

장기적인 조세회피 관리 능력이 기업 가치에 미치는 영향*

기은선(주저자)

강원대학교 경영회계학부
(*eski@kangwon.ac.kr*)

이광숙(교신저자)

한국산업기술대학교 경영학부
(*kslbest@kpu.ac.kr*)

본 연구는 기업의 장기적인 조세회피 관리 능력이 기업 가치에 미치는 영향을 살펴본다. 아울러 장기 조세회피 능력과 기업가치간 관계가 조세회피의 지속성 및 변동성에 의해 영향을 받는지 살펴본다. 기업이 특정 연도에 조세회피를 통해 세금을 줄였다고 하더라도 그 효과가 이후 연도에 뒤집힌다거나 세무조사 적출 등을 통해 장기간 지속되지 못한다면 조세로 인한 현금지출 감소가 기업 가치 증가로 이어질 가능성이 낮다. 만약 시장이 합리적이려면 특정 한 해에 세금을 얼마나 적게 냈는지도 중요하나, 조세회피의 반전효과를 고려하면 오히려 기업의 장기조세부담에 더 큰 관심을 가질 것이다. 한편 조세회피가 기업 가치에 영향을 미칠 수 있는 이유는 조세회피로 절감된 세금이 기업의 세후현금흐름을 높이기 때문이다. 그러나 조세회피로 절감되는 세금이 동일하더라도 현금흐름의 불확실성이 높으면 기업 가치에 적게 반영되고, 반대로 불확실성이 낮으면 기업 가치에 더 많이 반영된다. 이러한 관점에서 보면 조세회피의 결과인 낮은 세부담이 지속적으로 안정적으로 유지되고 있는 경우에는 불확실성이 낮기 때문에 조세회피가 기업 가치에 미치는 영향이 더욱 커질 것으로 예상된다.

이를 검증하기 위하여 본 연구는 2004년부터 2014년까지 5,076개 상장기업 자료를 이용하여 분석을 수행했다. 본 연구에서 장기 조세회피능력은 동종 산업 내 유사기업의 장기유효세율에서 해당 기업의 장기유효세율을 차감하여 계산한 산업-규모조정 장기 유효세율로 측정했다. 분석결과 장기 조세회피 능력이 높을수록 기업 가치가 증가하는 것으로 나타났다. 또한 조세회피의 지속성이 높고 변동성이 낮을수록 장기 조세회피 능력과 기업가치간 양(+)의 관계가 강화됐다. 본 연구의 실증결과는 시장이 기업의 단기적인 조세회피 능력과 장기적인 조세회피 능력을 차별적으로 평가하고 있음을 보여주었다는 점에서 의의가 있다.

주제어: 장기 조세회피, 기업가치, 조세회피의 지속성, 조세회피의 변동성

1. 서론

본 연구는 기업의 장기적인 조세회피 능력이 기업 가치에 미치는 영향을 살펴본다. 아울러 장기 조세회피 능력과 기업가치 간 관계가 조세회피의 지속성 및 변동성에 의해 영향을 받는지 살펴본다. 이 분야의 국내 선행연구들은 대체로 조세회피가 대리인비용을 높이기 때문에 기업 가치에 부정적인 영향을

미친다는 실증결과를 보고하고 있다(박재환·김승준, 2012; 강정연·고종권, 2014; 심충진·이준규·김진태, 2013; 최보람·이정미, 2014). 하지만 대다수 연구가 단기적인 조세회피에 초점을 맞추고 있어 기업의 장기적인 조세회피 능력이 기업 가치에 미치는 영향은 명확하지 않다.

기업은 다양한 수단을 이용하여 조세를 회피하며, 조세회피의 수단에는 그 효과가 단기적인 것과 장기적인 것이 혼합되어 있다. 예를 들어 기업이 특정 연

도에 세금을 낮출 목적으로 일시적인 차이를 이용하여 조세회피를 시도하는 경우 단기적으로는 조세로 인한 현금유출을 줄일 수 있지만, 일시적인 차이가 소멸되는 연도에는 더 많은 세금을 내야 하기 때문에 장기적인 관점에서, 이러한 조세회피는 기업의 미래 현금흐름 총액에 아무런 영향을 미치지 못한다. 다른 한 편으로 기업이 지나치게 공격적인 조세회피 전략을 구사하는 경우, 단기적으로는 조세로 인한 현금유출을 줄이는데 효과적일 수 있지만, 향후의 세무조사 과정에서 본세가 추정되고 가산세까지 부과되면 장기적인 관점에서 보면 조세회피가 오히려 기업의 현금흐름에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 이처럼 단기 조세회피와 장기 조세회피가 기업의 미래 현금흐름에 미치는 영향이 상이할 수 있는바, 시장은 기업의 단기 조세회피 성과와 장기성과를 다르게 평가하고 있을 가능성이 있다. 이러한 관점에서 본 연구는 단기적인 조세회피는 기업 가치에 음(-)의 영향을 미칠지 몰라도 장기적인 조세회피는 기업 가치와 양(+)의 관계를 가질 것이라고 예상했다.

한편 기업이 특정 연도에 조세회피를 통해 세금을 줄였다고 하더라도 그 효과가 이후 연도에 뒤집힌다거나 장기간 지속되지 못하면 조세로 인한 현금지출 감소가 기업 가치 증가로 이어질 가능성이 낮다. 아울러 조세회피의 변동성이 높을 때는 그 기업이 미래에도 현재처럼 뛰어난 성과를 낼 수 있을지 불확실하기 때문에 기업의 조세회피 능력이 저평가될 가능성이 높다. 따라서 본 연구는 조세회피 활동의 지속성이 높고, 변동성이 낮을 때 장기 조세회피와 기업 가치간 양(+)의 관계가 강화될 것이라고 예상했다.

본 연구는 2004년부터 2014년까지 기간 동안 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 장기 조세회피와 기업가치간 관계를 검증한 후, 두 변수간 관계가 조세회피의 지속성과 안정성에 의해 영

향을 받는지 살펴본다. 본 연구에서 기업의 장기적인 조세회피 능력은 산업-규모조정 장기 유효세율을 측정한다. 즉, 해당 기업의 장기 유효세율이 동종 산업 내 유사규모 기업의 장기 유효세율보다 낮으면 장기적인 조세회피 능력이 높은 것으로 간주한다. 본 연구의 주요 실증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 산업-규모조정 장기 유효세율이 낮을수록 기업가치가 증가했다. 이를 선행연구(박재환·김승준, 2012; 강정연·고종권, 2014; 심충진 외, 2013; 최보람·이정미, 2014) 결과와 결합하여 생각하여 보면 단기 조세회피는 기업 가치와 음(-)의 관계를 가지지만, 장기 조세회피는 기업 가치와 양(+)의 관계를 가진다는 것을 의미한다. 둘째, 해당 기업이 동종 산업 내 유사규모 기업보다 유효세율을 낮게 유지한 기간이 길수록 장기 조세회피와 기업 가치간 양(+)의 관계가 강화됐다. 이러한 실증결과는 조세회피의 지속성이 높을수록 시장이 그 기업의 장기 조세회피 관리 능력을 보다 긍정적으로 평가함을 시사한다. 셋째, 산업-규모조정 유효세율의 변동성이 클수록 장기 조세회피와 기업 가치간 양(+)의 관계가 약화됐다. 이러한 실증결과는 조세회피의 변동성이 커 불확실성이 높은 경우에는 시장이 해당 기업의 장기 조세회피 관리 능력을 긍정적으로 평가하는 경향이 약화됨을 보여준다.

본 연구는 선행연구와 비교하여 다음과 같은 차별적인 공헌점을 지닌다. 첫째, 본 연구는 기업의 조세회피 능력을 단기와 장기로 구분하여, 기업의 장기적인 조세회피 관리 능력이 기업 가치에 미치는 영향을 살펴보았다는 점에서 의의가 있다. 반면 과거의 선행연구들은 특정 연도의 조세회피수준이 해당 연도의 기업 가치에 미치는 영향을 살펴봄으로써, 기업의 단기적인 조세회피 성과가 기업 가치에 미치는 영향에 초점을 맞추고 있다(고윤성·김지홍·최원

욱, 2007; 박재환·김승준, 2012; 강정연·고종권, 2014; 심충진 외, 2013; 최보람·이정미, 2014). 둘째, 선행연구들이 조세회피와 기업 가치간 관계에 차이를 가져오는 요인으로 기업지배구조와 기업의 평판을 주로 제시하였다면(박재환·김승준, 2012; 강정연·고종권, 2014; 최보람·이정미, 2014) 본 연구는 여기에서 한 발 더 나아가 조세회피의 지속성과 안정성이 조세회피에 대한 시장의 차별적인 평가를 가져오는 또 다른 요인임을 제시하였다는 점에서 의의가 있다. 본 연구의 실증결과는 조세회피 전략의 실행으로 기업이 절감한 세금이 시장에서 동질적으로 평가되는 것이 아니라 그 기업이 조세회피의 성과로 나타난 낮은 유효세율을 얼마나 장기간, 안정적으로 끌고 나갈 수 있는지, 기업의 장기적인 조세회피 관리 능력이 차별적인 시장반응을 가져오는 주요 요인 중 하나임을 보여준다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2장에서 관련 선행연구를 살펴보고, 이에 근거하여 가설을 설정한다. 제3장은 본 연구에서 사용한 연구모형과 표본 선정방법에 관해 기술한다. 제4장은 실증분석 결과를 제시하고, 마지막 제5장은 결론 및 한계점을 언급한다.

II. 선행연구 및 가설설정

2.1 선행연구

조세회피가 기업 가치에 미친 영향을 다룬 대표적인 연구로는 Desai and Dharmapala (2006)의 연구를 들 수 있다. 그들은 미국의 상장기업을 대상으로 조세회피와 기업가치의 관계를 살펴보았다. 분석

결과 조세회피와 기업 가치 사이에는 유의한 관계가 존재하지 않았지만, 우량한 기업지배구조를 가진 기업에서 조세회피와 기업 가치간 양(+)의 관계가 관찰됐다. 이들은 이러한 실증결과를 기업지배구조가 취약한 기업은 대리인비용이 조세회피로 인한 이점(세후현금흐름 증가)을 상쇄하기 때문에 조세회피가 기업 가치에 긍정적인 영향을 미치지 못하는 것이라고 설명했다.

국내연구로 고윤성 외(2007)는 2000년부터 2005년까지 국내 상장기업을 대상으로 조세회피와 기업 가치간 관계를 살펴보았다. 동 연구에서 조세회피는 Desai and Dharmapala(2006)에 따라 회계이익과 과세소득의 차이 중 발생액으로 설명되지 않는 부분으로 측정됐다. 분석결과 조세회피와 기업 가치간에는 양(+)의 관계가 관찰되었는데, 이들은 이러한 결과를 조세회피가 조세로 인한 현금유출을 줄여 기업 가치에 긍정적인 영향을 미치기 때문으로 해석했다. 또한 기업이 미래에 상쇄 효과가 일어나지 않는 영구적인 차이를 이용하여 조세회피를 하는 경우에 조세회피가 기업 가치에 미치는 영향이 더 커진다고 보고했다.

박재환·김승준(2012)은 2004년부터 2009년까지 유가증권 상장기업을 대상으로 감사위원회와 감사인의 세무서비스가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향을 살펴보았다. 동 연구 역시 조세회피를 Desai and Dharmapala(2006)에 따라 측정했다. 분석결과 조세회피와 기업가치 간에는 음(-)의 관계가 존재하나, 감사위원회를 도입하고 감사인에게 세무조정서비스를 받는 기업은 조세회피와 기업 가치간 양(+)의 관계가 관찰됐다. 그들은 이러한 결과를 다음과 같이 해석했다. 조세회피는 경영자의 사적이익 추구수단으로 악용될 수 있기 때문에 조세회피와 기업 가치 간에는 음(-)의 관계가 성립한다. 하

지만 감사위원회가 도입되어 경영자의 재량적인 행위가 통제되고, 감사인의 세무조정서비스 제공과정에서 지식 전이가 발생하는 특수한 상황 하에서는 조세회피가 기업 가치에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다.

강정연 · 고종권(2014)은 2001년부터 2010년까지 국내 상장기업을 대상으로 기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향을 분석했다. 동 연구에서 기업지배구조는 선행연구에서 사용된 기업지배구조 변수 중 요인분석을 통해 이사회 독립성, 대주주지분율, 기관투자자지분율, 외국인지분율을 선정했다. 아울러 조세회피는 (현금)유효법인세율, 산업·규모조정 (현금)유효법인세율, BTD, 자본단위당 세금보조금 등 6가지 대용치를 사용하여 측정했다. 분석결과 조세회피는 기업 가치에 부정적인 영향을 미치나, 기업지배구조가 우수하면 조세회피의 부정적인 효과가 줄어들어 조세회피와 기업 가치간 음(-)의 관계가 약화되는 것으로 나타났다.

심충진 외(2013)는 세무조사 여부가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향을 살펴봤다. 동 연구에서 조세회피는 Desai and Dharmapala(2006)에 따라 측정됐다. 분석결과, 세무조사 대상기간에는 세무조사 기업이 비세무조사기업에 비해 조세회피가 기업 가치에 미치는 부정적인 영향이 더 컸다. 하지만 세무조사 이후 기간에는 조세회피와 기업가치 간 관계가 세무조사 기업이냐, 아니냐에 따라 유의하게 달라지지 않았다.

최보람 · 이정미(2014)는 2008년부터 2013년까지 존경받는 기업 선정의 표본이 된 유가증권 상장기업을 대상으로 기업평판이 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향을 살펴봤다. 동 연구에서 조세회피는 분석결과 기업평판이 높은 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 조세회피와 기업 가치간 음(-)의 관계가 약화되는 것으로 나타났다.

이상의 국내 선행연구 결과를 요약하면 다음과 같다. 국내 선행연구는 고윤성 외(2007)를 제외하고 조세회피가 기업 가치에 부정적인 영향을 미친다는 실증결과가 주를 이루고 있다. 그러나 기업지배구조가 우량하다거나 감사기구의 모니터링이 존재하는 경우 또는 기업평판이 좋은 경우에는 조세회피와 기업 가치간 음(-)의 관계가 약화됐다.

본 연구가 기존 선행연구와 가지는 차별점은 다음과 같다. 첫째, 기존 선행연구가 단기 조세회피성향을 가진 기업들에 대한 시장 평가를 다루고 있다면 본 연구는 장기조세전략을 가진 기업들에 대한 시장 평가를 검증하였다는 점에서 차별점이 있다. 기존 선행연구는 t년도 조세회피 성과가 t년도 기업가치에 미치는 영향을 검증하고 있다. 대다수 선행연구들이 t년도 조세회피 성과를 Desai and Dharmapala(2006)의 비정상 BTD(이하 “DD모형”)를 이용하여 측정하고 있다. 하지만 DD모형은 1년 단위로 조세회피 성과를 측정하기 때문에 기업의 단기적인 조세회피성향만을 포착하며, 장기조세전략을 측정하는데 한계가 있다(최보람, 2013). 만약 t년도 조세회피 효과가 이후 연도에 뒤집힌다거나 장기간 지속되지 못한다면 조세로 인한 현금지출 감소가 기업가치 증가로 이어지지 못할 것이기 때문에 단기적인 조세회피성과에 대해서는 시장이 부정적인 시각을 가질 가능성이 있다. 본 연구는 시장이 합리적이라면 투자자가 그 해에 얼마나 세금을 적게 냈는지도 중요하나, 일시적인 차이의 반전효과 등을 고려하면 오히려 기업의 장기조세부담에 더 큰 관심을 가질 것이라고 봤다. 본 연구는 시장이 단기적으로 조세부담을 낮추는데 성공한 기업들과 장기적으로 낮은 조세부담을 유지하고 있는 기업들을 다르게 평가하기 때문에 단기조세회피 측정치를 이용한 실증결과와 장기조세회피 측정치를 이용한 실증결과가 다를 수 있

을 것이라고 보았고, 실제로 실증결과 역시 다르게 나타났다. 조세회피와 기업가치간 관계는 이미 기존 선행연구에서 많이 다루어진 내용이나, 이들 연구는 단순히 시장이 단기 조세회피성향을 보이는 기업들을 부정적으로 볼지, 아니면 긍정적으로 볼지를 살펴본 것이고 본 연구는 시장이 단기적인 조세부담에도 불구하고 장기조세전략을 가진 기업들을 어떻게 평가하고 있는지를 살펴보았다는 점에서 기존 선행연구와 차별점을 지닌다.

아울러 기존 선행연구는 조세회피로 현금지출이 줄었을 때 현금유출의 감소가 기업가치에 미치는 영향을 다루고 있을 뿐 현금흐름의 불확실성(즉, 지속성과 변동성)이 기업가치에 미치는 영향에 대해서는 고려하고 있지 않다. 다시 말해 기업가치 계산산식에서 분자에 해당하는 현금흐름의 크기는 고려하고 있지만, 분모인 할인율은 고려하고 있지 않다. 하지만 조세회피의 변동성이 높을 때는 그 기업이 미래에도 현재처럼 뛰어난 성과를 거둘 수 있을지 확실하지 않기 때문에 기업의 조세회피 성과가 시장에서 저평가될 가능성이 있다. 이러한 관점에서 본 연구는 조세회피로 인한 성과가 얼마나 오랫동안, 안정적인 패턴으로 지속되고 있는지가 조세회피와 기업가치간 관계에 영향을 미칠 것이라고 보았으며, 조세회피의 지속성 및 변동성이 미치는 효과에 대한 검증은 기존의 선행연구에서 다루어진 적이 없는 새로운 시도이다.

2.2 연구가설의 설정

조세회피가 기업 가치에 미치는 영향에 관해서는 상반된 주장과 실증결과가 존재한다. 한 편에서는 조세회피가 조세로 인한 기업의 현금유출을 줄여 세후현금흐름을 높이기 때문에 기업 가치에 긍정적인

영향을 미친다고 주장한다(고윤성 외, 2007). 그러나 다른 한 편에서는 대리인 이론의 관점에서, 소유와 경영이 분리된 상황 하에서는 조세회피로 증가된 이익이 주주에게 귀속되지 않고 경영자의 사적 효익 추구에 사용될 가능성이 높고, 조세회피가 기업의 투명성을 낮추기 때문에 도리어 기업 가치에 부정적인 영향을 미친다고 주장한다(강정연·고종권, 2014). 조세회피와 기업가치의 관계를 다룬 국내 선행연구 결과를 살펴보면 조세회피 수준이 높을수록 기업 가치가 낮다는 결과가 주를 이루지만(박재환·김승준, 2012; 강정연·고종권, 2014; 심충진 외, 2013; 최보람·이정미, 2014), 이들 연구에서 다루는 것은 단기적인 조세회피와 기업 가치간 관계이다. 따라서 기존 선행연구에서 나타난 결과가 장기 조세회피와 기업 가치간 관계에도 그대로 적용될 것인지는 확실하지 않다.

기업이 조세를 회피하는 수단에는 단기적인 것과 장기적인 것이 섞여 있다. 예를 들어 가속상각을 이용한 조세회피의 경우, 투자 초기연도에는 세금이 절감되나 일시적인 차이가 소멸되는 연도에는 그만큼 세금이 다시 늘어나기 때문에 장기적인 관점에서 현금흐름 총액에는 변화가 없다. 특히, 기업이 세부담을 낮출 목적으로 지나치게 공격적인 조세회피 전략을 구사하는 경우 단기적으로는 세금이 낮아질 수 있어도 향후 세무조사 과정에서 본세가 추정되고 가산세까지 부과되면 장기적으로는 오히려 현금유출이 늘어날 수 있다.

기업 가치가 미래 현금흐름의 현재가치라는 점을 감안하면 시장은 단기간의 조세회피보다 장기적으로 그 기업이 동종 산업 내 유사규모 기업보다 세부담을 낮게 가져갈 수 있는지, 기업의 장기적인 조세회피 능력에 더 많은 관심을 가질 것이다. 이러한 관점에서 본 연구는 비록 기존의 국내 선행연구에서 단

기 조세회피가 기업 가치와 음(-)의 관계를 가진다는 실증결과를 보고하고 있지만(박재환 · 김승준, 2012; 강정연 · 고종권, 2014; 심충진 외, 2013; 최보람 · 이정미, 2014), 장기 조세회피와 기업 가치 간에는 양(+)의 관계가 성립할 것이라고 예상했다. 본 연구는 기업의 장기 조세회피 능력이 기업 가치에 미치는 영향을 검증하기 위해 가설 1을 다음과 같이 설정한다.

연구가설 1: 장기 조세회피 능력은 기업 가치와 양(+)의 관계에 있다.

한편 장기 조세회피 능력이 기업 가치에 미치는 영향은 조세회피의 지속성과 변동성에 따라 달라질 수 있다. 조세회피가 기업 가치에 영향을 미치는 이유는 조세회피로 절감된 세금이 기업의 미래 현금흐름을 증가시킬 것이라고 보기 때문이다. 기업 가치는 기업이 벌어들일 미래 현금흐름을 그 발생시기와 불확실성에 따라 적절하게 할인한 현재가치의 총합이다. 이 때 분모인 할인율은 위험을 반영하여 결정되는 바, 현금흐름의 불확실성이 낮을수록 위험이 작아 할인율이 줄어든다. 즉, 미래 현금흐름이 동일하더라도 현금흐름의 불확실성이 높으면 기업 가치에 적게 반영되고, 반대로 현금흐름의 불확실성이 낮으면 기업 가치에 더 많이 반영된다. 이러한 관점에서 보면 조세회피의 결과인 낮은 세부담이 지속적이고 안정적으로 유지되고 있는 경우에는 불확실성이 낮기 때문에 조세회피가 기업 가치에 미치는 영향이 더욱 커질 것으로 예상된다. 본 연구는 가설 1에서 설정한 장기 조세회피 능력과 기업 가치간 관계가 조세회피의 지속성 및 변동성에 의해 영향을 받는지 검증하기 위하여 가설 2와 가설 3을 다음과 같이 설정한다.

연구가설 2: 조세회피의 지속성이 높을수록 장기 조세회피 능력과 기업 가치간 양(+)의 관계가 강화된다.

연구가설 3: 조세회피의 변동성이 높을수록 장기 조세회피 능력과 기업 가치간 양(+)의 관계가 약화된다.

III. 연구 설계 및 표본의 구성

3.1 연구모형 설정

3.1.1 장기 조세회피 능력, 조세회피의 지속성 및 변동성 측정

가설 1의 검증을 위해서는 장기 조세회피 능력을 측정할 필요가 있다. 본 연구는 Dyreng, Hanlon, and Maydew(2008), Balakrishnan, Blouin, and Guay(2012), 강정연 · 고종권(2014)에서 제시한 산업 · 규모조정 장기 유효세율을 이용하여 장기 조세회피 능력을 측정했다.

산업 · 규모조정 장기 유효세율(LRTA)의 계산방식은 다음과 같다. 먼저 식 (1)을 이용하여 개별 기업의 장기 유효세율을 계산한다. 식 (1)에서 LRETR은 최근 5년간 법인세비용의 합계를 최근 5년간 세전이익의 합계로 나누어 계산된다.

$$LRETR = \frac{\sum_{t=1}^5 \text{법인세비용}}{\sum_{t=1}^5 \text{세전이익}} \dots\dots\dots \text{식 (1)}$$

식 (1)에서 계산한 LRETR은 특정 기업의 상대

적인 조세회피 능력을 반영하지 못한다. 예를 들어 특정 산업은 다른 산업에 비해 고정자산 비중이 높아 다양한 조세회피 전략을 구사할 수 있고, 이로 인해 유효세율이 낮을 수 있다. 또한 기업규모가 조세회피 능력에 영향을 미칠 가능성도 있다. 따라서 본 연구는 Balakrishnan et al. (2012) 및 강정연·고종권(2014)의 연구에 따라 해당 기업과 동일한 산업에 속하면서 유사한 규모를 가진 기업들의 장기 유효세율 평균과 해당 기업의 장기 유효세율의 평균과의 차(差)인 산업-규모 조정 장기 유효세율을 장기 조세회피 능력의 대용변수로 사용한다. 식 (2)에서 보는 것처럼 $LRTA$ 가 크다는 것은 그 기업이 동종 산업 내 유사 규모 기업보다 장기 유효세율이 낮다는 것을 뜻하기 때문에 $LRTA$ 를 장기 조세회피 능력의 대용변수로 볼 수 있다.¹⁾

$$LRTA = [\text{산업별} \cdot \text{규모별 } LRETR \text{의 평균값}] - LRETR \dots\dots\dots \text{식 (2)}$$

한편 가설 2의 검증을 위해서는 조세회피의 지속성과 변동성을 측정해야 한다. 조세회피의 지속성과 변동성을 측정하기 위해 본 연구는 먼저 특정 연도의 산업-규모 조정 유효세율을 식 (3)과 같이 계산했다.

$$TA = [\text{산업별} \cdot \text{규모별 } ETR \text{의 평균값}] - ETR \dots\dots\dots \text{식 (3)}$$

식 (2)는 최근 5년간 법인세비용과 세전이익의 합

계를 사용하여 유효세율을 구한 반면 식 (3)은 단일 연도의 법인세비용과 세전이익 자료를 사용하였다는 점에서 차이가 있다. 조세회피의 지속성을 나타내는 PTA 는 최근 5년간 TA 가 0보다 큰 해의 개수의 합계로 계산되며, 조세회피의 변동성을 나타내는 VTA 는 최근 5년간 TA 의 표준편차로 계산된다. 본 연구는 조세회피의 지속성을 산업-규모 조정 유효세율이 양(+)²⁾의 값을 가진 해의 개수로 측정했다. 산업-규모 조정 유효세율이 양(+)²⁾의 값을 가지기 위해서는 그 기업이 동종 산업 내 유사규모 기업보다 유효세율이 낮아야 한다. 따라서 PTA 가 높은 값을 가진다는 것은 그 기업이 동종 산업 내 유사규모 기업보다 세부담이 낮은 해가 상당히 많았다는 것을 뜻한다. 일시적으로는 한 기업이 동종 산업 내 유사기업보다 조세부담이 낮을 수 있지만, 연속해서 몇 해씩 세부담을 낮게 가져갈 수 있다면 그것은 그 기업이 유사기업과는 차별화된 장기조세전략을 가졌으며 이후 연도에도 동일한 패턴이 지속될 것이라고 예상할 수 있다. 만약 특정 연도의 낮은 조세부담이 일시적인 차이나 지나치게 공격적인 탈세전략으로 인한 것이라면 이후 연도에 반전이 일어나기 때문에 이후 연도의 산업-규모 조정 유효세율은 음(-)²⁾의 값으로 반전될 것이고, PTA 값이 낮아질 것이다.

$$VTA = \text{STD}(TA_t, TA_{t-1}, TA_{t-2}, TA_{t-3}, TA_{t-4}) \dots\dots\dots \text{식 (4)}$$

식 (4)에서 보듯이 본 연구는 조세회피의 변동성

1) 본 연구는 해당 기업이 동종 산업 내 유사규모 기업보다 장기유효세율이 낮을 때 장기조세회피능력을 가진 것으로 보았다. 기존 선행 연구들은 규모가 비슷한 기업이 여타의 다른 기업 특성에 있어서도 유사성이 높을 것이라는 가정 하에 업종과 기업규모를 유사기업 선정의 주요 기준으로 사용하고 있다. 한 기업이 유사기업에 비해 장기간 낮은 조세부담을 유지하고 있다면 그 기업에는 다른 기업과는 차별화된 조세전략이 존재할 가능성이 높다. 하지만 이러한 추론이 정당성을 가지기 위해서는 동종 산업 내 유사규모 기업들이 과세소득의 크거나 적용받는 공제·감면혜택이 유사할 것이라는 가정이 우선 성립돼야 하며, 이러한 가정이 얼마나 현실적일지에 따라 본 연구에서 사용한 측정치의 타당성이 영향을 받을 수 있다.

(VTA)을 최보람(2013)에 따라 최근 5년간 산업-규모조정 유효세율의 표준편차로 측정했다. 최보람(2013)은 산업-규모조정 유효법인세율이 아닌 유효세율의 표준편차로 조세회피의 변동성을 측정했다. 그러나 유효세율의 표준편차를 사용할 경우 조세회피성도가 아닌 기업의 여러 상황(수익성, 조세감면·세액공제 등)에 의해 표준편차 값이 영향을 받을 수 있기 때문에 본 연구는 최보람(2013)의 방법을 수정하여 유효세율 대신 산업-규모조정 유효세율의 표준편차를 사용했다. 산업-규모조정 유효세율은 개념상 그 기업이 동종 산업 내 유사규모 기업보다 조세부담수준이 낮을 때 조세회피가 있었다고 보는 바, 상대평가의 개념을 담고 있다. 동종 산업 내 규모가 비슷한 기업은 영업환경이나 재무적인 특성에 있어 유사성이 높다고 여겨지는 바, 산업-규모조정 유효세율을 사용하는 경우 매년 달라지는 기업의 수익성과 조세감면혜택 등이 유사기업의 유효세율을 차감하는 과정에서 어느 정도 통제될 수 있다는 장점이 있다.

3.1.2 장기 조세회피능력 측정치의 타당성 검증

기존 선행연구에서 조세회피의 측정치로 주로 사용되어 온 것들로는 유효법인세율(ETR), 장기유효법인세율(long-run ETR), 회계이익과 과세소득의 차이(Book Tax Difference: 이하 "BTD"), Desai and Dharmapala(2006; 이하 "DD모형")의 비정상 BTD, Frank et al.(2009)의 재량적 영구적 차이 등이 있다(Hanlon and Heitzman 2010). 특히, 조세회피와 기업가치간 관계를 살펴본 많은 연구들이 DD모형을 조세회피의 측정치로 주로 사용하고 있다(고윤성 외, 2007; 박재환·김승준, 2012; 심충진 외, 2013). 하지만 DD모형은 정상과 비정상

BTD를 분리하는 과정에서 추정오차의 문제가 개입될 수 있고, 시장에서 명시적으로 관찰 가능한 값이 아니다. 본 연구는 조세회피에 대한 시장반응을 살펴보기 때문에 시장의 투자자가 DD모형처럼 추정절차가 요구되는 방법을 이용하기보다 누적 유효법인세율과 같이 보다 쉽게 파악이 가능한, 명시적으로 보이는 증거를 이용하여 그 기업이 장기조세전략을 가지고 있는지 판단할 것이라고 보았다. 아울러 단기 유효 법인세율이나 DD모형은 조세회피를 1년 단위로 측정하기 때문에 누적 유효법인세율이 기업의 장기조세회피능력을 측정하는 데 보다 적합한 것으로 판단했다.

〈표 1〉은 본 연구에서 장기 조세회피능력의 측정치로 사용한 LRTA(산업-규모 조정 장기유효법인세율)와 선행연구에서 자주 사용되어 온 대표적 조세회피측정치 3가지(즉, 장기유효법인세율(LRETR), 유효법인세율(ETR), DD모형)의 기술통계량을 보고한 결과이다. 먼저 장기 조세회피측정치와 단기 조세회피측정치 중 어느 것이 기업의 조세회피능력 측정에 보다 적합한지 판단하기 위하여 ETR과 LRETR을 비교분석한 결과는 다음과 같다. 〈표 1〉에서 ETR의 5% 값은 0이고, 25% 값은 0.168로 상당히 낮았으나, LRETR의 5% 값은 0.085, 25% 값은 0.189로 이보다 높았다. 이러한 분석결과는 기업이 당기에 낮은 유효법인세율을 보고하였더라도 이처럼 낮은 유효법인세율을 장기간 유지하기는 쉽지 않다는 것을 의미한다.

〈그림 1〉은 단기 조세회피측정치인 ETR과 장기 조세회피측정치인 LRETR의 히스토그램이다. 〈그림 1〉에서 ETR은 LRETR에 비해 분포가 넓게 퍼져 있고, 0% 세율구간과 평균값 근처에서 비교적 높은 빈도수를 나타내고 있다. LRETR의 경우 평균값 근처에서 높은 빈도수를 보이는 것은 ETR과 동일하였으

〈표 1〉 4가지 조세회피측정치의 기술통계량

구분		<i>LRTA</i>	<i>LRETR</i>	<i>ETR</i>	<i>DD</i>
평균		-0.003	0.227	0.227	0.024
표준편차		0.058	0.078	0.130	0.099
분포	5%	-0.093	0.085	0.000	-0.127
	25%	-0.033	0.189	0.168	-0.026
	50%	0.000	0.234	0.226	0.018
	75%	0.022	0.270	0.273	0.064
	95%	0.105	0.333	0.426	0.192

1) 변수의 정의

LRTA = 산업-규모조정 장기유효법인세율 (=산업별·규모별 *LRETR*의 평균값-*LRETR*)

LRETR = 장기유효법인세율 (=5년간 법인세비용 합계/10년간 세전이익 합계)

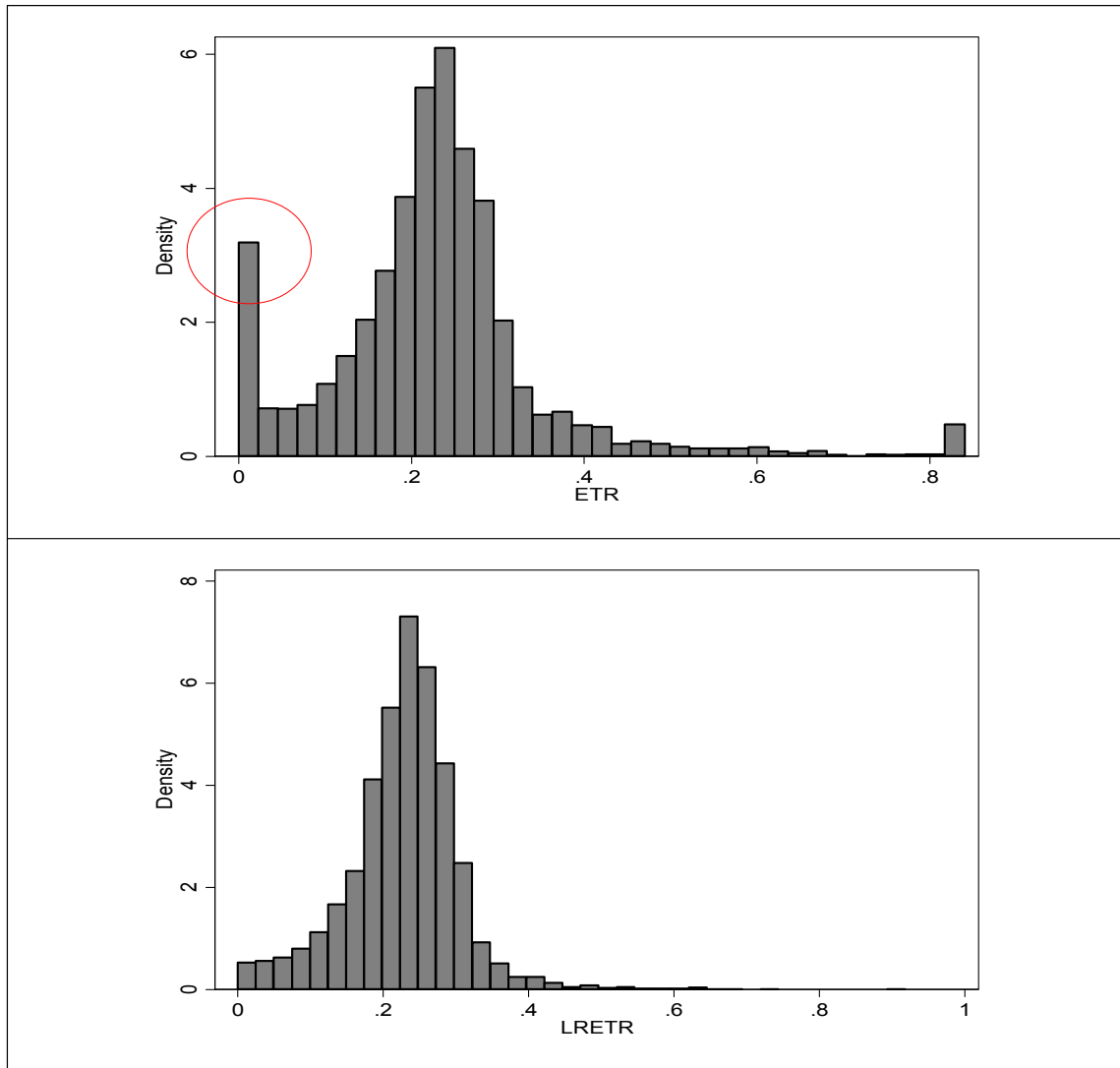
ETR = 유효법인세율 (=당기 법인세비용/당기 세전이익)

DD = Desai and Dharmapala(2006)에 따른 조세회피측정치

나, 0% 세율구간의 빈도수가 다른 세율구간보다 현저히 낮았다. 이러한 히스토그램 분석결과는 상당수 기업이 단기적으로는 0% 세율을 달성하고 있지만, 이처럼 낮은 유효법인세율을 장기간 유지해 나가는 기업은 드물다는 것을 보여주는 것으로, 〈표 1〉의 분석결과와 일치한다.

〈표 2〉는 4가지 조세회피측정치간 피어슨 상관관계를 분석한 결과이다. 4가지 조세회피측정치 중 *LRTA*와 *DD*는 그 값이 클수록 조세회피수준이 높은 반면 *LRETR*과 *ETR*은 그 값이 작을수록 조세회피수준이 높기 때문에 해석에 유의할 필요가 있다. 분석결과 본 연구에서 장기 조세회피능력의 측정치로 사용한 *LRTA*는 *LRETR*, *ETR*과는 유의한 음(-)의 상관관계를, *DD*와는 유의한 양(+)의 상관관계가 관찰되어 전체적인 방향성에는 문제가 없으므로 나타났다. *LRTA*는 *LRETR*과 가장 높은 상관관계(0.7724)를 나타냈고, *DD*와 상관관계(0.1327)가 가장 낮았다. 이는 *LRTA*가 *LRETR*과 유사한 속성을 가진 조세회피측정치라는 점과 *DD*와는 이질적 속성을 가진 조세회피측정치일 수 있음을 시사한다.

〈표 3〉은 장기조세회피측정치(*LRTA*, *LRETR*)를 종속변수로, 단기조세회피측정치(*ETR*, *DD*)를 설명변수로 하는 회귀분석 결과이다. 이러한 회귀분석의 수행목적은 크게 두 가지로 나누어 볼 수 있다. 첫 번째는 단기조세회피측정치와 장기조세회피측정치간 관계를 살펴보기 위함이고, 두 번째는 단기조세회피성과 얼마나 오랫동안 유지되는지 그 지속성을 살펴보기 위한 목적도 있다. 〈표 3〉의 패널 A는 *LRTA*와 *ETR*간 관계를 살펴본 회귀분석결과로, 법정유효세율이 10% 이하인 구간에서 *ETR*의 회귀계수 값이 유의한 값을 가지지 못했으며, 모형의 설명력을 나타내는 Adj. R² 역시 음(-)의 값을 나타냈다. 패널 B는 *LRETR*과 *ETR*간 관계를 살펴본 회귀분석 결과로, 법정유효세율이 10% 이하인 구간에서 *ETR*의 회귀계수가 유의한 값을 가지지 못했고, Adj. R² 역시 음(-)의 값을 나타냈다. 이러한 분석결과는 유효세율이 낮은 구간에서 단기조세회피측정치인 *ETR*이 지속성이 낮을뿐 아니라 장기조세회피측정치인 *LRTA* 또는 *LRETR*의 좋은 예측변수가 되지 못한다는 것을 의미한다. 패널 C, D는 또 다른



〈그림 1〉 ETR과 LRETR의 히스토그램

단기조세회피추정치인 DD의 지속성을 검증하기 위하여 전체 표본을 DD의 1사분위값(-0.026), 2사분위값(0.018), 3사분위값(0.064)을 기준으로 4개의 부표본(subsample)으로 나눈 후 각각의 부표본을 대상으로 회귀분석을 수행한 결과이다. 패널 C

부터 살펴보면 4개의 부표본 모두에서 DD의 회귀계수가 통계적으로 유의한 값을 가지지 못하는 것으로 나타났으며, 모형의 설명력을 나타내는 Adj. R² 역시 0에 근사한 값을 나타냈다. 패널 D의 경우 DD의 회귀계수는 조세회피수준이 가장 낮은 그룹

〈표 2〉 4가지 조세회피측정치의 피어슨 상관관계

구분	<i>LRTA</i>	<i>LRETR</i>	<i>ETR</i>
<i>LRETR</i>	-0.7724*		
<i>ETR</i>	-0.4339*	0.5648*	
<i>DD</i>	0.1327*	-0.1705*	-0.1789*

- 1) 변수의 정의는 〈표 1〉 참조
- 2) *는 5% 수준에서 유의함을 의미함

(즉, $DD = -0.026$)에서만 예상대로 유의한 음(-)의 값을 나타냈고, 그 외 그룹에서는 통계적으로 유의한 값을 가지지 못하였다. 패널 C, D의 결과는 단기조세회피측정치인 *DD*가 장기조세회피측정치인 *LRTA*나 *LRETR*과 연관성이 낮고, 지속성 또한 떨어진다는 것을 보여준다.

이상 〈표 1〉~〈표 3〉 그리고 〈그림 1〉의 분석결과를 종합하면 단기조세회피측정치인 *ETR*이나 *DD*는 장기조세회피측정치인 *LRTA* 또는 *LRETR*과 서로 다른 속성을 가지고 있으며, 단기조세회피측정치에서 뛰어난 성과를 보인 기업이 장기적으로도 이처럼 낮은 세부담을 지속할 가능성은 낮은 것으로 판단된다. 따라서 시장의 투자자가 합리적이라면 지속성이 낮은 단기조세회피성과보다 기업의 장기조세회피성과에 더 큰 관심을 가질 것이다.

마지막으로 〈표 4〉는 4가지 조세회피측정치와 기업특성변수간 피어슨 상관관계를 살펴본 결과이다. 선행연구(고윤성 외 2007, 강정연·고종권, 2014 등)에 따르면 수익성(*ROA*)이 높은 기업일수록 과세소득이 크기 때문에 조세회피성향이 강하고, 부채비율(*LEV*)이 높은 기업은 이자비용을 통해 이미 상당한 절세효과를 누리고 있기 때문에 조세회피성향이 상대적으로 약하다. 또한 총자산에서 유형자산이 차지하는 비중(*PPE*)이 높은 회사는 감가상각이나 투자세액공제 등과 같은 다양한 공제·감면혜택

을 향유할 수 있기 때문에 조세회피성향이 상대적으로 높은 것으로 알려져 있다. 4가지 대표적 조세회피측정치와 기업특성변수간 상관관계를 살펴본 결과, 본 연구에서 사용한 *LRTA*는 *ROA*, *PPE*와는 유의한 양(+)의 상관관계를, *LEV*와는 유의한 음(-)의 상관관계를 나타냈다. 이는 수익성과 유형자산 비중이 높을수록, 부채비율이 낮을수록 조세회피성향이 높다는 의미로, 선행연구에서 검증된 내용과 일치하는 결과이다. 다음으로 *LRETR*과 *ETR*을 살펴보면 이들 변수는 *ROA*, *PPE*와는 유의한 음(-)의 관계를, *LEV*와는 유의한 양(+)의 관계를 나타냈다. 이러한 분석결과는 수익성과 유형자산 비중이 높을수록, 부채비율이 낮을수록 유효세율이 낮다는 의미로, 이 또한 선행연구의 주장과 일치하는 결과이다. 반면에 *DD*는 *ROA*와 통계적으로 유의한 결과가 관찰되지 않았다. *DD*가 조세회피연구에서 중요한 통제변수 중 하나인 *ROA*와 유의한 상관관계를 가지지 못했다는 것은 조세회피측정치로서 *DD*가 가진 불안정성을 보여주는 결과라 판단된다.

3.1.3 연구모형

본 연구의 목적은 기업의 장기 조세회피 능력과 기업 가치간 관계를 살펴보고, 조세회피의 지속성 및 변동성이 장기 조세회피 능력과 기업 가치간 관

〈표 3〉 장기조세회피측정치와 단기조세회피측정치간 회귀분석 결과

패널 A: *LRTA*와 *ETR*간 관계

종속변수	조건	ETR의 예상부호	상수항	ETR	N	Adj. R ²
<i>LRTA</i>	전체 표본	(-)	0.041***	-0.192***	5,076	0.188
<i>LRTA</i>	$ETR < = 0.1$	(-)	0.046***	0.052	674	-0.001
<i>LRTA</i>	$0.1 < ETR < = 0.2$	(-)	0.073***	-0.364***	1,143	0.038
<i>LRTA</i>	$0.2 < ETR < = 0.4$	(-)	0.049***	-0.246***	2,941	0.058
<i>LRTA</i>	$0.4 < ETR$	(-)	-0.025*	-0.048*	318	0.009

패널 B: *LRETR*과 *ETR*간 관계

종속변수	조건	ETR의 예상부호	상수항	ETR	N	Adj. R ²
<i>LRETR</i>	전체 표본	(+)	0.151***	0.337***	5,076	0.319
<i>LRETR</i>	$ETR < = 0.1$	(+)	0.147***	-0.052	674	-0.001
<i>LRETR</i>	$0.1 < ETR < = 0.2$	(+)	0.100***	0.560***	1,143	0.071
<i>LRETR</i>	$0.2 < ETR < = 0.4$	(+)	0.116***	0.521***	2,941	0.182
<i>LRETR</i>	$0.4 < ETR$	(+)	0.275***	0.068*	318	0.007

패널 C: *LRTA*와 *DD*간 관계

종속변수	조건	DD의 예상부호	상수항	DD	N	Adj. R ²
<i>LRTA</i>	전체 표본	(+)	-0.004***	0.077***	5,074	0.017
<i>LRTA</i>	$DD < = -0.026$	(+)	-0.015***	0.017	1,254	-0.001
<i>LRTA</i>	$-0.026 < DD < = 0.018$	(+)	-0.005***	0.113	1,271	0.000
<i>LRTA</i>	$0.018 < DD < = 0.064$	(+)	0.003	-0.036	1,275	-0.001
<i>LRTA</i>	$0.064 < DD$	(+)	0.013***	-0.024	1,274	0.000

패널 D: *LRETR*과 *DD*간 관계

종속변수	조건	DD의 예상부호	상수항	DD	N	Adj. R ²
<i>LRETR</i>	전체 표본	(-)	0.231***	-0.134***	5,074	0.029
<i>LRETR</i>	$DD < = -0.026$	(-)	0.242***	-0.121***	1,254	0.007
<i>LRETR</i>	$-0.026 < DD < = 0.018$	(-)	0.228***	-0.242	1,271	0.001
<i>LRETR</i>	$0.018 < DD < = 0.064$	(-)	0.217***	0.068	1,275	-0.001
<i>LRETR</i>	$0.064 < DD$	(-)	0.203***	0.040*	1,274	0.001

〈표 4〉 조세회피측정치와 기업특성변수간 피어슨 상관관계

	<i>LRTA</i>	<i>LRETR</i>	<i>ETR</i>	<i>DD</i>	<i>ROA</i>	<i>LEV</i>
<i>ROA</i>	0.0635*	-0.0640*	-0.1154*	0.0231		
<i>LEV</i>	-0.0641*	0.1423*	0.1376*	-0.0374*	-0.1999*	
<i>PPE</i>	0.0952*	-0.0588*	-0.0476*	0.2148*	-0.0520*	0.2229*

1) 변수의 정의는 식 (5) 참조
 2) *는 5% 수준에서 유의함

계에 미치는 영향을 검증하는 것이다. 이를 검증하기 위한 모형은 식 (5)와 같다.

$$\begin{aligned}
 TQ_{it} = & \beta_0 + \beta_1 LRTA_{it} + \beta_2 PTA_{it} + \beta_3 VTA_{it} \\
 & + \beta_4 LRTA_{it} \times PTA_{it} + \beta_5 LRTA_{it} \times VTA_{it} \\
 & + \gamma_1 SIZE_{it} + \gamma_2 ROA + \gamma_3 LEV_{it} + \gamma_4 LSH_{it} \\
 & + \gamma_5 FSH_{it} + \gamma_6 RD_{it} + \gamma_7 AGE_{it} + \gamma_8 PPE_{it} \\
 & + \sum YEAR + \sum IND + \epsilon_{it} \dots\dots\dots \text{식 (5)}
 \end{aligned}$$

여기에서

- LRTA* = 기업의 장기 조세회피 능력(식 (2)를 이용하여 계산한 산업-규모조정 장기 유효세율)
- PTA* = 조세회피의 지속성(최근 5년간 산업-규모조정 유효세율이 양(+))의 값을 가진 연도 수의 합계)
- VTA* = 조세회피의 변동성(최근 5년간 산업-규모조정 유효세율의 표준편차)
- SIZE* = ln(시가총액)
- ROA* = 당기순이익÷총자산
- LEV* = 총부채÷총자산
- LSH* = 최대주주(특수관계자 포함)지분율
- FSH* = 외국인투자자지분율
- RD* = (자산계상 연구개발비+비용처리 연구개발비)/매출액
- AGE* = ln(기업 나이)
- PPE* = (유형자산-토지-건설 중인 자산)/총자산
- YEAR* = 연도더미
- IND* = 산업더미

식 (5)에서 종속변수인 *TQ*는 Tobin's Q로 자기 자본과 부채의 시장가치를 총자산의 장부가치로 나눈 값이다. *LRTA*는 기업의 장기 조세회피 능력을 나타내는 변수로, 식 (2)를 이용하여 계산한 산업-규모 조정 장기 유효세율이다. *PTA*는 조세회피의 지속성을 나타내는 변수로, 최근 5년간 산업-규모 조정 수익률이 양(+))의 값을 가진 연도 수의 합계로 계산된다. *VTA*는 조세회피의 변동성을 나타내는 변수로, 최근 5년간 산업-규모조정 유효세율의 표준편차로 계산된다. 식 (5)에서 주요 관심변수는 *LRTA*, *LRTA*×*PTA*, 그리고 *LRTA*×*VTA*이다. 만약 장기 조세회피 능력이 높을수록 기업가치가 높아지면 β₁이 유의한 양(+))의 값을 가질 것으로 예상된다. 아울러 시장이 조세회피를 지속적이면서 안정적으로 수행하고 있는 기업의 가치를 다른 기업에 비해 높게 평가하고 있다면 β₄는 유의한 양(+))의 값을, 반대로 β₅는 유의한 음(-))의 값을 가질 것으로 예상된다.

나머지 설명변수들은 과거 선행연구에서 기업 가치에 영향을 미친다고 알려진 것들이다(고운성 외, 2007, 강정연·고종권, 2014 등). *SIZE*는 기업규모, *LEV*는 부채비율, *AGE*는 기업수명주기, *PPE*는 설비투자 비중이 기업 가치에 미치는 영향을 통제하기 위하여 사용됐다. 아울러 기업 소유구조가 기업 가치에 미치는 영향을 통제하기 위해 최대주주

지분율(LSH)과 외국인투자자지분율(FSH)을 모형에 포함했다. 한편 기업 가치는 연구개발 활동(RD)이 활발하고, 수익성(ROA)이 높을수록 커질 것으로 예상된다. 마지막으로 연도별, 산업별 효과를 통제하기 위해 모든 모형에 연도더미와 산업더미를 포함했다.

3.2 표본구성

본 연구는 2004년부터 2014년까지 기간 동안 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 기업을 연구대상으로 하되, 다음에 해당하는 기업은 표본에서 제외한다.

- (1) 금융업에 속하는 기업
- (2) 결산월이 12월이 아닌 기업
- (3) 자본잠식기업 또는 세전이익이 음(-)인 기업
- (4) 최근 5년간 유효세율 계산에 필요한 자료가 없는 기업
- (5) KIS-ValueⅢ 또는 TS2000에서 필요한 재무자료를 입수할 수 없는 기업

금융업은 재무제표의 양식, 계정과목의 성격 등이 일반 제조업과 상이하여 다른 업종의 기업들과 비

교, 분석이 어렵기 때문에 제외했다. 또한 결산월 차이에 따른 영향을 통제하기 위해 표본을 12월 결산 법인으로 한정했다. 자본잠식기업 또는 과세소득이 음(-)인 기업은 조세회피의 동기가 낮기 때문에 표본에서 제외했다(Desai and Dharmapala, 2006; 고윤성 외, 2007). 최근 5년간 법인세비용 또는 세전이익 자료가 하나라도 없는 경우에는 본 연구의 주요 관심변수인 LRTA, PTA, VTA를 계산할 수 없기 때문에 표본에서 제외했다. 기타 재무자료는 KIS-ValueⅢ 또는 TS2000에서 추출하여 사용하였으며, 이들 데이터베이스에 자료가 없는 기업은 분석대상에서 제외했다. 한편 본 연구는 이상치(outlier)로 인한 왜곡 및 표본의 손실을 줄이기 위해 상·하위 1%를 초과하는 극단치는 1%에 해당하는 값으로 조정했다. 본 연구의 표본선정과정은 <표 5>에 요약되어 있다.

아래와 같은 표본추출과정을 거친 결과, 총 5,076개의 기업-연도가 최종 표본으로 선정됐다. 본 연구에 사용된 표본의 연도별 분포는 <표 6>에 제시되어 있다. <표 6>에서 보면 2004년 332개에서 2014년 552개로 매년 증가하는 추세를 보이지만, 연도별로 비교적 고른 분포를 나타내고 있다.

<표 5> 표본선정과정

항목	표본 수
2004년부터 2014년까지 표본 수	22,860
차감:	
- 금융업	1,127
- 결산월이 12월이 아닌 기업-연도	760
- 자본잠식 또는 세전이익이 음(-)인 기업	5,562
- 최근 5년간 법인세비용 또는 세전이익 자료가 하나라도 없는 기업	9,538
- 통제변수를 계산할 수 없는 기업-연도	797
최종 표본	5,076

〈표 6〉 연도별 표본분포

연도	개수	비중 (%)
2004	332	6.54
2005	387	7.62
2006	445	8.77
2007	495	9.75
2008	460	9.06
2009	461	9.08
2010	481	9.48
2011	491	9.67
2012	495	9.75
2013	477	9.40
2014	552	10.87
Total	5,076	100.00

〈표 7〉은 본 연구에서 사용한 표본의 업종별 분포

를 제시한다. 제조업이 3,369개(66%)로 가장 많고, 전문, 과학 및 기술 서비스업이 412개(8%)로 그 다음으로 많았다. 장기 유효세율(*LRETR*) 평균은 사업시설관리 및 사업지원서비스업이 28.6%로 가장 높았고, 전문, 과학 및 기술 서비스업이 20.7%로 가장 낮았다. 기업의 장기 조세회피 능력을 나타내는 *LRTA*는 전문, 과학 및 기술서비스업이 가장 높았고, 건설업과 도소매업이 -0.005로 가장 낮았다. 전문, 과학 및 기술서비스업은 *LRTA*뿐 아니라 *PTA*, *VTA*도 가장 높은 산업으로 나타났다. 전문, 과학 및 기술서비스업은 R&D 관련 각종 조세지원 혜택을 활용하여 다양한 조세회피전략을 구사할 수 있기 때문에 타 산업에 비해 장기 조세회피 능력이 높을 뿐 아니라 조세회피의 지속성 또한 높게 나타난 것으로 판단된다.

〈표 7〉 업종별 표본분포

업종	개수	<i>LRETR</i>	<i>LRTA</i>	<i>PTA</i>	<i>VTA</i>
농업, 임업 및 어업	26	0.272	-	-	-
제조업	3,369	0.221	-0.003	1.829	0.087
전기, 가스, 증기 및 수도사업	92	0.271	-0.004	2.109	0.051
하수·폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업	11	0.263	-	-	-
건설업	303	0.266	-0.005	1.914	0.127
도매 및 소매업	331	0.246	-0.005	1.722	0.097
운수업	86	0.265	-0.002	1.047	0.079
숙박 및 음식점업	11	0.218	-	-	-
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	325	0.221	-0.001	1.185	0.056
부동산업 및 임대업	11	0.218	-	-	-
전문, 과학 및 기술 서비스업	412	0.207	0.000	2.216	0.166
사업시설관리 및 사업지원 서비스업	39	0.286	-0.000	0.385	0.014
교육 서비스업	27	0.261	-0.000	0.481	0.006
예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	22	0.276	-	-	-
협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업	11	0.256	-	-	-

1) 한국표준산업분류 대분류에 따른 업종 분류임

2) 변수의 정의는 식 (5) 참조

IV. 실증분석 및 결과

4.1 기술통계량

〈표 8〉은 본 연구에서 사용한 주요 변수들의 기술 통계량을 요약한 결과이다. 표본기업들의 장기 유효 세율(*LRETR*)은 평균 22.7%이고, 시가총액은 평균 1,426억으로 나타났다. *LRTA*의 평균은 -0.003, 최대값과 최소값은 각각 -0.170과 0.181, 표준편차는 0.058로 기업마다 장기 조세회피 능력에 상당한 차이가 있는 것으로 나타났다. *PTA*의 평균은 1.758로, 이는 최근 5개연도 중 유사기업보다 낮은 유효 세율을 달성한 연도가 평균 1.7개년도임을 의미한다. 이러한 기술통계량을 통해 조세회피를 장기적으로 유지하는 것이 쉽지 않음을 확인할 수 있다.

〈표 9〉는 주요 변수간 상관관계를 제시한다. *TQ*는 *LRTA*, *ROA*, *SIZE*, *FSH*, *RD*와는 유의한 양(+)의 관계를, *VTA*, *LSH*, *AGE*와는 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 단일변량 분석결과기는 하나, 가설 1에서 설정한 것처럼 장기 조세회피 능력이 높을수록 기업 가치가 높음을 의미한다. 또한 수익성이 높고, 규모가 크며, 외국인투자자 및 연구개발 비중이 높을수록 기업 가치가 높은 반면 조세회피의 변동성이 크고, 최대주주 지분이 많고, 기업 연령이 높을수록 기업 가치가 낮았다. 한편 *LRTA*는 *ROA*, *SIZE*, *LSH*, *RD*, *PPE*와는 양(+)의 관계를, *LEV*, *FSH*, *AGE*와는 음(-)의 관계를 나타냈다. 이러한 결과는 수익성이 뛰어나며, 규모가 크고, 연구개발 및 설비투자 비중이 높을수록 장기 조세회피 능력이 높은 반면 부채비율이 높고 기업연령이 높을수록 조세회피 능력이 떨어짐을 시사한다. 아울러

〈표 8〉 주요 변수의 기술통계량

Variable	평균	표준편차	최소값	25%	중간값	75%	최대값
<i>TQ</i>	1.095	0.606	0.408	0.742	0.919	1.224	4.145
<i>LRETR</i>	0.227	0.078	0.000	0.189	0.234	0.270	0.918
<i>LRTA</i>	-0.003	0.058	-0.170	-0.033	0.000	0.022	0.181
<i>PTA</i>	1.758	1.453	0.000	1.000	2.000	3.000	5.000
<i>VTA</i>	0.091	0.140	0.000	0.026	0.054	0.098	1.007
<i>ROA</i>	0.000	0.000	-0.000	0.000	0.000	0.000	0.003
<i>SIZE</i>	25.684	1.668	22.922	24.510	25.335	26.481	30.564
<i>LEV</i>	0.360	0.175	0.033	0.215	0.357	0.493	0.737
<i>LSH</i>	0.439	0.152	0.102	0.325	0.444	0.542	0.780
<i>FSH</i>	0.108	0.143	0.000	0.005	0.043	0.157	0.620
<i>RD</i>	0.026	0.052	0.000	0.001	0.009	0.031	0.385
<i>AGE</i>	3.400	0.516	1.946	3.091	3.497	3.784	4.280
<i>PPE</i>	0.162	0.117	0.001	0.074	0.139	0.228	0.521

1) 변수의 정의는 식 (5) 참조

2) 상기 기술통계량은 연속변수 값에 대해 상·하위 1% 수준에서 윈저라이징(windsoring)을 실시해 극단치(outlier)를 처리한 후 통계치를 구한 값임

소유구조와 관련하여서는 최대주주 지분이 많을수록 장기 조세회피 능력이 올라가고 외국인투자자 비중이 높을수록 장기 조세회피 능력이 낮았다.

한편 본 연구의 주요 관심변수인 LRTA와 PTA, 그리고 VTA간 상관관계를 살펴본 결과는 다음과 같다. LRTA는 PTA와는 유의한 양(+)의 상관관계를, VTA와는 유의한 음(-)의 상관관계를 나타냈다. 이는 동종 산업 내 유사규모 기업에 비해 낮은 세부담을 지속적이고 안정적으로 유지해나갈 수 있을 때

장기조세회피능력이 높은 것으로 볼 수 있다는 본 연구의 기본전제를 지지하는 분석결과라 할 수 있다.

〈표 10〉은 장기 조세회피 능력이 높은 기업과 낮은 기업, 조세회피의 지속성과 변동성이 높은 기업과 낮은 기업간 재무적인 특성에 차이가 있는지, 두 집단간 평균 차이를 검증한 결과이다. 패널 A는 장기조세회피능력이 높은 기업과 낮은 기업간 비교로, LRTA가 양(+)의 값을 가지는 그룹은 장기 조세회피 능력이 높은 집단으로, 음(-)의 값을 가지는 그

〈표 9〉 주요 변수간 피어슨 상관계수

변수명	TQ	LRTA	PTA	VTA	ROA	SIZE	LEV	LSH	FSH	RD	AGE
LRTA	0.09 (0.00)										
PTA	-0.02 (0.28)	0.49 (0.00)									
VTA	-0.10 (0.00)	-0.09 (0.00)	0.16 (0.00)								
ROA	0.27 (0.00)	0.06 (0.00)	-0.04 (0.01)	-0.08 (0.00)							
SIZE	0.48 (0.00)	0.02 (0.10)	0.02 (0.28)	-0.08 (0.00)	0.13 (0.00)						
LEV	-0.02 (0.15)	-0.06 (0.00)	-0.04 (0.00)	0.12 (0.00)	-0.20 (0.00)	0.03 (0.03)					
LSH	-0.22 (0.00)	0.01 (0.36)	0.03 (0.04)	0.04 (0.01)	-0.04 (0.01)	-0.24 (0.00)	-0.11 (0.00)				
FSH	0.34 (0.00)	-0.02 (0.09)	-0.07 (0.00)	-0.11 (0.00)	0.17 (0.00)	0.59 (0.00)	-0.05 (0.00)	-0.24 (0.00)			
RD	0.22 (0.00)	0.10 (0.00)	0.17 (0.00)	0.08 (0.00)	0.11 (0.00)	0.12 (0.00)	-0.22 (0.00)	-0.11 (0.00)	0.08 (0.00)		
AGE	-0.24 (0.00)	-0.13 (0.00)	0.07 (0.00)	0.07 (0.00)	-0.09 (0.00)	0.07 (0.00)	0.03 (0.02)	0.07 (0.00)	0.02 (0.24)	-0.11 (0.00)	
PPE	0.02 (0.10)	0.10 (0.00)	0.03 (0.06)	-0.08 (0.00)	-0.05 (0.00)	0.05 (0.00)	0.22 (0.00)	-0.00 (0.78)	0.02 (0.19)	-0.14 (0.00)	-0.01 (0.32)

1) 변수의 정의는 식 (5) 참조
2) 괄호 안은 p값을 나타냄

〈표 10〉 단일변량분석 결과

패널 A: 장기 조세회피능력이 높은 기업과 낮은 기업 비교

변수명	<i>LRTA</i> ≤ 0	<i>LRTA</i> > 0	평균차이 (t-test)
<i>ROA</i>	0.000	0.000	-0.000***
<i>SIZE</i>	25.716	25.635	0.081*
<i>LEV</i>	0.365	0.352	0.013***
<i>LSH</i>	0.437	0.441	-0.004
<i>FSH</i>	0.115	0.097	0.018***
<i>RD</i>	0.021	0.035	-0.015***
<i>AGE</i>	3.432	3.351	0.081***
<i>PPE</i>	0.155	0.174	-0.019***

패널 B: 조세회피의 지속성이 높은 기업과 낮은 기업 비교

변수명	<i>Low PTA</i>	<i>High PTA</i>	평균차이 (t-test)
<i>SIZE</i>	25.684	25.683	-0.001
<i>ROA</i>	0.000	0.000	-0.000**
<i>LEV</i>	0.362	0.358	-0.004
<i>LSH</i>	0.435	0.446	0.011*
<i>FSH</i>	0.113	0.100	-0.013**
<i>RD</i>	0.023	0.033	0.01***
<i>AGE</i>	3.376	3.442	0.066***
<i>PPE</i>	0.157	0.171	0.014***

패널 C: 조세회피의 변동성이 높은 기업과 낮은 기업 비교

변수명	<i>Low VTA</i>	<i>High VTA</i>	평균차이 (t-test)
<i>SIZE</i>	25.891	25.476	-0.414***
<i>ROA</i>	0.000	0.000	-0.000***
<i>LEV</i>	0.344	0.377	0.033***
<i>LSH</i>	0.435	0.442	0.007
<i>FSH</i>	0.124	0.092	-0.032***
<i>RD</i>	0.021	0.032	0.011***
<i>AGE</i>	3.358	3.441	0.082***
<i>PPE</i>	0.17	0.155	-0.015***

- 1) 변수의 정의는 식 (5) 참조
- 2) 해당 기업-연도의 PTA(또는 VTA) 값이 전체 표본의 중간값보다 작은 경우에는 Low PTA(또는 Low VTA) 그룹으로 분류하고, 그렇지 않으면 High PTA(또는 High VTA) 그룹으로 분류함
- 3) 두 표본간 평균 차이를 비교하기 위하여 대응표본 t-test를 실시함
- 4) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

룹은 장기 조세회피 능력이 낮은 집단으로 구분했다.²⁾ 분석결과 양(+)의 *LRTA* 값을 가지는 그룹이 음(-)의 *LRTA* 값을 가지는 그룹에 비해 수익성(*ROA*)과 R&D비중(*RD*), 설비투자 비중(*PPE*)은 높은 반면 규모(*SIZE*), 부채비율(*LEV*), 외국인투자자지분율(*FSH*), 기업연령(*AGE*)은 더 작았다. 이러한 분석결과는 높은 수익성 때문에 조세절감의 필요성이 높고, R&D 또는 설비투자 관련 조세지원제도를 통해 다양한 조세회피 전략을 구사할 수 있는 집단에서 장기 조세회피 능력이 더 높게 나타남을 시사한다. 패널 B는 조세회피의 지속성에 따른 기업간 특성 차이를 비교한 결과로, *PTA*의 중간값을 기준으로 지속성이 높은 그룹과 낮은 그룹으로 나누었다. 분석결과 두 그룹간 규모 차이는 유의하지 않았다. 조세회피의 지속성이 높은 그룹은 낮은 그룹에 비해 수익성(*ROA*)이 낮고, 최대주주지분율(*LSH*)이 높은 대신 외국인투자자지분율(*FSH*)이 낮은 특징을 나타냈다. 또한 조세회피의 지속성이 높은 그룹은 연구개발투자 및 유형자산의 비중이 높았으며, 기업연령이 많았다. 패널 C는 조세회피의 변동성에 따른 기업간 특성 차이를 비교한 결과로, *VTA*의 중간값을 기준으로 변동성이 높은 그룹과 낮은 그룹으로 나누었다. 분석결과 조세회피의 변동성이 높은 그룹은 낮은 그룹에 비해 기업규모(*SIZE*)가 작고, 수익성(*ROA*)이 낮으며, 부채비율(*LEV*)이 높았다. 또한 조세회피의 변동성이 높은 그룹은 외국인투자

지지분율(*FSH*)이 낮고, 연구개발투자비중(*RD*)이 높은 대신 유형자산의 비중(*PPE*)이 낮았다. 대체로 조세회피의 변동성이 높은 기업일수록 규모가 작고, 재무적 안정성이 낮은 특징을 나타냈다.

4.2 회귀분석결과

〈표 11〉의 모형 1은 가설 1에 대한 검증결과로, 장기 조세회피 능력이 기업 가치에 미친 영향을 살펴본다. 분석결과, 장기 조세회피 능력을 나타내는 *LRTA*의 회귀계수가 0.406으로, 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 동종 산업 내 유사 규모 기업에 비해 장기 유효세율이 낮을수록 기업 가치가 증가함을 보여주는 것으로, 가설 1을 지지하는 결과이다.³⁾

〈표 11〉은 장기 조세회피 능력과 기업 가치간 관계가 조세회피의 지속성 및 변동성에 따라 달라지는지를 살펴본 회귀분석 결과이다. 모형 2는 가설 2의 검증을 위한 모형으로 모형 1에 조세회피의 지속성을 나타내는 *PTA*와 *LRTA*간 상호작용변수인 *PTA*×*LRTA*를 포함했다. 모형 3은 가설 3의 검증을 위한 모형으로, 모형 1에 조세회피의 변동성을 나타내는 *VTA*와 *LRTA*간 상호작용변수인 *VTA*×*LRTA*를 포함했다. 마지막 모형 4는 *PTA*×*LRTA*와 *VTA*×*LRTA*를 한꺼번에 하나의 모형에 포함했다. 분석 결과 모형 2에서 *PTA*×*LRTA*의 회귀계수는 양(+)

2) 양(+)의 *LRTA*를 가진 표본은 동종 산업 내 유사규모 기업보다 세부담이 낮은 기업을 뜻한다. 동종 산업 내 유사규모 기업은 해당 기업과 가장 유사한 재무적인 특성(과세소득, 적용 가능한 조세감면 혜택 등)을 가진 납세자라 할 수 있다. 한 기업이 벤치마크로 사용되는 유사기업에 비해 유사한 상황에서, 세부담이 낮다는 것은 그만큼 그 기업이 조세회피전략을 잘 구사했기 때문으로 판단했기 때문에 조세회피능력이 높은 기업으로 분류했다.

3) 모형 1의 경우 *LRTA*가 유의한 양(+)의 값을 가지나, 모형 2와 모형 4는 *LRTA*가 통계적으로 유의하지 않지만, 반대의 부호를 가지는 것으로 나타나고 있다. 본 연구는 *LRTA*가 기업가치에 미치는 직접적인 효과를 살펴보기 위해서는 모형 1이 적합한 것으로 판단하여 모형 1의 결과에 기초하여 가설 1의 성립여부를 판단했다. 모형 2와 4에서 예상과 달리 *LRTA*의 회귀계수 값이 음(-)의 값을 가지는 이유는 교차항을 구성하는 *LRTA*와 *PTA* 또는 *VTA*가 둘 다 연속변수이기 때문으로 보인다. *PTA*와 *VTA*를 더미변수화한 〈표 8〉의 결과를 살펴보면 교차항을 포함하더라도 *LRTA*가 여전히 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타나고 있다.

〈표 11〉 장기 조세회피 능력과 기업 가치의 관계

변수명	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
상수항	-1.981*** (-14.112)	-2.003*** (-14.230)	-1.961*** (-13.936)	-1.984*** (-14.076)
<i>LRTA</i>	0.406*** (3.507)	-0.160 (-0.786)	0.564*** (3.901)	-0.007 (-0.030)
<i>PTA</i>		-0.003 (-0.437)		-0.002 (-0.317)
<i>LRTA</i> × <i>PTA</i>		0.286*** (3.712)		0.288*** (3.737)
<i>VTA</i>			-0.117** (-2.265)	-0.116** (-2.240)
<i>LRTA</i> × <i>VTA</i>			-1.262** (-2.050)	-1.310** (-2.123)
<i>SIZE</i>	0.150*** (28.554)	0.151*** (28.695)	0.149*** (28.325)	0.150*** (28.482)
<i>ROA</i>	1279.106*** (15.467)	1288.566*** (15.564)	1274.308*** (15.409)	1284.513*** (15.519)
<i>LEV</i>	0.178*** (4.192)	0.170*** (4.002)	0.188*** (4.391)	0.180*** (4.195)
<i>LSH</i>	-0.256*** (-5.617)	-0.253*** (-5.574)	-0.254*** (-5.588)	-0.252*** (-5.549)
<i>FSH</i>	0.095 (1.599)	0.082 (1.386)	0.092 (1.550)	0.080 (1.340)
<i>RD</i>	1.555*** (11.181)	1.504*** (10.692)	1.579*** (11.309)	1.525*** (10.818)
<i>AGE</i>	-0.219*** (-15.955)	-0.220*** (-15.862)	-0.218*** (-15.817)	-0.218*** (-15.742)
<i>PPE</i>	0.001 (0.014)	-0.003 (-0.045)	-0.003 (-0.042)	-0.007 (-0.108)
산업더미	포함	포함	포함	포함
연도더미	포함	포함	포함	포함
MAX VIF	1.83	3.27	1.85	3.92
<i>N</i>	5,076	5,076	5,076	5,076
<i>Adj. R²</i>	0.420	0.421	0.420	0.422
<i>F-value</i>	112.173***	106.404***	106.079***	100.962***

1) 변수의 정의는 식 (5) 참조

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

의 값을, 모형 3에서 $VTA \times LRTA$ 이 회귀계수는 음(-)의 값을 가지며, 이러한 결과는 5% 또는 1% 수준에서 유의했다. 한편 모형 4에서 두 개의 상호작용변수를 하나의 모형에 함께 포함시킨 경우에도 동일한 결과가 관찰됐다. 이러한 분석결과는 조세회피의 지속성이 높을수록, 조세회피의 변동성이 낮을수록 장기 조세회피 능력과 기업 가치간 양(+)의 관계가 강화됨을 보여주는 것으로, 각각 가설 2와 가설 3을 지지하는 결과이다.

통계변수의 경우 모형에 관계없이 $SIZE$, ROA , LEV , RD 는 유의한 양(+)의 값을, LSH 와 AGE 는 유의한 음(-)의 값을 나타냈다. 그러나 FSH 와 PPE 는 유의한 결과가 나타나지 않았다. 이러한 실증결과는 규모가 크고, 수익성 및 부채비율, R&D 비중이 높을수록 기업 가치가 높은 반면 최대주주 지분이 많고, 기업연령이 높을수록 기업 가치가 떨어짐을 의미한다. 한편 모형의 설명력을 나타내는 $Adj.R^2$ 는 42%로 비교적 높았으며, VIF의 최대값은 3.92로 다중공선성은 크게 문제되지 않는 것으로 나타났다.

4.3 추가분석결과

4.3.1 더미변수를 이용한 분석결과

본 연구는 <표 11>에서 주요 관심변수인 $LRTA$ 와 PTA 또는 VTA 를 모두 연속변수(원값)로 측정했다. 그러나 상호작용변수를 구성하는 두 변수가 모두 연속변수인 경우, 상호작용변수의 회귀계수 값이 의미하는 바를 해석하기 쉽지 않다는 한계점이 존재한다. 따라서 추가분석은 PTA 와 VTA 를 더미변수의 형태로 변환한 후 <표 11>을 재검증했다. <표 12>에서 H_PTA 와 H_VTA 는 PTA 와 VTA 값이 상위

25%에 해당하면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수이다. 분석결과 $LRTA \times H_PTA$ 는 유의한 양(+)의 값을, $LRTA \times H_VTA$ 는 유의한 음(-)의 값을 나타냈다. 이러한 실증결과는 상호작용변수를 구성하는 두 변수 중 하나를 더미변수로 변환하더라도 본 연구의 강건성이 그대로 유지됨을 보여준다.

4.3.2 산업-규모 조정 장기 유효세율의 측정기간 단축

<표 5>에서 보듯이 본 연구는 산업-규모 조정 장기 유효세율을 계산함에 있어 최근 5년간 계속하여 유효세율 계산 자료가 있을 것을 요구했다. 이로 인해 전체의 42%에 해당하는 9,538개 기업-연도가 표본에서 제외됐다. 이러한 엄격한 표본선정 기준이 본 연구의 실증결과에 왜곡을 가져왔을 가능성을 배제하기 위하여 <표 13>은 5년 대신 3년 기준을 이용하여 산업-규모 조정 장기 유효세율을 측정했다. <표 13>에서 S_LRTA 는 최근 3년간 법인세비용의 합계를 최근 3년간 세전이익의 합계로 나누어 해당 기업의 장기 유효세율을 계산한 후, 동종 산업 내 유사 규모의 장기 유효세율(3년 기준)에서 차감하여 계산한 산업-규모 조정 장기 유효세율이다. 또한 S_PTA 는 최근 3년간 산업-규모 조정 유효세율이 0보다 큰 연도 수의 합계이고, S_VTA 는 최근 3년간 산업-규모 조정 유효세율의 표준편차이다. 분석결과 5년 대신 3년 기준을 이용하면 표본 숫자가 5,076개에서 7,713개로 2,637개가 증가하는 것으로 나타났다. 한편 모형 1에서 S_LRTA 는 유의한 양(+)의 값을, 모형 4에서 $S_LRTA \times S_PTA$ 는 양(+), $S_LRTA \times S_VTA$ 는 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타나 표본선정요건을 완화하더라도 본 연구의 실증결과는 그대로 유지되는 것으로 나타났다.

〈표 12〉 더미변수를 이용한 분석

변수명	모형 1	모형 2	모형 3
상수항	-1.990*** (-14.177)	-1.974*** (-14.011)	-1.981*** (-14.062)
<i>LRTA</i>	0.208 (1.473)	0.581*** (3.943)	0.377** (2.182)
<i>H_PTA</i>	-0.012 (-0.546)		-0.015 (-0.664)
<i>LRTA</i> × <i>H_PTA</i>	0.799** (2.509)		0.779** (2.442)
<i>H_VTA</i>		-0.034** (-2.168)	-0.035** (-2.202)
<i>LRTA</i> × <i>H_VTA</i>		-0.500** (-2.140)	-0.453* (-1.929)
<i>SIZE</i>	0.151*** (28.653)	0.150*** (28.408)	0.150*** (28.495)
<i>ROA</i>	1285.317*** (15.540)	1271.216*** (15.353)	1276.410*** (15.413)
<i>LEV</i>	0.172*** (4.036)	0.188*** (4.398)	0.182*** (4.259)
<i>LSH</i>	-0.258*** (-5.664)	-0.255*** (-5.599)	-0.257*** (-5.649)
<i>FSH</i>	0.085 (1.434)	0.088 (1.481)	0.079 (1.322)
<i>RD</i>	1.523*** (10.899)	1.576*** (11.274)	1.547*** (11.024)
<i>AGE</i>	-0.221*** (-16.010)	-0.218*** (-15.837)	-0.219*** (-15.872)
<i>PPE</i>	-0.004 (-0.067)	-0.003 (-0.048)	-0.008 (-0.122)
산업더미	포함	포함	포함
연도더미	포함	포함	포함
<i>N</i>	5,076	5,076	5,076
<i>Adj. R²</i>	0.420	0.420	0.421
<i>F-value</i>	106.072***	106.140***	100.665***

1) *H_PTA* = 각 연도의 *PTA* 값이 상위 25%에 해당하면 1, 아니면 0
H_VTA = 각 연도의 *VTA* 값이 상위 25%에 해당하면 1, 아니면 0
기타 변수의 정의는 식 (5) 참조

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

〈표 13〉 장기유효세율 측정기간 단축

변수명	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
상수항	-2.294*** (-19.844)	-2.281*** (-19.540)	-2.241*** (-19.296)	-2.239*** (-19.113)
<i>S_LRTA</i>	0.279*** (3.741)	0.160 (1.105)	0.434*** (4.850)	0.347** (2.166)
<i>S_PTA</i>		-0.014** (-2.042)		-0.015** (-2.177)
<i>S_LRTA</i> × <i>S_PTA</i>		0.156** (2.075)		0.145* (1.933)
<i>S_VTA</i>			-0.164*** (-3.997)	
<i>S_LRTA</i> × <i>S_VTA</i>			-1.249*** (-3.713)	-1.212*** (-3.584)
<i>SIZE</i>	0.160*** (36.369)	0.160*** (36.293)	0.158*** (35.939)	0.159*** (35.931)
<i>ROA</i>	1417.352*** (18.327)	1416.793*** (18.282)	1411.056*** (18.239)	1415.076*** (18.263)
<i>LEV</i>	0.209*** (6.113)	0.205*** (5.977)	0.220*** (6.399)	0.212*** (6.170)
<i>LSH</i>	-0.223*** (-6.165)	-0.220*** (-6.083)	-0.224*** (-6.198)	-0.221*** (-6.116)
<i>FSH</i>	-0.042 (-0.846)	-0.044 (-0.883)	-0.040 (-0.810)	-0.042 (-0.843)
<i>RD</i>	1.815*** (14.401)	1.813*** (14.186)	1.834*** (14.533)	1.819*** (14.242)
<i>AGE</i>	-0.206*** (-20.443)	-0.206*** (-20.407)	-0.206*** (-20.408)	-0.205*** (-20.329)
<i>PPE</i>	-0.085* (-1.702)	-0.079 (-1.579)	-0.094* (-1.872)	-0.087* (-1.737)
산업더미	포함	포함	포함	포함
연도더미	포함	포함	포함	포함
<i>N</i>	7,713	7,713	7,713	7,713
<i>Adj. R²</i>	0.422	0.422	0.423	0.423
<i>F-value</i>	161.597***	153.212***	153.887***	146.088***

1) *S_LRTA* = 산업별·규모별 장기(3년) 유효세율 평균 - (최근 3년간 법인세비용 합계÷최근 3년간 세전이익 합계)

S_PTA = 최근 3년간 산업-규모 조정 유효세율이 양(+의 값을 가지는 연도 수의 합계

S_VTA = 최근 3년간 산업-규모 조정 유효세율의 표준편차

기타 변수의 정의는 식 (5) 참조

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

〈표 14〉 산업-규모 조정 장기 현금 유효세율을 이용한 분석

변수명	모형 1	모형 2
상수항	-1.983*** (-14.109)	-1.958*** (-13.913)
<i>C_LRTA</i>	0.180** (2.017)	-0.306* (-1.706)
<i>C_PTA</i>		-0.015** (-2.540)
<i>C_LRTA</i> × <i>C_PTA</i>		0.217*** (3.377)
<i>C_VTA</i>		-0.015 (-0.756)
<i>C_LRTA</i> × <i>C_VTA</i>		0.281 (1.558)
<i>SIZE</i>	0.151*** (28.615)	0.151*** (28.624)
<i>ROA</i>	1280.696*** (15.457)	1271.121*** (15.336)
<i>LEV</i>	0.175*** (4.106)	0.172*** (4.017)
<i>LSH</i>	-0.255*** (-5.595)	-0.256*** (-5.610)
<i>FSH</i>	0.090 (1.519)	0.072 (1.210)
<i>RD</i>	1.594*** (11.496)	1.651*** (11.700)
<i>AGE</i>	-0.223*** (-16.316)	-0.222*** (-16.078)
<i>PPE</i>	0.019 (0.300)	0.018 (0.277)
산업더미	포함	포함
연도더미	포함	포함
N	5,076	5,076
Adj. R ²	0.419	0.421
F-value	111.742***	100.662***

1) 변수의 정의는 식 (5) 참조

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

4.3.3 대체적인 유효세율 측정방법

본 연구는 조세회피를 GAAP 유효세율을 이용하여 측정했다. 하지만 GAAP 유효세율은 가속상각과 같은 과세이연항목을 제대로 반영하지 못하며, 이연 법인세 자산의 실현가능성에 대한 평가처럼 세무전략과 관련 없는 항목들에 의해 영향을 받을 수 있다는 점에서 한계점을 지닌다(Hanlon and Heitzman, 2010). 따라서 본 연구는 추가분석에서 법인세납부액을 세전이익으로 나누어 계산한 현금 유효세율(CASH ETR)을 이용하여 산업-규모 조정 장기 유효세율을 다시 계산한 후, <표 11>을 재검증했다. 법인세납부액 정보는 데이터베이스에서 제공되지 않기 때문에 식 (6)과 같은 방식으로 추정된 법인세납부액을 현금 유효세율 계산을 위해 사용했다.

$$\begin{aligned} \text{법인세 납부액} &= \text{순익계산서상 법인세비용} \\ &+ (\text{당기 이연법인세자산-전기 이연법인세자산}) \\ &- (\text{당기 이연법인세부채-전기 이연법인세부채}) \\ &\dots\dots\dots \text{식 (6)} \end{aligned}$$

<표 14>에서 C_LRTA 는 산업-규모 조정 장기 현금 유효세율을, C_PTA 는 현금 유효세율을 이용하여 계산한 조세회피의 지속성을, C_VTA 는 현금 유효세율을 이용하여 계산한 조세회피의 변동성을 나타낸다. 모형 1에서 C_LRTA 는 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 나타내어 가설 1을 지지하는 것으로 나타났다. 한편 모형 2에서 $C_LRTA \times C_PTA$ 의 회귀계수는 예상대로 유의한 양(+)의 값이 관찰되었으나, $C_LRTA \times C_VTA$ 는 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 실증결과는 GAAP 유효세율 대신 현금 유효세율을 사용했을 때, 조세회피의 지속성과 관련된 주장은 지지되나, 조세회피의 변동성과 관련된

주장은 지지되지 않아 가설 2가 부분적으로만 지지됨을 보여준다. 그러나 대체로 현금 유효세율을 사용했을 때도 GAAP 유효세율을 사용했을 때와 유사한 결과가 관찰됐다.

V. 결론

본 연구는 2004년부터 2014년까지 상장기업을 대상으로 기업의 장기적인 조세회피 관리능력이 기업 가치에 미치는 영향을 살펴봤다. 기업의 장기적인 조세회피 관리능력은 크게 두 가지 관점에서 고찰이 가능하다. 첫 번째는 장기간 동종 산업 내 유사 규모 기업보다 세부담을 낮게 가져갈 수 있는 능력이고, 두 번째는 이처럼 낮은 세부담을 지속적이고, 안정적으로 유지하여 나갈 수 있는 능력이다.

본 연구의 주요 실증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 동종 산업 내 유사 규모 기업보다 장기 유효세율이 낮을수록 기업 가치가 높아지는 것으로 나타났다. 이러한 실증결과는 단기 조세회피와 기업 가치간 관계를 살펴본 기존의 선행연구 결과(박재환·김승준, 2012; 강정연·고종권, 2014; 심충진 외, 2013; 최보람·이정미, 2014)와 배치되는 것으로, 시장이 단기적인 조세회피와 장기적인 조세회피를 서로 다른 관점에서 해석하고 있음을 시사한다. 둘째, 장기 조세회피와 기업 가치간 양(+)의 관계는 조세회피의 지속성이 높고, 변동성이 낮을수록 강화되는 것으로 나타났다. 이러한 실증결과는 장기적인 조세회피 능력이 높은 기업이 기업 가치가 더 높은데, 이러한 현상이 조세회피의 지속성과 안정성이 높아 불확실성이 낮은 기업에서 더욱 현저함을 시사한다.

이러한 실증결과에도 불구하고 본 연구는 다음과

같은 점에서 한계점을 지닌다. 첫째, 본 연구는 산업-규모 조정 GAAP 유효세율과 산업-규모 조정 현금 유효세율을 이용하여 기업의 조세회피 능력을 측정 한 바, 측정오류의 문제에서 자유로울 수 없다. 둘째, 본 연구는 시장이 단기 조세회피와 장기 조세회피에 서로 다른 반응함을 보였지만, 그 이유에 대해 실증적인 증거를 통해 충분히 설명하지 못했다는 한계점이 있다. 셋째, 조세회피의 변동성 및 지속성을 측정할 수 있는 방법에 대해 현재까지 합의된 의견이 없기 때문에 동 변수의 측정방법과 관련하여 논란이 있을 수 있으며, 여기에서 비롯되는 측정오차의 문제가 본 연구의 실증결과에 영향을 미칠 수 있다.

이러한 한계점에도 불구하고 본 연구는 단기 조세회피와 장기 조세회피를 기업이 다른 관점에서 해석함을 보여준 최초의 연구라는 점에서 의의가 있다. 앞으로의 연구는 시장이 단기 조세회피와 장기 조세회피에 차별적으로 반응하는 이유에 관해 좀 더 심도 있게 다룰 수 있기를 기대한다.

참고문헌

- 강정연 · 고종권(2014), “기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향,” **회계학연구**, 39, 147-183.
- 고윤성 · 김지홍 · 최원욱(2007), “조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구,” **세무학연구**, 24, 9-40.
- 기은선 · 이광숙(2015), “장기적인 조세회피 관리 능력이 기업가치에 미치는 영향,” **한국세무학회**, 2015 추계학술발표대회.
- 김정호 · 김정교(2013), “기업의 장기적인 조세회피 예측변수로서 유효세율의 평가 및 결정요인에 관한 연구,” **회계저널**, 22, 1-40.
- 박재환 · 김승준(2012), “감사위원회와 감사인의 세무서비스가 조세회피행위를 통하여 기업가치에 미치는 영향,” **회계저널**, 21, 253-283.
- 심충진 · 이준규 · 김진태(2013), “세무조사 여부에 따른 조세회피와 기업가치에 관한 연구,” **회계정보연구**, 31, 81-104.
- 최보람(2012), “단기조세회피와 이익조정의 지속성이 장기 조세부담에 미치는 영향,” **세무학연구**, 29, 9-43.
- 최보람(2013), “단기조세회피의 변동성이 장기조세부담에 미치는 영향,” **회계학연구**, 38, 113-147.
- 최보람 · 이정미(2014), “기업평판과 조세회피, 기업가치의 관계,” **세무학연구**, 31, 149-176.
- Balakrishnan, K., Blouin, J. L., and W. R. Guay (2012), “Does Tax Aggressiveness Reduce Corporate Transparency?”, Working Paper, University of Pennsylvania.
- Desai, M. A., and D. Dharmapala(2006), “Corporate Tax Avoidance and High-powered Incentives,” *Journal of Financial Economics*, 79, 145-179.
- Dyreg, S., Hanlon, M., and E. Maydew(2008), “Long-run Corporate Tax Avoidance”, *The Accounting Review*, 83, 61-82.
- Hanlon, M., and S. Heitzman(2010), “A Review of Tax Research”, *Journal of Accounting and Economics*, 50, 127-178.

Long-run Tax Avoidance Management Ability and Firm Value

Eun Sun Ki* · Kwang Sook Lee**

Abstract

This study examines the relation between long-run tax avoidance ability and firm value. Further, we also examine the effect of long-run tax avoidance ability on firm value varies with the persistence and stability of tax avoidance. Many prior studies provide empirical evidence on the negative relation between short-run tax avoidance and firm value. However, these studies just focus on the short-run tax avoidance. Yet it remains unclear whether this result still holds with the relation between long-run tax avoidance and firm value.

Firms use various ways to minimize tax. Some ways have just temporary effects, but others have long term effects. For example, when a firm use a temporary book tax difference such as an accelerated depreciation to minimize tax for a certain period, the effect is temporary because the firm must pay more taxes in the subsequent year when the difference is reversed. Furthermore, when a firm implements an aggressive tax strategy, it could be effective to reduce tax burden in the short term. However, if a subsequent tax audit finds that there was an illegal tax evasion, this type of tax avoidance may have negative effects on future cash flows in the long term because the firm must pay penalties as well as back taxes. Like this, short-run tax avoidance has the different implications for future cash flows from long-run tax avoidance. Thus, we expect the positive relation between long-run tax avoidance and firm value despite the negative relation between short-run tax avoidance and firm value.

Meanwhile, cash savings resulting from tax avoidance are less likely to link to increase in firm value if the cash savings are reversed in the subsequent years or are not sustainable in the long term. In addition, if the volatility of tax avoidance outcome is high, market may undervalue cash savings resulting from tax avoidance because it may be uncertain. From this perspective,

* Assistant Professor, Division of Business Administration and Accounting, Kangwon National University, First Author

** Assistant Professor, Business School, Korea Polytechnic University, Corresponding Author

we expect the relation between long-run tax avoidance and firm value is more strong when the tax avoidance outcome is more persistent and stable.

To test this conjecture, we analyze 5,076 observations from 2004 to 2014 for firms listed on Korea Stock Exchange and KOSDAQ. We measure long-run tax avoidance ability using industry-size adjusted effective tax rate. The empirical results are as follows. First, we find the positive relation between long-run tax avoidance ability and tobin's q. Second, this relation is more pronounced for firms with more persistent and less volatile tax avoidance outcome.

This paper has several contributions to the literature. First, to our knowledge, ours is the first study to investigate long-run tax avoidance and firm value. Second, this study shows that market responds differently to short-run tax avoidance and long-run tax avoidance.

Key words: long-run tax avoidance, firm value, persistence of tax avoidance, volatility of tax avoidance

-
- 저자 기은선은 현재 강원대학교 경영회계학부 조교수로 재직 중이다. 고려대학교 경영대학 및 서울대학교대학원 경영학과를 졸업하였으며, 고려대학교에서 경영학 박사를 취득하였다. 주요연구분야는 감사품질, 조세회피 등이다.
 - 저자 이광숙은 현재 한국산업기술대학교 경영학부 조교수로 재직 중이다. 고려대학교에서 경영학석사 및 박사를 취득하였다. 한국공인 회계사로 삼정회계법인에서의 근무경력이 있으며 주요연구분야는 세무회계 및 재무회계이다.