

세무와회계저널
제8권 제2호 2007년 6월 pp.113~142
한국세무학회

유효법인세변동액과 이익지속성 및 가치관련성*

조현우**

<요 약>

유효법인세변동액은 전기와 당기의 유효법인세율의 변화만큼 당기에 가산되는 이익의 구성요소이다. 유효법인세율을 법인세비용을 법인세차감전순이익으로 나누어 정의할 때 법인세비용은 기업회계기준에 의해 법인세부담액과 이연법인세자산·부채로 결정되고, 법인세차감전순이익은 영업현금흐름과 발생액으로 구성된다. 법인세비용을 이용하여 보고이익을 조정하려는 경영자는 이연법인세자산의 실현가능성에 부여된 재량권을 최대한 활용할 것으로 예측되며, 법인세부담액을 조정하기 위해 직·간접적인 조세혜택 역시 최대한 활용하게 될 것이다. 이익조정이 발생액을 대상으로 이루어진다는 점에 비추어 볼 때 회계이익에 발생액이 많이 포함되어 있는 경우에는 이익지속성이 낮을 수밖에 없다. 따라서 동일한 당기순이익 중에서 유효법인세변동액이 차지하는 비중이 클수록 이익지속성은 낮아질 것이다. 또한 이익지속성이 낮을수록 이익의 추가배수는 낮을 것으로 예측가능하다.

이와 관련하여 본 연구는 전기와 당기의 유효법인세율 변화로 측정된 유효법인세변동액이 이익지속성 및 가치관련성에 미치는 영향에 대하여 분석하였다. 본 연구의 분석결과에 의하면 유효법인세변동액과 시계열상 이익지속성이 음(-)의 관계를 나타내 유효법인세변동액이 이익지속성을 하락시키는 항목임이 관찰되었다. 이러한 관계는 유효법인세율의 변화크기가 크고 이익조정가능성이 높을수록 더욱 뚜렷이 나타났다. 또한 국내자본시장에서 유효법인세변동액은 일단 단순비용의 감소로 인식되어 기업가치를 증가시키는 항목으로 나타났지만 유효법인세율의 변화크기가 큰 집단 또는 이익조정가능성이 높은 집단에서의 유효법인세변동액은 그렇지 않은 집단에 비해 추가배수가 낮았다. 이는 유효법인세변동액이 갖는 이익의 질적인 정보가 자본시장에 반영된 결과로 해석된다.

본 연구의 결과는 주식시장 참여자들이 유효법인세율의 변화에 대한 유용성을 인정하고 이익의 질과 기업가치를 평가함에 있어서 동 변동액이 실질적인 경제적 의미를 갖는지 여부를 파악할 수 있게 하므로 유효법인세율의 정보유용성을 확대하였다. 특히 법인세비용 대 법인세비용차감전순이익으로 정의된 유효법인세율이 경영자의 기회주의적 행동으로 인해 변화될 수 있음을 보였다는 점에서 의의를 갖는다. 따라서 기업가치평가시 기업특성요인과 더불어 비교제무제표를 통해 손쉽게 측정되는 유효법인세변동액을 추가적으로 고려할 필요가 있음에 유의할 필요가 있다.

<주제어> 가치관련성, 유효법인세변동액, 이익조정, 이익지속성

* 본 논문은 2007학년도 숭의여자대학 학술연구비 지원에 의해 연구되었음.

본 논문의 심사과정에서 유익한 조언을 해주신 심사위원께 진심으로 감사드립니다.

** 숭의여자대학 비서행정과 전임강사, hwcho@sewc.ac.kr, (02)3708-9282

논문접수일 2007년 4월

게재확정일 2007년 6월

I. 서 론

본 연구는 전기와 당기의 유효법인세율 변화로 측정된 유효법인세변동액이 이익지속성 및 가치 관련성에 미치는 영향에 대하여 분석하였다.¹⁾ 유효법인세변동액은 전기와 당기의 유효법인세율의 변화로 인해 당기이익에 가산 또는 차감되는 부분이다. 유효법인세율에 대한 기존의 선행연구에서는 유효법인세율이 기업별, 기간별 그리고 산업별로 차이를 보이고 있고 이러한 차이는 주로 조세혜택의 차이에 의해 발생하는 것으로 해석되어 왔다.

그러나 유효법인세율에는 조세혜택의 효과와 기업소득의 효과가 혼합되어 나타날 수 있으며 이로 인해 유효법인세율의 변동이 어떤 요인에 의해 야기 되었는지에 대한 추정이 잘못 이루어 질 수 있음이 보고되고 있다(Wilkie 1988). 즉, 조세혜택과 세전이익 사이에 완전한 비례관계가 성립되지 않을 경우 유효법인세율의 변동은 조세혜택의 변동뿐만 아니라 세전이익의 변동에 의해서도 발생할 수 있다는 것이다. 또한 최근 유효법인세율과 관련된 연구에서는 유효법인세율이 조세부담의 적절한 대용치(proxy)가 아님을 지적하고 있다(이창우와 전규안 1997; 고종권 1997).

유효법인세율을 법인세비용을 법인세차감전순이익으로 나누어 정의한다면, 유효법인세율의 분자를 구성하는 법인세비용과 분모를 구성하는 법인세차감전순이익은 모두 손익계산상서상의 항목으로서 당기순이익에 영향을 미치게 된다. 유효법인세율의 분자를 구성하는 법인세비용은 회계이익과 과세소득의 차이가 반영된 과세소득에 기업의 한계세율을 적용하여 계산한 법인세부담액과 회계이익과 과세소득의 일시적차이에 대한 법인세효과인 이연법인세자산·부채로 결정된다. 법인세비용을 이용하여 보고이익을 조정하려는 경영자는 이연법인세자산의 실현가능성에 부여된 재량권을 최대한 활용할 것으로 보인다. 이러한 유인이 큰 기업의 경영자는 법인세부담액을 조정하기 위해 적·간접적인 조세혜택 역시 최대한 활용하게 될 것이다.

또한 유효법인세율의 분모를 구성하는 법인세차감전순이익에는 영업현금흐름과 발생액에 대한 정보를 내포하고 있다. 이익의 질과 관련된 선행연구들에 의하면 회계이익에 발생액이 많이 포함되어 있는 경우에는 이익의 질이 낮을 수밖에 없다는 것이 일반적인 견해이다. 따라서 당기순이익의 변화와 직접적인 관계를 갖는 유효법인세율의 구성요소에 대한 변화는 이익의 질적인 측면에서 매우 중요한 역할을 하게 된다. 또한 경영자의 사적정보 내지는 기회주의적인 행위를 포착하는데 유효법인세변동액이 효과적인 수단이 될 수 있다(조현우와 백원선 2007). 이처럼 유효법인세율이 조세부담에 대한 적절한 대용치가 되지 못 할지언정 이익의 질이나 기업가치 측면 또는 경영자의 기회

1) 예를 들어 t 년도와 $t-1$ 년도의 법인세차감전순이익이 120원, 100원이고 법인세비용이 30원, 40원이라고 가정하면 당기순이익은 90원, 60원으로 결정되고 $ETR(\text{법인세비용}/\text{법인세차감전순이익})$ 은 25%와 40%로 계산된다. 여기서, t 년도와 $t-1$ 년도의 당기순이익변화는 30원이고 법인세차감전순이익의 변화는 20원이다. t 년도 유효법인세율의 변화로 인해 발생한 유효법인세변동액은 18원 $[120\text{원}(0.4-0.25)]$ 으로 양(+)의 값을 갖는데 이는 t 년도 당기순이익에 가산되는 부분이다. 따라서 t 년도 당기순이익 90원에서 18원만큼은 유효법인세변동액이며 나머지 72원은 동 변동액을 제외한 당기순이익이다(Lev and Thiagarajan 1993).

주의적인 행위에 대한 포착수단으로서 유용한 정보를 제공할 것으로 기대된다.

이익의 질에 관한 연구는 1980년대부터 많은 학자들의 관심의 대상이 되어 왔다. 미국의 재무회계위원회(FASB 1980)의 개념보고서(SFAC) 제2호(1980) “회계정보의 질적 특성”에서 회계정보는 목적적합성, 신뢰성, 그리고 비교가능성이 높을 때 유용한 정보가 될 수 있음을 포괄적으로 제시하고 있다. 이익의 질을 결정짓는 요인으로는 이익지속성, 보수주의, 현금전환가능성, 이익변동성 및 이익에 추가가능성 등이 거론되고 있다(김문철·최 관 1999).

이 중에서 현금전환가능성과 이익지속성이 이익의 질을 가장 잘 대변하고 있는 것으로 알려져 있다. 특히 이익지속성은 당기 이익과 미래 이익간의 관련성으로 측정하고 있는데 이러한 관련성이 높다는 것은 그만큼 당기 이익이 질적으로 우수하다는 것을 나타낸다(Sloan 1996). 또한 회계이익이 영업현금흐름과 발생액으로 구성되기 때문에 발생액은 현금흐름을 수반하지 않는 항목을 포함할 수 있다. 따라서 다른 조건이 일정할 때 회계이익을 구성하는 발생액이 가까운 장래에 현금으로 전환될 가능성이 크면 클수록 이익에 대한 불확실성은 감소하게 되어 이익의 질이 높아지게 될 것이다(Dechow and Dichev 2002).

유효법인세변동액과 이익의 질에 대한 선행연구는 거의 전무한 상태이고 기업가치 측면에서 접근을 시도하는 연구는 적지 않게 존재한다. 유효법인세율과 미래이익, 주가반응에 관한 연구들은 유효법인세율의 변화로 인한 일시적인 당기이익의 변화는 이익의 질적인 측면에서 자본시장에 부정적인 신호로 작용한다고 보고하고 있다(Lev and Thiagarajan 1993; Abarbanell and Bushee 1998; 한봉희 1998; 유상열과 이석영 2005). 이와 관련하여 본 연구는 유효법인세변동액이 이익지속성 및 가치평가에 미치는 영향에 대하여 분석하였다. 구체적으로 유효법인세변동액이 이익지속성을 하락시킬 것이라는 것과 유효법인세율의 변화 및 이익조정가능성에 따라 동 변동액이 자본시장에서 차별적으로 평가받을 것이라는 가설을 검증하였다.

2000부터 2002년 사이에 거래소시장에 상장되어 있는 기업 중 금융업에 속하지 않고 관련 재무자료가 존재하는 기업(779개 기업-년)을 대상으로 유효법인세율의 변화로 측정된 유효법인세변동액이 이익의 질적인 측면에서 정보적 유용성을 갖는지에 대한 분석을 수행하였다. 이익지속성은 Ohlson(1995)에서 사용된 시계열(time series)상 초과이익의 1차자기회귀계수인 이익지속성계수(ω)를 사용하였다.

분석결과는 가설의 예상대로, 유효법인세변동액과 시계열상 이익지속성은 음(-)의 관계를 나타내 유효법인세변동액이 이익지속성을 하락시키는 항목임이 관찰되었다. 이러한 관계는 유효법인세율의 변화크기가 크고 이익조정가능성이 높을수록 더욱 뚜렷이 나타났다. 또한 국내자본시장에서 유효법인세변동액은 일단 단순비용의 감소로 인식되어 기업가치를 증가시키는 항목으로 나타났지만 유효법인세율의 변화크기가 큰 집단 또는 이익조정가능성이 높은 집단에서의 유효법인세변동액은 그렇지 않은 집단에 비해 추가배수가 낮았다. 이는 유효법인세변동액이 갖는 이익의 질적인 정보가 자본시장에 반영된 결과로 해석된다.

본 연구의 결과는 주식시장 참여자들이 유효법인세율의 변화에 대한 유용성을 인정하고 회계이

익의 질과 기업가치를 평가함에 있어서 동 변동액이 실질적인 경제적 의미를 갖는지 여부를 파악할 수 있게 하므로 유효법인세율의 정보유용성을 확대하였다. 특히 법인세비용을 법인세차감전순이익으로 나누어 정의된 유효법인세율이 경영자의 기회주의적인 행위로 인해 변화될 수 있음을 보였다는 점에서 공헌점을 갖는다. 따라서 기업가치평가지 기업특성요인과 더불어 비교재무제표정보를 통해 손쉽게 측정가능한 유효법인세변동액을 추가적으로 고려할 필요가 있음에 유의할 필요가 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 선행연구의 검토를 통하여 연구주제를 확인하며 III장에서는 연구방법 및 표본에 대하여 논의한다. IV장에서는 실증분석결과를 논의하고, 끝으로 V장에서는 결론 및 한계점에 대한 부분을 언급한다.

II. 선행연구검토 및 가설설정

1. 선행연구검토

회계이익의 질에 가장 많은 영향을 주는 요인으로 간주되고 있는 이익지속성의 개념은 이익이 유지되는 정도가 높으면 높을수록 이익의 질이 높아진다는 견해이다. 이익지속성은 특별항목이나 중단된 영업 등으로 발생하는 비정상적이며 비반복적인 항목을 제외하고 정상적인 영업활동으로 얻어질 수 있는 이익의 지속성을 말하며, 이러한 이익의 수준이 높으면 높을수록 이익지속성이 높다고 할 수 있다.

회계이익을 영업이익, 경상이익, 법인세차감전순이익, 그리고 당기순이익으로 각각 구분하여 보면, 영업이익의 지속성에 따른 당기순이익의 예측력이 경상이익과 당기순이익에 의한 구분보다 예측력이 높다는 연구결과가 보고되었다(김문철과 최관 1999; 전진문 2003). 이러한 결과는 비영업적이거나 비정상적인 항목을 제외한 영업이익이 가장 예측력이 뛰어나며 높은 회계이익의 질을 나타내고 있다는 것을 시사해준다.

Comiskey(1982)는 신용분석가의 관점에서 이익지속성이 회계이익의 질을 결정하는 중요한 개념임을 강조하였고 Kormendi and Lipe(1987)는 이익의 질과 관련된 이익지속성이 해당 기업의 주가에 차별적으로 반응하고 있음을 보고하였다. 이에 반해 회계정보 이용자인 재무분석가, 신용분석가, 공인 회계사 등 전문투자자 집단을 대상으로 이익의 질에 대한 유용성과 개념에 대한 설문조사결과에서는 재무분석가의 경우 이익지속성을, 신용분석가의 경우에는 현금전환가능성을 이익의 질에 대한 개념으로 인식하고 있었다(김문철과 최관 1999).

Lev and Thiagarajan(1993)은 12개의 재무제표요소들을 사용하여 각 요소별로 이익의 질이 하락한 경우에는 0을 이익의 질이 상승한 경우에는 1의 값을 부여하고 이들을 합한 숫자를 이익의 질에 대한 대응치로 보았다. 그들은 이익의 질이 높아질수록 이익반응계수가 증가하고 있음을 관찰하였다. Liu and Ziebart(1997)는 이익의 질이 전체 이익 중에서 계속적인 영업활동으로부터 얻어지는 이익의 정도에 의해 결정되고 이것은 주가·이익비율(PER)로 나타나고 있음을 확인하였다.

국내 자본시장에서는 시계열상 이익지속성계수가 클 경우 회계이익의 주가배수는 그렇지 않은 경우에 비해 크고, 순자산의 주가배수는 작게 나타나는 현상이 관찰되었다(백원선과 최 관 1999). 이는 자본시장에서의 회계이익과 순자산의 상대적 중요성이 이익지속성에 따라 차별적으로 나타나고 있다는 것을 의미한다. 또한 이익지속성이 높은 경우 그렇지 않은 경우에 비하여 이익예측오차가 덜 낙관적이며, 이익예측정확성도 높게 나타나고 있었다(정석우와 임태균 2005). 이러한 결과는 재무분석가가 이익예측을 함에 있어 이익지속성을 충분히 고려하고 있다는 것을 시사해준다.

이밖에도 회계이익과 과세소득의 차이가 큰 기업의 회계연도가 차이가 작은 기업의 회계연도보다 더 낮은 이익지속성을 나타내고 있음이 보고되었고(Hanlon 2005), 영업외손익 중 지속적 손익 후보들은 유의한 지속계수를 갖고 있는 반면에 일시적 손익 후보들은 대부분 특별손익처럼 미래 지속성이 없다는 것이 발견되었다(김권중과 김문철 2003). 이는 미래 이익예측의 관점에서 볼 때 일시적 손익항목들의 경우 사실상 특별손익과 다를 바 없다는 것을 의미하며, 경상이익과 특별손익을 구분해야 할 근거를 찾기 어렵다는 것을 시사한다.

한편, 유효법인세율과 미래이익, 주가반응에 관한 연구를 살펴보면 과거 1990년대 초·중반 연구들에서는 유효법인세율이 기업의 초과수익률(abnormal return)과 음(-)의 관계를 나타내고 있었다(Lev and Thiagarajan 1993). 또한 최근연구에서도 직전 3개년 평균유효법인세율과 당기유효법인세율의 차이에 당기 주당순이익변화를 곱한 유효법인세가 기업의 초과수익률과 음(-)의 관련성이 있었고 미래이익과도 음(-)의 관계가 있음을 보여주었다(Abarbanell and Bushee 1998). 즉 유효법인세율의 변화로 인한 당기이익의 변화가 이익의 질적인 측면에서 자본시장에 부정적인 신호로 작용한다는 것이다. 이는 외국인투자자의 경우 투자대상 선정시 회계이익의 질적 수준(이익지속성, 현금전환가능성, 보수주의 등)을 중요한 판단요인으로 사용하고 있다는 것과 일관성이 있다(전영순 2003; 김상헌과 조현우 2005).

국내기업들을 대상으로 유효법인세율과 초과수익률의 관계를 분석한 연구에서는 유효법인세율이 초과수익률과 음(-)의 관계에 있지만 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보고하였다(한봉희 1998). 이와 같이 전반적으로 유효법인세와 관련된 연구들에서는 유효법인세율과 기업의 초과수익률은 음(-)의 관계를 보이고 있다.

유효법인세율이 기업별, 기간별 그리고 산업별로 차이를 보이고 있고 이러한 차이는 주로 조세혜택의 차이에 의해 발생하는 것으로 해석되어 왔다. 그러나 유효법인세율에는 조세혜택의 효과와 기업소득의 효과가 혼합되어 나타날 수 있으며 이로 인해 유효법인세율의 변동이 어떤 요인에 의해 야기 되었는지에 대한 추정이 잘못 이루어 질 수 있음이 보고되기도 하였다(Wilkie 1988). 즉, 조세혜택과 세전이익 사이에 완전한 비례관계가 성립되지 않을 경우 유효법인세율의 변동은 조세혜택의 변동뿐만 아니라 세전이익의 변동에 의해서도 발생할 수 있다는 것이다. 또한 이연법인세제도가 시행되기 이전의 유효법인세율과 관련된 연구에서도 유효법인세율이 조세부담의 적절한 대용치(proxy)가 아님이 지적되고 있었다(이창우와 전규안 1997; 고종권 1997).

그러나 현행 기업회계기준서 제16호 “법인세회계”에서는 이연법인세회계를 예외조항을 제외하고는 모든 상장·등록법인에게 의무적으로 적용하도록 강제하고 있다. 만약 법인세비용을 법인세차감

전순이익으로 나누어 유효법인세율을 정의한다면 이연법인세회계를 적용하지 않던 과거의 유효법인세율과는 다른 현상을 보일 수 있다. 기존의 선행연구들에 의하면 경영자의 이익조정행위가 이연법인세자산·부채에 반영될 수 있기 때문이다(Phillips et al. 2003; 전규안과 박종일 2002; 최종서와 문승엽 2005).

따라서 유효법인세율의 분자를 구성하는 법인세비용은 경영자의 이익조정행위에 따라 변경될 여지가 있으며 유효법인세율의 분모를 구성하는 법인세차감전순이익 역시 회계상 발생액을 통해 경영자의 이익조정행위가 반영될 수 있다. 이와 관련하여 본 연구에서는 유효법인세율의 변화로 측정된 유효법인세변동액이 이익지속성 측면에서 정보적 유용성을 갖는지에 대한 분석을 수행하였고, 유효법인세율의 변화 및 이익조정가능성에 따른 동 변동액의 차별적 가치관련성을 분석하고 있으므로 기존의 연구와는 차별화된다.

2. 가설설정

과세당국은 조세정책을 실행함에 있어 공평과세의 실현과 바람직한 경제행위의 촉진이라는 두 가지 목표를 달성하고자 한다. 또한 법인세는 법인의 소득을 과세대상으로 하는 조세로서 동일한 소득에 대하여 동일한 금액의 법인세를 징수하여야 조세부담이 공평하게 될 것이다. 법인세부담이 기업간에 공평한지 또는 조세정책이 효율적인지를 판단하기 위하여 그 동안 유효법인세율과 기업특성 요인 사이의 관계에 대하여 많은 연구가 수행되었다(Omer et al. 1991; Porcano 1986; Kern and Morris 1992; Zimmerman 1983). 유효법인세율이 기업간에 차이가 나는 것에 대한 지금까지의 일반적인 설명은 조세혜택에 대한 세법상의 규정이 기업간에 차이가 나기 때문이라는 것이다. 하지만 조세혜택 뿐만 아니라 법인세차감전순이익과 완전한 비례관계에 있지 아니할 경우 유효법인세율은 조세혜택이 용 정도만을 반영하는 측정치가 되지 못할 수 있다.

조세당국의 세원관리가 유효법인세율의 분자를 구성하는 법인세비용의 변동성을 기준으로 이루어진다면 기업의 경영자는 동 법인세비용을 조정함으로써 불필요한 조세마찰을 회피하려할 것이다(이용호 1995; 전춘옥 등 1996). 또한 손익계산서에 기록되는 법인세비용은 수익비용대응의 원칙에 필요한 이연법인세와 과세소득에 기업의 한계세율을 적용한 법인세부담액에 전적으로 의존하게 된다. 현행 기업회계기준의 이연법인세회계는 이연법인세자산을 인식함에 있어서 미래실현가능성에 그 근거를 두고 있다. 이연법인세자산의 미래실현가능성 판단은 경영자 또는 외부감사인의 통제능력에 의존하게 되므로 기회주의적인 이익조정의 수단이 될 수 있다(Miller and Skinner 1998; 이화진 2003; 백원선과 김상현 2005; 백원선과 조현우 2005).²⁾

2) 이연법인세회계가 경영자의 기회주의적인 이익조정행위의 수단이 될 수 있으므로 본 연구에서는 이연법인세회계가 최초로 적용된 시점인 1999년부터 2003년까지를 분석대상기간으로 하였지만 Dechow and Dichev(2002)모형에 대한 측정변수($t+1$ 년 영업현금흐름)와 t 년도 이연법인세변동액을 측정하기 위해서는 $t-1$ 년 이연법인세가 필요하기 때문에 표본기간은 2000년부터 2002년에 국한된다.

유효법인세율의 구성요소 중 납부세액을 법인세비용으로, 조세부담능력을 법인세차감전순이익으로 정의한다면 분자 또는 분모의 구성항목은 모두 손익계산서상의 항목으로서 당기순이익에 영향을 미치게 된다. 즉 법인세비용의 증가는 당기순이익의 감소를 수반하게 되며 법인세차감전순이익의 증가는 당기순이익의 증가를 가져온다. 또한 전기에 비해 당기의 유효법인세율이 증가하는 경우에는 법인세비용이 증가 또는 법인세차감전순이익의 감소로 인해 증가되었을 것으로 추정 가능하다. 이와 같이 유효법인세율의 분모를 구성하는 법인세차감전순이익의 변화와 분자에 해당하는 법인세비용의 변화를 통해 유효법인세율이 변경될 수 있다. 따라서 당기순이익의 변화와 직접적인 관계를 갖는 유효법인세율의 구성요소에 대한 변화는 이익지속성과 기업가치 측면에서 매우 중요한 역할을 하게 된다.

본 연구에서는 정의되는 유효법인세변동액은 전기와 당기의 유효법인세율의 변화로 인해 당기이익에 가산 또는 차감되는 부분이다. Lev and Thiagarajan(1993)은 이와 같은 유효법인세변동액이 이익지속성을 떨어뜨리기 때문에 자본시장에 부정적인 신호역할을 할 것으로 보았다. 또한 최근 언론에서도 기업가치평가지 유효법인세변동액에 대한 부분이 제외되고 있음을 보고한 바 있다(Wall Street Journal, 12/11/97, p.C1; Wall Street Journal, 01/07/02, Heard on the Street, p.C1-C2). 따라서 회계이익의 한 측면을 구성하는 유효법인세변동액은 이익지속성을 하락시킬 것으로 예측된다. 또한 경영자의 이익조정행위가 유효법인세율의 변화와 직접적인 관련성을 갖기 때문에 이러한 유인이 큰 기업의 유효법인세변동액은 이익지속성을 더욱 하락시킬 것이다. 이로부터 다음과 같은 가설을 설정한다.

연구가설 1 : 유효법인세변동액이 클수록 이익지속성은 낮아진다.

한편, 선행연구들에 의하면 유효법인세율은 기업의 초과수익률과 음(-)의 관계를 보이고 있으며(Lev and Thiagarajan 1993), 최근의 연구결과에서도 음(-)의 관련성이 있었고 미래이익과도 음(-)의 관계가 있음이 관찰되었다(Abarbanell and Bushee 1998). 이러한 결과는 유효법인세율의 변화로 인한 당기이익의 변화가 이익의 질적인 측면에서 자본시장에 부정적인 신호로 작용할 수 있다는 것을 시사해 준다. 따라서 국내주식시장 참여자들이 이러한 유효법인세율의 변화로 인한 이익변화정보의 유용성을 인정하고 기업가치를 평가함에 있어 동 변동액이 실질적인 경제적 의미를 갖는지는 실증적인 연구대상이다.

만약 유효법인세변동액이 이익의 질적인 측면에서 자본시장에 부정적인 신호역할을 한다면 동 변동액이 크면 클수록 기업가치 관련성은 낮아 질 것이다(Lev and Thiagarajan 1993; Abarbanell and Bushee 1998). 특히 경영자의 이익조정행위가 유효법인세율의 변화와 직접적인 관련성을 갖기 때문에 이러한 유인이 큰 기업의 유효법인세변동액에 대한 주가배수는 그렇지 않은 기업의 주가배수보다 낮을 것으로 예측된다. 이로부터 다음과 같은 가설을 설정한다.

연구가설 2 : 유효법인세변동액이 클수록 이익의 주가배수는 작아진다.

III. 연구방법 및 표본선정

1. 연구방법

본 연구에서는 유효법인세율의 변화로 측정된 유효법인세변동액이 정보적 관점에서 유용한지를 분석하는 것이 목적이므로 먼저 유효법인세변동액에 대한 정의가 필요하다. Lev and Thiagarajan(1993)은 당기와 전기의 이익변화($E_t - E_{t-1}$)가 다음과 같이 2가지로 구성되어 있다고 보았다.

$$\Delta E_t = \Delta PTE_t(1 - ETR_{t-1}) + PTE_t(ETR_{t-1} - ETR_t) \quad (1)$$

단, ΔE_t 는 t년도 순이익변화($E_t - E_{t-1}$),
 ΔPTE_t 는 t년도 법인세차감전순이익변화($PTE_t - PTE_{t-1}$),
 $PTE_{t(t-1)}$ 는 t(t-1)년도 법인세차감전순이익,
 $ETR_{t(t-1)}$ 는 t(t-1)년도 유효법인세율(법인세비용/법인세차감전순이익).

식 (1)을 이용하여 t년도 이익 즉, 수준(level)변수로 전환시키면 다음과 같다.

$$E_t = PTE_{t-1}(1 - ETR_{t-1}) + (PTE_t - PTE_{t-1})(1 - ETR_{t-1}) + PTE_t(ETR_{t-1} - ETR_t) \quad (2)$$

단, E_t 는 t년도 순이익,
 $PTE_{t(t-1)}$ 는 t(t-1)년도 법인세차감전순이익,
 $ETR_{t(t-1)}$ 는 t(t-1)년도 유효법인세율(법인세비용/법인세차감전순이익).

식 (2)의 세 번째 항인 $PTE_t(ETR_{t-1} - ETR_t)$ 가 양(음)의 값을 가지면 t년도 이익에 가산(차감)되는 부분인데 이를 유효법인세변동액으로 정의한다.³⁾ 본 연구에서는 이익의 질(quality)에 대한 대응치로

3) 유효법인세변동액(ETC_t)은 다음과 같이 정의할 수도 있다.

$$\begin{aligned} ETC_t &= PTE_t[(TAX_{t-1}/PTE_{t-1}) - (TAX_t/PTE_t)] \\ &= TAX_{t-1}(PTE_t/PTE_{t-1}) - TAX_t \\ &= (TB_{t-1} + \Delta DTL_{t-1} - \Delta DTA_{t-1})(PTE_t/PTE_{t-1}) - (TB_t + \Delta DTL_t - \Delta DTA_t) \text{ 또는} \\ ETC_t &= ETC_t^{DT} + ETC_t^{TB} \\ &= ① PTE_t[(\Delta DTL_{t-1} - \Delta DTA_{t-1})/PTE_{t-1} - (\Delta DTL_t - \Delta DTA_t)/PTE_t] \\ &\quad ② PTE_t[(TB_{t-1}/PTE_{t-1}) - (TB_t/PTE_t)] \end{aligned}$$

단, ETC_t^{DT} 는 t년도 이연법인세변화로 인한 유효법인세변동액,
 ETC_t^{TB} 는 t년도 법인세부담액변화로 인한 유효법인세변동액,
 $TB_{t(t-1)}$ 는 t(t-1)년도 법인세부담액,
 $\Delta DTL_{t(t-1)}$ 는 t(t-1)년도 이연법인세부채변화,
 $\Delta DTA_{t(t-1)}$ 는 t(t-1)년도 이연법인세자산변화.

Ohlson(1995)모형을 이용한 시계열상 초과이익의 지속성계수를 이용한다. Ohlson(1995)모형은 할인배당모형에 자본·순이익·배당간의 순전성 관계(clean surplus relation)와 초과이익의 시계열상 1차자기상관관계의 가정을 결합한 모형이다. Ohlson(1995)모형에서의 초과이익은 다음과 같이 기초순자산에 자본비용을 곱한 금액을 당기순이익에서 차감하여 계산한다.

$$[E_t - r_c \cdot (BV_{t-1})] = a_0 + a_1 [E_{t-1} - r_c \cdot (BV_{t-2})] + e_t \quad (3)$$

단, E_t 는 t년도 순이익/t-1년도 총자산,

E_{t-1} 는 t-1년도 순이익/t-2년도 총자산,

BV_{t-1} 는 t-1년도 순자산/t-2년도 총자산,

BV_{t-2} 는 t-2년도 순자산/t-3년도 총자산,

r_c 는 자본비용.

식 (3)에서 a_1 은 초과이익의 지속성계수를 의미한다. 본 연구에서는 식 (3)으로부터 추정된 두 기간의 기업별 초과이익의 1차 자기상관계수를 추정하여 초과이익에 대한 지속성계수(EPC_t)로 사용하였다.⁴⁾ 식 (3)의 초과이익지속성을 추정하기 위한 기간은 t년도부터 t-7년까지 총 8개년의 시계열자료를 사용하였고, 자본비용의 대용치로는 3년만기 국공채수익률을 사용하였다.

본 연구의 첫 번째 가설인 유효법인세변동액이 이익지속성을 하락시키는지를 검증하기 위해 이와 같이 측정된 이익지속성계수를 종속변수로 하고 유효법인세변동액을 주된 관심변수로 하는 다음을 회귀모형을 추정하였다.

$$EPC_t = a_0 + a_1 ETC_t + a_2 DM_{jt} \cdot ETC_t + a_3 BIG_t + a_4 COMP_t + a_5 LEV_t + a_6 CFO + a_7 SIZE_t + a_8 \sum IND_{it} + a_9 \sum YR_{kt} + e_t \quad (4)$$

단, EPC_t는 t년도 Ohlson(1995)의 초과이익에 대한 지속성계수(t년도부터 t-7년까지의 기업별 초과이익의 시계열 자료로부터 추정된 값),

ETC_t는 t년도 순이익에 가산될 유효법인세변동액[PTE_t(ETR_{t-1}-ETR_t)],

DM_{jt}는 t년도 유효법인세율이 t-1년도에 비해 크게 변화(증가·감소)된 집단에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,

DM_{2t}는 t년도 유효법인세변동액 반영전 성과($E_t - ETC_t$)와 t-1년도 순이익과의 차이를 3등분 했을 때 상위1분위에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,

DM_{3t}는 t년도 이연법인세 변동액 반영전 성과($E_t - DTR_t$)와 t-1년도 순이익과의 차이를 3등분 했을 때 상위1분위에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수[DTR_t는 (t년도 이연법인세자산-t년도 이연법인세부채)-(t-1년도 이연법인세자산-t-1년도 이연법인세부채)],

4) 식 (4)와 같은 초과이익에 대한 지속성계수는 백원선과 최 관(1999), 정석우와 임태균(2005) 등에 의해서 사용되기도 하였다.

BIG_{it}는 t년도 대규모 감사인에 의해 감사를 받았으면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,
 COMP_{it}는 t년도 스톡옵션부여주식수/t년도 발행주식수,
 LEV_{it}는 t년도 총부채/t-1년 총자산,
 CFO_{it}는 t년도 영업현금흐름/t-1년 총자산,
 SIZE_{it}는 t년도 ln(총자산),
 IND_{ikt}는 t년도 기업 i-년 i 산업에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,
 YR_{ikt}는 t년도 기업 i-년 k년에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수.

식 (4)는 유효법인세변동액이 이익의 질을 하락시킬 것이라는 첫 번째 연구가설을 검증하기 위한 모형이다. 식 (4)는 유효법인세변동액과 이익지속성과의 관련성을 분석하기 위한 모형이다. 본 연구의 첫 번째 연구가설을 검증하기 위해서는 식 (4)에서의 유효법인세변동액(ETC_{it})에 대한 회귀계수 a_1 이 음(-)의 값을 가져야 한다($a_1 < 0$). 또한 이러한 현상은 유효법인세율의 변화가 큰 집단 내지는 이익조정가능성이 큰 집단에서 더욱 뚜렷하게 나타날 것으로 예측된다($a_2 < 0$).

여기서, 유효법인세율이 크게 변화된 집단은 유효법인세율이 전기에 비해 증가한 집단에서 유효법인세율의 분자를 구성하는 법인세비용의 변화가 0보다 크거나 유효법인세율의 분모를 구성하는 법인세비용차감전순이익의 변화가 0보다 작은 경우를 말한다. 또한 유효법인세율이 전기에 비해 감소한 집단에서 유효법인세율의 분자를 구성하는 법인세비용의 변화가 0보다 작거나 유효법인세율의 분모를 구성하는 법인세비용차감전순이익의 변화가 0보다 큰 경우에 해당된다. 본 연구에서는 이러한 현상을 보이는 집단을 모두 유효법인세율이 크게 변화된 집단으로 보고 이를 토대로 실증분석하였다.

본 연구에서는 t년도 유효법인세변동액 반영전 성과($E_t - ETC_t$)와 t-1년도 순이익(E_{t-1})과의 차이와 t년도 이연법인세변동액 반영전 성과($E_t - DTR_t$)와 t-1년도 순이익(E_{t-1})과의 차이가 큰 집단을 이익조정가능성이 높은 집단으로 보았다. t년도 순이익에 가산될 유효법인세변동액을 반영하기 전 성과와 t-1년도 순이익과의 차이를 이익조정가능성이 높은 집단으로 본 이유는 기업이 보고하는 순이익이 램덤워크 가정을 따른다면 t-1년도 순이익을 기대이익으로 간주할 수 있기 때문이다(Watts and Leftwich 1977). 유효법인세변동액 반영전 성과와 기대이익과의 차이가 크면 클수록 경영자는 이익조정동기를 갖게 된다. 왜냐하면 이러한 경영자의 이익조정행위는 유효법인세변동액(ETC_{it})에 반영될 가능성이 그렇지 않은 경우에 비해 클 수 있기 때문이다. 따라서 다른 조건이 일정하다면 유효법인세변동액이 크면 클수록 유효법인세변동액 반영전 성과는 작아지며 t-1년도 순이익과의 차이는 커지게 될 것이다.

또한 t년도 이연법인세변동액 반영전 성과와 t-1년도 순이익과의 차이를 이익조정가능성이 높은 집단으로 본 이유는 마찬가지로 t년도 순이익에 가산되는 이연법인세변동액을 반영하기 전 성과와 t-1년도 순이익 즉, 기대이익과의 차이가 크면 클수록 경영자는 이익조정동기가 생길 수 있기 때문이다. 이러한 경우 경영자는 법인세부담액에는 영향을 주지 않으면서 이연법인세를 이용하여 보고이익을 조정할 수 있는 여지가 있다(Phillips et al. 2003; 백원선과 조현우 2005). 따라서 다른 조

건이 일정하다면 이연법인세변동액이 크면 클수록 이연법인세변동액 반영전 성과는 작아지며 $t-1$ 년도 순이익과의 차이는 커지게 될 것이므로 그렇지 않은 집단에 비해 이익조정가능성이 높은 집단일 것으로 예측된다.

한편, 외부감사인의 규모차이가 이익의 질에 미치는 영향을 통제하기 위해 감사인규모(BIG_t)변수를 모형에 추가하였다. 만약 감사품질이 재무제표상의 오류가 사실대로 발견될 확률과 발견된 오류가 정직하게 보고될 확률의 곱합을 정의된다면 규모가 큰 감사인이 감사한 기업일수록 오류발견확률이 그렇지 않은 경우에 비해 클 것으로 예상된다(DeAngelo 1981).

또한 선행연구는 규모가 큰 감사인이 그렇지 않은 감사인에 비해 손해배상책임이 상대적으로 크기 때문에 재무제표오류와 관련된 감사위험을 낮추기 위하여 보다 보수적인 회계처리를 더 선호하고 있음을 지적하고 있다(백원선과 유재권 2005). 따라서 t 년도 감사인 규모를 나타내는 BIG_t의 회귀계수 a_3 는 양(+)의 값이 예상된다($a_3 > 0$).

경영자보상(COMP_t)에 대한 대용변수로는 t 년도 스톡옵션부여주식수를 t 년도 발행주식수로 나누어 측정된 스톡옵션부여비율을 사용하였다. 왜냐하면 이익지속성이 높은 기업의 경우에는 실제 경영성과의 시계열상 추세가 유연하게 보이므로 경영자 보상에 대한 비기대이익의 민감도가 증가할 수 있기 때문이다(Baber et al. 1998; Gaver and Gaver 1998). 즉 이익의 지속성이 큰 기업일수록 경영자의 비기대이익이 경영자보상을 더 많이 증가시킬 수 있다는 것이다. 만약 이익의 질적인 정보가 경영자보상 측면과 밀접하게 연계되어 있다면 경영자보상은 이익의 질을 하락시킬 개연성을 갖게 하므로 스톡옵션부여비율을 나타내는 경영자보상(COMP_t)의 회귀계수 a_4 는 0보다 작을 것으로 예상된다($a_4 < 0$).

그리고 주된 기업특성이 이익의 질에 미치는 영향을 통제하기 위해 영업현금흐름(CFO_t), 부채비율(LEV_t), 기업규모(SIZE_t)를 식 (4)에 포함시켰다. 영업현금흐름(CFO_t)은 t 년도 영업현금흐름을 $t-1$ 년도 총자산으로 나누어 측정하였다. 영업현금흐름(CFO_t)은 경영자의 자의성이 다소 배제된 경영성과를 나타내므로 경영성과가 낮은 기업일수록 동일한 이익을 보고한 기업에 비해 회계상 발생액이 적을 것으로 예상된다. 회계상 발생액이 크면 클수록 발생액의 시계열상 반전효과로 인해 이익지속성이 하락한다(Sloan 1996). 따라서 영업현금흐름(CFO_t)과 이익지속성(EPC_t)은 양(+)의 관련성이 예상된다.

부채비율(LEV_t) 역시 t 년도 총부채를 $t-1$ 년도 총자산으로 나누어 측정하였는데 이는 부채계약가설과 관련하여 방향성을 예상할 수 있다. 즉 부채계약가설에 의하면 부채비율이 높은 기업의 경영자는 채권자와의 계약과정에서 불리한 위치에 놓이는 것을 꺼려하기 때문에 부채비율이 높을수록 이익을 상향조정할 것이라는 것이다. 이익조정이 발생액을 대상으로 이루어지는 점을 고려하면 t 년도 부채비율(LEV_t)과 t 년도 이익지속성(EPC_t)은 음(-)의 관련성을 갖는다.

마지막으로 기업규모(SIZE_t)는 t 년도 총자산에 자연대수를 취해 측정하였다. 이는 생략된 변수에 대한 대용변수가 될 수 있고 기업규모효과를 통제하는데 효과적이기 때문에 통제변수로 사용하였다(Becker et al. 1998). 마지막으로 산업더미변수(IND_{it})와 연도더미변수(YR_{it})는 특정산업 또는 특정연도가 이익지속성(EPC_t)에 미치는 영향을 통제할 목적으로 사용하였다.

본 연구의 두 번째 가설을 검증하기 위해 Ohlson(1995)모형을 이용한다. Ohlson(1995)모형은 할인배당모형에 자본·순이익·배당간의 순전성 관계(clean surplus relation)와 초과이익의 시계열상 1차자기상관관계의 가정을 결합한 모형이기 때문에 다음과 같이 자본과 순이익의 선형결합형태로 표시할 수 있다.

$$P_t = a_1 BV_{t-1} + a_2 E_t - d_t + a_3 v_t \quad (5)$$

단, P_t 는 $t+1$ 년 3월말 주가,
 BV_{t-1} 은 $t-1$ 년말 자본,
 E_t 는 t 년도 순이익,
 d_t 는 t 년도 순배당금,
 v_t 는 t 년도 자본, 순이익, 순배당금 이외의 기타정보.

실증모형을 도출하기 위하여 선행연구의 결과를 반영하여 식 (5)를 다음과 같이 수정하였다. 먼저 식 (5)의 순배당금(d_t)을 등식의 왼편으로 옮기고, 현실적으로 측정이 어려운 초과이익 이외의 기타정보(v_t)를 절편과 오차항으로 대체하였으며, 연도별 더미변수(YR_{kt})를 추가하였다(Barth et al. 1998). 또한 순이익이 음(-)인 경우 순이익과 주가와의 차별적 관계를 통제하기 위하여 음(-)의 순이익(NEG_E_t)을 모형에 포함시켰다(Hayn 1995; Collins et al. 1997, 1999).

유효법인세변동액의 효과를 분석하기 위하여 순이익(E_t)을 유효법인세변동액 반영전 순이익(AE_t)과 유효법인세변동액(ETC_t)으로 구분하였다. 그리고 가설검증을 위하여 유효법인세율의 변화크기 및 이익조정가능성에 대한 더미변수(DM_{it})와 유효법인세변동액(ETC_t)과의 교차항($DM_{it} * ETC_t$)을 모형에 포함시켰다. 이상의 내용을 정리하면 다음과 같은 모형이 도출된다.⁵⁾

$$PD_t = b_0 + b_1 BV_{t-1} + b_2 AE_t + b_3 OETC_t + b_4 DM_{it} \cdot OETC_t + b_5 NEG_E_t + \sum_k b_{6k} YR_{kt} + u_t \quad (6)$$

단, PD_t 는 t 년도 배당가산주가,
 BV_{t-1} 는 $t-1$ 년도 자본/ $t-1$ 년도 발행주식수,
 AE_t 는 t 년도 유효법인세변동액 반영전 이익/ t 년도 발행주식수,
 $OETC_t$ 는 t 년도 유효법인세변동액/ t 년도 발행주식수,
 DM_{it} 는 t 년도 유효법인세율이 $t-1$ 년도에 비해 크게 변화(증가·감소)된 집단에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,
 DM_2 는 t 년도 유효법인세 반영전 성과($E_t - ETC_t$)와 $t-1$ 년도 순이익과의 차이를 3등분 했을 때 상위1분위에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,
 DM_3 는 t 년도 이연법인세 변동액 반영전 성과($E_t - DTR_t$)와 $t-1$ 년도 순이익과의 차이를 3등분 했을 때 상위1분위에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,

5) 식 (6)에 포함된 변수들은 모두 1주당 금액으로 정의하였다.

NEG_tE_t는 E_t가 음(-)이면 E_t, 그렇지 않으면 0 (단, E_t는 t년도 순이익),
YR_{k,t}는 t년 기업-년이 k년에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수.

식 (6)은 유효법인세율의 변화크기와 이익조정가능성에 따라 구분된 집단에서 유효법인세변동액(OETC_t)의 차별적 가치관련성을 검증하는 모형이다. 먼저 유효법인세변동액이 정상적인 손익항목으로 자본시장에서 평가를 받는다면 주가와와의 관계(b₃)는 양(+)일 것으로 예상된다.

반면에 두 번째 연구가설의 예측대로 유효법인세변동액으로 인한 이익변화가 자본시장에 부정적인 신호역할을 하게 된다면 t년 유효법인세변동액(OETC_t)과 유효법인세율의 변화특성을 반영한 더미변수(DM_{1t})와의 교차항(DM_{1t} · OETC_t)에 대한 추가적인 회귀계수 b₄는 유의한 음(-)의 값을 가질 것이다(b₄<0). 또한 이러한 현상은 t년도 유효법인세변동액(OETC_t)과 이익조정가능성을 반영한 더미변수[DM_{2t}(DM_{3t})]와의 교차항[DM_{2t}(DM_{3t}) · OETC_t]의 추가적인 회귀계수 b₄에도 반영될 것으로 예측된다(b₄<0).

2. 표본선정

본 연구에 필요한 재무자료는 한국신용평가(주)의 KIS-FAS 데이터베이스와 금융감독원 전자공시시스템(DART)에서 수집하였으며 2000년부터 2002년까지를 표본기간으로 하였다. 표본기업은 금융업에 속하지 않는 12월 결산법인을 대상으로 하되, 다음의 제약조건을 부여하였다.

- (1) 실증분석에 필요한 모든 재무자료가 이용 가능한 것.
- (2) 관리대상종목으로 편입된 적이 없을 것,
- (3) 회귀식에 포함되는 주요설명변수의 크기가 평균±(3×표준편차)의 범위를 벗어나지 않을 것.

〈표 1〉 표본선정절차

	2000년	2001년	2002년	합계
금융업을 제외한 12월 결산법인	567	564	554	1,685
(-) 실증분석에 필요한 재무자료 없는 기업	(281)	(291)	(261)	(833)
(-) 극단치(평균치±3×표준편차)에 속하는 기업	(28)	(19)	(26)	(73)
(=) 최종표본	258	254	267	779

금융업의 경우 영업상의 특성과 재무제표 계정과목의 특성이 다른 업종들과 상이하기 때문에 표본에서 제외하였으며 비교가능성 측면에서 12월 결산법인만을 대상으로 하였다. 또한 일정기간 거래정지를 받는 경우가 대부분이고 자료의 연속성에 문제가 있을 수 있는 관리대상종목은 표본에서 제외하였다.

<표 1>을 보면 2000년-2002년 거래소에 상장된 금융업을 제외한 12월 결산법인이 1,685개 기업-년이었으나, 주가 및 재무자료가 누락된 기업-년 833개, 실증분석과정에서의 이상치 영향을 제거하기 위하여 회귀식에 포함되는 주요설명변수의 크기가 평균 $\pm(3 \times \text{표준편차})$ 의 범위를 벗어나는 기업-년 73개를 제외하면 최종표본은 779개 기업-년으로 구성된다.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계

본 연구에서 사용되는 주요변수에 대한 기술통계는 <표 2>에 제시되어 있다. 전체표본($N=779$)의 t 년도 유효법인세변동액(ETC _{t})의 평균(중위수)은 $-0.001(-0.000)$ 으로 나타나 평균이 중위수 보다 작은 값을 보이고 있고, t 년도 이익지속성계수(EPC _{t})의 평균(중위수)은 $0.356(0.115)$ 으로 나타나 평균이 중위수 보다 큰 값을 나타냈다. t 년도 순이익에 가산되는 이연법인세변동액(DTR _{t})의 경우에는 평균(중위수)이 $-0.001(-0.000)$ 로 나타나 평균이 중위수보다 조금 작았다. 그리고 t 년도 배당가산주가(PD _{t})와 $t-1$ 년도 주당자본(BV _{$t-1$})의 평균(중위수)은 각각 ₩15,054(₩9,218)과 ₩31,168(₩22,380)로 나타나 평균이 중위수보다 크게 나타났다. t 년도 보고된 주당순이익(OE _{t})과 유효법인세변동액 반영전 주당순이익(AE _{t})은 평균(중위수)은 각각 ₩1,996(₩1,221)과 ₩2,015(₩1,250)을 보이고 있다. 이는 t 년도 주당유효법인세변동액(OETC _{t})의 평균(중위수) $-₩19(-₩3)$ 을 t 년도 보고된 주당순이익(OE _{t})에 가산하였기 때문인 것으로 보인다. t 년도 유효법인세율(ETR _{t})의 평균(중위수)은 $28.9\%(29.8\%)$ 로 나타나고 있고 $t-1$ 년도 유효법인세율(ETR _{$t-1$})의 평균(중위수)은 $33.8\%(29.1\%)$ 로 나타나 t 년도 유효법인세율(ETR _{t})의 평균이 $t-1$ 년도 유효법인세율(ETR _{$t-1$})의 평균에 비해 작게 나타났다. 이는 t 년도 법인세비용(TAXE _{t})이 $t-1$ 년도 법인세비용(TAXE _{$t-1$})보다 작고 t 년도 법인세차감전순이익(PTE _{t})이 $t-1$ 년도 법인세차감전순이익(PTE _{$t-1$})보다 크기 때문인 것으로 보인다. 기업특성을 나타내는 통제변수인 경영자보상(COMP _{t})의 평균(중위수)은 $0.001(0.000)$ 로 나타나 발행주식수 대비 1%정도가 스톡옵션으로 활용되고 있음을 알 수 있다. t 년도 부채비율(LEV _{t})의 평균(중위수)은 $0.488(0.489)$ 로 나타났고 t 년도 영업현금흐름(CFO _{t})의 평균(중위수)은 $0.070(0.068)$ 로 나타났다. 마지막으로 t 년도 기업규모(SIZE _{t})의 평균(중위수)은 $19.467(19.193)$ 이다.

〈표 2〉 기술통계

변 수 (N=779)	평균	중위수	1%	99%	표준편차
ETC _t	-0.001	-0.000	-0.027	0.026	0.009
EPC _t	0.356	0.115	-2.196	4.990	1.370
DTR _t	-0.001	-0.000	-0.071	0.074	0.027
PD _t	15,054	9,218	828	114,970	20,203
BV _{t-1}	31,168	22,380	1,404	168,302	35,162
OE _t	1,996	1,221	-6,493	17,390	3,627
AE _t	2,015	1,250	-5,712	17,624	3,600
OETC _t	-19	-3	-1,979	1,912	669
NEG_E _t	-272	-6,493	0	0	1,401
PTE _t	0.057	0.046	-0.095	0.227	0.065
PTE _{t-1}	0.056	0.045	-0.142	0.266	0.079
TAXE _t	0.016	0.013	-0.024	0.070	0.018
TAXE _{t-1}	0.017	0.013	-0.029	0.075	0.020
ETR _t	0.289	0.298	-0.339	0.724	0.272
ETR _{t-1}	0.338	0.291	-0.730	1.661	1.681
COMP _t	0.001	0.000	0.000	0.037	0.016
LEV _t	0.488	0.489	0.117	0.988	0.190
CFO _t	0.070	0.068	-0.119	0.281	0.075
SIZE _t	19.467	19.193	17.191	23.349	1.383

변수정의 :

ETC_t는 t년도 순이익에 가산될 유효법인세변동액[PTE_t(ETR_{t-1}-ETR_t)] (단, PTE_t는 t년도 법인세차감전순 이익이고, ETR_t는 t년도 법인세비용을 t년도 법인세차감전순이익으로 나눈 비율),

EPC_t는 t년도 이익지속성계수[개별기업별 초과이익의 시계열(t년부터 t-7년까지)자료로부터 추정된 값],

DTR_t는 t년도 순이익에 가산될 이연법인세변동액[(t년도 이연법인세자산-t년도 이연법인세부채)/t-1년도 총자산]-[(t-1년도 이연법인세자산-t-1년도 이연법인세부채)/t-2년도 총자산],

PD_t는 t년도 배당가산주가,

BV_{t-1}은 t-1년도 자본/t-1년도 발행주식수,

OE_t는 t년도 순이익/t년도 발행주식수,

AE_t는 t년도 유효법인세변동액 반영전 이익/t년도 발행주식수,

OETC_t는 t년도 유효법인세변동액/t년도 발행주식수,

NEG_E_t는 E_t가 음(-)이면 E_t, 그렇지 않으면 0 (단, E_t는 t년도 순이익),

PTE_t 는 t 년도 법인세차감전순이익/ $t-1$ 년도 총자산,
 PTE_{t-1} 은 $t-1$ 년도 법인세차감전순이익/ $t-2$ 년도 총자산,
 $TAXE_t$ 는 t 년도 법인세비용/ $t-1$ 년도 총자산,
 $TAXE_{t-1}$ 은 $t-1$ 년도 법인세비용/ $t-2$ 년도 총자산,
 ETR_t 는 t 년도 법인세비용/ t 년도 법인세차감전순이익,
 ETR_{t-1} 은 $t-1$ 년도 법인세비용/ $t-1$ 년도 법인세차감전순이익,
 $COMP_t$ 는 t 년도 스톡옵션부여주식수/ t 년도 발행주식수,
 LEV_t 는 t 년도 총부채/ $t-1$ 년도 총자산,
 CFO_t 는 t 년도 영업현금흐름/ $t-1$ 년도 총자산,
 $SIZE_t$ 는 t 년도 $\ln(\text{총자산})$.

2. 유효법인세율의 변화 및 이익조정가능성에 따른 집단간 차이분석

<표 3>은 유효법인세율의 변화(증가·감소)에 따른 집단간 차이분석결과를 보여준다. 두 집단간 차이는 모수방법인 t 검증과 비모수방법인 wilcoxon 순위합검증을 통하여 분석하였다. 먼저 t 년도 유효법인세율이 $t-1$ 년에 비해 증가 또는 감소된 집단에서의 주요변수들을 살펴보면 t 년도 유효법인세변동액(ETC_t)은 $t-1$ 년도에 비해 t 년도 유효법인세율이 증가한 집단(High_CETR_t)이 그렇지 않은 집단(Low_CETR_t)에 비해 평균이 0.005(0.002+0.003)만큼 크게 나타났다($t=9.50$). 또한 t 년도 주당유효법인세변동액(OETC_t) 역시 $t-1$ 년도에 비해 t 년도 유효법인세율이 증가한 집단(High_CETR_t)이 그렇지 않은 집단(Low_CETR_t)에 비해 평균이 ₩252(₩99+₩153)만큼 더 크게 나타났다($t=5.39$). 유효법인세율의 단순변화(증가·감소)로 집단을 구분할 경우에는 이들 변수들을 제외하고는 전반적인 주요변수들의 평균 및 중위수차이를 보이지 않고 있다. 유효법인세율이 크게 변화된 집단(High_CBETR_t)과 그렇지 않은 집단(Low_CBETR_t)으로 구분한 경우에도 $t-1$ 년도 주당자본(BV_{t-1})과 경영자보상(COMP_t)의 평균차이를 제외하고는 전반적인 주요변수의 차이가 발견되지 않고 있다. $t-1$ 년도에 비해 t 년도 유효법인세율이 크게 변화된 집단(High_CBETR_t)이 그렇지 않은 집단(Low_CBETR_t)에 비해 $t-1$ 년도 주당자본(BV_{t-1})은 ₩9,000(₩39,128-₩30,128)만큼 더 작고 경영자보상(COMP_t)은 0.1%(0.2%-0.1%)만큼 더 크게 나타나고 있다($t=2.29/t=1.66$).

〈표 3〉 유효법인세율의 변화에 따른 집단간 차이분석

변 수 (N=779)	Highjt		Lowjt		집단간 차이	
	평 균	중위수	평 균	중위수	(t값)a	(z값)a
j=CETR _t	(N=415)		(N=364)			
ETC _t	0.002	0.001	-0.003	-0.002	(9.50)***	(17.31)***
EPC _t	0.351	0.097	0.362	0.126	(0.12)	(0.41)
PD _t	15,720	9,103	14,295	9,389	(1.00)	(0.01)
BV _{t-1}	30,936	23,292	31,433	21,028	(0.19)	(1.24)
AE _t	2,018	1,131	2,012	1,417	(0.02)	(1.52)
OETC _t	99	59	-153	-73	(5.39)***	(17.51)***
COMP _t	0.002	0.000	0.001	0.000	(1.47)	(1.58)
LEV _t	0.485	0.483	0.492	0.501	(0.49)	(0.75)
CFO _t	0.072	0.072	0.068	0.065	(0.68)	(0.87)
SIZE _t	19.513	19.209	19.415	19.172	(0.99)	(0.84)
j=CBETR _t	(N=90)		(N=689)			
ETC _t	-0.001	-0.000	-0.001	0.000	(0.37)	(0.22)
EPC _t	0.347	0.105	0.430	0.291	(0.55)	(1.47)
PD _t	14,856	9,218	16,572	9,337	(0.55)	(0.11)
BV _{t-1}	30,128	21,657	39,128	25,290	(2.29)**	(0.98)
AE _t	2,043	1,279	1,799	956	(0.44)	(1.11)
OETC _t	-18	-4	21	1	(0.03)	(0.17)
COMP _t	0.002	0.000	0.001	0.000	(1.66)*	(0.47)
LEV _t	0.488	0.486	0.488	0.513	(0.02)	(0.23)
CFO _t	0.071	0.070	0.069	0.064	(0.12)	(0.31)
SIZE _t	19.458	19.197	19.537	19.132	(0.46)	(0.06)

a *, **, ***: 두 집단간 주요변수의 크기가 0과 유의하게 다른지에 대한 양측검정시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

b High_CETR_t는 t년도 유효법인세율이 t-1년도에 비해 증가된 집단이고, Low_CETR_t는 t년도 유효법인세율이 t-1년도에 비해 감소된 집단임. High_CBETR_t는 t년도 유효법인세율이 t-1년도에 비해 크게 변화(증가·감소)된 집단이고 Low_CBETR_t는 t년도 유효법인세율이 t-1년도에 비해 작게 변화(증가·감소)된 집단임.

변수정의 :

ETC_t는 t년도 순이익에 가산될 유효법인세변동액[$PTE_t(ETR_{t-1}-ETR_t)$] (단, PTE_t 는 t년도 법인세차감전순이익이고, ETR_t 는 t년도 법인세비용을 t년도 법인세차감전순이익으로 나눈 비율),

EPC_t는 t년도 이익지속성계수[개별기업별 초과이익의 시계열(t년부터 t-7년까지)자료로부터 추정된 값],

PD_t는 t년도 배당가산주가,

BV_{t-1}는 t-1년도 자본/t-1년도 발행주식수,

AE_t 는 t 년도 유효법인세변동액 반영전 이익/ t 년도 발행주식수,
 $OETC_t$ 는 t 년도 유효법인세변동액/ t 년도 발행주식수,
 $COMP_t$ 는 t 년도 스톡옵션부여주식수/ t 년도 발행주식수,
 LEV_t 는 t 년 총부채/ $t-1$ 년 총자산,
 CFO_t 는 t 년 영업현금흐름/ $t-1$ 년 총자산,
 $SIZE_t$ 는 t 년 $\ln$ (총자산).

<표 4>에는 유효(이연)법인세변동액 반영전 성과의 크기에 따른 집단간 차이분석결과를 제시하였다. 두 집단간 차이는 <표 3>과 동일하게 모수방법인 t 검증과 비모수방법인 wilcoxon 순위합검증을 통하여 분석하였다. 먼저 t 년도 유효법인세변동액 반영전 성과($E_t - ETC_t$)와 $t-1$ 년도 순이익(E_t)의 차이로 구분된 집단간 주요변수들의 차이분석결과를 살펴보기로 한다. t 년도 유효법인세변동액 반영전 주당순이익(AE_t), t 년도 영업현금흐름(CFO_t)은 이익조정가능성이 높은 집단(High_PBET _{t})이 더 크게 나타났다. $t-1$ 년 주당자본(BV_{t-1})은 이익조정가능성이 낮은 집단(Low_PBET _{t})에서 더 크게 나타났다.

다음으로 t 년도 이연법인세변동액 반영전 성과($E_t - DTR_t$)와 $t-1$ 년도 순이익(E_t)의 차이로 구분된 집단간 주요변수들의 차이분석결과를 살펴본다. t 년도 유효법인세변동액(ETC_t), t 년도 유효법인세변동액 반영전 주당순이익(AE_t), t 년도 주당유효법인세변동액($OETC_t$), t 년도 영업현금흐름(CFO_t)은 이익조정가능성이 높은 집단(High_PBCDT _{t})이 이익조정가능성이 낮은 집단(Low_PBCDT _{t})에 비해 더 크게 나타난 반면에 $t-1$ 년 주당자본(BV_{t-1})은 이익조정가능성이 낮은 집단(Low_PBET _{t})에서 더 크게 나타났다. 그러나 t 년도 이익지속성계수(EPC_t), t 년도 배당가산주가(PD_t), t 년도 경영자보상($COMP_t$), t 년도 부채비율(LEV_t), t 년도 기업규모($SIZE_t$)의 경우에는 두 집단간 평균의 차이를 보이지 않았다.

<표 4> 유효(이연)법인세 변동액 반영전 성과의 크기에 따른 집단간 차이분석

변 수 (N=779)	High _{t} ^b		Low _{t} ^b		집단간 차이	
	평 균	중위수	평 균	중위수	(t 값) ^a	(z 값) ^a
j=PBET _{t}	(N=260)		(N=519)			
ETC _{t}	-0.001	-0.000	-0.000	-0.000	(0.79)	(0.56)
EPC _{t}	0.309	0.097	0.380	0.126	(0.70)	(0.83)
PD _{t}	14,368	8,504	15,398	9,338	(0.71)	(1.04)
BV _{$t-1$}	26,245	18,180	33,634	24,090	(3.00)***	(3.85)***
AE _{t}	2,810	1,843	1,617	876	(4.61)***	(6.22)***
OETC _{t}	-25	-7	-15	-3	(0.20)	(0.38)
COMP _{t}	0.001	0.000	0.002	0.000	(1.00)	(1.18)
LEV _{t}	0.490	0.490	0.487	0.489	(0.20)	(0.08)
CFO _{t}	0.086	0.090	0.062	0.058	(4.13)***	(4.55)***
SIZE _{t}	19.372	19.081	19.515	19.219	(1.37)	(1.46)

〈표 4〉 유효(이연)법인세 변동액 반영전 성과의 크기에 따른 집단간 차이분석 (계속)

변 수 (N=779)	High _{jt} ^b		Low _{jt} ^b		집단간 차이	
	평 균	중위수	평 균	중위수	(t값) ^a	(z값) ^a
j=PBCDT _t	(N=260)		(N=519)			
ETC _t	0.001	0.000	-0.001	-0.000	2.11**	(1.44)
EPC _t	0.329	0.084	0.370	0.146	0.40	(0.69)
PD _t	13,928	8,551	15,619	9,628	1.18	(1.41)
BV _{t-1}	27,405	18,950	33,053	24,090	2.12**	(3.43)***
AE _t	2,482	1,792	1,781	949	2.57***	(4.49)***
OETC _t	53	4	-55	-5	2.14**	(1.17)
COMP _t	0.001	0.000	0.002	0.000	1.03	(0.85)
LEV _t	0.494	0.502	0.485	0.483	0.59	(0.66)
CFO _t	0.085	0.086	0.063	0.060	3.96***	(4.13)***
SIZE _t	19.366	19.054	19.518	19.216	1.42	(1.85)*

a *, **, ***: 두 집단간 주요변수의 크기가 0과 유의하게 다른지에 대한 양측검정시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

b High_PBCDT_t는 t년도 유효법인세 반영전 성과(E_t-ETC_t)와 t-1년도 순이익과의 차이를 3등분 했을 때 상위1분위에 속하는 유효법인세를 이용한 이익조정가능성이 높은 집단이고, Low_PBCDT_t는 t년도 유효법인세 반영전 성과와 t-1년도 순이익과의 차이를 3등분 했을 때 상위1분위에 속하지 않는 유효법인세를 이용한 이익조정가능성이 낮은 집단임. High_PBCDT_t는 t년도 이연법인세 변동액 반영전 성과(E_t-DTR_t)와 t-1년도 순이익과의 차이를 3등분 했을 때 상위1분위에 속하는 이연법인세 변동액을 이용한 이익조정가능성이 높은 집단이고, Low_PBCDT_t는 t년도 이연법인세 변동액 반영전 성과와 t-1년도 순이익과의 차이를 3등분 했을 때 상위1분위에 속하지 않는 이연법인세 변동액을 이용한 이익조정가능성이 낮은 집단임.

변수정의 :

ETC_t는 t년도 순이익에 가산될 유효법인세변동액[PTE_t(ETR_{t-1}-ETR_t)] (단, PTE_t는 t년도 법인세차감전순이익이고, ETR_t는 t년도 법인세비용을 t년도 법인세차감전순이익으로 나눈 비율),

EPC_t는 t년도 이익지속성계수[개별기업별 초과이익의 시계열(t년부터 t-7년까지)자료로부터 추정된 값],

PD_t는 t년도 배당가산주가,

BV_{t-1}는 t-1년도 자본/t-1년도 발행주식수,

AE_t는 t년도 유효법인세변동액 반영전 이익/t년도 발행주식수,

OETC_t는 t년도 유효법인세변동액/t년도 발행주식수,

COMP_t는 t년도 스톡옵션부여주식수/t년도 발행주식수,

LEV_t는 t년 총부채/t-1년 총자산,

CFO_t는 t년 영업현금흐름/t-1년 총자산,

SIZE_t는 t년 ln(총자산).

3. 주요변수간 상관관계

<표 5>는 유효법인세변동액과 이익의 질에 대한 주요변수간 상관관계를 나타낸다. <표 5>에서 보는 바와 같이 t 년도 유효법인세변동액(ETC_t)은 t 년도 영업현금흐름(CFO_t)과 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 또한 t 년도 유효법인세변동액(ETC_t)은 t 년도 감사인규모(BIG_t)와 유의한 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. 이는 외부감사인의 규모가 작을수록 감사품질이 낮아 유효법인세변동액이 커질 수 있음을 간접적으로 시사해 준다. 그리고 t 년도 이익지속성계수(EPC_t)는 t 년도 감사인규모(BIG_t), t 년도 영업현금흐름(CFO_t)과 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 이와 같은 결과는 외부 감사인의 규모가 크고 영업현금흐름이 높을수록 이익지속성이 높아질 수 있다는 것을 의미한다. t 년도 감사인규모(BIG_t)는 t 년도 영업현금흐름(CFO_t), t 년도 기업규모($SIZE_t$)와 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. t 년도 부채비율(LEV_t)은 t 년도 기업규모($SIZE_t$)와는 양(+)의 상관관계를 보이고 있으며 t 년도 영업현금흐름(CFO_t)과는 음(-)의 상관관계를 보였다. 마지막으로 t 년도 영업현금흐름(CFO_t)은 t 년도 기업규모($SIZE_t$)와 유의한 양(+)의 상관관계를 나타냈다.

<표 5> 주요변수간 상관관계

변 수 (N=779)	ETC_t (p값)	EPC_t (p값)	BIG_t (p값)	$COMP_t$ (p값)	LEV_t (p값)	CFO_t (p값)
EPC_t	-0.030 (0.403)					
BIG_t	-0.065 (0.071)	0.087 (0.015)				
$COMP_t$	-0.044 (0.218)	-0.034 (0.339)	0.033 (0.361)			
LEV_t	-0.027 (0.446)	-0.026 (0.474)	0.032 (0.366)	0.013 (0.722)		
CFO_t	0.103 (0.004)	0.126 (0.000)	0.115 (0.001)	-0.045 (0.206)	-0.107 (0.003)	
$SIZE_t$	0.014 (0.689)	-0.029 (0.421)	0.243 (0.000)	-0.042 (0.239)	0.304 (0.000)	0.090 (0.012)

변수정의:

ETC_t 는 t 년도 순이익에 가산될 유효법인세변동액[$PTE_t(ETR_{t-1}-ETR_t)$] (단, PTE_t 는 t 년도 법인세차감전 순이익이고, ETR_t 는 t 년도 법인세비용을 t 년도 법인세차감전순이익으로 나눈 비율),

EPC_t 는 t 년도 이익지속성계수[개별기업별 초과이익의 시계열(t 년부터 $t-7$ 년까지)자료로부터 추정된 값],

BIG_t 는 t 년도 대규모 회계법인에 의해 감사를 받았으면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,

$COMP_t$ 는 t 년도 스톡옵션부여주식수/ t 년도 발행주식수,

LEV_t 는 t 년 총부채/ $t-1$ 년 총자산,

CFO_t는 t년 영업현금흐름/t-1년 총자산,
SIZE_t는 t년 ln(총자산).

4. 유효법인세변동액과 이익지속성

<표 6>은 유효법인세변동액과 이익지속성계수와 회귀분석결과를 나타낸다. 본 연구의 첫 번째 연구가설에서는 유효법인세율의 변화로 측정된 유효법인세변동액이 이익의 질을 하락시킬 것으로 예측하였다. <표 6>의 <모형 4-1>에서 보는 바와 같이 기본적으로 유효법인세변동액(ETC_t)과 개별기업별 초과이익의 시계열(t년부터 t-7년까지)자료로부터 측정된 이익지속성계수(EPC_t)와 유의한 음(-)의 관련성을 나타내고 있다(t=1.66). 이러한 결과는 유효법인세변동액이 이익지속성을 떨어뜨려 자본시장에 부정적인 신호역할을 할 수 있다는 것을 보여주는 결과이다.

<모형 4-2>는 유효법인세율이 크게 변화된 집단에서의 유효법인세변동액이 추가적인 정보효과를 갖는지에 대한 분석결과를 보여준다. <모형 4-2>에서 보는 바와 같이 t년도 유효법인세율이 크게 변화된 집단을 나타내는 더미변수(DM_{1t})와 t년도 유효법인세변동액(ETC_t)와의 교차항(DM_{1t} · ETC_t)에 대한 추가적인 회귀계수 a₂가 유의한 음(-)의 값을 나타냈다(t=1.79). 이는 전기에 비해 유효법인세율이 크게 변화된 집단에서의 유효법인세변동액은 이익지속성을 더욱 하락시키고 있다는 것을 의미한다.

<모형 4-3>와 <모형 4-4>는 이익조정가능성이 높은 집단에서 유효법인세변동액이 추가적인 정보효과를 갖는지에 대한 분석결과이다. <모형 4-3>의 분석결과에서도 볼 수 있듯이 t년도 유효법인세변동액 반영전 성과(E_t-ETC_t)와 t-1년도 순이익(E_{t-1})과의 차이를 3등분했을 때 상위1분위에 속하는 이익조정가능성이 높은 집단을 나타내는 더미변수(DM_{2t})와 t년도 유효법인세변동액(ETC_t)과의 교차항(DM_{2t} · ETC_t)에 대한 추가적인 회귀계수 a₂의 경우에도 유의한 음(-)의 값을 나타냈다(t=1.74). 또한 <모형 4-4>에서도 t년도 이연법인세변동액 반영전 성과(E_t-DTR_t)와 t-1년도 순이익(E_{t-1})과의 차이를 3등분했을 때 상위1분위에 속하는 이익조정가능성이 높은 집단을 나타내는 더미변수(DM_{3t})와 t년도 유효법인세변동액(ETC_t)과의 교차항(DM_{3t} · ETC_t)에 대한 추가적인 회귀계수 a₂의 경우 유의한 음(-)의 값을 나타냈다(t=1.94). 이와 같은 결과는 이익조정가능성이 높은 집단일수록 유효법인세변동액이 이익지속성에 더욱 부정적인 영향을 미치고 있다는 것을 나타낸다.

<표 6>의 분석결과들은 종합해보면 전기와 당기의 유효법인세율의 변화로 측정된 유효법인세변동액이 기본적으로 이익지속성에 부정적인 영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있다. 이와 같은 현상은 이익조정가능성이 높고, 전기에 비해 당기의 유효법인세율이 크게 변화하여 유효법인세변동액의 크기가 커질수록 더욱 뚜렷이 나타나고 있으므로 본 연구의 첫 번째 가설이 지지된다고 할 수 있다.

〈표 6〉 유효법인세변동액과 이익지속성계수와의 회귀분석결과⁶⁾

$$\text{모형 : } \text{EPC}_t = a_0 + a_1 \text{ETC}_t + a_2 \text{DM}_{1t} \cdot \text{ETC}_t + a_3 \text{BIG}_t + a_4 \text{COMP}_t + a_5 \text{LEV}_t \\ + a_6 \text{CFO}_t + a_7 \text{SIZE}_t + a_8 \sum \text{IND}_{it} + a_9 \sum \text{YR}_{kt} + e_t$$

변 수 (N=779)	<모형 4-1>	<모형 4-2>	<모형 4-3>	<모형 4-4>
	추정계수(t값) ^b	추정계수(t값) ^b	추정계수(t값) ^b	추정계수(t값) ^b
Intercept	1.183 (1.58)	1.194 (1.59)	1.162 (1.55)	1.227 (1.64)*
ETC _t	-8.824 (1.66)*	15.109 (1.05)	0.781 (0.10)	4.349 (0.50)
DM _{1t} ·ETC _t		-27.638 (1.79)*		
DM _{2t} ·ETC _t			-18.156 (1.74)*	
DM _{3t} ·ETC _t				-20.938 (1.94)*
BIG _t	0.263 (2.43)**	0.256 (2.37)**	0.266 (2.46)**	0.263 (2.43)**
COMP _t	-2.418 (0.79)	-2.521 (0.83)	-2.350 (0.77)	-2.336 (0.76)
LEV _t	0.077 (0.27)	0.042 (0.14)	0.059 (0.20)	0.107 (0.37)
CFO _t	2.671 (3.93)***	2.646 (3.90)***	2.630 (3.88)***	2.691 (3.97)***
SIZE _t	-0.045 (1.16)	-0.043 (1.13)	-0.045 (1.16)	-0.047 (1.23)
F값	2.81	2.83	2.83	2.86
수정 R ²	0.055	0.057	0.057	0.058

a 편의상 산업 및 연도더미의 회귀계수는 생략하였음.

b *, **, ***: 추정계수가 0과 유의하게 다른지에 대한 양측검정시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

변수정의 :

ETC_t는 t년도 순이익에 가산될 유효법인세변동액[PTE_t(ETR_{t-1}-ETR_t)] (단, PTE_t는 t년도 법인세차감전 순이익이고, ETR_t는 t년도 법인세비용을 t년도 법인세차감전순이익으로 나눈 비율),

EPC_t는 t년도 이익지속성계수[개별기업별 초과이익의 시계열(t년부터 t-7년까지)자료로부터 추정된 값],

DM_{1t}는 t년도 유효법인세율이 t-1년도에 비해 크게 변화(증가·감소)된 집단에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,

DM_{2t}는 t년도 유효법인세 반영전 성과(E_t-ETC_t)와 t-1년도 순이익과의 차이를 3등분 했을 때 상위1분위에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,

DM_{3t}는 t년도 이연법인세 변동액 반영전 성과(E_t-DTR_t)와 t-1년도 순이익과의 차이를 3등분 했을 때

6) 표로는 제시하지 않았지만 <표 6>의 모형 4-1에서 t년도 유효법인세변동액(ETC_t)을 구성요소(이연법인세/법인세부담액)별로 구분하여 회귀분석한 결과 유효법인세변동액(ETC_t)을 구성하는 두 요소(ETC_t^{DT}/ETC_t^{TP}) 모두 이익지속성계수(EPC_t)와 유의한 음(-)의 관련성을 나타냈다. 또한 표본기간(2000년-2002년) 중 법정세율이 변경된 연도(2001년)가 포함되어 있기 때문에 세율변경효과를 통제하기 위하여 연도별로 동일한 분석을 수행하였다. 분석결과, 2000년, 2001년, 2002년 각각의 ETC에 대한 회귀계수가 -10.201(t=-1.70), -29.514(t=-3.72), -9.444(t=-1.79)로 나타나 <표 6>의 분석결과와 크게 다르지 않았다. 모형4에 투입되는 독립변수간 다중공선성 문제는 VIF(Variation Inflation Factor) 지수로 검토하였으며, 심각한 다중공선성 문제는 발견되지 않았다.

상위1분위에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,
 BIG_t 는 t 년도 대규모 회계법인에 의해 감사를 받았으면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,
 $COMP_t$ 는 t 년도 스톡옵션부여주식수/ t 년도 발행주식수,
 LEV_t 는 t 년 총부채/ $t-1$ 년 총자산,
 CFO_t 는 t 년 영업현금흐름/ $t-1$ 년 총자산,
 $SIZE_t$ 는 t 년 $\ln(\text{총자산})$,
 IND_{it} 는 t 년 기업- i 년이 i 산업에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,
 YR_{ikt} 는 t 년 기업- i 년이 k 년에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수.

5. 유효법인세변동액과 가치관련성

<표 7>에는 유효법인세변동액에 대한 가치관련성을 분석한 결과를 제시하였다. <표 7>의 패널 A는 유효법인세변동액과 가치관련성에 관한 주요변수간 상관관계를 나타낸다. 먼저 t 년도 배당가산 주가(PD) _{t} 는 $t-1$ 년도 주당자본(BV _{$t-1$}), t 년도 유효법인세변동액 반영전 주당순이익(AE) _{t} , t 년도 주당 유효법인세변동액(OETC) _{t} 과 유의한 양(+)의 상관관계를 나타내고 있다. 또한 $t-1$ 년도 주당자본(BV _{$t-1$})은 t 년도 유효법인세변동액 반영전 주당순이익(AE) _{t} 과는 양(+)의 상관관계를 보였다. 마지막으로 t 년도 음(-)의 이익(NEG_E) _{t} 은 $t-1$ 년도 주당자본(BV _{$t-1$})과는 유의한 음(-)의 상관관계를 나타낸 반면에 t 년도 유효법인세변동액 반영전 주당순이익(AE) _{t} , t 년도 주당유효법인세변동액(OETC) _{t} 과는 양(+)의 상관관계를 나타냈다.

<표 7>의 패널 B에는 유효법인세변동액에 대한 차별적 가치관련성을 분석한 결과를 제시하였다. 패널 B에서 보는 바와 같이 <모형 6-1>은 유효법인세변동액 자체가 실질적인 경제적 의미를 갖는지에 대한 분석결과이다. <모형 6-1>에서 보는 바와 같이 유효법인세변동액의 회귀계수 b_3 는 유의한 양(+)의 값을 나타내고 있다($t=3.52$). 이러한 결과는 유효법인세변동액의 기능적 고착화(functional fixation)현상을 반영하는 결과로 보여지며, 자본시장에서 단순손익항목으로 평가될 수 있음을 시사해주는 결과이다. 그러나 <모형 6-2>의 경우에는 유효법인세율이 크게 변화된 집단을 나타내는 더미변수(DM1 _{t})와 t 년도 유효법인세변동액(OETC _{t})과의 교차항(DM1 _{t} · OETC)에 대한 추가적인 회귀계수 b_4 가 -9.497로 나타났다($t=2.86$). 이는 유효법인세율의 변화가 심할수록 자본시장에 부정적인 영향을 끼칠 수 있음을 보여주는 결과이다.

다음으로 <모형 6-3>과 <모형 6-4>의 경우에는 이익조정가능성의 상대적 차이에 따른 유효법인세변동액의 가치관련성을 분석한 결과이다. <모형 6-3>에서 보는 바와 같이 t 년도 유효법인세변동액 반영전 성과($E_t - ETC_t$)와 $t-1$ 년도 순이익(E_{t-1})과의 차이를 3등분했을 때 상위1분위에 속하는 이익조정가능성이 높은 집단을 나타내는 더미변수(DM_{2 t})와 t 년도 유효법인세변동액(OETC _{t})과의 교차항(DM_{2 t} · OETC)에 대한 추가적인 회귀계수 b_4 의 경우 유의한 음(-)의 값을 나타냈다($t=2.03$). 또한 <모형 6-4>에서도 t 년도 이연법인세변동액 반영전 성과($E_t - DTR_t$)와 $t-1$ 년도 순이익(E_{t-1})과의 차이를 3등분했을 때 상위1분위에 속하는 이익조정가능성이 높은 집단을 나타내는 더미변수

(DM_{3t})와 t년도 유효법인세변동액(OETC_t)과의 교차항(DM_{3t} · OETC_t)에 대한 추가적인 회귀계수 b₄의 경우에도 유의한 음(-)의 값을 나타냈다(t=2.52). 이러한 결과는 유효법인세변동액이 회계이익의 질에 중요한 영향을 미치게 되고 이러한 연관성은 자본시장에서 주가의 하락을 초래할 수 있다는 것을 시사해 준다.

〈표 7〉 유효법인세변동액의 가치관련성 분석결과⁷⁾

패널 A. 주요변수간 상관관계

변 수 (N=779)	PD _t (p값)	BV _{t-1} (p값)	AE _t (p값)	OETC _t (p값)
BV _{t-1}	0.442 (0.000)			
AE _t	0.569 (0.000)	0.307 (0.000)		
OETC _t	0.060 (0.090)	0.051 (0.157)	-0.053 (0.141)	
NEG_E _t	0.017 (0.635)	-0.234 (0.000)	0.499 (0.000)	0.067 (0.060)

패널 B. 유효법인세변동액과 차별적 가치관련성 분석결과

$$\text{모형 : } PD_t = b_0 + b_1 BV_{t-1} + b_2 AE_t + b_3 OETC_t + b_4 DM_{1t} \cdot OETC_t + b_5 NEG_E_t + b_6 \sum YR_{kt} + e_t$$

변 수 (N=779)	<모형 6-1>	<모형 6-2>	<모형 6-3>	<모형 6-4>
	추정계수(t값) ^b	추정계수(t값) ^b	추정계수(t값) ^b	추정계수(t값) ^b
Intercept	3392 (3.23)***	3486 (3.32)***	3424 (3.27)***	3370 (3.22)
BV _{t-1}	0.087 (4.37)***	0.103 (5.71)***	0.095 (5.27)***	0.098 (5.48)
AE _t	4.016 (18.27)***	3.664 (18.47)***	3.725 (18.71)***	3.713 (18.71)
ETC _t	3.127 (3.52)***	12.083 (3.76)***	4.192 (4.46)***	5.366 (4.57)***
DM _{1t} · OETC _t		-9.497 (2.86)***		
DM _{2t} · OETC _t			-3.643 (2.03)**	
DM _{3t} · OETC _t				-4.588 (2.52)**
NEG_E _t	-4.526 (8.19)***	-4.043 (8.10)***	-4.197 (8.39)***	-4.674 (8.62)***
F값	103.26	100.49	99.40	100.01
수정 R ²	0.441	0.472	0.469	0.471

7) 표로는 제시하지 않았지만 패널 B의 모형 6-1에서도 t년도 유효법인세변동액(OETC_t)을 구성요소(이연법인세/법인세부담액)별로 구분하여 회귀분석한 결과 두 요소(OETC_t^{DT}/OETC_t^{TB}) 모두 배당가산주가(PD_t)와 유의한 양(+)의 관련성을 나타냈다(t=2.64/t=2.65). 또한 표본기간(2000년-2002년) 중 법정세율이 변경된 연도(2001년)를 구분하여 동일한 분석을 수행하였으나 연구결과는 크게 다르지 않았다. 모형 6에 투입되는 독립변수간 다중공선성 문제 역시 VIR(Variation Inflation Factor) 지수로 검토하였으며, 심각한 다중공선성 문제는 발견되지 않았다.

a 편의상 연도더미의 회귀계수는 생략하였음.

b *,**,***: 추정계수가 0과 유의하게 다른지에 대한 양측검정시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

변수정의:

PD_t 는 t 년도 배당가산주가,

BV_{t-1} 는 $t-1$ 년도 자본/ $t-1$ 년도 발행주식수,

AE_t 는 t 년도 유효법인세변동액 반영전 이익/ t 년도 발행주식수,

$OETC_t$ 는 t 년도 유효법인세변동액/ t 년도 발행주식수,

DM_{1t} 는 t 년도 유효법인세율이 $t-1$ 년도에 비해 크게 변화(증가·감소)된 집단에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,

DM_{2t} 는 t 년도 유효법인세 반영전 성과($E_t - ETC_t$)와 $t-1$ 년도 순이익과의 차이를 3등분 했을 때 상위 1분위에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,

DM_{3t} 는 t 년도 이연법인세 변동액 반영전 성과($E_t - DTR_t$)와 $t-1$ 년도 순이익과의 차이를 3등분 했을 때 상위1분위에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,

NEG_E_t 는 E_t 가 음(-)이면 E_t , 그렇지 않으면 0 (단, E_t 는 t 년도 순이익),

YR_{kt} 는 t 년 기업-년이 k 년에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수.

이상의 결과를 종합해보면 유효법인세변동액은 기본적으로 자본시장에서 단순비용의 감소항목으로 평가되고 있었지만 유효법인세율의 변화크기가 크고 이익조정가능성이 높은 집단에서는 동 변동액이 주가의 하락을 초래하는 요인임이 관찰되었다. 이와 같은 결과는 Lev and Thiagarajan (1993)에서 지적한 바와 같이 유효법인세변동액이 회계이익의 질에 부정적인 영향을 미치기 때문에 이러한 연관성이 자본시장에 반영된 결과로 해석할 수 있다.

V. 결론 및 한계점

유효법인세율의 구성요소 중 납부세액을 법인세비용으로 세전이익을 법인세차감전순이익으로 정의한다면, 유효법인세율의 분자를 구성하는 법인세비용과 분모를 구성하는 법인세차감전순이익은 모두 손익계산서상의 항목으로서 당기순이익에 영향을 미치게 된다. 유효법인세율의 분자를 구성하는 법인세비용은 법인세부담액과 이연법인세자산·부채로 결정된다.

법인세비용을 이용하여 보고이익을 조정하려는 경영자는 이연법인세자산의 실현가능성에 부여된 재량권을 최대한 활용할 것으로 보인다. 이러한 유인이 큰 기업의 경영자는 법인세부담액을 조정하기 위해 직·간접적인 조세혜택 역시 최대한 활용하게 될 것이다. 또한 유효법인세율의 분모를 구성하는 법인세차감전순이익에는 영업현금흐름과 발생액에 대한 정보를 내포하고 있다.

이익의 질과 관련된 선행연구들에 의하면 회계이익에 발생액이 많이 포함되어 있는 경우에는 이익의 질이 낮을 수밖에 없다는 것이 일반적인 견해이다. 특히 이익지속성의 개념은 이익이 유지되는 정도가 높으면 높을수록 이익의 질이 높아진다는 견해이다. 따라서 당기순이익의 변화와 직접적인 관계를 갖는 유효법인세율의 구성요소에 대한 변화는 이익의 질적인 측면에서 매우 중요한 역할을

하게 된다.

이와 관련하여 본 연구는 유효법인세변동액이 이익지속성 및 가치관련성에 미치는 영향에 대하여 분석하였다. 구체적으로 유효법인세변동액이 이익지속성을 하락시킬 것이라는 것과 유효법인세율의 변화 및 이익조정가능성에 따라 동 변동액이 자본시장에서 차별적으로 평가받을 것이라는 가설을 추가적으로 검증하였다. 2000년부터 2002년 사이에 거래소시장에 상장되어 있는 기업 중 금융업에 속하지 않고 관련 재무자료가 존재하는 기업(779개 기업-년)을 대상으로 유효법인세율의 변화로 측정된 유효법인세변동액이 이익지속성 및 가치관련성 측면에서 정보적 유용성을 갖는지에 대한 실증분석을 수행하였다. 이익지속성은 Ohlson(1995)에서 사용된 시계열(time series)상 초과이익의 1차자 회귀계수인 이익지속성계수(ω)를 사용하였다.

분석결과는 가설의 예상대로, 유효법인세변동액과 시계열상 이익지속성은 음(-)의 관계를 나타내 유효법인세변동액이 이익지속성을 하락시키는 항목임이 관찰되었다. 이러한 관계는 유효법인세율의 변화크기가 크고 이익조정가능성이 높을수록 더욱 뚜렷이 나타났다. 또한 국내자본시장에서 유효법인세변동액은 일단 단순비용의 감소로 인식되어 기업가치를 증가시키는 항목으로 나타났지만 유효법인세율의 변화크기가 큰 집단 또는 이익조정가능성이 높은 집단에서의 유효법인세변동액은 그렇지 않은 집단에 비해 추가배수가 낮았다. 이는 유효법인세변동액이 갖는 이익의 질적인 정보가 자본시장에 반영된 결과로 해석된다.

본 연구의 결과는 주식시장 참여자들이 유효법인세율의 변화에 대한 유용성을 인정하고 이익의 질과 기업가치를 평가함에 있어서 동 변동액이 실질적인 경제적 의미를 갖는지 여부를 파악할 수 있게 하므로 유효법인세율의 정보유용성을 확대하였다. 특히 법인세비용 대 법인세비용차감전순이익으로 정의된 유효법인세율이 경영자의 기회주의적인 행위로 인해 변화될 수 있음을 보였다는 점에서 의의를 갖지만 다음과 같은 한계점을 갖는다.

첫째, 본 연구에서 유효법인세변동액의 2가지 구성요소별로 구분하여 추가적인 분석을 수행하였지만 이연법인세 및 법인세부담액의 개별적인 구성요소가 이익의 질 및 기업가치에 미치는 영향을 구체적으로 검토하지는 못하였다. 둘째, 본 연구에서 이익의 질에 영향을 미칠만한 요소들을 통제하기 위해 영업현금흐름, 부채비율, 기업규모 등을 채택하였다. 그럼에도 불구하고 본 연구에서 통제 한 여러 변수 외에 다른 변수에 의해 영향을 받을 수 있다. 이러한 생략된 변수의 문제는 여전히 존재할 수 있다.

참고문헌

- 고종권. 1997. “조세부담의 측정치에 관한 연구”. 회계학연구 제22권 제3호 : 51-82.
- 김권중 · 김문철. 2003. “경상이익 구성요소와 특별손익의 지속성과 주가관련성”. 회계학연구 제28권 제3호 : 55-83.
- 김문철 · 최 관. 1999. “이익의 질 개념에 관한 연구”. 회계저널 제8권 제1호 : 221-245.
- 김상헌 · 조현우. 2005. “투자의사결정지표로서의 이익의 질과 기업가치관련성”. 회계와감사연구 제41호 : 319-340.
- 백원선 · 최 관. 1999. “이익조정과 법인세 최소화 동기”. 회계학연구 제24권 제1호 : 115-139.
- 백원선 · 김상헌. 2005. “미래법인세효과의 실현가능성, 감사품질 및 이연법인세자산의 가치관련성”. 회계학연구 제30권 제1호 : 99-120.
- 백원선 · 유재권. 2005. “감사인의 유형과 보수주의”. 회계와감사연구 제41호 : 241-260.
- 백원선 · 조현우. 2005. “이연법인세자산에 대한 미래법인세효과의 실현가능성과 발생액의 질 및 이익지속성”. 회계학연구 제30권 제1호 : 25-51.
- 백원선 · 최 관. 1999. “이익지속성이 순자산과 회계이익에 대한 주가배수에 미치는 영향”. 회계학연구 제24권 제4호 : 61-81.
- 이용호. 1995. “법인세유연화 연구”. 회계학연구 제20권 제2호 : 25-57.
- 이창우 · 전규안. 1997. “조세부담측정치로서의 유효법인세율에 대한 비판적 검토”. 경영학연구 제26권 제4호 : 851-874.
- 이화진. 2003. “이익조정과 이연법인세차의 선택”. 회계와감사연구 제39호 : 27-53.
- 유상열 · 이석영. 2005. “유효법인세율의 변화와 기업가치 관련성”. 경영학연구 제34권 제5호 : 1301-1320.
- 전규안 · 박종일. 2002. “이연법인세와 이익조정에 관한 연구”. 회계학연구 제27권 제1호 : 107-135.
- 전영순. 2003. “외국인투자자 및 국내 기관투자자의 투자의사결정과 회계이익의 질”. 경영학연구 제32권 제4호 : 1001-1032.
- 전진문. 2003. “이익의 지속성과 회계이익의 질에 대한 실증적 검증”. 경영연구 제18권 제1호 : 271-288.
- 전춘옥 · 조현연 · 백승산. 1996. “법인세평준화 연구”. 세무학연구 제11호 : 63-95.
- 정석우 · 임태균. 2005. “회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향”. 회계학연구 제30권 제2호 : 209-235.
- 조현우 · 백원선. 2007. “유효법인세변동액과 법인세부담액을 고려한 이익조정”. 세무학연구 제24권 제1호 : 81-112.
- 최종서 · 문승엽. 2005. “이연법인세 정보를 이용한 이익조정의 탐지”. 회계학연구 제30권 특별호 제1호 : 93-132.
- 한봉희. 1998. “기본적 분석에 근거한 비이익 재무제표정보의 유용성에 관한 연구”. 회계학연구 제23권 제3호 : 1-29.

- Abarbanell, J., and B. Bushee. 1998. Abnormal Returns to a fundamental analysis strategy. *The Accounting Review* 73 : 19—45.
- Barth, M., W. Beaver, and W. Landsman. 2001. The relevance of value relevance research for financial accounting standard setting : Another view. *Journal of Accounting and Economics* 31 (September) : 77—104.
- Becker, C., M. DeFond, J. Jambalvo, and K. Subramanyam. 1998. The Effect of Audit Quality on Earnings Management. *Contemporary Accounting Research* 15 : 1—24.
- Collins, D. W., E. L. Maydew, and I. S. Weiss. 1997. Changes in the value—relevance of earnings and book values over the past forty years. *Journal of Accounting and Economics* 24 (December) : 39—67.
- Collins, D. W., M. Pincus, and H. Xie. 1999. Equity valuation and negative earnings : The role of book value of equity. *The Accounting Review* 74 (January) : 29—61.
- Comiskey, E. 1982. Assessing Financial Quality : An Organizing Theme for Credit Analysts. *Journal of Commercial Bank Lending* (December) : 32—47.
- DeAngelo, L. 1981. Auditor Size and Audit Quality. *Journal of Accounting and Economics* 3 (December) : 183—199.
- Dechow, P. M., and L. D. Dichev. 2002. The quality of accruals and earnings : The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review* 77 (Supplement) : 35—59.
- Gaver, R., and K. Gaver. 1998. The relation between nonrecurring accounting transactions and CEO cash compensation. *The Accounting Review* 73 (April) : 235—253.
- Hanlon, M. 2005. The persistence and pricing of earnings, accruals and cash flows when firms have large book—tax differences. *The Accounting Review* 80 : 137—166.
- Hayn, C. 1995. The information content of losses. *Journal of Accounting and Economics* 20 (September) : 125—153.
- Kern, B. B., and M. H. Morris. 1992 Taxes and Firm Size : The Effect of Tax Legislation During 1980s. *The Journal of the American Taxation Association* (Spring) : 80—96.
- Kormendi, R., and R. Lipe. 1987. Earnings innovations, earnings persistence and stock returns. *Journal of Business* 60 (July) : 323—345.
- Lev, B., and R. Thiagarajan. 1993. Fundamental information analysis. *Journal of Accounting Research* 31 : 190—215.
- Liu, C. S., and D. A. Ziebart. 1997. Stock returns and open—market stock repurchase announcements. *Financial Review* 32 (November) : 709—728.
- Miller, G. M., and D. J. Skinner. 1998. Determinants of the valuation allowance for deferred tax assets under SFAS No. 109. *The Accounting Review* 73 (April) : 213—233.
- Ohlson, J. 1995. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research* 11 (Spring) : 661—687.
- Omer, T. C., K. H. Molly, and D. A. Ziebart. 1991. Measurement of Effective Corporate Tax Rate Using Financial Statement Information. *The Journal of the American Taxation Association* (Spring) : 57—72.
- Phillips, J., M. Pincus, and S. Rego. 2003. Earnings management : New evidence based on deferred tax expense. *The*

- Accounting Review* 78 (April) : 491–521.
- Porcano, T. M. 1986. Corporate Tax Rates : Progressive, Proportional, or Regressive. *The Journal of the American Taxation Association* (Spring) : 17–31.
- Sloan, R. 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?. *The Accounting Review* (July) : 289–315.
- Watts, R., and R. Leftwich. 1977. The Time Series of Annual Accounting Earnings. *Journal of Accounting Research* 15 (Autumn) : 253–271.
- Wilkie, P. J. 1988. Corporate Average Effective Tax Rates and Inferences about Relative Tax Preference. *The Journal of the American Taxation Association* (Fall) : 75–88.
- Zimmerman, J. L. 1983. Taxes and Firm Size. *Journal of Accounting and Economics* (August) : 119–149.

Effective Tax Changes, Earnings Persistence, and Value Relevance

Hyunwoo Cho*

〈Abstract〉

This paper examines whether effective tax changes, defined as the change in effective tax rates between current and last periods, multiplied by current period's pre-tax earnings, affect earnings persistence and firm value. Under current GAAP, income tax expenses are the sum of income tax payable and deferred tax liabilities or the difference between income tax payable and deferred tax assets.

Given that effective tax changes are determined by income tax payable and deferred tax assets/liabilities, they could provide a chance to identify managerial discretion in earnings management and tax management. These indicate that effective tax changes could reflect managers' opportunism.

We hypothesize that (1) the larger effective tax changes are, the lower earnings quality and (2) the larger effective tax changes are, the less pricing multiple of earnings. We measure earnings persistence as the first autocorrelation of abnormal earnings over two consecutive periods, as in Ohlson (1995).

Empirical analyses are performed for the sample of 779 non-banking firms listed on Korean Stock Exchange over the period of 2000–2002. The empirical results are summarized as follows. First, earnings quality deteriorates as effective tax changes are larger and this is prominent for firms that are more likely to manage earnings. Second, effective tax changes evaluated revenue/gain(not expense/loss) in korean stock market. But pricing multiple of earnings become less effective tax changes are larger and prevalent for firms that are more subject to earnings management.

These results imply that effective tax changes have the economic means in valuating accounting income and firm value. Thus, financial statement users could rely on such information to evaluate quality of earnings and make their investment decision, and analysts should pay more attention to the fact that earnings quality deteriorates as effective tax changes are larger. Also the results in this study suggest that value relevance researcher should consider effective tax changes in addition to firm characteristic factors.

<Key words> earnings persistence, effective tax changes, earnings quality, firm value

* Secretarial Administration, Soongui Women's College, Seoul, Korea, hwcho@sewc.ac.kr