i>lev</i>	0.436*	1.84	0.516**	2.10
<i>size</i>	-0.124***	-4.30	-0.134***	-4.45
<i>ocfs</i>	1.449**	2.32	1.403**	2.14
<i>oc</i>	-0.059	-0.84	-0.056	-0.77
<i>fsh</i>	1.594***	4.25	1.620***	4.20
<i>rnds</i>	6.234***	6.66	6.224***	6.31
<i>sg</i>	0.563***	3.27	0.536***	2.91
산업더미	포함		포함	
연도더미	포함		포함	
Observations	1,067		1,011	
Adj. R-squared	0.369		0.370	

- 1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄. 괄호안의 숫자는 Huber – White’s robust t-statistics을 나타냄. 통제변수의 정의는 <표 2>를 참조할 것.

변수정의

$fd1$ = 모든 임원 대상으로 여성임원이 존재하면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 ;

$fd2$ = 사외이사를 제외한 임원을 대상으로 여성임원이 존재하면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 ;

ts = Desai and Dharmapala (2006)의 방법론으로 측정된 조세회피추정치 ;

tq = Tobin Q.

V. 추가분석

1. 내생성 문제의 완화

본 연구에서는 여성임원을 보유한 기업의 조세회피 수준이 그렇지 않은 기업에 비해 낮다는 결과를 제시했다. 그러나 반대로 기업의 조세회피 성향이 기업의 여성임원 보유여부에 영향을 미쳤을 가능성을 배제할 수 없으며, 또한 여성임원 보유기업의 경우 규모가 크고 기업가치가 높기 때문에 이러한 기업 특성으로 본 연구의 가설 1에 대한 분석결과에 영향을 미쳤을 수 있다. 이처럼 여성임원의 존재여부 또는 비율 변수는 조세회피와의 관계에서 내생성 문제를 내포할 가능성이 존재하므로 본 연구는 Liu et al.(2014)의 연구를 참조하여 여성직원 고용비율의 산업별 평균과 여성임원 비율의 산업별 평균을 도구변수로 이용해 2단계 회귀분석(2sls)을 수행했다. 도구변수로 사용된 두 가지 변수 중 여성직원의 고용비율은 TS2000의 임직원 현황 자료를 이용해 수집한 뒤 여성 직원의 수를 전체 직원으로 수로 나눈 값을 사용했다.

도구변수를 사용한 분석결과는 <표 7>에 나타나있다. 모형(1)과 (2)는 도구변수로 여성직원 비율의 산업별 평균을, 모형(3)과 (4)는 여성임원 비율의 산업별 평균을 이용한 분석결과이다. 모형(1)에서 모형 (4)까지 여성임원 보유여부에 대한 변수($fd1$)와 여성임원 보유비율에 대한 변수($fr1$)의 회귀계수가 모두 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 내생성을 통제하더라도 가설 1이 지지되는 결과를 확인했다.

〈표 7〉 내생성 문제의 완화 : 2단계 회귀분석모형

변수 (종속변수 : <i>ts</i>)	도구변수 : 여성직원 비율의 산업별 평균					도구변수 : 여성임원 비율의 산업별 평균					
	모형(1)		모형(2)			모형(3)			모형(4)		
	Coeff.	Est. t-stat.	Coeff.	Est.	t-stat.	Coeff.	Est.	t-stat.	Coeff.	Est.	t-stat.
<i>intercept</i>	0.015	1.10	0.036***		2.83	0.016	1.22		0.035***		2.78
<i>fdl</i>	-0.025***	-3.44				-0.023***	-4.93				
<i>frl</i>			-0.151***		-3.40				-0.133***		-4.85
<i>roa</i>	0.239***	11.59	0.242***		11.69	0.238***	11.69		0.240***		11.82
<i>lev</i>	-0.002	-0.58	-0.002		-0.61	-0.002	-0.54		-0.002		-0.55
<i>size</i>	-0.001	-1.13	-0.002***		-3.95	-0.001	-1.40		-0.002***		-3.94
<i>ppee</i>	0.023***	4.53	0.019***		3.88	0.023***	4.55		0.020***		3.96
<i>ocfs</i>	0.043***	3.51	0.043***		3.51	0.043***	3.54		0.043***		3.56
<i>oc</i>	0.004***	3.33	0.004***		3.38	0.004***	3.30		0.004***		3.32
<i>fsh</i>	-0.016**	-2.39	-0.020***		-3.22	-0.016**	-2.48		-0.020***		-3.24
연도더미	포함		포함			포함			포함		
산업더미	포함		포함			포함			포함		
Observations	4,022		4,022			4,022			4,022		
Adj. R-squared	0.090		0.105			0.100			0.117		

1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄. 괄호안의 숫자는 Huber-White's robust t-statistics을 나타냄. 통제변수의 정의는 <표 2>를 참조할 것.

변수정의

fdl = 모든 임원 대상으로 여성임원이 존재하면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 ;

frl = 모든 임원 대상으로 측정한 여성임원의 비율 ;

ts = Desai and Dharmapala (2006)의 방법론으로 측정된 조세회피추정치 ;

VI. 결 론

최근 들어 여성의 경영활동에 대한 참여가 증가함에 따라 기업 내 여성임원의 보유가 기업 의사결정 및 기업 성과에 미치는 영향에 대한 관심이 높아지고 있다. 본 연구는 기업내 여성임원이 존재하는 경우 그렇지 않은 기업에 비해 조세회피 수준 및 조세회피에 대한 시장반응에 있어 차별적인 모습을 보이는지 실증적으로 분석했다.

2014년부터 2017년까지 4,024 기업-연도(코스피 및 코스닥)를 대상으로 실증분석을 수행한 결과 여성임원을 보유한 기업의 경우 여성임원을 보유하지 않은 기업에 비해 조세회피 수준이 낮은 것으로 나타났다. 또한 조세회피 수준이 높은 기업의 경우 조세회피 수준이 낮은 기업에 비해 기업가치가 낮지만, 여성임원을 보유한 기업의 경우 조세회피가 기업가치에 미치는 부정적인 영향을 완화시키는 것으로 나타났다. 이는 여성임원의 경우 남성보다 높은 리스크회피 성향을 보유함에 따라 위험한 조세회피 전략을 피하고 조세회피에 동반하는 대리인비용이나 적발위험, 명예훼손에 따른 비용 등의 비조세비용(nontax costs)을 낮출 것으로 예상됨에 따라 시장에서 여성임원을 보유하는 기업에 대해 남성임원으로만 구성된 기업에 비해 높게 평가하는 것으로 해석된다.

본 연구는 여성임원의 보유여부에 따라 기업의 조세회피 수준이 차별적인 모습을 보이는 결과를 제시함으로써 조세회피의 결정요인(determinants)에 대한 연구를 확장시켰다. 또한, 여성임원 보유여부에 따라 조세회피의 기업가치에 대한 영향이 달라짐을 보임으로써 조세회피에 따른 결과(consequences) 측면에서의 선행연구도 확장시켰다는 점에 의의가 있다. 더불어 최근 성별 다양성이 가져오는 영향에 대한 연구가 증가하고 있는 시점에서 여성임원의 존재에 따른 긍정적인 영향 측면에서 실증적 증거를 제시했다는데 공헌점을 제공한다.

본 연구는 그러나 다음의 한계점을 지닌다. 첫 번째로, 본 연구에서는 추가분석에서 2단계 회귀분석을 통해 내생성을 일부 통제하긴 했지만 본 연구에서의 결과가 여성임원이 기업 조세회피를 줄이는 것인지, 아니면 전반적인 리스크 회피 성향이 높은 기업의 경우 여성임원을 선호하고, 공격적인 조세회피 전략을 줄임에 따라 나타나는 결과인지에 대해서는 명확한 인과관계를 제시하기 어렵다. 다만, 여성의 경영활동 참여여부가 기업의 조세전략 및 기업가치를 이해하는데 중요한 요소가 된다는 결과를 제시했다는 점에서 본 연구는 의의를 지닌다. 두 번째로, 여성임원에 대한 공시가 2013년 말에 되어서야 의무화됐기 때문에 표본이 2014년 이후의 기간으로 한정된다. 다만, 여성임원의 다만 여성임원에 대한 공시가 의무화되기 이전에도 일부 기업 내 여성임원 보유에 따른 영향에 대해 연구가 진행됐으나 해당 연구는 여성임원이 존재하더라도 공시를 하지 않은 경우에는 표본에서 제외되는 문제를 지니고 있다는 점에서 본 연구는 표본상의 장점을 지닌다. 향후 임원의 성별에 대한 공시 기간이 늘어나고 여성의 경영활동 참여가 증가함에 따라 여성임원이 기업 의사결정 및 기업성장에 미치는 영향에 대한 연구에 있어 한계점이 완화될 것으로 보인다. 마지막으로, 본 연구에서는 표본기간 및 표본 규모의 제한으로 여성임원의 직위나 역할에 따른 세부 분석을 수행하지 못했다. 추후 연구에서 데이터 사용 가능 기간이 늘어남에 따라 본 연구에서의 결과가 재무담당자로부터 기인된 결과인지, CEO나 CFO의 영향력으로 기인된 결과인지 제시할 것으로 기대한다.

참고문헌

- 강정연 · 고종권. 2014. “기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향”. 회계학연구 제39권 제1호 : 147-183.
- 강정연 · 김영철. 2012. “조세회피와 소유구조”. 세무학연구 제29권 제2호 : 37-67.
- 고운성 · 김지홍 · 최원욱. 2007. “조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구”. 세무학연구 제24권 제4호 : 9-40.
- 기은선. 2012. “기업의 사회적 책임활동이 조세회피 및 조세회피에 대한 시장반응에 미치는 영향”. 경영학연구 제29권 제2호 : 107-136.
- 김난주 · 강민정 · 박건표 · 전병유 · 박미연. 2015. “2015년 여성관리자패널조사”. 한국여성정책연구원 연구보고서 제22권.
- 김수인 · 홍지연. 2015. “이사회 내 여성 임원의 수가 기업 투명성에 미치는 영향”. 국제회계연구 제59권 : 69-100.
- 김용수 · 오용락. 2017. “여성임직원비율과 여성직원 재직기간이 회계정보의 주가관련성에 미치는 영향”. 세무와 회계저널 제18권 제4호 : 173-193.
- 김진희 · 정재욱. 2006. “기업의 재무적 특성이 조세회피행위에 미치는 영향”. 세무학연구 제23권 제4호 : 97-123.
- 박성원 · 고종권 · 김영철. 2014. “재무적 제약과 조세회피”. 회계저널 제23권 제4호 : 339-382.
- 박승식 · 장지인 · 정길채 · 배성태. 2006. “기업지배구조와 이익조정의 관련성에 대한 실증연구”. 회계정보연구 제24권 : 213-241.
- 박종국 · 홍영은. 2009. “조세회피와 외국인지분율”. 세무학연구 제26권 제1호 : 105-135.
- 임미희 · 이지환. 2017. “이사회의 여성 멤버가 기업의 사회적 책임에 미치는 영향”. 경영학연구 제46권 제3호 : 691-714.
- 전경민 · 신영직 · 김현표. 2017. “이사회 다양성과 실제이익조정”. 회계저널 제26권 제3호 : 33-77.
- Adams, R. B., and D. Ferreira. 2009. “Women in the Boardroom and Their Impact on Governance and Performance,” *Journal of Financial Economics* 94(2) : 291-309.
- Armstrong, C., J. Blouin, A. D. Jagolinzer, and D. F. Larcker. 2015. Corporate governance, incentive, and tax avoidance. *Journal of Accounting Economics* 60 : 1-17.
- Atkinson, S. M., S. B. Baird, and M. B. Frye. 2003. Do female mutual fund managers manage differently? *Journal of Financial Research* 26(1) : 1-18.
- Barua, A., L.F.Davidson, D.V. Rama, and S. Thiruvadi. 2010. CFO Gender and Accruals Quality. *Accounting Horizons* 24(1) : 25-39.
- Bernardi, R. and D. Arnold. 1997. An Examination of Moral Development within Public Accounting by Gender, Staff Level, and Firm. *Contemporary Accounting Research*,

- 14(4) : 653–68.
- Boone, J.P., I.K. Khurana, and K.K. Raman. 2013. Religiosity and tax avoidance. *Journal of the American Taxation Association* 35 : 53–84
- Carter, D.A., B.J. Simkins, and W.G. Simpson. 2003. Corporate Governance, Board Diversity, and Firm Value. *Financial Review* 38(1) : 33–53.
- Chen, S., X. Chen, Q. Cheng and T. J. Shevlin. 2010. Are Family Firms More Tax Aggressive Than Non–family Firms? *Journal of Financial Economics* 95 : 41–61.
- Chen, L. H., Gramlich, J., & Houser, K. A. 2017. The effects of board gender diversity on a firm’s risk strategies. *Accounting & Finance* : 1–41
- Chen, Y., S. Huang, R. Pereira and J. Wang. 2011. Corporate Tax Avoidance and Firm Opacity. Working Paper, University of Missouri.
- Christensen, D., and D. Dhaliwal. 2011. Managers’ personal political orientation and corporate tax avoidance. Working paper.
- Croson, R., and U. Gneezy 2009. Gender differences in preferences. *Journal of Economic literature* 47(2) : 448–74.
- Desai, M., and D. Dharmapala. 2006. Corporate tax avoidance and high powered incentives. *Journal of Financial Economics* 79 : 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. D., M. Hanlon, and E. L. Maydew. 2010. The effects of executives on corporate tax avoidance. *The Accounting Review* 85(4) : 1163–1189.
- Ford, R. C., and W.D. Richardson. 1994. Ethical decision making : A review of the empirical literature. *Journal of business ethics* 13(3) : 205–221.
- Francis, B., I. Hasan, J.C. Park, and Q. Wu. 2015. Gender Differences in Financial Reporting Decision Making : Evidence from Accounting Conservatism. *Contemporary Accounting Research* 32(3) : 1285–1318.
- Ge, W., D. Matsumoto, and J. L. Zhang. 2011. Do CFOs have style? An empirical investigation of the effect of individual CFOs on accounting practices. *Contemporary Accounting Research* 28(4) : 1141–1179.
- Graham, J. R., M. Hanlon, T. Shevlin, and N. Shroff. 2014. Incentives for tax planning and avoidance : Evidence from the field. *The Accounting Review* 89(3) : 991–1023.
- Gupta, S., and K. Newberry. 1997. Determinants of the variability in corporate effective tax rates : Evidence from longitudinal data. *Journal of Accounting and Public Policy* 16(1) : 1–34.

- Hambrick, D. C., and Mason, P. A. 1984. Upper echelons : The organization as a reflection of its top managers. *Academy of Management Review* 9(2) : 193–206.
- Hanlon, M., and S. Heitzman. 2010. A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics* 50(2) : 127–178.
- Hillman, A.J., A.A. Cannella, and I.C. Harris(2002), “Women and racial minorities in the boardroom : How do Directors differ?,” *Journal of Management* 28(6) : 747–763.
- Koester, A., Shevlin, T. and Wangerin, D., 2016. The role of managerial ability in corporate tax avoidance. *Management Science* 63(10) : 3285–3310.
- Liu, Y., Wei, Z. and Xie, F., 2014. Do women directors improve firm performance in China?. *Journal of Corporate Finance* 28 : 169–184.
- MacLeod Heminway, J. 2007. Sex, Trust, and Corporate Boards. *Hastings Women’s Law Journal* 18 : 173–93.
- Mills, L. F., S. E. Nutter, and C. M. Schwab. 2013. The effect of political sensitivity and bargaining power on taxes : Evidence from federal contractors. *The Accounting Review* 88(3) : 977–1005.
- Olsen, R. A., and C. M. Cox. 2001. The influence of gender on the perception and response to investment risk : The case of professional investors. *The Journal of Psychology and Financial Markets* 2(1) : 29–36.
- Rego, S. O. 2003. Tax Avoidance Activities of US Multinational Corporations. *Contemporary Accounting Research* 20(4) : 805–833.
- Rego, S., and R. Wilson. 2012. Equity risk incentives and corporate tax aggressiveness. *Journal of Accounting Research* 50(3) : 775–809.
- Schubert, R. 2006 Analyzing and Managing Risks—on the Importance of Gender Difference in Risk Attitudes. *Managerial Finance* 32 : 706–15.
- Scholes, M. and M. Wolfson. 1992. Taxes and Business Strategy : A Planning Approach, Engelwood Cliffs, NJ : Prentice–Hall, Inc.
- Srindhi, B., F.A. Gul, and J. Tsui. 2011. Female Directors and Earnings Quality. *Contemporary Accounting Research* 28(5) : 1610–1644.
- Sunden, A. and B. Surette. 1998. Gender Differences in the Allocation of Assets in Retirement Savings Plans. *American Economic Review* 88 : 207–211.

The Role of Female Executives in Determining Tax Avoidance and the Market Response to the Tax Avoidance

Jae Eun Shin* · Gun Lee**

〈Abstract〉

This study examines the effect of female executives on corporate tax avoidance and the market reaction to the tax avoidance. Corporate executives have incentives for tax avoidance as tax leads to cash outflows from the firm and also leads to lower after-tax income. However, most tax avoidance strategies accompany risk of later being challenged by the tax authority and having to bear tax penalty as well as the reputational loss. This paper examines the effect of gender differences on the level of tax avoidance. With the prior studies suggesting that female are more risk averse and more conservative than male, we expect firms with female executives to take less tax risk and show lower level of tax avoidance compared to firms with no female executives. Also, female executives are less likely to take risky tax strategies that accompany various non-tax costs of agency costs, detection costs, or reputational costs. As such, we expect investors to place higher valuation on the tax avoidance conducted by firms with female executives compared to firms with no female executives.

The paper uses 4,024 firm-years listed in Korean stock market from year 2014 to 2017. As the disclosure on executive gender has become mandatory since November 2013, we start the sample period from year 2014. The main findings of this study are as follows. First, we find that firms with female executives avoid less tax than firms with no female executives. Second, while tax avoidance leads to lower firm value with the existence of non-tax costs, female executives mitigate the negative effect of tax avoidance on firm value.

This paper extends the prior literature on the determinants of tax avoidance by showing evidence of executive gender leading to different levels of tax avoidance. Also, this paper extends the literature on the consequences of tax avoidance by showing that the market reacts more favorably to tax avoidance conducted by firms with female executives compared to tax avoidance conducted by firms that are composed exclusively of male.

〈Key words〉 Female Executives, Tax Avoidance, Market Response

* Researcher, Institute for Business Research & Education at Korea University, jaeun84@gmail.com, First Author

** Assistant Professor, Accounting Department at Changwon National University, gunlee@changwon.ac.kr, Corresponding Author