

장기적인 조세최소화전략이 회계이익의 가치관련성에 미치는 영향에 관한 연구

이영한(주저자)
서울시립대 세무학과 교수, 공인회계사
(leeyh7@uos.ac.kr)
최유진(교신저자)
서울시립대 세무전문대학원 박사과정, 세무사
(eugene2@uos.ac.kr)

본 연구는 기업의 조세최소화전략에 따른 유효세율의 부담 수준에 따라 회계이익의 가치관련성이 차별적으로 나타나는지를 검증하고, 조세최소화전략을 나타내는 평균유효세율의 측정기간에 따라 회계이익의 가치관련성이 차별적으로 나타나는지를 검증한다. 세전 이익수준이 동일하다고 가정할 경우 장기적, 지속적으로 세후이익을 낮게 유지할 수 있는 기업, 즉 조세부담을 낮게 유지할 수 있을 것으로 기대되는 기업의 경우 회계이익의 가치관련성이 높을 것으로 예상하여 이를 검증하였다. 검증결과 단기현금유효세율과 회계이익의 가치관련성은 유의한 관련성이 없었으나 장기현금유효세율이 낮은 기업의 경우 회계이익의 가치관련성이 유의하게 높게 나타났고 유효세율 측정기간이 장기로 확장되어도 여전히 낮은 유효세율을 보이는 기업들이 회계이익의 가치관련성이 더 높게 나타났다. 이는 회계이익이 기업가치에 반영되는 과정에서 조세부담수준이 가치평가에 반영된다는 것을 시사하며, 회계이익이 기업가치에 반영되는 과정에서 단기보다는 장기적인 조세부담수준의 최소화가 가치평가에 더 잘 반영된다는 사실을 나타내는 결과라고 생각된다.

또한, 장기 조세부담 수준이 낮은 기업을 다시 재량적 발생액의 절대값으로 측정되는 이익조정 수준에 따라 구분하여 회계이익의 가치관련성을 비교하여 보았다. 부채구조, 상각자산 보유, 세액공제 등 정책적 조세혜택을 받을 수 있는 여건, 손금부인 비용의 지출수준 등 구조적 요인으로 장기적 조세부담 수준이 낮은 경우와 달리, 낮은 조세부담 수준이 회계이익조정과 연관되어 있다면 이는 세무조사가능성 또는 경영자의 기회주의적 행동과 사적편익 추구의 가능성을 높이기 때문에 낮은 유효세율이 기업가치에 반영되는 정도가 낮으며, 이익의 가치관련성이 낮을 것이라고 예상하였다. 분석결과 조세부담 수준이 낮은 기업이라 할지라도 재량적 발생액이 높으면 회계이익의 가치관련성이 낮은 것으로 나타났다. 시장참여자들은 낮은 조세부담수준이 이익조정과 연관된 경우와 그렇지 않은 경우를 구분하여 회계이익에 대한 가치평가 반영을 차별적으로 수행함을 시사하는 결과로 해석된다.

주제어: 장기현금유효세율, 가치관련성, 조세최소화전략

1. 서론

기업의 경영자는 다양한 방법을 이용하여 기업의 조세부담을 최소화하기 위해 노력하며, 이러한 조세부담 최소화전략은 기업의 세후현금흐름을 극대화하여 기업의 가치를 제고한다. 기업 경영자의 조세부담

최소화노력이 자본시장 참여자의 가치평가에 반영되는가를 살펴보기 위해 조세부담 최소화전략이 잘 이루어지는 기업의 회계이익의 가치관련성이 높은지 여부가 본 연구의 관심사항이다. 이를 위해 본 연구는 회계이익의 가치관련성이 기업의 조세부담 수준에 따라 차별적으로 나타나는지를 검증한다.

Ohlson(1995)에 따르면 기업의 주가는 순자산

장부가치와 미래 기대 초과이익 현재가치의 선형결합으로 표현될 수 있으며, 초과이익은 기업의 세후 순이익에서 기업의 장부가치에 자본비용을 곱한 금액의 차액이라고 정의한다. Ohlson(1995)의 모형에서는 별도로 법인세 효과가 논의되지는 않았으며, 기업가치 평가모형의 구성요소인 초과이익의 현재가치에서도 법인세율은 고정된 것으로 본다. 그러나 기업들마다 부채구조, 상각자산의 보유수준, 세액공제와 감면 등 정책적 조세혜택을 받을 수 있는 여건, 접대비 등 손금부인 비용의 지출수준 등 구조적인 원인과 발생액 조정, 회계정책의 변경 및 세무조정을 통한 조세최소화전략을 통해 조세부담 수준은 차별적으로 나타난다. 즉, 기업마다 구조적인 이유 혹은 전략적 노력 때문에 동일한 세전이익을 창출하더라도 세후 이익은 다양하게 나타날 것이며 세후이익이 기업가치로 환원되는 것이므로 세전이익과 세후이익의 차이를 유발하는 조세부담의 수준에 따라 회계이익의 가치관련성은 차별적으로 나타날 수 있을 것으로 예상된다.

본 연구에서는 세전 이익수준이 동일하다고 가정할 경우 세후이익을 낮게 유지할 수 있는 기업, 즉 조세부담¹⁾을 낮게 유지할 수 있을 것으로 기대되는 기업의 경우 회계이익의 가치관련성이 높을 것으로 예상된다. 이유는 다음과 같다.

첫째, 조세부담이 높을 것으로 예상되는 기업에 비해 조세부담이 낮을 것으로 예상되는 기업은 낮은 유효세율 부담으로 인하여 세전이익이 세후 초과이익으로 전환되는 비중이 높을 것이다. 기업가치로 환원되는 미래의 세후초과이익들을 결정하는 요인으

로는 기업의 영업수익 창출능력 뿐 아니라, 기업의 세부담 최소화 능력도 있다. 따라서 동일한 세전이익을 보이는 기업이 구조적인 특성 혹은 전략적 역량으로 미래의 조세를 지속적으로 낮게 부담할 것으로 투자자들이 기대한다면 그 세부담 최소화능력을 가치평가에 반영할 것이며, 이는 회계이익의 가치관련성을 높이는 결과로 나타날 것이다.

둘째, 기업의 기대 조세부담 수준은 기업의 성장률과도 연관이 된다. 조세부담수준이 낮아질수록 세후현금흐름이 높아지며, 이렇게 증가한 세후현금흐름은 다시 투자자산에 재투자되어 성장률을 높일 것이기 때문이다. 높은 성장률은 결국 미래 초과이익들을 높이는 결과를 초래할 것이다.

그러나, 조세부담 수준이 회계이익의 가치관련성에 미치는 영향은 다음 세 가지 요인 때문에 예상과 다르게 부정적으로 나타날 가능성이 있다.

우선, 기업의 구조적 요인²⁾보다 단기적 조세회피 전략을 사용하여 조세부담 수준을 낮추었을 경우 과거의 낮은 조세부담 수준이 미래에 충분히 유지되지 않을 가능성이 존재한다. 가령, 과거에 탈법적 조세회피를 이용하여 조세부담을 줄여왔던 기업의 경우 미래에 세무조사를 통해 이러한 탈법행위가 적발되어 더 많은 조세부담을 할 가능성이 있다. 이러한 세무상 리스크를 자본시장 참여자들이 인지하고 있을 경우 해당 회사의 공시된 회계이익에 높은 가치를 부여하지 않을 것이다.

둘째, 적극적 조세회피 전략이 회계정보의 투명성을 저해하는 경우이다. 회계이익의 조정을 통해 조세부담을 최소화하는 기업의 경우 회계이익의 신뢰

1) 여기서 조세부담수준은 법인세차감전순이익대비 법인세 부담액 수준을 의미한다. 실증적으로는 유효세율(effective tax rate)로 정의될 수 있다.

2) 기업의 구조적인 요인에 따른 낮은 조세부담 수준의 예로는 기업의 연구개발 투자가 많아 연구개발 관련 세액공제를 많이 받거나, 관계회사와의 거래구조 때문에 세부담수준이 낮은 경우(물론 이 경우는 부당행위계산의 부인 규정 등이 적용되지 않는 거래구조에 한함), 접대비 등 손금불산입되는 경비를 최소화하는 정책을 가지고 있는 경우 등을 들 수 있다.

성이 작아질 것이고, 이러한 회계정보의 불투명성은 회계이익의 가치관련성을 낮출 것이다.

셋째, 조세회피전략에 의해 증가된 세후현금흐름이 기업의 투자자산에 재투자되거나 주주들에게 환원되지 않고, 일부 대주주 혹은 기업 경영자에게 유용되는 경우이다. 강정연·고종권(2014), Desai and Dharmapala(2006) 등은 이러한 관점에서 조세회피 측정치가 기업가치에 미치는 영향을 분석한 바 있다. 강정연·고종권(2014)은 조세회피는 경영자의 기회주의적 행동과 사적편익 추구행위(the diversion of rent)를 위해 이용될 가능성이 있으며, 외부투자자가 조세회피거래가 경영자의 사적편익 추구행위로 이용될 가능성이 크다고 믿는다면, 대리인비용이 증가하여 조세회피로 인한 세금절약효과는 상쇄될 것이라고 지적하였다.

본 연구는 이러한 논의를 바탕으로 Ohlson(1995)에 의해 제시된 잔여이익 할인 가치평가모형(RIM : Residual Income valuation Model)에 근거한 순자산과 회계이익의 가치관련성 모형을 통해 기업의 조세부담 수준을 대표하는 현금유효세율(Effective Cash Tax Rate)에 따라 회계이익의 가치관련성이 차별적으로 나타나는지를 검증한다. 그리고 이러한 회계이익의 가치관련성이 조세부담수준이 단기적으로 나타나는 경우와 장기의 기간동안 평균적으로 낮게 유지되는 경우에 차별적으로 다르게 나타나는지를 검증한다.³⁾ 또한, 앞서 지적한 바와 같이 조세부담이 기업의 구조적인 요인으로 낮게 나타난 경우와 이익조정 등을 통해 조세최소화를 실현한 경우를 구분하여 회계이익의 가치관련성을 분석하기 위해 발

생액을 통한 이익조정 의 대응변수인 재량적 발생액의 절대값 수준이 조세부담수준과 회계이익의 가치관련성에 어떠한 영향을 미치는지를 통합하여 검토한다.

본 연구의 실증분석결과는 다음과 같다. 첫째, 단기 현금유효세율이 낮게 나타난 경우에는 회계이익의 가치관련성이 나타나지 않았지만, 장기 현금유효세율이 낮았던 기업들의 경우에 회계이익의 가치관련성이 유의하게 크게 나타났다. 둘째, 장기 현금유효세율이 낮은 기업들을 대상으로 이익조정 의 대응변수인 재량적 발생액의 절대값의 크기와 회계이익의 가치관련성을 분석해 본 결과, 재량적 발생액의 절대값이 작은 기업의 경우 회계이익의 가치관련성이 크게 나타났다.

이러한 분석결과는 기업들의 조세부담 최소화능력이 회계이익의 가치관련성에 반영되지만, 조세부담 최소화전략이 이익조정과 관련이 된 경우에는 회계이익의 가치관련성에 반영되는 정도가 작아지는 것을 시사하는 결과라고 생각된다. 조세부담이 낮은 수준이라 할지라도 이익조정 의 정도가 높은 기업의 회계이익의 가치관련성이 높지 않은 이유는, 기업이 이익조정을 통하여 조세부담을 낮추는 전략을 시행한 경우 조세부담의 절감효과의 지속성이 떨어질 가능성이 있고, 이익조정 의 정도와 경영자의 기회주의적 행동과 사적편익 추구행위의 정도가 관련성을 가지고 있기 때문에 조세회피로 인한 세금절감효과가 기업내부에 재투자되거나 주주에게 환원되지 않을 가능성이 있기 때문이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서 관련 선

3) 장기 현금유효세율을 조세부담 수준의 대응변수로 사용하는 이유는 앞서 지적한 바와 같이 충분히 장기간의 미래 조세부담을 감소시키는 기업의 능력을 평가하기 위해서이다. 일시적으로 단기 유효세율을 감소시키는 경우에는 기업가치에 미치는 영향은 미미하거나 오히려 단기적 조세최소화전략으로 인해 장기적인 조세부담을 늘려서 기업가치에 부정적인 영향을 미칠 수도 있고, 무엇보다 조세최소화전략의 결과치는 실질적인 현금납부액으로 측정하는 것이 가장 합리적이라 판단했기 때문이다.

행연구를 정리하고, 제3장에서 연구 가설의 근거를 기술한다. 제4장에서 연구모형을 설명하고 제5장에서 실증분석결과를 보고한다.

II. 선행연구

본 연구는 기업의 조세부담 수준이 기업의 회계정보의 가치관련성에 어떠한 영향을 미치는지에 대하여 분석하는 것이다. 회계정보와 지분가치의 연관관계(association)를 회계정보의 가치관련성(value relevance)로 정의된 이후(Amir et al. 1993, Barth et al. 2001) 많은 연구들이 회계정보의 가치관련성에 대하여 수행되었다. 회계정보의 가치관련성은 회계정보의 질적 속성인 목적적합성(relevance)과 신뢰성(reliability)의 요건을 나타내는 것으로 볼 수 있으며, 가치관련성 연구는 회계기준 제정기관에게 기업회계기준의 재, 개정에 중요한 참고적 정보를 제공해왔다(Barth et al. 2001).⁴⁾

많은 실증연구들은 회계정보 항목과 주가의 수준(level)변수의 관련성을 선형회귀모형으로 검증함으로써 회계정보의 가치관련성을 분석하였다. 회계항목들간의 가치관련성의 차이를 비교하는 연구들은 주로 선형회귀모형에서의 회계항목의 회귀계수의 크기의 차이를 살펴봄으로써 가치관련성을 비교한다.

회계정보의 가치관련성 연구에 있어 이론적 틀을 제공해준 대표적 연구는 Ohlson(1995)의 연구이다. Ohlson(1995)은 배당할인모형(DDM : Dividend

Discount Model)을 기반으로 하여 Clean Surplus Relation 가정과 Linear Information Dynamics 가정을 통해 기업가치를 회계변수와 연결시키는 모형을 제시하였다.⁵⁾ 또한 Feltham and Ohlson(1995)은 Ohlson(1995)의 모형을 확장하여 기업의 활동을 재무활동과 영업활동으로 구분하고 재무활동과 관련된 재무자산과 영업자산으로 자산을 분리한 후, 재무자산과 영업자산으로 구성된 가치평가 모형을 제시하였다. Ohlson(1995)과 Feltham and Ohlson(1995)이 제시한 회계정보 가치평가 모형은 이들 모형을 검증하기 위한 연구들, 그리고 Ohlson 모형(1995)과 실무적으로 알려진 다른 가치평가법과의 성과비교 연구들을 촉발시켰으며, 회계정보의 가치관련성을 분석하는 연구의 이론적 토대를 제공하였다. 본 연구는 Ohlson(1995)이 제시한 회계정보 가치평가모형을 기반으로 한 가치관련성 연구의 관점에서 실증분석을 시행한다.

한편, 본 연구는 조세문제를 기업가치와 연관지어 분석해보는 시도들 중 하나라고 볼 수 있는데, 조세를 기업가치와 연결시키는 연구들은 주로 조세회피의 정도가 기업가치에 어떠한 영향을 미치는지에 대하여 분석하였다. 조세회피가 기업가치에 긍정적인 영향을 미친다고 보는 견해와 주로 대리인 이론의 관점에서 조세회피가 경영자의 기회주의적 행동과 사적편의 추구행위와 관련이 있기 때문에 기업가치에 부정적인 영향을 미친다는 견해로 구분된다(Chen and Chu, 2005; Croker and Slemrod, 2005; Slemrod, 2004, 고윤성 · 김지홍 · 최원욱 2007, Chen, Chen, Cheng, and Shevlin, 2010; Desai

4) 그러나 Holthausen and Watts(2001)은 가치관련성 연구의 여러 한계 때문에 기업회계기준 제정에 가치관련성 연구가 의미 있는 기여를 하지 못했다고 비판하였다.

5) Ohlson(1995)의 모형은 정확히는 회계변수와 기업가치만을 연결시켰다기 보다, 기업의 시장가치를 순자산의 장부가치와 회계이익, 그리고 기타 정보의 함수로 도출한 모형이다.

and Dharmapala, 2006, 2009, Kim, Li and Zheng, 2011, Hanlon and Slemrod, 2009).

한국의 회계정보를 활용한 연구로 고윤성의(2007)는 기업의 조세회피 추정액이 기업가치와 양(+)의 유의적인 관련성을 보였으며, 이는 조세회피를 통해 조세비용을 절감함에 따라 현금유출이 감소하여 기업가치에도 긍정적인 영향을 주기 때문인 것으로 보았다. 그리고 미래에 상쇄효과가 일어나지 않는 영구적 차이를 이용하여 조세회피를 하였을 때 기업가치에는 보다 더 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 검증하였다. 전주성(2011)은 기업가치와 조세회피 측정치 간에 일관성있게 유의한 관련성을 발견할 수 없었으며, 기관투자자 지분율이 높은 기업에서 조세회피가 기업가치에 긍정적인 영향을 주고, 대주주지분율이 높은 기업에서는 부정적인 효과를 미친다고 주장하였다. 한편, 기은선(2012)과 손연승·양동훈·이상철·김갑순(2012)의 연구는 조세회피와 기업가치 간의 음의 관련성을 보고하였으며, 기업지배구조가 강화되면 기업가치에 미치는 부정적인 영향이 감소된다고 주장하였다. 박성욱·나형중·정희선(2015)은 주주의 위험회피성향이 공격적인 조세전략을 위협한 투자안으로 여기는 점에 착안하여, 지배주주의 지분율이 높을수록 경영자의 공격적인 조세전략을 제지할 가능성이 있다고 보고하였다.

조세회피 혹은 조세부담수준과 기업가치와의 관련성을 다룬 대부분의 선행연구들은 조세회피 혹은 조세부담수준과 기업가치와의 관련성을 조세회피추정치로 독립변수로 하고, Tobin's Q 혹은 시장가치와 장부가치의 비율을 종속변수로 하는 모형을 사용하였다. 그러나 이는 회계정보의 가치관련성 모형의 틀

에서 유도된 실증모형이라기 보다는 조세회피의 정도와 기업가치와의 관련성을 직관적으로 분석한 연구 모형이라고 볼 수 있다.⁶⁾ 본 연구는 Ohlson(1995)이 제시한 RIM 가치평가 모형의 관점에서 유도된 회계이익의 가치관련성이 기업의 조세부담수준에 따라 어떻게 달라지는지에 대한 상호작용효과를 분석한 점에서 선행연구들과는 차이가 있다. 그리고 평균적 조세부담수준을 장기적으로 낮게 유지해온 기업들의 경우에 회계이익의 가치관련성이 높아지는지 여부를 검증함으로써 시장참여자들이 조세최소화전략의 기간을 가치평가에 고려하는지를 검증하였다.

또한, 본 연구는 기업의 낮은 조세부담 수준을 조세회피라는 관점에서만 분석한 것이 아니라, 낮은 조세부담 수준이 낮은 회계이익의 질과 연관되어 있는 경우와 그렇지 않은 경우를 구분하여 가치관련성을 통합적으로 분석하였다는 특징이 있다.

III. 가설설정

3.1 조세부담수준과 회계이익의 가치관련성

기업이 유효세율을 지속적으로 유의하게 감소시킬 수 있을 경우 이러한 기업의 조세부담 최소화능력은 기업가치를 창출할 수 있다. 기업가치에 환원되는 이익은 법인세 부담을 차감한 후의 세후이익이기 때문이다.

Ohlson(1995)이 제시한 기업가치평가모형은 투자자의 관점에서 미래현금흐름을 투자로부터 발생하는

6) 단, Jacob and Schütt(2013)는 종속변수를 Tobin's Q로 하고 독립변수를 조세회피로 설정하는 연구를 수행하면서 Ohlson(1995)이 제시한 RIM 가치평가 모형을 변형한 모형을 사용하였다.

배당으로 추정하여 미래 배당의 현재가치의 합을 주주지분의 가치로 하는 배당할인모형을 기반으로 유도된 것이다. 여기에 Clean Surplus Relation(CSR) 등식을 적용하면 다음과 같은 초과이익평가모형(RIM: residual income valuation model)이 도출된다.

$$V_t = B_t + \frac{\sum_{\tau=1}^{\infty} E_t(X_{t+\tau} - r_e B_{t+\tau-1})}{(1 + r_e)^\tau} \quad (1)$$

여기서, $X_{t+\tau} - r_e B_{t+\tau-1} = t+\tau$ 기간의 초과이익.

위의 식(1)은 주주지분의 가치는 t 시점의 순자산의 장부가액에 미래초과이익의 현재가치의 합으로 구성됨을 보이고 있다. 초과이익은 회계이익에서 정상이익, 즉 기초 순장부가액에 자기자본비용을 곱한 값을 차감하여 산출된다.

여기서 법인세가 존재한다고 가정할 경우, $X_{t+\tau}$ 는 $t+\tau$ 기간의 세후 이익이다. 그런데, 기업마다 조세부담 최소화 능력이 차이가 나기 때문에 기업이 미래에 부담하는 유효세율이 체계적으로 다르다고 가정한다. 그리고 미래에 부담하는 유효세율의 수준을 $\delta_{t+\tau}$ 라는 변수로 정의한다. 여기서 $\delta_{t+\tau}$ 는 상수가 아닌 변수이며, 기업의 투자구조, 조세혜택을 받을 수 있는 법적 위치 등 구조적 요인과 기업의 성공적인 조세최소화역량에 따른 전략적 요인에 의해 차별

적으로 나타날 수 있으며, 법정세율과 다르게 기업마다 다양하게 나타날 수 있다.⁷⁾

그렇다면 $t+\tau$ 기간의 세후 이익인 $X_{t+\tau}$ 는 $\delta_{t+\tau}$ 와 세전이익인 $X_{t+\tau}^{pretax}$ 의 곱으로 정의될 수 있으며 위 (1)식을 다음과 같이 다시 표현할 수 있다.

$$V_t = B_t + \frac{\sum_{\tau=1}^{\infty} E_t(\delta_{t+\tau} \cdot X_{t+\tau}^{pretax} - r_e B_{t+\tau-1})}{(1 + r_e)^\tau} \quad (2)$$

즉, 세후이익 개념의 RIM을 세전이익과 미래 유효세율 부담수준으로 재구성한 RIM으로 변경할 경우 기업의 미래 유효세율 부담수준을 결정하는 기업의 조세최소화능력은 회계이익과 기업가치의 관련성에 대한 상호작용변수로 작용함을 알 수 있다.⁸⁾

이러한 관련성을 실증적으로 검증하기 위해서는 미래 기대이익인 $X_{t+\tau}^{pretax}$ 과 미래 유효세율 부담수준인 $\delta_{t+\tau}$ 이 측정 가능해야 한다. 많은 회계정보 가치 관련성 실증연구모형에서 미래 초과이익의 대용변수로 주당순이익을 사용한 것을 본 연구에서 그대로 적용하였다.⁹⁾ 다만, 세전이익으로부터 출발하여 조세최소화전략이 기업가치에 미치는 영향을 보고자하는 것이 본 연구의 기본적인 설정이다. 이러한 이유로 세전이익과 조세최소화전략의 결과물인 조세변수를 구분하여 모형을 설정하였다. 그러나 당기순이익

7) 여기서 $\delta_{t+\tau}$ 가 기업마다 차이가 나타나는 변수이며 일정한 값을 갖지 않는다는 점은 추후 논의에 있어 중요한 의미를 갖는다. 만일 $\delta_{t+\tau}$ 가 모든 기업마다 일정한 세율을 갖는다고 가정하면 세전이익 $\times (1 - \text{법인세율})$ 의 가치관련성이 세후이익의 가치관련성과 기계적으로 동일한 관계를 가질 것이기 때문이다. 그러나 본 연구의 관심사는 $\delta_{t+\tau}$ 가 모든 기업이 동일한 값을 갖지 않고, 기업마다 구조적, 전략적 이유로 차별적으로 나타나는 변수이며, 이 변수의 영향에 따라 회계이익의 기업가치 관련성이 차이가 날 것이라는 점을 검증하는 것이다.

8) Jacob and Schütt(2013)도 기업의 조세회피의 정도와 회계정보의 가치관련성을 분석하면서 Ohlson(1995)의 연구모형을 이용한 바가 있다. 그들의 연구모형에서는 Tobin's Q와 조세회피의 가치관련성을 분석하기 위해 Ohlson(1995)의 연구모형의 양 변을 장부가치(Book Value)로 나눈 모형을 사용하였다는 점에서 Ohlson(1995)의 모형을 직접 사용한 본 연구와 차이가 있다.

9) Collins et al.(1997)는 비회계정보를 무시한 Ohlson(1995)모형의 하부형태로 초과이익대신 재무제표상의 회계이익을 이용하였고, Francis, Schipper(1999), Core et al.(2003)도 유사한 이유로 그러하였다.

(세후이익)을 세전이익과 조세변수로 나누어 사용할 경우 유효세율과 세전이익은 높은 상관관계를 가질 수밖에 없다.¹⁰⁾ 즉, 미래유효세율의 측정치를 정의하는 것은 세전이익과 correlation이 없는 조세측정치를 선택하는 문제이기도 하다. 그 결과 미래 유효세율 부담수준의 경우 Dyreng et al.(2008)이 제시한 장기현금유효세율을 사용한다. 과거에 장기현금유효세율이 낮았던 기업들의 경우 장기적으로 조세부담을 최소화할 수 있는 능력을 보유하고 있으므로 미래에도 체계적이고 지속적으로 낮은 유효세율을 보일 것이라는 가정 하에 실증분석을 시행한다. 본 연구자들은 단기유효세율의 경우 기업의 미래 조세부담의 최소화전략을 효과적으로 대리하는 변수가 되지 못할 것으로 예측한다. 단기적으로 유효세율이 낮게 나타났다고 하더라도 지속가능한 조세부담 최소화로 이어지지 못할 가능성이 높고 일시적 차이로 인한 단기 조세부담 최소화의 경우 추후 세부담을 늘릴 수 있는 가능성도 있기 때문이다. 또한 현금유효세율이 가장 현실적인 기업의 조세부담수준의 측정치라 판단한다. 조세최소화전략의 결과치는 실제 부담수준을 나타내는 현금납부세액이라는 이유에서이다. 따라서 장기적으로 현금유효세율이 낮게 나타났던 기업의 경우에만 회계이익의 가치관련성이 높을 것으로 예상된다. 따라서 다음과 같이 가설1을 설정한다.

가설 1: 장기적으로 현금유효세율이 낮은 기업은 회계이익의 가치관련성이 높다.

3.2 이익조정수준이 조세부담과 회계이익의 가치관련성에 미치는 영향

본 연구에서는 기업의 조세부담 수준과 기업의 회계이익조정이 회계이익의 가치관련성에 미치는 영향을 통합적으로 분석한다. 회계이익조정이 조세최소화전략의 수단으로 활용된다는 연구결과들은 다수 존재하지만(손기근외 2010; 김경호·박종일, 2003). 회계이익조정에 의해 조세최소화전략이 실현되었을 때,¹¹⁾ 회계이익의 가치관련성에 어떠한 영향을 미치는지는 실증적 의문사항이다.

가설 1에서 예상하는 바와 같이 조세부담 최소화 전략 혹은 조세회피는 기업의 세후 이익을 증가시키기 때문에 기업가치에는 긍정적인 영향을 미친다고 기대할 수 있지만, 이러한 조세회피전략이 회계이익 조정과 관련이 있을 경우 회계정보의 가치관련성에는 부정적인 영향을 줄 것으로 예상된다. 따라서 조세부담이 낮은 기업이라 할지라도 회계이익조정의 정도가 강한 기업의 경우에는 회계이익의 가치관련성이 높지 않을 것으로 예상된다. 그 이유는 다음과 같다.

첫째, 조세회피가 경영자의 기회주의적 행동과 사적편익 추구행위와 관련될 경우, 조세회피에 의해 확보된 잉여현금이 기업가치를 제고하지 못하고 유용될 수 있다는 연구결과가 존재하며(Desai and Dharmapala, 2006, 2009, Kim, Li and Zheng, 2011, 등) 회계이익조정은 이러한 경영자의 사적편익 추구 및 경영의 불투명성(opacity)과 관련이 있으므로 회계이익의 가치관련성에 부정적인 영향을 줄 수 있다는 것이다.¹²⁾

10) 세전이익에 따라 법정세율이 결정되는 구조를 생각하면 이해가 쉬울 것이다. 세전이익과 법정세율은 correlation이 1이다.
 11) 적극적인 조세회피전략을 펼치는 기업이 공격적 회계보고, 즉 이익조정을 수행한다는 연구결과도 존재한다. Frank et al.(2009)는 적극적 조세회피와 공격적 회계보고성향간의 강한 정의 관련성을 발견하였다고 보고하고 있다.
 12) Park et al.(2014)는 비상장법인의 사외이사비율이 조세회피와 음(-)의 관계가 있음을 보고하였는데, 이는 조세회피로 얻은 이익을 사적으로 취하려는 경영자에 대해 견제세력으로서 사외이사의 기능이 있음을 의미한다.

둘째, 회계이익조정은 장기적으로는 조세부담을 증가시킬 가능성을 높일 수도 있기 때문이다. 특히 발생액을 조정하여 과세소득을 낮추고 조세부담을 최소화한 경우 발생액의 전환특성에 따라 과세소득의 변동성을 높일 가능성이 있으며, 이익조정에 의한 회계정보의 불투명성은 과세당국의 세무조사가능성을 높일 가능성도 있다. 즉, 회계이익조정과 연관된 조세부담 최소화는 단기간에는 세후이익을 늘리겠지만 장기적으로는 기업가치에 부정적인 영향을 줄 수 있으며, 시장참가자들이 이러한 사항을 가치평가에 고려한다면 낮은 회계이익의 가치관련성이 나타날 것으로 예상된다.

이러한 논의를 바탕으로 가설2를 다음과 같이 설정한다.

가설 2: 장기현금유효세율과 회계이익의 가치관련성은 회계이익조정의 정도가 높을수록 약화된다.

IV. 연구 설계와 표본의 선정

4.1 변수의 정의

4.1.1 유효세율의 측정

유효세율(effective tax rate)은 법인세부담액을 세전이익으로 나눈 값으로, 측정에 따른 한계를 지극한 연구¹³⁾가 있음에도 불구하고 현실적으로 조세부담수준을 측정할 수 있는 가장 일반적인 방법이다. 유효세율을 구하는 방법은 분자인 법인세부담액과 분모인 대상이익을 어떻게 정의하느냐에 따라 다음의 다섯 가지로 나눌 수 있다.¹⁴⁾

본 연구에서는 먼저 위의 다섯 가지 측정치를 모두 이용하여 Ohlson모형에서 세전이익과 결합조건에 맞는 유효세율이 무엇인지를 파악하였다. Hanlon and Heitzman(2010)에 따르면 현금유효세율이 회계이익과 연관이 적음을 설명하고 있는데, 이는 세전이익과 세율변수의 낮은 상관관계를 의미한다. 또

〈표 1〉 유효세율의 측정방법 정리

구분		측정방법
단기	회계유효세율(GAAP ETR)	손익계산서상 법인세비용 / 세전이익
	당기유효세율(Current ETR)	(손익계산서상법인세비용±△이연법인세)/세전이익
	현금유효세율(Cash ETR)	현금납부세액/세전이익
장기	장기회계유효세율(long-run GAAP ETR)	$\sum_{i=1}^n$ 손익계산서상 법인세비용 / $\sum_{i=1}^n$ 세전이익
	장기현금유효세율(long-run Cash ETR)	$\sum_{i=1}^n$ 현금납부세액 / $\sum_{i=1}^n$ 세전이익

13) 대표적으로 고종권(1997), 이창우·전규안(1997)이 있다.

14) Hanlon and Heitzman(2010)의 표 1(조세회피의 측정치들)을 참조하였다.

한 장기현금유효세율은 현금유효세율을 누적평균시킴으로써 이익과 세율이 일치하지 않는 문제를 해결할 수 있다.

그러므로 본 연구에서는 Dyreng et al.(2008)이 사용한 장기현금유효세율을 기업의 조세부담수준을 측정하는 관심변수로 사용하였다. 비교적 장기간의 평균유효세율은 미래에도 어느 정도 지속될 것이라고 예상할 수 있고, 단기간의 일시적인 결손으로 유효세율을 구할 수 없는 문제 또한 해결할 수 있기 때문이다.

4.1.2 조세부담수준과 이익조정수단

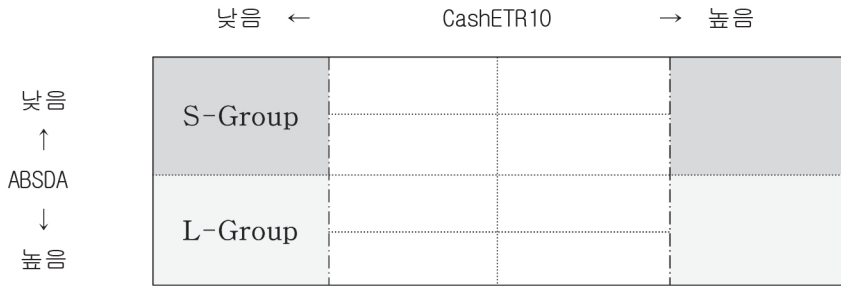
발생주의 회계원칙하의 기업의 이익은 실제 영업활동에서 벌어들인 현금흐름과 발생액(Accruals)의 합으로 정의한다. 발생액은 발생주의 회계와 현금주의 회계의 차이를 조정하는 항목으로, 경영자가 재량적으로 조정할 수 있는 재량적발생액과 경영자의 재량적조정이 어려운 비재량적발생액으로 다시 나뉜다. 개념적으로는 총발생액에서 비재량적 발생액을 차감한 부분이 경영자가 이익조정 수단으로 사용하는 재량적발생액이다.

재량적발생액을 측정하는 것 또한 유효세율과 마

찬가지로 다양한 방법과 논란이 있다. Jones(1991)에 의해 소위 Jones모형이 처음 소개된 이래, Dechow et al.(1995)이 수정된 Jones모형을 제시하였고, 이를 다시 Kothari et al.(2005)이 변형하여 발전시켰다. 본 연구에서는 현재 가장 널리 이용되고 있는 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 계산한 재량적발생액¹⁵⁾의 절대값(ABSDA)¹⁶⁾을 이익조정수단의 측정치로 이용하였다.¹⁷⁾

가설2를 검증하기 위해서 유효세율이 낮은 기업들 중에서 재량적발생액을 통해 유효세율을 낮춘 기업과 아닌 기업으로 구분한다. 이를 보다 직관적으로 이해하기 위해 <그림 1>을 통해 유효세율과 재량적발생액을 다음의 상황(2×2)으로 나누어 보았다. 전체 표본 중에서 장기현금유효세율(CashETR10)을 기준으로 4분위로 나누고, 다시 재량적발생액의 절대값(ABSDA)을 기준으로 2분위로 나누어¹⁸⁾ 양극단의 4가지 Group으로 나눌 수 있다.¹⁹⁾ S-Group은 유효세율과 재량적발생액이 모두 낮은 표본이고, L-Group은 유효세율은 낮으나 재량적발생액은 높은 표본이다. 가설2는 S-Group과 L-Group의 차이로 검증할 수 있는데, 투자자들이 L-Group의 높은 이익조정수준을 회계이익의 가치로 연결시켜 반응한다면 S-Group과는 다른 결과를 보여줄 것으로

15) 수정Jones 모형을 통해 먼저 기본 재량적발생액을 구하고, ROA기준으로 산업별 연도별로 그룹을 만들어 그 평균값을 개별기업의 기본 재량적발생액에서 차감하여 구한 값이 여기서 이용하는 재량적발생액이다.
 16) 재량적발생액의 절대값을 사용한 이유는 이익조정을 통한 조세부담 최소화전략은 당기이익을 낮추는 전략과 높이는 전략이 모두 사용될 수 있기 때문이다. 가령 장기적 조세부담 최소화를 위해서는 한계세율이 낮거나 결손이 발생한 시점에서는 발생액을 통한 양의 이익조정을 하고, 그 반대의 경우는 음의 이익조정을 할 수 있다.
 17) 본 연구는 Jones(1991)의 Jones 모형, Dechow et al.(1995)의 수정Jones 모형을 모두 이용하였으나 결과에는 큰 차이가 없었고, Kothari et al.(2005)의 방법으로 결과를 제시하였다.
 18) 장기현금유효세율을 1/4분위수 집단의 더미변수를 사용하여 낮은 조세부담의 기업(Low ETR)을 따로 구분한 이유는, 장기현금유효세율이 충분히 낮아야만 시장참여자들이 해당기업의 세전이익에 대한 세부담이 장래에도 지속적으로 낮을 것이라고 인식할 수 있기 때문이다. 즉, 세부담의 경우는 회색지대(Gray area)에 있는 기업들의 경우 시장참여자들이 세부담이 낮은 기업으로 인식하지 못하여 가치평가에 반영하지 않을 가능성이 있다. 반면, 재량적 발생액의 절대값의 경우 이익조정이 당기에만 국한되며 장기적으로 지속적인 것을 측정하는 것은 아니기 때문에 양극단을 나누어 볼 필요성이 줄어든다.
 19) 표본의 분포에 따라 각 Group에 해당하는 표본수는 달라지더라도 각 Group의 특성은 동일하게 구성된다.



〈그림 1〉 장기현금유효세율과 재량적발생액을 기준으로 한 구분

예상된다.²⁰⁾

4.2 연구모형

본 연구는 기업의 조세부담수준에 따른 회계이익의 가치관련성을 실증하기 위해 가치관련모델로 가장 널리 알려진 Ohlson(1995)이 제시한 모형을 이용하였다. 구체적으로, Ohlson 모형의 기본 변수인 세후이익을 세전이익과 조세부담수준에 따른 회계이익으로 나누어 조세부담수준에 따라 기업가치에 어떠한 영향을 미치는지 보고자 하였다. 먼저 가설1을 검증하기 위해 아래와 같이 식(i)을 구성하였다.

$$P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 TAX + \beta_4 PreEPS \times TAX + \beta_5 Controls + \epsilon \quad (i-1)$$

P = 다음해 3월 말일 증가²¹⁾;
 BPS = 주당순자산가치, 순자산/발행보통주;
 $PreEPS$ = 주당세전이익, 법인세차감전순이익/발행보통주;

$$TAX^{22)} = (1) GAAP_ETR : -(\text{손익계산서상의 법인세비용}/\text{법인세차감전순이익})$$

$$(2) Current ETR : -\frac{(\text{손익계산서상의 법인세비용} \pm \text{스이연법인세항목})}{\text{법인세차감전순이익}}$$

$$(3) Cash ETR : -(\text{당기법인세부담액}^{23)})/\text{법인세차감전순이익}$$

$$(4) Long-run GAAP ETR : -\frac{\sum_{t=1}^{10} \text{손익계산서상의 법인세비용}}{\sum_{t=1}^{10} \text{법인세차감전순이익}}$$

$$(5) Long-run Cash ETR : -\frac{\sum_{t=1}^{10} \text{법인세부담액}}{\sum_{t=1}^{10} \text{법인세차감전순이익}};$$

$Controls = \Sigma YEAR(\text{연도더미}), \Sigma IND(\text{산업더미}).$

식(i-1)은 조세최소화전략이 기업가치와 어떠한 관계가 있는지 검증하는 모델이자, 조세부담수준을 측정할 적합한 유효세율을 검증하기 위한 모델이기도 하다. 본 식에서 β_4 가 유의한 양(+)의 값을 가진다면, 조세최소화전략이 기업가치에 긍정적인 영향을

20) 유효세율과 재량적발생액의 절대값의 높고 낮음의 정도를 4분위가 아닌 3분위로 구분하여 분석한 결과도 유사한 실증결과를 보이고 있다.

21) 연구결과는 다음해 3월말 증가기준으로 제시하였다. 종속변수로 3월 평균가를 이용한 일부 연구가 있어 저자들도 3월 평균가를 이용하였으나, 결과는 3월말 증가기준과 유사하였다.

22) 조세는 기업의 입장에서 비용이기 때문에 음(-)의 값을 가지는 변수로 처리하였다.

23) 사업보고서상의 재무제표 주석사항에 공시된 금액을 의미한다.

미친다고 해석할 수 있다. 통제변수로는 선행연구에 따라 연도더미와 산업더미를 설정하였다.

$$P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 LowETR(D) + \beta_4 HighETR(D) + \beta_5 PreEPS \times LowETR + \beta_6 PreEPS \times HighETR + \beta_7 Controls + \epsilon \quad (i-2)$$

LowETR = *CashETR10* 하위 25% 이하=1, 아니면 0인 더미변수;

HighETR = *CashETR10* 상위 25% 이상=1, 아니면 0인 더미변수

식(i-2)은 앞의 식(i-1)의 조세측정변수 중 장기현금유효세율(*CashETR10*)에 대해 더미변수로 나누어 장기현금유효세율의 차이에 따라 기업가치관련성이 어떻게 차이가 나는지를 보기 위한 모델이다. β_5 가 유의한 양(+)²⁴의 값을 보인다면, 조세최소화전략을 통해 실질적으로 조세부담을 낮춘 그룹은 기업의 가치관련성이 높은 것으로 해석할 수 있다. 즉, 조세최소화전략을 장기간 유지해 온 기업이 추가적인 기업가치관련성이 높은 것으로 가설1이 지지되는 결과라고 할 수 있다.

가설2를 검증하기 위해 다음과 같이 식(ii)를 설정하였다.

$$P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 ABSDA + \beta_4 PreEPS \times ABSDA + \beta_5 Controls + \epsilon \quad (ii-1)$$

P = 다음해 3월 말일 증가;
BPS = 주당순자산가치, 순자산/발행보통주;
PreEPS = 주당세전이익, 법인세차감전순손익/발행보통주;
ABSDA = 연속변수, Kothari et al (2005)에 의한 재량적발생액의 절대값;
Controls = Σ YEAR(연도더미), Σ IND(산업더미)

식(ii-1)은 조세부담이 낮은 집단, 즉 <그림 1>에서 S-Group과 L-Group에 해당하는 표본들을 대상으로 분석한다. 다른 변수들은 모두 (i)의 식에서 정의한 것과 동일하고, 이익조정 정도를 측정하는 *ABSDA*는 Kothari 등(2005)에 의한 재량적발생액의 절대값이다. 연속변수인 *ABSDA*는 이익조정 정도가 클수록 회계이익의 가치관련성이 낮아질 것으로 예상되어 β_4 가 음(-)의 값을 가질 것이다.

$$P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 SGD + \beta_4 PreEPS \times SGD + \beta_5 Controls + \epsilon \quad (ii-2)$$

*SGD*²⁴ = 장기현금유효세율(*CETR10*)이 하위 25%이하로 낮고, 재량적발생액의 절대값(*ABSDA*)이 중위수보다 낮은 표본인 경우에 1, 아니면 0

식(ii-2)는 식(i-1)의 주요변수인 *ABSDA*를 더미변수로 변환하여 만든 식으로, *ABSDA*가 중위값을 기준으로 낮은 경우 S-Group에 해당하도록 더미변수를 주어 가설2를 검증해보았다.²⁵ 장기현금유효세율과 회계이익의 가치관련성은 회계이익조정 정도가 높을수록 약화된다는 가설2가 성립한다면, β_4 가 유의한 양(+)²⁵의 값을 가질 것이다.

24) 앞서 보여준 <그림1>의 기준으로 장기현금유효세율(*CashETR10*)이 낮은 그룹 중에서 *ABSDA*가 중위값보다 낮으면 S-Group에 속하고, *ABSDA*가 중위값보다 높으면 L-Group에 속한다.

25) 식(i)처럼 4분위로 나누지 못한 것은 식(ii)가 4분위로 나누기엔 표본이 너무 작기 때문이다. 그러나 4분위로 나누어도 유의성에서 차이가 보일 뿐 가설을 지지하는 결과에는 차이가 없었다.

4.3 표본의 선정

본 연구의 표본은 다음의 과정을 거쳐 선정하였다. 우선, 2001년부터 2013년까지 비금융업이면서 결산월이 12월인 유가증권 상장기업을 대상으로 시작하였다.²⁶⁾ 금융업은 다른 업종과의 비교 분석이 적절하지 않아 제거하였고, 결산월은 연구모형의 종속변수인 주식가격을 동일한 날짜로 통일하기 위해

12월로 한정하였다. 이 중에서 10년간 연속해서 법인세납부액을 주식에서 찾을 수 있는 기업들만을 골라내었다.²⁷⁾ 마지막으로 재량적발생액을 구하는 과정에서 대표성이 없는 소수의 기업²⁸⁾들을 제거하였다. 그 결과 총 1,034개의 기업 및 연도 관측치(firm-year observation)가 최종표본으로 남게 되었다.

〈표 2〉는 이러한 표본선정과정과 표본의 산업별분포를 보여주고 있다. 전체적인 1,034개의 표본은

〈표 2〉 표본선정

Panel A. 표본 선정절차

기준	표본수
총 표본 (2010년~2013년 유가증권상장기업)	2,862
(-) 금융기업	(193)
(-) 결산월이 12월이 아닌 기업	(91)
(-) 장기현금유효세율의 정보를 구할 수 없는 기업	(1,489)
(-) 장기현금유효세율이 1또는 0의 값을 갖는 기업	(41)
(-) 재량적발생액을 구할 수 없는 기업	(14)
최종 표본수	1,034

Panel B. 산업별 표본분포

산업 구분	표본수	비율
농업 임업 수산업	9	0.01
제조업	760	0.74
전기, 가스, 증기 및 수도사업	18	0.02
건설업	35	0.03
도소매업	49	0.05
운송업	33	0.03
정보통신업	24	0.02
전문, 과학 및 기술 서비스	106	0.10
합계	1,034	

26) 유효세율의 산식 구성성 값을 계산할 수 없는 분자가 영인 경우 즉 10년간 합산 법인세납부세액이 0이거나, 분모가 0인 경우 즉 10년간 법인세차감전손익이 0인 기업들을 제거하였다. 그리고 극단치를 조정하는 의미에서 유효세율이 음이거나 1보다 큰 경우도 제외하였다. 장기현금유효세율의 측정을 위해서는 10년 이상 장기간 재무정보가 필요한데, IMF와 같은 비정상적인 경제상황으로 인한 효과를 제거하기 위해 2000년 이후의 자료를 이용하였다.

27) 장기현금유효세율이 음이거나 1보다 큰 경우의 표본을 포함하여도 전체적인 결과에는 영향을 주지 않았으나, 연구결과를 보다 명확히 설명하기 위해 이를 제외하였다.

28) 여기서는 연도별 산업별로 표본이 5개 미만인 기업을 제거하였다. 업종별로는 숙박 및 음식점업, 부동산 및 임대업, 시설관리 및 사업지원서비스업, 교육서비스업, 예술 및 여가관련서비스업, 협회 및 기타개인서비스업 등 총 6개의 업종이 제거되었다.

과거 10년의 평균유효세율을 계산하느라 2010년부터 2013년까지의 시계열 자료로 구성되어 있고, 산업별로는 제조업에 편중된 일반적인 산업분포를 보이고 있다.

자료수집과 관련해서 법인세 납부세액의 정보는 금융감독원 전자공시사이트(DART)에서 표본기업들의 감사보고서상 법인세비용 주석사항의 법인세 납부세액 정보를 수작업으로 수집하여 구하였고,²⁹⁾ 기타 재무자료는 KIS-VALUE, TS-2000, Fn-Guide에서 각각 다운받아 이용하였다. 한편 본 연구는 표본의 양극단치를 비교하는 것이 핵심적이라 판단되어 표본의 이상치(outlier)를 조정하지 않았다.³⁰⁾

V. 실증분석결과

5.1 기술통계량 및 주요 변수의 특징

5.1.1 기술통계량 및 상관관계 분석

전체표본의 특성을 확인하기 위해 주요 변수들의 기술통계량을 <표 3>에서 정리하였다. 주된 관심변수인 유효세율을 보면 *CashETR10*이 전반적으로 분포가 고르고 표준편차가 *GaapETR10*보다 낮은 것으로 나타났다. 장기현금유효세율(*CashETR10*)

의 평균값이 25.01%로 2016년 명목세율인 24.2%보다 높은 이유는 현금납부세액에는 세무조사로 인한 추정세액이 포함되고 10년의 납부세액을 합산하기 때문에 과거의 높은 세율이 반영되었기 때문인 것으로 추정된다.

<표 4>는 변수들 간의 상관관계를 나타낸 것이다. 장기세전이익(*PTI10*)과 장기납부세액(*CashT10*)이 기업규모(*SIZE*)와 상관관계가 매우 높은 것을 알 수 있다. 이는 기업의 규모가 크면 수익이 높게 나올 것이고 납부세액이 이익에 세율을 곱해서 계산되는 구조이므로 당연한 결과이다. 세 변수는 연구 모형에 직접 들어가는 변수가 아니므로 이들의 높은 상관관계는 결과에 영향을 미치지 않는다. 장기현금유효세율(*CETR10*)이 자산규모(*SIZE*)와 장기세전이익(*PTI10*)에 음의 상관관계가 있는 것은 자산규모가 클수록 유효세율이 감소한다는 선행연구 결과와 일치한다.³¹⁾ 마지막으로 부채비율(*LEV*)이 재량적발생액(*ABSDA*)과 유의한 양의 상관관계가 있는 것을 알 수 있다. 이는 부채계약을 위반하지 않기 위해 이익조정을 한다는 부채계약가설이 표본에서 나타나는 것으로 판단된다.

5.1.2 조세부담수준별 비교

<표 5>는 관심변수인 장기현금유효세율(*CETR10*)을 4분위로 나누어 장기현금유효세율이 낮은 그룹과

29) 법인세 부담액을 대부분의 선행연구들은 기업회계상 법인세비용에서 이연법인세 자산과 부채의 증감액을 조정하는 방식으로 구하는 경우가 많으나 최보람(2012)의 연구에 따르면 이연법인세자산과 부채의 증감액 조정방법은 이연법인세 항목의 자본부분의 조정이 누락되는 문제가 있어 측정오차를 나타낼 수 있다는 점을 지적하고 있다. 따라서 본 연구에서는 감사보고서상 법인세납부액 정보를 수작업으로 수집하였다.

30) 이상치(outlier)로 인한 표본의 왜곡을 막기 위해 상,하위 1%에 해당하는 극단치를 1%값으로 조정(winsorize)하는 방식을 택해 조정된 결과는 논문에 제시하지 않았으나, 조정전과 달리 큰 차이가 없었다.

31) 정치적 비용 가설(political cost hypothesis)로 정치적비용을 지불할 가능성이 높은 기업은 순이익을 낮게 보고할 유인이 있다는 것으로 기업규모가 클수록 관심의 대상이 되므로 높은 정치적 비용을 부담할 가능성이 높다고 보았다(Watts, Zimmerman, 1990 등 다수).

〈표 3〉 기술통계량

변수	평균	표준편차	Q1	중위값	Q3
SIZE	25,373	94,260	1,986	4,104	10,421
Debt	11,186	36,634	586	1,379	4,228
CashT10	2,729	11,595	138	359	1,140
PTI10	12,817	63,764	660	1,576	4,769
CETR10	0.2501	0.1567	0.1760	0.2379	0.2883
GETR10	0.2369	0.2100	0.1913	0.2370	0.2751
DA	-0.0022	0.0853	-0.0472	-0.0024	0.0429
ABSDA	0.0614	0.0592	0.0195	0.0455	0.0869
PRICE	65,621	185,739	5,189	15,870	49,109
BPS	113,869	293,490	10,818	40,513	104,770
PreEPS	5,319	15,712	224	1,047	4,188
ROA	0.0390	0.1027	0.0105	0.0339	0.0614
LEV	0.3937	0.1849	0.2524	0.3949	0.5357
BETA	0.7220	0.38596	0.4316	0.6804	0.9796
PER	15.5611	394.2541	5.9571	10.8378	19.4178
PBR	1.0186	0.9152	0.4972	0.7802	1.2121

1) 변수의 정의

SIZE = 총자산, 단위:억원

DEBT = 총부채, 단위:억원

CashT10 = 재무제표 주식에 기재된 현금납부세액의 10년 합계액, 단위:억원

PTI10 = 세전이익의 10년 합계액, 단위:억원

CETR10 = 장기현금유효세율 = CashT10÷PTI10

GETR10 = 회계상 장기유효세율 = $\sum_{t=1}^{10}$ 순익계산서상 법인세비용÷PTI10

DA = Kothari et al(2005) 방법을 이용해서 구한 재량적발생액

ABSDA = 재량적발생액의 절대값 = |DA|

PRICE = 3월 종가, 단위:원

BPS = 주당순자산가치

PreEPS = 주당세전이익

ROA = 총자산수익율 = 순이익÷총자산

LEV = 부채비율 = 총부채/총자산

BETA = KIS-VALUE에서 구한 기업의 고유위험

PER = KIS-VALUE에서 구한 price earning ratio = Price÷EPS

PBR = KIS-VALUE에서 구한 price book-value ratio = Price÷BPS

높은 그룹의 평균적 특성을 비교한 것이다. 장기현금 유효세율이 낮은 집단은 상대적으로 기업규모(SIZE)가 유의하게 커서, 기업규모가 큰 기업이 조세최소화전략을 수행할 능력이 있음을 알 수 있다. 장기현

금유효세율이 낮은 기업은 장부가치 대비 주가(PBR) 또한 높은 것으로 나타나서 조세회피가 Tobin'Q로 측정되는 기업가치와 정의 관련성이 있다는 선행연구들의 결과를 지지한다.

〈표 4〉 상관관계 분석

	(0)SIZE	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1)PTI10	0.90***								
(2)CashT10	0.90***	0.97***							
(3)BPS	0.19***	0.18***	0.19***						
(4)PreEPS	0.37***	0.45***	0.42***	0.71***					
(5)PRICE	0.30***	0.35***	0.33***	0.88***	0.78***				
(6)CETR10	-0.05	-0.06*	-0.04	-0.02	-0.08***	-0.06*			
(7)GETR10	-0.01	-0.02	-0.01	0.03	-0.00	0.01	0.49***		
(8)LEV	0.06**	-0.03	-0.02	-0.06**	-0.15***	-0.12***	0.13***	0.06*	
(9)ABSDA	0.03	0.04	0.04	0.02	0.06**	0.04	-0.01	-0.01	0.09***

1) 변수의 정의

SIZE = 총자산, 단위:억원

PTI10 = 세전이익의 10년 합계액, 단위:억원

CashT10 = 재무제표 주석에 기재된 현금납부세액의 10년 합계액, 단위:억원

BPS = 주당순자산가치

PreEPS = 주당세전이익

PRICE = 3월 증가, 단위:원

CETR10 = 장기현금유효세율 = CashT10÷PTI10

GETR10 = 장기회계유효세율 = $(\sum_{t=1}^{10} \text{tax costs on Income statements} \pm \Delta \text{deferred}) \div \text{PTI10}$

LEV = 부채비율 = 총부채/총자산

ABSDA = 재량적발생액의 절대값 = |DA|

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

부채비율(LEV)이 낮은 것도 예상할 수 있는 결과인데, 조세최소화수단을 부채감세수단과 비부채감세수단으로 나누어볼 때 부채감세수단의 경우 주로 당기순이익 자체를 줄임으로써 세부담을 줄이는 것이기 때문에 세부담이 줄어든다고 하더라도 법인세차감전순이익을 분모로 하는 유효세율은 차이가 없을 것이다. 따라서 이른바 회계이익과 세무이익의 동조화(Comformity)를 보이지 않는 조세최소화전략으로 세부담을 줄이는 기업이 장기현금유효세율이 낮을 것이며, 이는 주로 비부채감세수단을 활용한 기업들일 것이다. 비부채감세수단과 부채감세수단이 대체관계에 있다면 주로 부채비율이 낮은 기업이 비부채감세수단을 활용하여 유효세율을 낮추는 조세전

략을 사용하였을 것이다.

주식수익률의 변동성과 시장위험에 대한 해당주식의 민감도를 나타내는 베타의 경우 낮은 조세부담을 가진 기업들이 유의하게 높았다. 낮은 조세부담을 가진 기업들이 기업규모가 크고 부채비율이 낮다는 점을 감안하면 특이한 결과인데, 조세최소화전략을 적극적으로 수행하는 기업들의 경우 risk가 높게 반영되는 것이 아닌가 추측된다.

재량적 발생액 및 재량적 발생액의 절대값은 조세부담이 낮은 집단과 높은 집단에서 유의한 차이가 없었다. 즉 조세부담이 낮은 집단과 높은 집단에 이익조정을 하는 경향은 무작위(randomly)로 분포되고 있음을 보여주는 결과라고 판단되고, 조세부담

〈표 5〉 장기현금유효세율(CETR10)의 크기에 따른 그룹 간 비교

변수명 (표본수=1,034)	CETR10 하위 25% (표본수=258)	CETR10 상위 25% (표본수=259)	t-값 (p-value)
Cash_ETR10 (표준편차)	0.1072 (0.1460)	0.4234 (0.1558)	23.81*** (<.0001)
GAAP_ETR10	0.1892 (0.3172)	0.3172 (0.1892)	11.55*** (<.0001)
SIZE	38,251 (142,100)	16,296 (62,870)	-2.27** (0.0235)
ROA	0.0381 (0.0610)	0.0235 (0.1854)	-1.21 (0.2287)
LEV	0.4123 (0.1792)	0.4634 (0.1787)	3.25*** (0.0012)
BETA	0.8062 (0.3704)	0.7364 (0.4073)	-2.03** (0.0426)
PBR	1.1244 (0.7627)	0.8915 (0.7724)	-3.45*** (0.0006)
DA	-0.0040 (0.0969)	0.0054 (0.0838)	1.18 (0.2391)
ABSDA	0.0660 (0.0710)	0.0623 (0.0562)	-0.66 (0.5068)

1) 변수의 정의

CETR10 = 장기현금유효세율 = CashT10÷PTI10

GETR10 = 장기회계유효세율 = $(\sum_{t=1}^{10} \text{tax costs on Income statements} \pm \Delta \text{deferred}) \div \text{PTI10}$

SIZE = 총자산, 단위:억원

ROA = 총자산수익율 = 순이익÷총자산

LEV = 부채비율 = 총부채÷총자산

BETA = KIS-VALUE에서 구한 기업의 고유위험

PBR = KIS-VALUE에서 구한 price book-value ratio = Price÷BPS

DA = Kothari et al(2005) 방법을 이용해서 구한 재량적발생액

ABSDA = 재량적발생액의 절대값 = |DA|

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

최소화가 반드시 발생액 조정을 통한 이익조정 수 단만 사용되는 것이 아니라, 세액공제 자산에 대한 투자 등 다양한 방식으로 수행되고 있음을 시사하는 결과로 해석된다.

또한 〈표 6〉은 장기현금유효세율이 낮은 집단 중에서 ABSDA가 평균보다 낮은 집단(S-Group)과

평균보다 높은 집단(L-Group)을 구분하여 주요 관심변수의 평균차이를 t검정으로 분석한 결과이다. 분석결과 변수 LEV만 유의한 차이를 보였다. LEV 변수만 ABSDA가 큰 집단이 크게 나타나서 앞서 상관관계 분석에서 나타났듯이 부채계약가설과 부합하는 결과를 보이는 것으로 해석된다.

〈표 6〉 재량적발생액의 절대값(ABSDA)의 크기에 따른 그룹 간 비교

변수명 (표본수=258)	재량적발생액의 절대값이 작은 그룹(S-Group) (표본수=129)	재량적발생액의 절대값이 큰 그룹(L-Group) (표본수=129)	t-값 (p-value)
<i>C_ETR10</i> (표준편차)	0.1178 (0.0498)	0.1134 (0.0518)	0.71 (0.4761)
<i>ABSDA</i>	0.0194 (0.0131)	0.1126 (0.0746)	-13.98*** ($<.0001$)
<i>SIZE</i>	36,769 (131,500)	39,733 (152,500)	-0.17 (0.8674)
<i>ROA</i>	0.0391 (0.0452)	0.0371 (0.0737)	0.26 (0.7926)
<i>LEV</i>	0.3886 (0.1883)	0.4360 (0.1669)	-2.14** (0.0332)
<i>BETA</i>	0.7861 (0.3686)	0.8261 (0.3725)	-0.87 (0.3870)
<i>PBR</i>	1.1185 (0.6613)	1.1304 (0.8547)	-0.13 (0.9002)

1) 변수의 정의

- CETR10* = 재무제표 주석에 기재된 현금납부세액의 10년 합계액/세전이익의 10년 합계액
- ABSDA* = 재량적발생액의 절대값 = $|DA|$
- SIZE* = 총자산, 단위: 억원
- ROA* = 총자산수익율 = 순이익/총자산
- LEV* = 부채비율 = 총부채/총자산
- BETA* = KIS-VALUE에서 구한 기업의 고유위험
- PBR* = KIS-VALUE에서 구한 price book-value ratio = Price÷BPS

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

추가적으로 조세부담수준과 이익조정 정도가 산업별로 어떠한 편중이 있는지 〈표 7〉에 정리해보았다. 〈그림 1〉을 기준으로 설명하면 유효세율이 낮은 그룹(*Low_CashETR10*)은 S-Group과 L-Group의 합이다. 양 극단의 표본만을 정리한 것이라 표본 수가 작아 전반적으로 명확한 결론을 내리기는 어렵다. 그러나 전체적인 산업별 비중이 유효세율의 정

도에 따른 구분이나 재량적발생액의 정도에 따른 구분과 크게 차이가 나지 않고 있다.³²⁾

5.2 실증결과

〈표 8〉은 가설1을 검증하기 위한 연구모형 식(i-1)의 실증분석 결과로 조세부담수준의 측정치별 기업

32) S-Group에서 전문, 과학 및 기술 서비스업이 16%를 차지하며 L-Group와 약간의 차이를 보이고 있는데, 이는 대부분 지주회사이다. 지주회사는 일반적인 매출활동을 하지 않으므로 재량적발생액이 발생할 여지가 적고, 지주회사를 지원하는 여러 세법 조항들로 인해 납부세액이 낮은 편이다. 이러한 지주회사의 특성이 S-Group에 어느 정도 반영되어 있을 것으로 예상된다.

〈표 7〉 장기현금유효세율과 재량적발생액으로 세분화한 산업별 분포

산업명	CashETR10		ABSDA		Total
	낮음	높음	S-Group	L-Group	N(%)
농업 임업 수산업	1(0.00)	1(0.00)	1(0.01)	0(0.00)	9(0.01)
제조업	191(0.74)	186(0.72)	93(0.72)	98(0.76)	760(0.74)
전기, 가스, 증기 및 수도사업	2(0.01)	1(0.00)	1(0.01)	1(0.01)	18(0.02)
건설업	8(0.03)	19(0.07)	4(0.03)	4(0.03)	35(0.03)
도소매업	18(0.07)	15(0.06)	5(0.04)	13(0.10)	49(0.05)
운송업	7(0.03)	16(0.06)	2(0.01)	5(0.04)	33(0.03)
정보통신업	4(0.02)	5(0.02)	3(0.02)	1(0.01)	24(0.02)
전문, 과학 및 기술 서비스	27(0.10)	16(0.07)	20(0.16)	7(0.05)	106(0.10)
합계(비중)	258(1.00)	259(1.00)	129(1.00)	129(1.00)	1,034(1.00)

주) CashETR10은 현금납부액 기준 10년 누적 장기현금유효세율이며, Low CashETR10은 10년 누적 장기현금유효세율이 하위 25%에 해당하는 표본들을 의미한다. S-Group은 장기현금유효세율과 재량적발생액의 절대값이 모두 낮은 표본이고, L-Group은 장기현금유효세율은 낮으나 재량적발생액의 절대값이 높은 표본임.

가치의 관계를 보여준다. 또한 본 연구에서 적절한 조세부담수준의 측정치가 무엇인지 확인할 수 있다.

먼저, 단기 측정치들은 모두 유의한 결과를 보여주지 않았다. 구체적으로 GAAPETR은 β_4 의 계수값이 양(+)의 값을 보여주었으나 유의한 결과가 아니었다. CurrentETR 또한 유의한 결과를 보여주지 않아, 이연법인세에 대한 정보가 단기적으로는 조세부담과 회계이익의 상호작용을 통한 기업가치를 평가하는데 있어서 적절한 변수가 아닐 수 있음으로 해석할 수 있다. CashETR도 예측 방향은 일치하나 유의한 결과가 아닌데, 이 또한 단기현금유효세율은 일시적인 정보로 기업가치에 영향을 미치지 어렵다는 선행연구의 결과와 일치한다(최보람, 2012).

반면에 장기측정치는 모두 유의한 결과를 보여주었다. GAAPETR10은 β_4 의 계수값이 양(+)의 유의한 결과를 보여주어 장기적으로 조세부담수준이 낮을수록 기업가치에 긍정적인 영향을 미치는 것으

로 해석할 수 있다. CashETR10은 가장 유의한 결과로 예측방향과 일치함을 보여주고 있다. 이러한 결과는 단기유효세율의 경우 세전이익과 증가와의 관련성에 유의한 조절효과를 가지지 않지만, 장기유효세율의 경우 세전이익과 증가와의 관련성에 유의한 조절효과를 나타내는 정보적 가치가 있음을 보여준다. 장기유효세율 중에서도 조세최소화전략을 통해 실질적으로 현금납부세액을 줄여 장기적으로 낮은 현금유효세율을 유지하는 경우의 기업가치와의 관계는 다음의 〈표 9〉의 결과를 통해 확인할 수 있다.

장기현금유효세율을 조세부담의 측정치로 하여 본 연구의 가설1을 검증하기 위해 식(i-2)를 실증한 결과는 〈표 9〉와 같다. 먼저, 모형(0)은 관심변수인 CETR10을 넣기 전의 Ohlson(1995) 모형의 결과로, Ohlson(1995) 모형이 BPS와 PreEPS만으로도 주가를 상당히 설명하고 있음을 알 수 있다.³³⁾ 모형(5)는 식(i-1)에서 장기현금유효세율을 연속변

33) (0)식은 주당장부가액과 주당세후이익의 Ohlson모형 관계식을 의미하며, 주당세후이익대신 주당세전이익을 넣어 결과를 제시한 것은 관심변수인 세금변수를 넣기 전후를 비교하기위한 것이다.

〈표 8〉 Tax종류별 실증결과

변수명	예측	Tax 종류					
		(0)	단기			장기	
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
절편 (t-값)		10,054 (1.25)	9,704 (1.2)	10,773 (1.33)	11,164 (1.36)	7,605 (0.97)	7,147 (0.88)
BPS	+	0.4252 (36.96***)	0.4317 (35.20***)	0.4218 (34.41***)	0.4301 (34.5***)	0.4645 (40.88***)	0.4441 (40.59***)
PreEPS	+	3.6168 (16.66***)	1.5974 (1.18)	3.4977 (13.51***)	2.0341 (1.3)	9.1032 (17.53***)	7.5708 (18.97***)
Tax			-38.9424 (-0.04)	165.0543 (0.63)	-956.38 (-0.62)	9.222 (0.87)	7.424 (0.52)
PreEPS×Tax	+		2.5258 (1.52)	0.4979 (0.84)	1.8682 (1.02)	26.2359 (11.5***)	20.2233 (11.61***)
연도더미		포함	포함	포함	포함	포함	포함
산업더미		포함	포함	포함	포함	포함	포함
표본수		1,034	1,034	1,034	1,034	1,034	1,034
F-value		447.44	383.80	383.22	383.41	442.05	443.69
R ²		0.8402	0.8406	0.8404	0.8404	0.8586	0.8591
Adj R ²		0.8383	0.8384	0.8382	0.8383	0.8567	0.8571

1) 회귀분석의 모델,

$$(0) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 Controls + \epsilon$$

$$(1) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 GAAPETR + \beta_4 PreEPS \times GAAPETR + \beta_5 Controls + \epsilon$$

$$(2) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 CurrentETR + \beta_4 PreEPS \times CurrentETR + \beta_5 Controls + \epsilon$$

$$(3) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 CashETR + \beta_4 PreEPS \times CashETR + \beta_5 Controls + \epsilon$$

$$(4) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 GAAPETR10 + \beta_4 PreEPS \times GAAPETR10 + \beta_5 Controls + \epsilon$$

$$(5) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 CashETR10 + \beta_4 PreEPS \times CashETR10 + \beta_5 Controls + \epsilon$$

2) 변수의 정의,

BPS = 주당순자산가치, 순자산/발행보통주

PreEPS = 주당세전이익, 법인세차감전순이익/발행보통주

Tax

(1) GAAP_ETR = -(손익계산서상의 법인세비용/법인세차감전순이익)

(2) Current ETR = -(손익계산서상의 법인세비용±이연법인세항목)/법인세차감전순이익

(3) Cash ETR = -(당기법인세부담액/법인세차감전순이익)

(4) GAAP ETR10 = $-\sum_{t=1}^{10}$ 손익계산서상의 법인세비용 / $\sum_{t=1}^{10}$ 법인세차감전순이익

(5) Cash ETR10 = $-\sum_{t=1}^{10}$ 법인세부담액 / $\sum_{t=1}^{10}$ 법인세차감전순이익

3) *, **, *** 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

〈표 9〉 식(i-2)의 실증결과

변수명	예상 부호	장기현금유효세율(CashETR10)			
		(0)	(5)	(5-1)	(5-2)
절편		10,054	7,147	8,955	7,043
(t-value)		(1.25)	(0.88)	(1.18)	(0.93)
BPS	+	0.42526 (36.96***)	0.44414 (40.59***)	0.44881 (41.44***)	0.46855 (42.56***)
PreEPS	+	3.61686 (16.66***)	7.5708 (18.97***)	1.91292 (7.92***)	2.02309 (8.3***)
CETR10			7,424 (0.52)		
PreEPS×CETR10	+		20.22331 (11.61***)		
Low_ETR				-7,144 (-1.36)	-10,364 (-1.88*)
High_ETR					-9,795 (-1.78*)
PreEPS×LowETR	+			3.67052 (12.66***)	3.34267 (11.35***)
PreEPS×HighETR	-				-2.71877 (-5.95***)
연도더미		포함	포함	포함	포함
산업더미		포함	포함	포함	포함
표본수		1,034	1,034	1,034	1,034
F-value		447.44	443.69	457.38	420.04
R ²		0.8402	0.8591	0.8627	0.8686
Adj R ²		0.8383	0.8571	0.8608	0.8665

1) 회귀분석의 모델,

$$(0) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 Controls + \epsilon$$

$$(5) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 CashETR10 + \beta_4 PreEPS \times CashETR10 + \beta_5 Controls + \epsilon$$

$$(5-1) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 LowCETR10 + \beta_4 PreEPS \times LowCETR10 + \beta_5 Controls + \epsilon$$

$$(5-2) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 LowCETR10 + \beta_4 HighCETR10 + \beta_5 PreEPS \times LowCETR10 + \beta_6 PreEPS \times HighCETR10 + \beta_7 Controls + \epsilon$$

2) 변수의 정의,

BPS = 주당순자산가치, 순자산/발행보통주

PreEPS = 주당세전이익, 법인세차감전순손익/발행보통주

CETR10 = $-\sum_{t=1}^{10} \text{법인세부담액} / \sum_{t=1}^{10} \text{법인세차감전손익}$

Low_ETR = 장기현금유효세율(CETR10)이 하위 25%에 속하는 경우 1, 아니면 0

High_ETR = 장기현금유효세율(CETR10)이 상위 25%에 속하는 경우 1, 아니면 0

3) *, **, *** 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

수로 사용하여 보여준 결과로, 장기현금유효세율을 더미변수로 표현한 이후의 식과 통계적인 차이를 보여주기 위해 표시하였다.

장기현금유효세율이 낮은 집단에만 더미변수 (LowETR)를 쓴 경우인 모형(5-1)의 결과를 보면, $PreEPS*LowETR$ 의 계수가 1% 유의확률로 양 (+)의 값을 보여주고 있는 것으로 나타났다. 이는 조세부담이 낮을수록 회계이익의 가치관련성이 높다는 것으로 가설1이 성립함을 알 수 있다. 모형(5-2)는 더미변수를 유효세율이 낮은 집단과 높은 집단으로 나누어 본 경우로, 결과를 보면 $PreEPS*LowETR$ 이 1% 유의확률로 양(+), $PreEPS*HighETR$ 이 유의한 음(-)의 값을 보이는 것으로 나타났다. 이는 유효세율이 높은 집단에서는 회계이익을 낮추는 방향으로, 유효세율이 낮은 집단은 회계이익을 높이는 방향으로 각각 가치관련성이 유의하게 나타난다는 것을 의미한다. 즉, 조세부담의 정도가 회계이익을 통한 가치관련성에 유의한 영향을 미치고 그 방향은 조세부담이 높고 낮은 양방향으로 모두 성립함을 실증적으로 보여준 것이라 하겠다.

조세부담 최소화능력이 단기적으로 나타나는 경우보다 장기적으로 나타날 경우에 회계이익의 가치관련성이 높게 나타난다는 점을 추가적으로 살펴보기 위해 현금기준 유효세율 변수의 누적기간을 연속적으로(1년(단기)부터 10년(장기)까지) 회귀분석한 결과를 살펴본다. <표 10>은 현금유효세율을 조세부담측정치로 사용하여 누적기간별 유효세율과 회계이익과 기업가치의 관계를 살펴봄으로써 가설1을 재검증한 것이다. 모형(1)은 1년 단기현금유효세율 (CashETR1)을, 모형(10)은 10년 장기현금유효세율 (CashETR10)을 조세부담을 나타내는 측정치

로 사용한 것이다. 표본은 10년을 기준으로 남아있는 표본을 대상으로 하였다.³⁴⁾

<표 10>의 분석결과는 장기현금기준 유효세율이 낮은 경우에 회계이익의 가치관련성이 높아지는 것을 볼 수 있다. 유효세율 누적기간이 1년에서 5년까지((1)식~(5)식)의 분석결과를 살펴보면 세전이익과 낮은 유효세율 더미변수의 상호작용변수인 $PreEPS*Ldum$ 가 음의 회귀계수를 보여서 가설1과 일치하지 않거나 유의하지 않은 결과를 보이는 반면, 누적기간이 6년 이상으로 갈수록 $PreEPS*Ldum$ 의 회귀계수의 크기가 높으며 유의하게 나타남을 볼 수 있다. 즉, 장기적으로 현금유효세율이 낮게 나타나는 기업의 회계이익이 가치관련성이 높게 나타나며, 단기적으로는 현금유효세율이 낮게 나타나더라도 회계이익의 가치관련성이 높게 나타나지 않음을 알 수 있다. 이는 일시적으로 유효세율을 낮추는 단기적인 조세최소화전략은 기업가치에 반영되지 않음을 시사하는 결과로 판단된다.

<표 11>은 가설2를 검증하기 위한 연구모형 식(ii-1),(ii-2)를 실증분석한 결과로, 이익조정 정도와 기업가치의 관계를 보여준다. 모형(0)은 관심변수인 $ABSDA$ 를 넣기 전의 Ohlson(1995) 모형을 의미하고, 모형(1)은 이익조정 정도를 나타내는 $ABSDA$ 를 연속형 변수로 Ohlson(1995) 모형에 넣은 결과이다. 전체 표본에서 유효세율이 낮은 표본만을 추출하여 회귀분석을 한 것으로 표본이 258개로 줄었지만 설명력은 더 높아진 것을 알 수 있다.

모형(1)의 결과를 보면, $PreEPS*ABSDA$ 가 1%에서 유의한 음(-)의 값을 보여주는 것으로 나타나 이익조정 정도가 낮을수록 회계이익의 기업가치관

34) 10년 누적치 표본수를 기준으로 하지 않으면, 단기일수록 표본의 수가 증가되어 이로 인해 유의성이 높아지는 점을 통제할 수 없다.

〈표 10〉 조세부담 수준에 따른 회계이익의 가치관련성과의 관련성 분석 - 장기현금유효세율의 누적기간에 따른 비교분석

변수명	예측	누적기간별 현금유효세율 (CashETR)										
		(0)	(1)1년	(2)2년누적	(3)3년누적	(4)4년누적	(5)5년누적	(6)6년누적	(7)7년누적	(8)8년누적	(9)9년누적	(10)10년누적
절편		10.054 (1.25)	3.658 (0.46)	3.303 (0.4)	4.031 (0.51)	2.593 (0.33)	2.128 (0.27)	6.143 (0.77)	8.828 (1.12)	12.721 (1.61)	11.426 (1.48)	7.043 (0.93)
BPS	+	0.42526 (36.96***)	0.41252 (36.3***)	0.46033 (39.46***)	0.44849 (40.3***)	0.4536 (41.31***)	0.46196 (41.68***)	0.47035 (40.27***)	0.46598 (39.93***)	0.44136 (38.79***)	0.44722 (41.24***)	0.46855 (42.56***)
PreEPS	+	3.61686 (16.66***)	5.04614 (21.57***)	4.21227 (18.25***)	4.48582 (18.99***)	4.45282 (18.98***)	3.96945 (15.68***)	2.54857 (9.48***)	2.27772 (8.61***)	1.87595 (7.27***)	1.8019 (7.29***)	2.02309 (8.3***)
Low_dummy	-		3.651 (0.66)	2.072 (0.36)	1.767 (0.31)	2.715 (0.49)	1.473 (0.26)	-6.754 (-1.18)	-10.168 (-1.79*)	-11.793 (-2.07**)	-13.411 (-2.4**)	-10.364 (-1.88*)
high_dummy	-		8.048 (1.41)	15.578 (2.69***)	13.433 (2.35**)	16.314 (2.87***)	11.090 (1.98**)	-2.351 (-0.41)	-8.757 (-1.54)	-11.623 (-2.05**)	-12.729 (-2.27**)	-9.795 (-1.78*)
PreEPS*Ldum	+		-5.42921 (-8.88***)	-1.45378 (-3.27***)	-0.84212 (-1.99**)	-0.04644 (-0.11)	0.73964 (2.2**)	2.0181 (6.51***)	2.39606 (7.8***)	3.17391 (10.68***)	3.57744 (12.5***)	3.34267 (11.35***)
PreEPS*Hdum	-		-3.76216 (-11.52***)	-4.26264 (-11.71***)	-4.10308 (-12.45***)	-4.13322 (-13.01***)	-3.69287 (-10.84***)	-2.75364 (-6.4***)	-2.52152 (-5.62***)	-1.23324 (-2.33**)	-1.8108 (-2.9***)	-2.71877 (-5.95***)
연도더미		포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
산업더미		포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
표본수		1,034	1,034	1,034	1,034	1,034	1,034	1,034	1,034	1,034	1,034	1,034
F-value		447.44	413.25	389.56	396.18	404.77	399.24	386.89	396.74	396.10	409.62	420.04
R ²		0.8402	0.8667	0.8597	0.8617	0.8643	0.8627	0.8589	0.8619	0.8617	0.8657	0.8686
Adj R ²		0.8383	0.8646	0.8575	0.8596	0.8621	0.8605	0.8567	0.8597	0.8595	0.8636	0.8665

1) 회귀분석의 모델,

$$(0) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 Controls + \epsilon$$

$$(1) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 Low CETR1 + \beta_4 High CETR1 + \beta_5 PreEPS \times Low CETR1 + \beta_6 PreEPS \times High CETR1 + \beta_7 Controls + \epsilon$$

$$(2) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 Low CETR2 + \beta_4 High CETR2 + \beta_5 PreEPS \times Low CETR2 + \beta_6 PreEPS \times High CETR2 + \beta_7 Controls + \epsilon$$

⋮

$$(10) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 Low CETR10 + \beta_4 High CETR10 + \beta_5 PreEPS \times Low CETR10 + \beta_6 PreEPS \times High CETR10 + \beta_7 Controls + \epsilon$$

2) 변수의 정의 : BPS는 주당장부가치, PreEPS는 주당세전이익, Low_dummy는 장기현금유효세율(CETR10)이 하위 25%이하인 경우 1인 더미, High_dummy는 장기현금유효세율(CETR10)이 상위 25%이상인 경우 1인 더미.

3) *, **, *** 각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

련성이 높아짐을 알 수 있다. 즉, 이익조정을 통한 회계이익의 증가를 시장에서는 지속가능한 정보로 보지 않고 부정적으로 판단하여 기업가치에 반영하고 있다는 것이다. 이는 가설2가 지지되는 것으로 투자자들이 실제이익과 이익조정을 통한 이익의 증

가를 상당히 정확하게 인식하고 반응한다는 실증적인 결과로 해석할 수 있다. 나머지 모형의 결과도 유사한데, SGD의 더미변수를 넣은 모형(2)의 결과 또한 그러하다.

〈표 11〉 이익조정 정도와 기업가치의 관계 - 낮은 장기현금유효세율 표본 분석

변수명	예상부호	장기현금유효세율 (CashETR10)		
		(0)	(1)	(2)
Intercept		-3,739	-5,783	-1,447
(t-value)		(-0.29)	(-0.47)	(-0.63)
BPS	+	0.5222 (27.68***)	0.4871 (26.87***)	0.5465 (30.76***)
PreEPS	+	4.8196 (16.49***)	6.7389 (17.22***)	3.7421 (11.96***)
ABSDA			64,168 (1.1)	
PreEPS*ABSDA	-		-11.9028 (-6.56***)	
SGD				-13,347 (-1.73*)
PreEPS*SGD	+			2.8714 (6.76***)
연도더미		포함	포함	포함
산업더미		포함	포함	포함
표본수		258	258	258
F-value		287.19	293.77	293.37
R ²		0.9336	0.9442	0.9441
Adj R ²		0.9304	0.9410	0.9409

1) 회귀분석의 모델,

$$(0) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 Controls + \epsilon$$

$$(1) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 ABSDA + \beta_4 PreEPS \times ABSDA + \beta_5 Controls + \epsilon$$

$$(2) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 SGD + \beta_4 PreEPS \times SGD + \beta_5 Controls + \epsilon$$

2) 변수의 정의,

BPS = 주당순자산가치, 순자산/발행보통주

PreEPS = 주당세전이익, 법인세차감전순손익/발행보통주

ABSDA = 재량적발생액 (Kothari, 2006)의 절대값

SGD = 장기현금유효세율(CETR10)이 하위 25%이하로 낮고, 재량적발생액의 절대값(ABSDA)가 중위수보다 낮은 표본인 경우에 1, 아니면 0

3) *, **, *** 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

5.3 추가분석

5.3.1 재량적 발생액의 방향성 고려

이익조정은 이익을 높이는 방식과 이익을 낮추는

방식 모두 가능하며, 재량적발생액의 절대값(ABSDA)은 두 방식 모두를 포착하는 측정치이다. 그러나 양의 이익조정과 음의 이익조정은 그 동기나 경제적 영향이 상이할 수 있고, 이를 감안하여 (식 ii-1)에 재량적발생액의 절대값을 취해 방향성 대신 절대적

이익조정만을 보여주는 ABSDA 대신 발생액의 방향성을 고려한 재량적발생액(DA)으로 추가분석하였다.

$$P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 DA + \beta_4 PreEPS \times DA + \beta_5 Controls + \epsilon \quad (ii-3)$$

- P* = 다음해 3월 말일 증가;
- BPS* = 주당순자산가치, 순자산/발행보통주;
- PreEPS* = 주당세전이익, 법인세차감전순이익/발행보통주;
- DA* = 연속변수, Kothari et al (2005)에 의한 재량적발생액;
- Controls* = Σ YEAR(연도더미), Σ IND(산업더미)

또한 양의 재량적 발생액이 큰 표본과 음의 재량적 발생액이 큰 표본으로 다시 나누어 가설2가 성립하는지 추가 분석을 실시하였다.

$$P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 SGPD + \beta_4 SGND + \beta_5 PreEPS \times SGPD + \beta_6 PreEPS \times SGND + \beta_7 Controls + \epsilon \quad (ii-4)$$

- SGPD* = 장기현금유효세율(CETR10)이 하위 25%이하로 낮고, 양(+)*DA*를 가진 표본 중에서 절대값이 중위수보다 낮은 경우 1, 아니면 0;
- SGND* = 장기현금유효세율(CETR10)이 하위 25%이하로 낮고, 음(-)*DA*를 가진 표본 중에서 절대값이 중위수보다 낮은 경우 1, 아니면 0

〈표 12〉는 식(ii-3)과 식(ii-4)의 실증분석 결과로, 재량적 발생액의 정도와 기업가치의 관계를 보여준다. 모형(0)은 관심변수인 재량적발생액 *DA*를 넣기 전의 Ohlson(1995) 모형을 의미하고, 식(ii-3)의 실증결과인 모형(1)의 결과를 보면, *PreEPS*DA*가 1%에서 유의한 음(-)의 값을 보여주는 것으로

나타나 이익조정의 정도가 높을수록 회계이익의 기업가치관련성이 낮아짐을 알 수 있다.

식(ii-4)의 실증결과인 모형(2)의 결과를 보면, *PreEPS*SGPD*와 *PreEPS*SGND*가 1%에서 유의한 양(+)*DA*의 값을 보여주고 있는데, 이는 재량적 발생액이 양이건 음이건 간에 발생액의 절대적 정도가 높은 경우 회계이익의 기업가치관련성이 낮아짐을 알 수 있다. 이는 재량적발생액의 부호에 상관없이 절대적인 이익조정의 수준이 낮을 경우 회계이익의 기업가치관련성이 높아진다는 가설2가 여전히 지지됨을 보여준다.

5.3.2 Tobin의 Q를 이용한 추가분석

선행연구(Desai and Dharmapala 2009, Jacob and Schütt 2013, Inger 2013 등)에서는 조세부담수준과 Tobin의 Q값과의 관련성을 분석하여 연구를 수행하였다. 이러한 선행연구와 본 연구결과의 비교검토를 위해 종속변수를 Tobin의 Q값으로 설정한 다음과 같은 모델을 추가분석하였다.

$$Q = \beta_0 + \beta_1 PreROA + \beta_2 LowETR(D) + \beta_3 HighETR(D) + \beta_4 PreROA \times LowETR + \beta_5 PreROA \times HighETR + \beta_6 Controls + \epsilon \quad (i-3)$$

- Q* = Tobin's Q = 총주식가치/총장부가치;
- PreROA* = 주당세전이익률, 주당세전이익/총장부가치;
- LowETR* = *CashETR10* 하위 25% 이하=1, 아니면 0인 더미변수;
- HighETR* = *CashETR10* 상위 25% 이상=1, 아니면 0인 더미변수;
- Controls* = LEV, SIZE, Σ YEAR(연도더미), Σ IND(산업더미)

〈표 12〉 이익조정 정도와 기업가치의 관계 - 낮은 장기현금유효세율 표본 분석

변수명	예상부호	장기현금유효세율(CashETR10)		
		(0)	(1)	(2)
Intercept		-3,739	-3,913	-1,941
(t-value)		(-0.29)	(-0.30)	(-0.15)
BPS	+	0.5222 (27.68***)	0.5190 (27.88***)	0.5502 (31.38***)
PreEPS	+	4.8196 (16.49***)	4.7093 (16.12***)	3.6558 (11.93***)
DA			-16,935 (-0.39)	
PreEPS*DA	-		-3.3941 (-2.69***)	
SGPD				-6,583 (-0.67)
SGND				-10,934 (-1.23)
PreEPS*SGPD	+			2.6128 (3.40***)
PreEPS*SGND	+			3.3358 (7.13***)
연도더미		포함	포함	포함
산업더미		포함	포함	포함
표본수		258	258	258
F-value		287.19	254.58	266.34
R ²		0.9336	0.9362	0.9465
Adj R ²		0.9304	0.9325	0.9429

1) 회귀분석의 모델,

$$(0) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 Controls + \epsilon$$

$$(1) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 DA + \beta_4 PreEPS \times DA + \beta_5 Controls + \epsilon$$

$$(2) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 SGPD + \beta_4 SGND + \beta_5 PreEPS \times SGPD + \beta_6 PreEPS \times SGND + \beta_7 Controls + \epsilon$$

2) 변수의 정의,

BPS = 주당순자산가치, 순자산/발행보통주

PreEPS = 주당세전이익, 법인세차감전순이익/발행보통주

DA = 재량적발생액(Kothari, 2006)

SGPD = 장기현금유효세율(CETR10)이 하위 25%이하로 낮고, 양(+의 DA를 가진 표본 중에서 절대값이 중위수보다 낮은 경우 1, 아니면 0

SGND = 장기현금유효세율(CETR10)이 하위 25%이하로 낮고, 음(-의 DA를 가진 표본 중에서 절대값이 중위수보다 낮은 경우 1, 아니면 0

3) *, **, *** 각 각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

식(i-3)은 앞의 식(i-2)의 종속변수를 조정함에 따라 관심변수 및 통제변수를 조정한 것이다. β_4 가 유의한 양(+)의 값을 보인다면, 조세최소화전략을 통해 장기간 유효세율을 낮춰온 그룹은 기업의 회계이익과 Tobin의 Q값과의 관련성이 높은 것으로 해석할 수 있다. 그리고 β_2 가 유의한 양의 값을 갖는다면 낮은 장기유효세율이 Tobin의 Q값을 높이는 영향을 준다는 사실로 해석될 수 있다.

또한 가설2의 연구모형으로 다음과 같이 식(ii-5)를 설정하였다.

$$Q = \beta_0 + \beta_1 \text{PreROA} + \beta_2 \text{ABSDA} + \beta_3 \text{PreROA} \times \text{ABSDA} + \beta_4 \text{Controls} + \epsilon \quad (\text{ii-5})$$

Q = Tobin's Q = 총주식가치/총장부가치;
 PreROA = 주당세전이익률, 주당세전이익/총장부가치;
 ABSDA = 연속변수, Kothari et al (2005)에 의한 재량적발생액의 절대값;
 Controls = LEV, SIZE, ΣYEAR (연도더미), ΣIND (산업더미)

<표 13>은 식(i-3)과 식(ii-5)의 실증분석 결과로, Tobin의 Q값을 종속변수로 사용하였을 때 조세부담수준과 Tobin의 Q값의 관계를 보여준다. 식(i-3)의 결과는 β_4 과 β_5 가 유의한 음(-)의 값을 보여주었고 β_2 과 β_3 가 유의한 양(+)의 값을 보여주었다. 이러한 결과는 식(i-2)의 연구결과와 다소 차이가 있는 결과로서 식(i-2)의 연구모형의 경우 낮은

조세부담이 주가와 세전이익의 가치관련성을 높이고 높은 조세부담이 세전이익과 주가의 관련성에 음(-)의 영향을 끼치는 결과를 반면, 식(i-3)의 결과는 낮은 조세부담과 높은 조세부담이 모두 세전이익과 Tobin의 Q값과의 관련성에 음(-)의 영향을 끼치는 결과를 보인다. 그리고 낮은 조세부담과 높은 조세부담 더미변수의 회귀계수는 모두 양(+)의 값을 나타내었다.

이러한 차이가 나타나는 이유는 우선 Tobin의 Q값을 이용한 대부분의 연구들(Desai and Dharmapala 2009, Inger 2013 등)에서 나타난 연구모형과 (i-2)의 연구모형의 배경이론의 차이가 있기 때문인 것으로 생각된다. 주로 (i-2)의 연구모형의 경우 Ohlson 모형에 의해 도출된 회계이익과 기업가치와의 선형적 관계에 조세부담이 미치는 영향을 실증적으로 검증하는 것이지만, Tobin의 Q값을 종속변수로 하는 대부분의 선행연구들은 회계이익과 Tobin의 Q값과의 관련성에 대한 선형적 관계가 아닌 조세부담수준과 Tobin의 Q값으로 대표되는 기업가치와의 관련성을 직접 검증하고 있다는 점에서 차이가 발생하는 것이 아닌가 생각된다.³⁵⁾ 또한 조세부담수준을 장기로 측정하였는지 여부도 차이를 유발할 수 있다. 또 하나의 차이의 원인으로 연구대상 국가와 표본, 대상기간의 차이가 있을 수 있다. 특히 조세부담이 시장에서 어떻게 평가되는지는 해당 국가와 자본시장에 따라 상이할 수 있다.

한편, 식(i-3)의 결과에서 Tobin의 Q값과 낮은 조세부담과의 관계를 직접적으로 나타내는 β_4 의 계

35) Jacob and Schütt(2013)의 연구의 경우 회계이익과 Tobin Q의 관련성과 조세변수와의 관계를 보았고 Tax Planning의 수준이 높음에 따라 ROE와 Tobin Q의 관련성에 양의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 본 연구와 달리 조세부담수준이 아닌 유효세율을 유효세율의 분산으로 나눈 Tax Planning Score라는 변수를 사용하여 분석을 시행하였으며, ROE를 회계이익으로 보아서 레버리지의 차이가 연구결과에 영향을 미칠 수 있다. 본 연구의 경우 레버리지의 차이 역시 조세부담수준의 영향변수이므로 연구결과의 왜곡이 있을 가능성을 우려해서 Jacob and Schütt(2013)의 식을 그대로 사용하지 않았다. 이러한 차이로 인해 상이한 결과가 나타났을 가능성이 있다.

〈표 13〉 Tobin의 Q값을 이용한 실증결과

변수명	예상부호	장기현금유효세율(CashETR10)		
		(0)	(1)	(2)
Intercept		-0.1315	-0.1245	-0.0398
(t-value)		(-0.63)	(-0.64)	(-0.20)
PreROA	+	0.9926 (6.71***)	6.6760 (14.58***)	4.3361 (11.61***)
LowETR(D)			0.2395 (5.64***)	
HighETR(D)			0.1920 (4.82***)	
PreROA*LowETR	+		-3.7969 (-6.13***)	
PreROA*HighETR	-		-6.3392 (-13.33***)	
ABSDA				0.9708 (3.82***)
PreROA*ABSDA	-			-9.1299 (-9.86***)
통제변수		포함	포함	포함
표본수		1,034	1,034	1,034
F-value		15.30	25.67	21.17
R ²		0.1632	0.3005	0.2378
Adj R ²		0.1525	0.2888	0.2265

1) 회귀분석의 모형

(0) $Q = \beta_0 + \beta_1 PreROA + \beta_2 Controls + \epsilon$

(1) $Q = \beta_0 + \beta_1 PreROA + \beta_2 LETRD + \beta_3 HETRD + \beta_4 PreROA * LETRD + \beta_5 PreROA * HETRD + \beta_6 Controls + \epsilon$

(2) $Q = \beta_0 + \beta_1 PreROA + \beta_2 ABSDA + \beta_3 PreROA * ABSDA + \beta_6 Controls + \epsilon$

2) 변수의 정의,

PreROA = 세전주당순이익율

LowETR(D) = 장기현금유효세율(CETR10)이 하위 25% 이하인 경우 1, 아니면 0

HighETR(D) = 장기현금유효세율(CETR10)이 상위 25% 이상인 경우 1, 아니면 0

ABSDA = 연속변수, Kothari et al (2005)에 의한 재량적발생액의 절대값

3) *, **, *** 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

수는 유의한 양의 값을 보여서 선행연구결과와 일치하는 관련성을 보였다. 그러나, Tobin의 Q값과 높은 조세부담과의 관계를 나타내는 β_5 의 계수도 역시 유의한 양의 관계를 보여서, 회계이익을 매개로

하지 않고 Tobin의 Q값과 조세부담수준과의 직접적인 관련성을 분석할 경우 선행연구들이 전제하는 선형적인 양의 관계가 아닐 수 있다는 가능성을 시사하는 결과로 해석된다.

〈표 14〉 조세부담 수준에 따른 회계이익의 가치관련성과의 관련성 분석 - 장기회계유효세율의 누적기간에 따른 비교분석

변수명	예측	누적기간별 회계유효세율(CaapETR)										
		(0)	(1)1년	(2)2년누적	(3)3년누적	(4)4년누적	(5)5년누적	(6)6년누적	(7)7년누적	(8)8년누적	(9)9년누적	(10)10년누적
절편		10.054	4.498	1.410	5.924	6.496	7.073	4.369	4.298	3.957	3.986	3.925
(t-value)		(1.25)	(0.52)	(0.17)	(0.7)	(0.78)	(0.86)	(0.56)	(0.55)	(0.51)	(0.51)	(0.51)
BPS	+	0.4252	0.4305	0.4854	0.4706	0.4880	0.4793	0.4872	0.4881	0.4879	0.4872	0.4886
		(36.96***)	(36.11***)	(39.2***)	(36.21***)	(38.03***)	(40.1***)	(42.22***)	(42.2***)	(41.91***)	(41.13***)	(41.24***)
PreEPS	+	3.6168	4.6419	3.7340	3.6482	3.2116	3.5241	3.0392	3.0278	3.0287	3.1243	3.1030
		(16.66***)	(17.76***)	(15.84***)	(14.74***)	(14.04***)	(15.61***)	(12.61***)	(12.62***)	(12.6***)	(12.59***)	(12.53***)
Low_dummy	-		9.161	1.297	-159	-3.505	-5.442	-6.381	-7.618	-5476.73	-5.398	-4.458
			(1.54)	(0.23)	(-0.03)	(-0.61)	(-0.96)	(-1.16)	(-1.39)	(0.99)	(-0.97)	(-0.8)
high_dummy	-		12.185	13.545	11.840	13.451	11.958	6.023	5.116	9191.514	10.809	9.516
			(2.03**)	(2.33)	(1.96)	(2.28**)	(2.07**)	(1.07)	(0.92)	(1.64)	(1.91*)	(1.68)
PreEPS*Ldum	+		-2.7869	2.1845	0.4755	2.6640	0.9496	2.3468	2.2791	2.31838	1.8110	1.8410
			(-5.1***)	(4.54***)	(1.29)	(5.67***)	(2.48**)	(6.47***)	(6.31***)	(6.44***)	(5.11***)	(5.19***)
PreEPS*Hdum	-		-1.8127	-2.9006	-2.4606	-3.0831	-4.0675	-4.1733	-4.2050	-4.1354	-4.2418	-4.2827
			(-5.72***)	(-8.76***)	(-6.39***)	(-8.04***)	(-10.44***)	(-11.17***)	(-11.14***)	(-10.95***)	(-11.15***)	(-11.24***)
연도더미		포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
산업더미		포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
표본수		1,034	1,034	1,034	1,034	1,034	1,034	1,034	1,034	1,034	1,034	1,034
F-value		447.44	352.75	381.31	355.66	376.67	386.24	411.79	410.37	408.74	402.89	404.16
R ²		0.8402	0.8473	0.8571	0.8484	0.8556	0.8587	0.8663	0.8659	0.8654	0.8637	0.8641
Adj R ²		0.8383	0.8449	0.8549	0.846	0.8533	0.8565	0.8642	0.8638	0.8633	0.8616	0.862

1) 회귀분석의 모델,

$$(0) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 Controls + \epsilon$$

$$(1) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 LowGETR1 + \beta_4 HighGETR1 + \beta_5 PreEPS \times LowGETR1 + \beta_6 PreEPS \times HighGETR1 + \beta_7 Controls + \epsilon$$

$$(2) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 LowGETR2 + \beta_4 HighGETR2 + \beta_5 PreEPS \times LowGETR2 + \beta_6 PreEPS \times HighGETR2 + \beta_7 Controls + \epsilon$$

⋮

$$(10) P = \beta_0 + \beta_1 BPS + \beta_2 PreEPS + \beta_3 LowGETR10 + \beta_4 HighGETR10 + \beta_5 PreEPS \times LowGETR10 + \beta_6 PreEPS \times HighGETR10 + \beta_7 Controls + \epsilon$$

2) 변수의 정의 : BPS는 주당장부가치, PreEPS는 주당세전이익, Low_dummy는 장기회계유효세율(GETR10)이 하위 25%이하인 경우 1인 더미, High_dummy는 장기회계유효세율(CETR10)이 상위 25%이상인 경우 1인 더미.

3) *, **, *** 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

그리고 식(ii-5)의 결과는 β_3 가 유의한 유의한 음(-)의 값을 보여주어 이익조정이 심할수록 회계이익과 Tobin의 Q값과의 관련성이 낮아진다는 결과가 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

5.3.3 장기현금유효세율(CETR10)과 장기회계유효세율(GETR10)의 비교

본 연구에서는 조세부담의 측정치로 실지부담세액의 정보를 이용하여 장기현금유효세율을 사용하였

다. 조세최소화전략의 결과는 실제 조세부담액을 줄이는 것이라 판단했기 때문이다. 그러나 선행연구에서는 조세부담의 측정치로 회계정보로서의 법인세비용, 즉 장기회계유효세율도 많이 활용된다. 이러한 점을 반영하여 장기현금유효세율과 장기회계유효세율의 결과를 비교해볼 필요가 있다.

〈표 14〉는 장기회계유효세율의 누적기간에 따른 조세부담수준과 회계이익의 가치관련성에 대한 실증 결과이다. 장기현금유효세율의 결과인 〈표 13〉과 비교할 때 장기회계유효세율 또한 조세부담수준을 측정하는 결과치로 대체로 유사하게 나타났다.

VI. 결론

본 연구는 만일 기업이 조세부담 최소화전략을 효과적이고 지속적으로 잘 수행하는 능력을 갖춘다면, 그 능력이 기업가치평가에 어떻게 반영이 될 것인가에 대한 의문에서 출발하였다. 기업의 영업전략, 재무전략과 더불어 조세전략도 기업의 부의 창출에 중요한 요인이기 때문이다. 조세전략은 일반적으로 조세회피와 연결되어 경영의 부정적인 측면으로 이해되는 경우가 많았으나 기업입장에서는 세후 현금흐름을 극대화하는 중요한 수단 중에 하나이다.

조세부담수준은 모든 기업마다 다르기 때문에 기업의 고유한 특성이 될 수 있다. 개별 기업의 조세전략에 의해 조세부담수준이 장기적으로 지속된다면, 이는 기업의 장기적인 세후 이익 예측치에 영향을 미칠 수 있고 이는 기업가치와 연결된다고 예상하였다. 즉, 기업의 조세부담수준이 신뢰할 수 있게 지속 가능하다면 가치평가과정에 영향을 줄 수 있다. 이러한 예상 하에 본 연구는 지속적으로 조세부담수준

이 낮은 기업을 대상으로 조세부담수준에 따른 회계이익의 가치관련성의 변화에 대한 연구를 진행하였다.

본 연구의 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 장기현금유효세율이 낮아 조세부담수준이 낮은 기업들의 경우 회계이익의 가치관련성이 유의하게 나타나, 기업의 조세부담수준이 기업가치평가에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 장기현금유효세율이 낮고 재량적발생액도 낮아 조세부담수준과 이익조정정도가 동시에 낮은 기업들의 경우 회계이익의 가치관련성이 이익조정정도가 높은 기업에 비해 유의하게 높게 나타났다. 이는 낮은 조세부담이라고 할지라도 이익조정에 의한 것이라면 시장은 이에 대한 가치를 평가절하하는 것으로 해석할 수 있다.

본 연구의 시사점은 과거 또는 현재의 조세부담수준을 나타내는 정보는 현재 기업가치를 평가하는 요소가 될 수 있고, 이 정보의 지속가능성이 충분하여 미래예측가능한 조세부담수준에 대한 정보로 활용될 수 있다면 미래의 기업가치를 예측하는 요소로도 이용될 수가 있다는 것이다. 그리고 이러한 조세부담수준은 이익조정과 같이 지속가능성이 유지될 수 없을 것이라고 판단되는 상황에서는 신뢰성을 잃어 정보로서의 효과를 상실하게 될 수 있다. 즉, 낮은 조세부담수준이 가치평가과정의 정보적 요소로 인식되고 있지만 가치평가에 반영되기 위해서는 지속성과 신뢰성을 가져야 한다는 것을 실증적으로 검증한 점이 본 연구의 공헌점이라고 생각된다.

그러나 본 연구는 다음의 한계점을 갖는다. 먼저, 기업의 효과적이고 지속적인 조세전략에 의한 낮은 조세부담이라는 속성을 어떻게 측정할 것이냐에 대한 문제이다. 본 연구에서는 10년간의 장기현금유효세율을 그 대용변수로 사용했지만, 이러한 속성의 평가는 다른 대체적인 변수의 검토를 계속해서 필요로 한다. 그리고 낮은 조세부담이 기업조세최소화전

략에 따른 결과, 기업고유의 특성, 그리고 이익조정 등 공격적 조세회피 중 어느 요인에 의한 것인지에 대한 구체적인 구분이 필요하며, 본 연구에서는 이를 위해 조세부담수준을 이익조정 크기로 나누어 보았지만, 추가적인 시도가 필요할 것으로 생각된다. 이러한 본 연구의 한계점은 추가적인 후속연구들의 필요성을 보여준다.

참고문헌

- 강정연 · 고종권(2014), “기업지배구조가 조세회피와 기업 가치의 관계에 미치는 영향,” **회계학연구**, 39(1), 147-183.
- 기은선(2012), “기업의 사회적 책임활동이 조세회피 및 조세회피에 대한 시장반응에 미치는 영향,” **세무학연구**, 29(2), 107-136.
- 김경호 · 박종일(2003), “법인세를 인하여 따른 기업의 이익조정행태,” **회계학연구**, 28(3), 85-120.
- 고윤성 · 김지홍 · 최원욱(2007), “조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구,” **세무학연구**, 24(4), 9-40.
- 고종권(1997), “조세부담측정치에 대한 연구,” **회계학연구**, 22(3), 51-84.
- 박성욱 · 나형중 · 정희선(2015), “기업의 성장률과 지배주주 지분을 변화에 따른 조세회피 수준 분석,” **세무학연구**, 32(4), 315-340.
- 손기근 · 윤성만 · 최원석(2010), “법인세율인하와 재무보고비용이 이익조정에 미치는 영향,” **세무와회계저널**, 11(3), 261-286.
- 손언승 · 양동훈 · 이상철 · 김갑순(2012), “기업지배구조가 조세절감활동과 기업가치의 관련성에 미치는 영향에 대한 연구,” **세무와회계저널**, 13(3), 385-419.
- 이창우 · 전규안(1997), “조세부담측정치로서의 유효법인세율의 비판적 검토,” **경영학연구**, 26(4), 851-874.
- 전주성(2011), “조세회피와 기업가치: 지배구조의 역할을 중심으로,” **재정학연구**, 4(4), 59-85.
- Amir, E., T. Harris, and E. Venuti(1993), “A Comparison of Value-Relevance of U.S. versus Non-U.S. GAAP Accounting Measures Using Form 20-F Reconciliations,” *Journal of Accounting Research*, 31, 230-264.
- Barth, M., W. Beaver, and W. Landsman(2001), “The Relevance of the Value Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting: Another View,” *Journal of Accounting and Economics*, 31, 77-104.
- Chen, K. P., and C. C. Y. Chu(2005), “International Control and External Evasion : A Model of Business Tax Compliance,” *Rand Journal of Economics*, 36(1), 151-164.
- Chen, S., X. Chen, Q. Cheng, and T. Shevlin(2010), “Are Family Firms More Tax Aggressive than Non-Family Firm?” *Journal of Financial Economics*, 95, 41-61.
- Collins, D., E. Maydew, and I. Weiss(1997), “Changes in the Value-Relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years,” *Journal of Accounting and Economics*, 24, 39-67.
- Core, J., W. Guay, and A. Buskirk(2003), “Market Valuations in the New Economy : An Investigation of what has Changed,” *Journal of Accounting and Economics*, 34, 43-67.
- Crocker, K., and J. Slemrod(2005), “Corporate Tax Evasion with Agency Costs,” *Journal of Public Economics*, 89(9-10), 1593-1610.
- Dechow, P. M., R. Sloan, and A. Sweeny(1995), “Detecting Earnings Management,” *The Accounting Review*, 70(April), 193-225.
- 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.
- Dyreg, S., M. Hanlon, and E. Maydew(2008), "Long-run Corporate Tax Avoidance," *The Accounting Review*, 83, 61-82.
- Feltham, G., and J. Ohlson(1995), "Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities," *Contemporary Accounting Research* 11, 689-731.
- Francis, J., and K. Shipper(1999), "Have Financial Statements Lost their Relevance?" *Journal of Accounting Research*, 37, 319-352.
- Frank, M., Lynch, L., Rego, S.(2009), "Tax Reporting Aggressiveness and Its Relation to Aggressive Financial Reporting," *The Accounting Review*, 84, 467-496.
- Inger, Kerry Katharine(2013), "Relative Valuation of Alternative Methods of Tax Avoidance," SSRN Working Paper.
- Jacob, M., and H. Schütt(2013), "Firm Valuation and the Uncertainty of Future Tax Avoidance." Working Paper.
- Jones, J.(1991), "Earnings Management During Import Relief Investigation," *Journal of Accounting Research*, 29(Autumn), 193-228.
- Hanlon, M., and J. Slemrod.(2009), "What does Tax Aggressiveness Signal? Evidence from Stock Price Reactions to News about Tax Shelter Involvement," *Journal of Public Economics*, 93, 126-141.
- Hanlon, M., and S. Heitzman.(2010), "A Review of Tax Research," *Journal of Accounting and Economics*, 50, 127-178.
- Kim, J., Y. Li, L. Zhang(2011). "Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk : Firm-level analysis," *Journal of Financial Economics*, 100, 639-662.
- Kothari, S.P., A.J.Leon, and C.E.Wasley(2005), "Performance Matched Discretionary Accrual Measures," *Journal of Accounting and Economics*, 39, 163-197.
- Ohlson, J.(1995), "Earnings, Book Values and Dividends in Security Valuation," *Contemporary Accounting Research*, 11, 661 - 687.
- Park, Sung Ook, and Jeong Un Choi.(2014), "Outside Director and Tax Avoidance: Focus on KOSDAQ Companies," *The Journal of Small Business Innovation*, 17(1), 43-54.
- Slemrod J.(2004), "The Economics of Corporate Tax Selfishness," *National Tax Journal*, 57(4), 877-899.
- Watts, R., and J. Zimmerman(1990), "Positive Accounting Theory : A Ten Year Perspective," *The Accounting Review*, 65, 131-156.

An Empirical Study of the Effect of Long-term Tax Minimization Strategy on Value Relevance of Book Income

Young-Han Lee* · Eugene Choi**

Abstract

How does company's tax minimization strategy affect on firm value? If the company reduces actively tax expenditures through tax minimization strategies, it will improve cash flow and surplus cash flow will have a positive effect on corporate valuation. The surplus cash flow due to tax minimization strategies, on the other hand, may not be connected to the corporate value due to the opacity of accounting information. Because of these contradictory effects, the level of tax burden may affect differently when Valuation. The purpose of this study is to investigate the value relevance between accounting earnings and information for the tax burden in these conflicting possibilities.

For this study, we used Ohlson(1995)'s model to test these hypothesis, which is the most commonly used in the valuation. Although previous studies have described the value of the company using Tobin's Q, we are focused to test the direct link between price and accounting earnings. Ohlson's model is the most intuitive model to validate the accounting profit. Tax burden levels were measured using a long-term effective rate by Desai et al(2008). This is because long-term effective tax rate can be inferred that the public continues to persist even after the future. In addition, the tax burden level is divided according to the level of earnings management, as measured by the absolute value of discretionary accruals. We used Kothari et al(2005)'s method.

Test results were as follows. For the firms of lower long-term effective tax rate, value relevance of accounting earnings came out significantly higher. This show that the tax burden level affects in corporate valuation process through accounting earnings. And for the firms of higher

* Professor, The University of Seoul, Department of Science in Taxation, First Author

** Doctoral Student, The Graduate School of Science in Taxation, The University of Seoul, Corresponding Author

earnings management, despite lower long-term effective tax rate, value relevance of accounting earnings appeared significantly lower. These results can be interpreted that investors discriminate firms in evaluation by clarifying whether tax burden is relevant to earnings management or not. We can infer that market participants reflect differently about opacity information. For the robustness of study, we tested the tax burden measured by the estimated effective tax rate. But we didn't get a significant result as long-term effective tax rate.

Our study contributes to two streams of research. First, we offered empirical evidence between accounting earnings and firm value depending on tax burden. Second, we also gave new evidence between accounting earnings and firm value through opacity information. As finding link about accounting earnings and firm value through taxes information, we now have a chance to think about usefulness of taxes information. Despite these contributions, we didn't describe specific causality about low tax burden. For example, whether highly likely to manage a structure designed to relieve tax burdens including leverage structure, retention of depreciable assets, tax credits, tax reductions, and cost structure of disclamation, or not. Research on these causal relationships will be covered in a follow-up study.

Key words: long-run effective tax rate, value relevance, tax minimization strategy

-
- 저자 이영환은 현재 서울시립대학교 경경대학 세무학과 회계학 전공 교수로 재직 중이다. 연세대학교 경영학과를 졸업하고 연세대학교 대학원 경영학과에서 경영학 석사 및 경영학 박사를 취득하였다. 한국공인회계사이며, KPMG 산동회계법인에서 공인회계사로, 한국 기업평가원에서 책임연구원으로 근무하였다. 주요연구분야는 세무회계, 회계감사, 금융조세 등이다.
 - 저자 최유진은 현재 서울시립대학교 세무전문대학원 박사과정에 재학중이며, 고려대학교를 졸업하고, 고려대학교에서 경영학 석사를 취득하였으며 세무사이다. 주요 연구분야는 세무회계, 재무회계 및 조세법이다.