

유효법인세율의 변화와 기업가치 관련성*

유상열

단국대학교 경영학부
(slryu2002@hanmail.net)

이석영

성신여자대학교 경영학과
(sylee@sungshin.ac.kr)

본 연구의 목적은 유효법인세율의 비대칭적 변화가 미래이익 및 기업가치와 관련성이 있는지를 분석하는 것이다. 연구결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 유효법인세율의 변화는 세전순이익이 증가할 때와 감소할 때 미래이익과 상이하게 관련된 것으로 나타났다. 세전순이익이 증가할 때 유효법인세율의 증가는 미래이익에 부정적 신호(bad signal)로 해석되는 반면, 세전순이익이 감소할 때 유효법인세율의 증가는 미래이익에 긍정적 신호(good signal)로 해석되었다. 둘째, 유효법인세율의 변화는 세전순이익이 증가할 때와 감소할 때 당기의 주식시장에 의해 상이하게 해석되는 것으로 나타났다. 세전순이익이 증가할 때 유효법인세율의 변화가 양(+)의 값을 가지면 주식시장에서 긍정적 신호로 해석되었으나, 세전순이익 감소시 유효법인세율이 증가하는 기업에 대해 주식시장은 부정적 반응을 나타내었다. 셋째, 차기의 주식시장은 유효법인세율의 변화에 대하여 전기와 동일한 반응을 나타냈다. 이는 당기의 유효법인세율 변화에 대한 주식시장의 반응이 차기 이후에도 지속됨을 시사하는 것이다. 본 연구의 공헌점은 유효법인세율의 비대칭적 변화가 기업의 미래이익 및 기업가치와 관련성이 있는지를 분석함으로써 법인세조정가설의 유용성을 검증했다는 것이다.

주제어: 유효법인세율, 유효법인세율의 비대칭성, 법인세조정가설

I. 서론

법인세는 손익계산서에 별도의 항목으로 보고될 만큼 중요한 비용임에 틀림이 없다. 지금까지 많은 연구자들은 법인세법의 해석·적용상의 문제점을 지적하거나, 법인세법이 기업의 회계선택이나 이익 조정, 세무관리, 자본구조 및 투자의사결정에 미치

는 영향에 대하여 연구해 왔다. 법인세는 직접적인 반대급부 없이 국가가 강제로 징수하는 현금유출비용이므로 경영자는 기업가치를 최대화하기 위하여 법인세를 최소화하는 의사결정을 하여야 한다. 그런데, 국내의 많은 선행연구는 기업이 조세당국과의 마찰을 회피하기 위해서 법인세부담액의 변동성을 줄이는 방향으로 조정한다는 가설을 검증하였다.¹⁾²⁾ 이러한 법인세조정 가설은 조세당국의 세원

논문접수일: 2005. 2 게재확정일: 2005. 6

* 본 논문의 작성에 유익한 조언을 해 주신 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

- 1) 본 연구에서 법인세부담액이란 법인세 산출세액에서 공제·감면세액을 차감하고 가산세를 더한 총부담세액(법인세할증면세 포함)을 말한다. 이는 기업회계기준에 이연법인세회계처리가 도입되기 전의 손익계산서상의 "법인세등"으로 표시된 금액이다. 법인세등은 이연법인세회계처리가 도입된 후의 손익계산서상 "법인세비용"과는 다른 것인데, 법인세비용은 이연법인세차(대) 증감액을 가감함으로써 법인세부담액으로 수정이 가능하다. 즉, 법인세비용에 이연법인세차 증가액(감소액)을 더하고(차감하고), 이연법인세대 증가액(감소액)을 차감하면(더하면) 법인세부담액을 산출할 수 있다.
- 2) 우리나라에서 법인세부담액의 조정(평준화)과 관련된 선행연구는 많다. 이들 선행연구들은 법인세부담액이 증가하거나 감소되는 상황에서 기업은 직·간접적인 조세감면제도(세액공제와 준비금)를 이용하여 종전의 법인세부담액 수준을 상향 또는 하향조정한다고 보고하고 있다(주현기, 1993; 정규연, 1993, 1997; 이송호, 1995; 진춘옥 등, 1996; 김용훈, 1996; 조재형·정명환, 1997; 공해영, 1997; 채중화, 1998; 이준규 등, 2000; 윤종규·최신재, 2001; 이태희 등, 2002).

관리가 법인세부담액의 변동성을 기준으로 이루어진다는 전제 하에 기업이 법인세부담액을 조정함으로써 불필요한 조세마찰을 회피하려는 동기로 설명될 수 있다.³⁾

최근 윤재원 등(2004)은 기존의 법인세조정에 대한 연구를 한 단계 더 발전시켜 세전순이익의 증감에 따른 법인세부담액 정도의 차이를 분석하였다. 이들은 세전순이익이 증가한 경우에 법인세부담액을 하향조정하는 정도가 세전순이익이 감소한 경우에 법인세부담액을 상향조정하는 정도보다 크다는 법인세조정 정도의 비대칭성을 검증하였다.⁴⁾ 법인세 부담정도의 비대칭성, 즉 유효법인세율의 비대칭성은 세전순이익이 지속적으로 감소하는 상황에서는 현금유출을 수반하는 법인세를 더 이상 상향조정할 유인이 없음을 시사하는 것이다.⁵⁾

그렇다면, 과연 법인세조정은 조세마찰의 회피만을 목적으로 하는 이상현상(anomaly)에 불과한 것인가? 법인세부담액의 상향조정 또는 하향조정 현상을 주식시장은 얼마나 반영하고 있는가? 본 연구는 이러한 질문에 대한 해답을 구하고자 수행

되었다. 본 연구의 공헌은 그 동안 연구된 법인세 조정가설을 미래이익과 기업가치와 관련하여 검증하였다는 점이다.

구체적으로 본 연구는 유효법인세율의 비대칭성이 기업가치에 어떻게 영향을 미치는지를 고찰하고자 한다. Lev and Thiagarajan(1993)은 당기의 이익 변화와 기본적 분석 신호(fundamental signals)가 당기의 초과수익률과 연관되어 있다는 실증적 결과를 제시함으로써 이들 기본적 분석 신호가 가치관련성이 있다고 결론지었다.⁶⁾ 기본적 분석(fundamental analysis)은 주가와 주요 가치동인(예를 들면, 이익, 성장, 경쟁적 지위 등) 사이의 관계를 이해하려는 것이다. 어떤 신호가 당기의 이익변화 이상의 정보를 포함하고 있다면, 그 신호는 미래이익이나 당기 추가수익률에 대하여 추가적인 정보력을 갖는다. Abarbanell and Bushee(1997)는 기본적 분석신호와 미래이익간의 연관성을 분석함으로써 기본적 분석 신호에 포함된 경제학적 의미(economic intuition)를 검증할 수 있다고 보았다.⁷⁾ Abarbanell and Bushee(1998)

- 3) 선행연구에서는 이를 "법인세평준화" 또는 "법인세유연화"라고 하나, 본 연구에서는 경영자의 법인세조정동기를 부각시키기 위하여 "법인세조정"이라는 용어를 사용하였다. Schipper(1989)는 이익조정을 "사적인 이득을 얻을 목적으로 외부보고과정에 의도적으로 개입하는 것(... purposeful intervention in the external financial reporting process, with the intention of obtaining some private gains...)"라고 정의하였다. 경영자가 특별한 목적을 가지고 법인세부담액을 상향 또는 하향조정한다면 이를 법인세조정이라 언급하여도 무리는 없다고 판단된다.
- 4) 세전순이익이 증가한 경우에 법인세부담액을 하향조정하는 정도가 세전순이익이 감소한 경우에 법인세부담액을 상향조정하는 정도보다 크다면, 세전순이익이 증가할 때와 감소할 때 각각의 유효법인세율의 변화는 비대칭성을 갖게 된다. 본 연구는 이를 "유효법인세율의 비대칭성(asymmetry of effective tax rate)"이라 칭하기로 한다.
- 5) 윤재원 등(2004)은 조세감면 수단 중 직접감면액은 이익잉여금처분계산서상의 기업합리화적립금 적립액으로 측정하고(구조세특례제한법 제145조 제①항에 의하면, 조세특례제한법상 소득공제, 세액공제/감면을 받은 내국법인은 당해 사업연도의 이익잉여금 처분시 감면 받은 세액 상당액을 기업합리화적립금으로 적립해야 한다), 간접감면액은 조세특례제한법상 준비금의 적립액과 환입액을 고려한 순준비금으로 측정하여, 이들 직간접 감면 조세감면액의 수준과 변화에 대한 평균분석을 함으로써 법인세조정 정도의 비대칭성을 검증하였다. 뿐만 아니라, 세전순이익이 지속적으로 증가하는 기업은 법인세부담액을 지속적으로 하향조정한다는 것을 보여 주었다.
- 6) Lev and Thiagarajan(1993)은 증권분석가가 사용하는 기본적 정보를 *Wall Street Journal*, *Value Line*, *Quality of Earnings* 등을 탐색하여 수집하였다. 이들이 선정한 기본적 분석 신호는 매출증가율 대비 재고증가율, 매출채권증가율, 매출총이익 증가율, 판매관리비증가율, 주문잔고증가율, 산업평균 대비 자본적지출증가율과 연구개발비증가율, 매출채권증가율 대비 대손충당금증가율, 유효법인세율증가율, 직원 1인당 매출증가율, 재고자산평가방법, 회계감사의견 등 총 12가지이다.
- 7) Abarbanell and Bushee(1997)는 Lev and Thiagarajan(1993)의 기본적 신호 중 주문잔고증가율, 연구개발비증가율, 대손충당금증가율의 3가지를 제외한 9가지만을 사용하였다.

는 기본적 분석신호에 근거하여 투자전략을 수립하였을 때 향후 1년 간의 투자수익(arbitrage)에 기본적 정보가 얼마나 공헌하는지를 검증하였다. 이들은 기본적 분석신호에 대한 주식시장의 반응이 당기 이후의 기간까지 지속되고 있음을 발견하였다. 한봉희(1998)는 상장회사로서 비금융업에 속하는 국내 기업들을 대상으로 Lev and Thiagarajan (1993)의 방법을 적용하여 기본적 신호와 초과수익률간의 관련성을 검증하였는데 유사한 결론을 얻었다.⁸⁾

특히, 선행연구에서 기본적 분석 신호로 선택되었던 유효법인세율의 가치관련성을 살펴보면, Lev and Thiagarajan(1993)은 유효법인세율이 초과수익률과 양(+)의 관계가 있음을 검증하였고, Abarbanell and Bushee(1998)는 유효법인세율과 미래이익간에는 음(-)의 관계가, 초과수익률과 음(-)의 관계가 있음을 검증하였다. 한봉희(1998)는 유효법인세율이 초과수익률과 음(-)의 관계가 있음을 보고하였으나 통계적 유의성은 높지 않았다(t 값=-1.24). 기본적 분석과 관련된 선행연구는 아니지만, Dhaliwal et al.(2002)은 보고이익을 증가시키려는 동기와 유효법인세율의 변화는 음(-)의 관계가 있음을 검증하였고, Schmidt (2004)는 유효법인세율의 변화가 미래이익의 지속성에 대한 정보를 제공해 준다고 보고하였다. 그러나, 이들은 유효법인세율과 미래이익 및 초과수익률간의 관련성만 검증하였지 법인세의 동인이 되는 세전순이익이 증가할 때와 감소할 때의 법인세부담 정도 즉, 유효법인세율의 변화를 고려하지는 않았다. 만일 세전순이익의 증가와 감소가 경영자의 법인세 관리에 상이한 영향을 미친다면 이를 구분하

여 각각의 경우가 기업가치에 미치는 영향을 검증하여야 할 것이다.

본 연구에서는 유효법인세율의 비대칭적 행태가 기업가치 결정과 관련하여 가치관련성이 있는지를 고찰하기 위하여, 먼저 계속되는 두 기간의 세전순이익 대비 법인세부담액 비율의 차이를 이용하여 유효법인세율의 변화를 측정하고, 유효법인세율의 변화를 세전순이익이 증가하는 경우와 감소하는 경우로 세분하였다. 다음으로, 자본시장이 세분된 유효법인세율의 변화에 대해 상이하게 반응을 하는지, 즉 시장이 유효법인세율의 변화에 포함된 정보를 완전하게 이해하여 당기에 반영하는지를 분석하고자 한다. 또한, 미래 주식수익률과 유효법인세율의 변화와의 관련성(association)을 검증함으로써 미래의 주식시장이 유효법인세율의 비대칭성에 대한 당기의 반응을 수정하는지 살펴보고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론 이후 제II장에서는 연구가설과 실증분석모형을 도출한다. 제III장에서는 표본선정 및 자료수집, 분석결과를 설명하고, 마지막 제IV장에서는 본 연구의 요약과 결론 및 한계점을 제시한다.

II. 연구가설 및 분석모형

2.1 유효법인세율의 측정

법인세는 세전순이익의 30% 정도를 차지하는 중요한 비용항목이다. 선행연구에서도 유효법인세

8) 한봉희(1998)는 Lev and Thiagarajan(1993)에서 고려하고 있는 기본적 신호 중 연구개발비증가율, 주문잔고증가율, 재고자산평가방법의 3가지를 제외한 9가지를 이용하였다.

율은 가치관련성이 있는 것으로 보고되었다.⁹⁾ Lev and Thiagarajan(1993)과 한봉희(1998)는 두 기간의 유효법인세율 차이에 법인세차감전 주당순이익을 직전년도말 주가로 나눈 값의 곱으로 유효법인세율 변수를 측정하였다. 여기에서 법인세차감전 주당순이익은 주당순이익을 당기순이익으로 나눈 후 법인세차감전순이익을 곱하여 계산하였다. Lev and Thiagarajan(1993)은 이 값과 주가변동 사이에 양(+)의 상관관계가 있음을 검증하였다. 그러나, 한봉희(1998)는 국내 기업의 회계실무상의 특징으로 인하여 유효법인세율과 주가 사이에 음(-)의 상관관계가 있을 것으로 기대했으며, 실증분석 결과도 기대한 바와 동일하게 나타났다. Abarbanell and Bushee(1998)는 당기 유효법인세율(법인세를 세전순이익으로 나눈 값)과 직전 3개년 평균유효법인세율의 차이에 당기의 주당순이익 변화를 곱한 값을 분석에 이용하였다. 이들은 이 값이 미래이익 및 초과수익률과 음(-)의 관계가 있음을 보여 주었다.

본 연구에서는 유효법인세율을 당기의 법인세부담액과 세전순이익의 비율로 측정하였다.¹⁰⁾ 기업의 법인세조정 행위가 기업가치에 미치는 영향을 분석하기 위하여, 먼저 다음과 같이 당기유효법인세율과 전기유효법인세율 차이로 유효법인세율의 변화

율($\Delta ETR_{i,t}$)을 측정하였다.

$$\Delta ETR_{i,t} = \frac{TAX_{i,t}}{EBT_{i,t}} - \frac{TAX_{i,t-1}}{EBT_{i,t-1}}$$

여기서, TAX=법인세부담액, EBT=세전순이익

세전순이익이 증가하였을 때 1, 그렇지 않은 경우에 0의 값을 갖는 EID(earning increase dummy)와 세전순이익이 감소하였을 때 1, 그렇지 않은 경우에 0의 값을 갖는 EDD(earnings decrease dummy)를 설정하고, 유효법인세율의 변화율에 EID와 EDD를 추가하면 다음과 같은 두 개의 변수가 가능하다.

첫째, $EID_{i,t} * \Delta ETR_{i,t}$ 는 전년도에 비하여 이익이 증가하였을 때 유효법인세율의 변화율을 측정한다. 이 교차변수(interactive variable)가 양(+)의 값을 가지는 경우에는 세전순이익 증가율보다 법인세부담액 증가율이 더 크다는 것을 의미하고, 음(-)의 값을 때에는 세전순이익 증가율보다 법인세부담액 증가율이 작다는 것을 의미한다. 이 교차변수에 대한 이해를 돕기 위하여 <표 1>의 예를 들어보자.

9) 일반적으로 유효세율(effective tax rate)은 세전순이익에 대한 조세부담액의 비율을 말하며 한계유효세율(marginal effective tax rate)과 평균유효세율(average effective tax rate)이 있다. 유효세율은 조세부담액의 계산에 있어서 소득이 발생한 연도에 부담한 외형 조세의 절대치만을 고려한 것이기 때문에 조세부담 정도를 나타내는데 적합하지 않다(Scholes, Wolfson, Erickson, Maydew and Shevlin 2002; Shackelford and Shevlin 2001; 이준규 · 이은상 2001; 고종권 2002). 본 연구의 목적은 정확한 조세부담을 측정하고자 하는 것이 아니라, 세전순이익 대비 법인세부담액의 변화(유효법인세율의 변화)가 가치관련성이 있는지를 검증하는 것이므로 선행연구와 동일하게 평균유효세율을 이용하였다.

10) 우리나라에서는 1949년 11월에 법인세법이 제정된 이후부터 독자적인 법안에 의하여 과세되기 시작하였다. 분석기간 동안 최고세율의 변화(상강법인)를 살펴보면, 1980년 40%, 1981년 38%, 1982년 30%, 1990년 34%, 1993년 32%, 1994년 30%, 1995년 28%, 2001년 27%, 2005년 25%로 변경되었다. 이러한 법인세율의 변경은 유효법인세율의 변화를 측정하는데 편의를 초래할 수 있다. 본 연구는 유효법인세율 측정의 편의가 연구결과에 미치는 영향을 최소화하기 위하여 연도별로 상대적인 기업간 분석을 실시하였다. 실증분석모형의 한계로 법인세법 규정의 변화나 법인세율의 변화, 법인세법의 구조적 원인에 의한 유효법인세율의 변화 등을 고려하지 못한 점은 본 연구의 한계이다.

〈표 1〉 $EID_{i,t} * \Delta ETR_{i,t}$ 의 부호에 대한 사례

구분		t-1기	t기	증가율
사례1	세전순이익	100	120	20%
	법인세부담액	30	39	30%
	$ETR_{i,t}$	30%	32.5%	$EID_{i,t} * \Delta ETR_{i,t} = 2.5\% > 0$
사례2	세전순이익	100	120	20%
	법인세부담액	30	33	10%
	$ETR_{i,t}$	30%	27.5%	$EID_{i,t} * \Delta ETR_{i,t} = -2.5\% < 0$
사례3	세전순이익	100	120	20%
	법인세부담액	30	27	-10%
	$ETR_{i,t}$	30%	22.5%	$EID_{i,t} * \Delta ETR_{i,t} = -7.5\% < 0$

사례1과 사례2는 세전순이익과 법인세부담액이 모두 증가하는 경우이다. 사례1과 같이 세전순이익 증가율(20%)보다 법인세부담액 증가율(30%)이 더 크면 $EID_{i,t} * \Delta ETR_{i,t}$ 는 양(+)의 값을 가지며, 사례2와 같이 세전순이익 증가율(20%)보다 법인세부담액 증가율(10%)이 작으면 $EID_{i,t} * \Delta ETR_{i,t}$ 는 음(-)의 값을 가진다. 사례3은 세전순이익은 증가하나 법인세부담액이 감소하는 경우인데, 이 때는 법인세부담액 감소율의 크기(절대값)에 관계없이

$EID_{i,t} * \Delta ETR_{i,t}$ 는 음(-)의 값을 가진다. $EID_{i,t}$ 는 세전순이익이 증가할 때 1의 값을 가지므로 세전순이익이 감소할 때 $EID_{i,t} * \Delta ETR_{i,t}$ 는 0의 값을 갖게 된다.

둘째, $EDD_{i,t} * \Delta ETR_{i,t}$ 는 전년도에 비하여 이익이 감소하였을 때 유효법인세율의 변화율을 측정한다. 만약 세전순이익 감소율(절대값)보다 법인세부담액 감소율(절대값)이 더 작다면 세전순이익 대비 법인세부담액의 비율은 증가하게 되어 이 교차변수는

〈표 2〉 $EDD_{i,t} * \Delta ETR_{i,t}$ 의 부호에 대한 사례

구분		t-1기	t기	감소율(절대값)
사례1	세전순이익	100	70	30%
	법인세부담액	30	24	20%
	$ETR_{i,t}$	30%	34.3%	$EDD_{i,t} * \Delta ETR_{i,t} = 4.3\% > 0$
사례2	세전순이익	100	70	30%
	법인세부담액	30	18	40%
	$ETR_{i,t}$	30%	25.7%	$EDD_{i,t} * \Delta ETR_{i,t} = -4.3\% < 0$
사례3	세전순이익	100	70	20%
	법인세부담액	30	33	10%
	$ETR_{i,t}$	30%	47.1%	$EDD_{i,t} * \Delta ETR_{i,t} = 17.1\% > 0$

양(+)¹의 값을 가지게 된다. 반면에, 세전순이익 감소율(절대값)보다 큰 비율로 법인세부담액이 감소한다면, 이 변수는 음(-)의 값을 갖는다. 이 교차변수의 이해를 돕기 위하여 <표 1>과 유사하게 <표 2>의 예를 들어보자.

사례1과 사례2는 세전순이익과 법인세부담액이 모두 감소하는 경우이다. 사례1과 같이 세전순이익 감소율(절대값 30%)보다 법인세부담액 감소율(절대값 20%)이 작으면 $EDD_{i,t} * \Delta ETR_{i,t}$ 는 양(+)²의 값을 가지며, 사례2와 같이 세전순이익 감소율(절대값 30%)보다 법인세부담액 감소율(절대값 40%)이 더 크면 $EDD_{i,t} * \Delta ETR_{i,t}$ 는 음(-)의 값을 가진다. 사례3은 세전순이익이 감소하나 법인세부담액은 증가하는 경우인데, 이 때는 법인세부담액 증가율(절대값) 크기에 관계없이 $EDD_{i,t} * \Delta ETR_{i,t}$ 는 양(+)³의 값을 가진다. $EDD_{i,t}$ 는 세전순이익이 감소할 때 1의 값을 가지므로 세전순이익이 증가할 때 $EDD_{i,t} * \Delta ETR_{i,t}$ 는 0의 값을 갖게 된다.

2.2 가설의 설정과 분석모형

Gleason and Mills(2002)와 Nelson et al. (2003)은 기업이 직·간접조세감면(tax cushion)을 이용하여 법인세부담액을 미래로 이연하거나 조정한다는 증거를 제시하였다. Dhaliwal et al. (2002)은 보고이익을 증가시키려는 동기와 유효법인세율의 변화는 음(-)의 관계가 있음을 검증하였고, Schmidt(2004)는 유효법인세율의 변화가 미래이익의 지속성에 대한 정보를 제공해 준다고 보고하였다. Lev and Thiagarajan(1993)과 Shevlin (2002)도 유효법인세율이 미래이익과 관련이 있음을 보였다. 그러나, 이들 선행연구는 법인세의 동인이 되는 세전순이익이 증가할 때와 감소할 때를

구분하고 각각의 상황에서 유효법인세율의 변화가 미래이익과 어떤 관련성이 있는지에 대해서는 검증하지 않았다.

본 연구의 가설을 설정하기에 앞서 세전순이익의 증감에 따른 유효법인세율의 비대칭성에 관한 논의를 살펴보기로 한다. 기업은 장기적인 관점에서 다음과 같은 법인세관련 총비용을 최소화하는 것으로 가정한다(이태희 등, 2002).

$$\text{Min}[\text{당기의 법인세부담액} + \text{미래 세무조사로 인한 추정세액과 기타 비용의 현재가치} \times \text{세무조사확률}]$$

법인세관련 총비용은 현재시점의 법인세부담액과 미래에 세무조사를 받을 경우 부담하게 될 추정세액과 기타비용의 현재가치의 기댓값이다. 기타비용이란 세무조사를 받을 경우 발생할 수 있는 모든 비용으로, 세무조사에 대처하기 위한 관리비용, 과세관청과의 관계악화로 인한 비용, 탈루사실 공표시의 기업 이미지 손상비용 등을 망라한다. 과세당국은 세무조사의 목적과 방법을 공개하지 않기 때문에 납세자는 과세당국의 세무조사함수를 알 수 없으며, 납세자인 기업은 주관적인 판단에 근거하여 세무조사확률을 예상한다. 그런데, 과세당국의 세무조사함수에 영향을 미치는 요인들 중의 하나가 당기와 전기의 법인세부담액 변동의 크기와 방향일 것이다. 법인세조정가설에 기초할 때 기업이 인지하는 세무조사확률은 법인세부담액의 변동폭이 클(작을)수록 세무조사확률이 증가(감소)할 것으로 예상할 수 있다. 현실적으로 기업마다 조세회피의 정도 및 특성이 다르므로 미래추정세액 및 기타비용의 현재가치도 상이할 것이나, 본 연구에서는 일정한 것으로 가정한다.

위와 같은 가정 하에서 세전순이익이 증가하는 경우에 경영자는 법인세부담액의 변동이 음(-)이 되지 않는 범위 내에서 현재의 법인세부담액을 최소화할 것이다. 즉, 이익이 증가하는 경우에는 법인세최소화 의사결정을 예상할 수 있다. 반면에, 세전순이익이 감소하는 경우 법인세부담액의 감소로 인하여 세무조사확률은 증가하게 된다. 따라서, 경영자는 단기적으로 법인세부담액을 증가시켜(즉, 유효법인세율을 증가시켜) 세무조사확률을 감소시키려는 유인을 가질 것이다. 그러나, 과세당국의 세무조사방법은 공개되지 않기 때문에 경영자의 법인세부담액 상향조정이 실제로 과세당국의 세무조사확률을 감소시키는지의 여부에 대하여는 상당히 높은 불확실성이 존재한다. 즉, 경영자는 세전순이익이 감소하는 상황에서 법인세부담액 상향조정으로 추가되는 현재의 확실한 법인세부담액이 미래의 세무조사확률을 어느 정도로 낮출 수 있는지에 대한 정보를 얻기 어렵다. 이러한 정보불균형으로 인하여 세전순이익이 감소할 때 세무조사확률을 감소시키기 위하여 법인세부담액을 상향조정하려는 유인을 가질 수 있으나, 그 효과가 불확실하기 때문에 이를 적극적으로 실행하기는 어려울 것이다. 따라서, 세전순이익이 증가할 때 경영자는 현재의 현금지출비용인 법인세부담액을 최소화함으로써 기업가치를 증가시키고자 할 것이므로 법인세최소화 동기에 의하여 법인세를 하향조정하는 반면, 세전순이익이 감소할 때에는 단기적으로 법인세최소화 동

기보다는 법인세부담액의 변동성을 줄이고자 하는 법인세조정동기에 의하여 법인세부담액을 상향조정하려고 한다. 세전순이익의 지속적인 증가가 예상된다면 경영자는 법인세최소화 동기에 의하여 법인세부담액을 하향조정할 것이므로 유효법인세율이 지속적으로 감소하게 된다(Lev and Nissim, 2004).¹¹⁾ 그러나, 미래의 이익이 감소할 것으로 예상되는 상황에서는 법인세부담액을 상향조정함으로써 법인세부담액의 변동성을 줄일 것인가, 아니면 법인세부담액을 최소화할 것인가의 고민에 빠지게 된다. 만일, 이익감소가 일시적이어서 가까운 장래에 이익이 증가될 것으로 예상한다면 법인세평준화 의사결정을 내릴 것이다. 그러나, 이익감소가 장기간 지속될 것으로 예상된다면 법인세부담액의 상향조정으로 인한 효익이 크지 않을 것이기 때문에 법인세최소화 의사결정을 할 것이다.¹²⁾ 결국, 세전순이익이 감소함에도 불구하고 가까운 장래에 이익이 증가할 것으로 기대된다면, 경영자는 미래 이익에 대한 긍정적 신호(good signal)를 주고자 이익감소에 비례하여 유효법인세율을 감소시키지 않는 의사결정(즉, 법인세 상향조정 의사결정)을 할 가능성이 있다. 이러한 추론에 근거하여 세전순이익이 증가할 때는 지속적으로 유효법인세율이 감소하나, 세전순이익이 감소할 때에도 경영자는 미래 이익에 대한 신호(signaling)로서 유효법인세율을 감소시키지 않을 가능성이 있다.

본 연구의 첫 번째 목적은 이처럼 유효법인세율

11) 세전순이익이 증가할 때는 법인세 최소화동기와 법인세 하향조정 동기가 일치한다. Lev and Nissim(2004)은 법인세조정이 이루어지는 경우에 현재의 세전순이익은 경영자의 미래 세전순이익에 대한 예측치를 반영한다고 주장하고, 이를 실증적으로 검증하였다. 즉, 당기의 세전순이익은 경영자의 미래 세전순이익에 대한 기대치를 반영하므로, 미래이익의 증가가 예상되는 경우 경영자는 법인세 최소화 의사결정을 한다는 것이다.

12) 장기적으로 이익이 지속적인 감소추세를 보인다면 법인세조정의 목적이 과세당국과의 마찰을 회피하기 위한 것이라 하더라도 미래의 세무조사확률을 낮추기 위해 현재의 현금지출비용인 법인세를 상향조정하는 것은 부담이 될 수 있다. 또한, 이익이 지속적인 감소추세를 보일 경우 기업은 법인세의 감소를 자연스러운 추세로 설득시킬 수 있으므로 법인세상향조정의 유인은 감소될 것이다.

의 변화가 기업의 미래이익과 관련이 있는지를 조사하는 것이다.

〈연구가설 1〉 유효법인세율의 변화는 세전순이익이 증가할 때와 감소할 때 미래이익과 상이하게 관련되어 있을 것이다.

〈연구가설 1〉을 검증하기 위하여 당해연도 이익 변화를 통제변수로서 독립변수에 포함하는 다음과 같은 분석모형을 설정하였다.¹³⁾

〈분석모형 1〉

$$\begin{aligned} \Delta EBT_{i,t+1} = & a + b_1 * \Delta EBT_{i,t} \\ & + b_2 * EID_{i,t} * \Delta ETR_{i,t} \\ & + b_3 * EDD_{i,t} * \Delta ETR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

여기서,

$$\Delta EBT_{i,t+1} = \left[\frac{EBT_{i,t+1}}{ASSET_{i,t+1}} - \frac{EBT_{i,t}}{ASSET_{i,t}} \right]$$

$$\Delta EBT_{i,t} = \left[\frac{EBT_{i,t}}{ASSET_{i,t}} - \frac{EBT_{i,t-1}}{ASSET_{i,t-1}} \right]$$

$$\Delta ETR_{i,t} = \left[\frac{TAX_{i,t}}{EBT_{i,t}} - \frac{TAX_{i,t-1}}{EBT_{i,t-1}} \right]$$

$TAX_{i,t}$ =법인세부담액, $EBT_{i,t}$ =세전순이익(즉, 법인세차감전순이익)

$ASSET_{i,t}$ =총자산

$EID_{i,t}$ =전년도에 비해 세전순이익이 증가하였으면

1, 그렇지 않으면 0

$EDD_{i,t}$ =전년도에 비해 세전순이익이 감소하였으면

1, 그렇지 않으면 0

세전순이익이 증가할 때 유효법인세율이 지속적으로 감소하거나, 세전순이익이 감소할 때 유효법인세율이 증가한다면 이는 미래이익에 대한 긍정적 신호(good signal)로 해석될 수 있다. 따라서, 〈분석모형 1〉에서 b_2 는 음(-)의 값을 갖고, b_3 는 양(+)의 값을 가질 것으로 예상된다. 세전순이익은 규모효과를 고려하여 해당연도말의 자산총계로 나누는 값을 이용하였다.

본 연구의 두 번째 목적은 유효법인세율 변화의 효과가 당기의 주식시장에 반영되는지를 검증하는 것이다. 세전순이익이 증가할 때 유효법인세율의 변화율이 양(+)의 값을 가지면 주식시장은 이는 법인세최소화 의사결정과 상치되는 것으로 보아(즉, 법인세의 부적절한 관리에 기인한 것으로 보아) 부정적인 신호로 해석할 것이다. 세전순이익이 감소하는 경우에 경영자는 법인세최소화 의사결정과 법인세 상향조정 의사결정 사이에서 고민하게 된다. 만일 가까운 장래에 이익의 증가가 예상된다면 법인세부담액의 변동성을 줄이기 위해 법인세를 상향조정하려 할 것이다. 이 경우 세전순이익 감소에 비례하여 법인세부담액을 줄이지 않는 것이 주식시장에서 긍정적 신호로 해석될 수 있다. 그러나, 시장에서 유효법인세율의 비대칭적 행태에 포함된 정보를 반영하지 못한다면, 주식시장은 세전순이익이 감소할 때 유효법인세율이 증가하는 기업들에 대해 부정적인 반응을 보일 것이다. 따라서, 주식시장이 유효법인세율의 변화에 포함된 정보(즉, 경영자의 신호)를 이해한다면 세전순이익이 증가할 때와 감소할 때의 유효법인세율의 변화를 상이하게 반영하여야 한다.

13) 독립변수인 ΔEBT_t 는 당기세전이익과 전기세전이익의 차이로, 종속변수인 ΔEBT_{t+1} 은 차기세전이익과 당기세전이익의 차이로 측정하였다. 〈분석모형 1〉은 당기의 유효법인세율의 변화가 경영자의 법인세조정 의사결정(법인세최소화 혹은 법인세평준화)을 반영하여 차기의 세전이익에 어떤 신호를 주는지를 검증하기 위한 것이다.

〈연구가설 2〉 유효법인세율의 변화는 세전순이익이 증가할 때와 감소할 때 당기의 주식시장에 의해 상이하게 해석될 것이다.

〈연구가설 2〉를 검증하기 위하여 〈분석모형 2〉와 같이 당기 세전순이익의 변화와 세분화된 유효법인세율의 변화를 독립변수로 하고, 누적초과수익률(CAR_{i,t})을 종속변수로 하는 회귀식을 추정하였다.

〈분석모형 2〉

$$CAR_{i,t} = a + b_1 * \Delta EBT_{i,t} + b_2 * EID_{i,t} * \Delta ETR_{i,t} + b_3 * EDD_{i,t} * \Delta ETR_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

여기서,

CAR_{i,t}=당해연도 4월부터 다음연도 3월까지의 누적초과수익률

$$\Delta EBT_{i,t} = \left[\frac{EBT_{i,t}}{ASSET_{i,t}} - \frac{EBT_{i,t-1}}{ASSET_{i,t-1}} \right]$$

$$\Delta ETR_{i,t} = \left[\frac{TAX_{i,t}}{EBT_{i,t}} - \frac{TAX_{i,t-1}}{EBT_{i,t-1}} \right]$$

TAX_{i,t}=법인세부담액

EBT_{i,t}=세전순이익

ASSET_{i,t}=총자산

EID_{i,t}=전년도에 비해 세전순이익이 증가하였으면 1, 그렇지 않으면 0이며

EDD_{i,t}=전년도에 비해 세전순이익이 감소하였으면 1, 그렇지 않으면 0이다.

〈분석모형 2〉에서 CAR_{i,t}는 t년 4월부터 t+1년 3월까지 기간에 대한 규모조정수익률(size-adjusted returns)을 사용하여 측정하였다. 규모조정수익률은 시장모형(market model)에 비해 기업규모로

인한 CAR_{i,t}의 예측오차를 줄일 수 있다(Banz, 1981; Reinganum, 1981). 규모포트폴리오 주식수익률은 직전 연말의 자기자본 시장가치(=보통주 발행주식수×주가)를 기준으로 10개의 포트폴리오를 구성하고 수익률은 동일가중방식으로 측정하였다.

$$CAR_{i,t} = \prod_{m=4}^{15} (1 - R_{i,t,m} - R_{p,t,m}) + 1$$

여기서,

CAR=누적초과수익률

R_{i,t,m}=i기업의 t년도 m월 주식수익률

R_{p,t,m}=규모포트폴리오 p의 t년도 m월 주식수익률

앞서 논의한 바와 같이, 세전순이익이 증가할 때 세전순이익 증가율보다 법인세부담액 증가율이 더 크다면 이는 경영자가 법인세를 적절하게 관리하지 못했다는 것을 의미하며, 이러한 유효법인세율의 변화는 시장에서 부정적으로 해석될 것이다. 반면에, 세전순이익 증가율보다 법인세부담액 증가율이 더 작다면 이는 경영자의 법인세최소화 노력의 결과를 의미하며, 이러한 유효법인세율의 변화는 시장에서 긍정적으로 해석될 것이다. 따라서 세전순이익이 증가할 때 b₂는 음(-)의 값을 가질 것으로 기대된다.

한편, 세전순이익이 감소하는 경우에 경영자는 법인세최소화 의사결정과 법인세 상향조정 의사결정에 직면하게 된다. 즉, 경영자는 당기뿐만 아니라 미래에도 세전순이익이 지속적으로 감소하리라 예상된다면 현금지출을 수반하는 법인세를 굳이 상향조정하려 하지 않을 것이다. 만일 세전순이익의 감소가 일시적이어서 가까운 장래에 이익의 증가가 예상된다면 경영자는 법인세부담액의 변동성을 줄

이기 위해 법인세를 상향조정하려 할 것이다. 따라서, 시장에서 세전순이익 감소와 비례하여 법인세 부담액을 줄이지 않은 기업(즉, 유효법인세율이 증가하는 기업)에 대해 유리한 반응을 보일 수 있다. 이 경우 회귀계수 b_3 은 양(+)의 값으로 나타날 것이다. 그러나, 시장에서 유효법인세율의 비대칭적 행태에 포함된 정보를 반영하지 못한다면, 주식 시장은 세전순이익 감소시 유효법인세율이 증가하는 기업에 대해 부정적인 반응을 보일 것이다. 이 경우 회귀계수 b_3 은 음(-)의 부호를 가질 것으로 예상된다.

Abarbanell and Bushee(1998)는 기본적 분석에 사용된 신호(fundamental signal)에 포함된 정보를 당기의 주식시장이 완전하게 반영하지 못함을 보여주었다. 그 정보 중 일부는 추후에 주식시장에 반영되어 상당한 정도의 초과수익률이 차이에 발생한다는 것이다. 본 연구는 Abarbanell and Bushee(1998)와 동일한 방법으로 미래의 주식시장이 세분된 유효법인세율의 변화에 대한 지난 기간의 평가를 수정(market correction)하게 되는지, 그리고 다음 기간에 상당한 초과수익률이 발생하게 되는지를 검증하고자 한다. 이를 위하여 세전순이익 변화에 의해 세분된 유효법인세율의 변화값에 따라 다음과 같이 4개의 포트폴리오를 구성하였다.

〈포트폴리오〉

포트폴리오 1: $EID_{i,t} * \Delta ETR > 0$ 즉, 세전순이익과 유효법인세율이 모두 증가

포트폴리오 2: $EID_{i,t} * \Delta ETR < 0$ 즉, 세전순이익이 증가하고 유효법인세율은 감소

포트폴리오 3: $EDD_{i,t} * \Delta ETR > 0$ 즉, 세전순이익이 감소하고 유효법인세율은 증가

포트폴리오 4: $EDD_{i,t} * \Delta ETR < 0$ 즉, 세전순이익과 유효법인세율이 모두 감소

여기서,

$EID_{i,t}$ = 세전순이익이 전년도에 비해 증가하였으면 1, 그렇지 않으면 0,

$EDD_{i,t}$ = 세전순이익이 전년도에 비해 감소하였으면 1, 그렇지 않으면 0.

여기서 포트폴리오 1과 3은 전년도에 비해 당년도에 세전순이익이 증가한 경우와 전년도에 비해 당년도에 세전순이익이 감소한 경우, 각각에 대해 유효법인세율의 변화가 양(+)의 값을 보이는 기업-년 관측치를 포함한다. 포트폴리오 2와 4는 전년도에 비해 당년도에 세전순이익이 증가한 경우와 전년도에 비해 당년도에 세전순이익이 감소한 경우, 각각에 대해 유효법인세율의 변화가 음(-)의 값을 보이는 기업-년 관측치를 포함한다. 본 연구에서는 위에서 정의한 4개의 포트폴리오를 대상으로 미래기간에 어떠한 포트폴리오가 시장에서 유리하게 평가되는지를 알아보기 위해 각 포트폴리오에 대한 12개월(당해연도 4월부터 다음연도 3월까지)간의 누적초과수익률을 이용한다. 만약 시장이 유효법인세율의 비대칭적 행태에 대해 동기간에 있어서 과잉 또는 과소 반응을 보인다면, 이와 같은 시장반응은 추후에 반전될 것이다

〈연구가설 3〉 미래의 주식시장은 세분된 유효법인세율의 변화에 대한 전기의 반응을 수정할 것이다.

III. 분석결과

3.1 표본선정 및 기술적 통계

본 연구는 1982년부터 2002년까지 우리나라 증권거래소에 상장되었거나 상장된 기업 중 아래의 조건을 충족하는 기업을 표본으로 선정하였다. 세전순이익과 유효법인세율의 변화값을 계산하기 위해서는 해당연도 전후연도의 자료가 필요하므로 실제 분석에 사용된 표본기간은 1983년부터 2001년까지 19년간이다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 기업
- (2) 결산일이 12월 31일인 기업
- (3) 업종변경, 결산일변경, 자본잠식 등에 해당하지 않는 기업
- (4) 제2부 및 관리대상기업이 아닌 기업
- (5) 세전순이익이 양(+)이고, 법인세부담액이 영(0)이 아닌 기업
- (6) 한국상장회사협의회 데이터베이스 TS_2000 및 한국신용평가주식회사의 SMAT 데이터베이스에서 필요한 재무자료 및 주식수익률 자료를 입수할 수 있는 기업

금융업은 재무제표의 구성이나 회계자료의 의미가 기타의 기업과 매우 다르기 때문에 자료의 동질

성을 확보하기 위하여 제외하였다. (2)와 (3)도 자료의 동질성 확보를 위한 것이다. (4)는 관리대상기업의 경우 재무제표의 신뢰성이나 이들 기업이 회계정보에 대한 시장의 반응이 다른 기업과 다를 수 있기 때문에 제외하였다. 기업의 재무자료 및 추가자료는 한국상장회사협의회 데이터베이스인 TS_2000과 한국신용평가주식회사의 SMAT 데이터베이스에서 추출하였다.

〈표 3〉의 기술적 통계에 의하면, 분석기간동안 세전순이익의 변화율과 유효법인세율 변화율의 평균값은 음(-)의 값을 나타내고 있다.¹⁴⁾ 또한, 세전순이익이 증가할 때 유효법인세율 변화율(평균값 = 0.0081, t값 = 31.12)과 세전순이익이 감소할 때 유효법인세율 변화율(평균값 = -0.009, t값 = 33.59)의 절대값이 서로 다른데, 이는 유효법인세율의 비대칭성을 시사하는 것이다.

본 연구에서는 OLS(Ordinary Least Square)를 이용하여 분석모형을 추정하였다. 분석자료에서 상·하위 0.5%를 제거함으로써 이상치(outliers)가 회귀식의 추정에 미치는 영향을 제거하였다(Chen and Dixon, 1972). Durbin-Watson (1951) 검정에서는 잔차들 사이의 자기상관이 없는 것으로 판단되며, 다중공선성 여부를 검증하기 위해서는 분산팽창계수(Variance Inflation Factor: VIF)를 사용하였는데, 모든 경우에 있어서 그 수치가 5를 넘지 않아서 다중공선성으로 인한 계수 추정상의 문제는 없었다.

14) 독립변수인 ΔEBT_t 와 ΔETR_t 는 당기분과 전기분의 차이로, 종속변수인 ΔEBT_{t+1} 는 차기분과 당기분의 차이로 측정되었다. 예를 들어, 독립변수인 ΔEBT_t 와 ΔETR_t 의 1983년 관찰치는 1983년분에서 1982년분을 차감한 것이고, 종속변수인 ΔEBT_{t+1} 의 1983년 관찰치는 1984년분에서 1983년분을 차감한 것이다. 마찬가지로, ΔEBT_t 와 ΔETR_t 의 2001년 관찰치는 2001년분에서 2000년분을 차감한 것이고, ΔEBT_{t+1} 의 2001년 관찰치는 2002년분에서 2001년분을 차감한 것이다. 종속변수인 ΔEBT_{t+1} 가 독립변수인 ΔEBT_t 와 ΔETR_t 보다 1년 선행됨에도 〈표 3〉 기술통계에서 ΔEBT_t 와 ΔETR_t 의 관찰치 수(기업·년)가 7,045개로 동일한 것은 ΔEBT_t 와 ΔETR_t 모두 1983년분에서 1982년분을 차감한 자료부터 2002년분에서 2001년분을 차감한 자료까지를 포함하고 있기 때문이다. ΔETR_t 의 2002년분에서 2001년분을 차감한 관찰치는 분석에 사용되지 않았으나, 전체 분석기간에 대한 기술통계량을 제시한다는 의미에서 〈표 3〉의 관찰치 수에 포함되었다.

〈표 3〉 기술적 통계

변수	관찰치 (기업-년)	평균	중위수	제1사 분위수	제3사 분위수	표준편차
ΔEBT	7,045	-0.0019 (-1.35)	-0.0015 (-181.5)	-0.026	0.0202	0.1198
ΔETR	7,045	-0.0009 (-4.33)	-0.00007 (-278.5)	-0.006	0.0044	0.0179
$\Delta EBT > 0$ 일때, ΔETR	3,341	0.0081 (31.12)	0.0039 (182)	0.00003	0.0115	0.015
$\Delta EBT < 0$ 일때, ΔETR	3,704	-0.009 (-33.59)	-0.0048 (-126.5)	-0.0124	-0.0081	0.0164

(주) 괄호 안은 평균값에 대한 t-검정, 중위수에 대한 부호검정 결과임

$$\Delta EBT_{i,t} = \left[\frac{EBT_{i,t}}{ASSET_{i,t}} - \frac{EBT_{i,t-1}}{ASSET_{i,t-1}} \right], \Delta ETR_{i,t} = \left[\frac{TAX_{i,t}}{EBT_{i,t}} - \frac{TAX_{i,t-1}}{EBT_{i,t-1}} \right]$$

3.2 실증분석 결과

3.2.1 유효법인세율의 변화와 미래이익과의 관계

유효법인세율의 변화와 미래이익과의 관계에 대한 〈연구가설 1〉을 검증하기 위하여 연도별로 〈분석모형 1〉을 추정하였으며, 추정된 회귀계수의 평균과 t값(연도별 회귀계수의 평균을 추정회귀계수

의 표준오차로 나눈 값)이 〈표 4〉에 요약되어 있다.¹⁵⁾

분석기간 동안 $\hat{\delta}_2$ 의 평균값은 예상했던 바와 같이 음(-)의 값(-0.1846, t값=-0.47)으로 나타났으나 통계적 유의성은 없었다. 연도별 회귀분석에서는 11개 연도에서 $\hat{\delta}_2$ 가 음(-)의 값으로 추정되었고, 그 중 6개 연도에서 유의한 음(-)의 값을 보였다. 나머지 8개 연도에서는 양(+)의 값으로 추

15) 참고로, 유효법인세율의 변화와 미래이익간의 회귀분석 결과는 다음과 같다. 유효법인세율의 증감을 구분하지 않은 경우 유효법인세율의 변화와 미래이익의 관계는 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났으나 통계적 유의성은 없었다. 연도별 회귀분석에서는 15개 연도에서 $\hat{\delta}_2$ 가 양(+)의 값으로 추정되었고 그 중 12개 연도에서 유의성이 있었다. 이는 미래이익과 유효법인세율간에 음(-)의 관계가 있다는 Abarbanell and Bushee(1998)의 결과와는 다른 것이다.

$$\Delta EBT_{i,t+1} = a + b_1 * \Delta EBT_{i,t} + b_2 * \Delta ETR_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

계수	\hat{a}	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_2$
연도별 평균값	-0.0031	-0.2325	0.4222
t-값	-0.26	-1.21	0.71
추정값이 양(+)인 연도수	7	1	15
추정값이 유의하게 양(+)인 연도수	5	1	12
추정값이 음(-)인 연도수	12	18	4
추정값이 유의하게 음(-)인 연도수	9	15	1

(주) 추정값의 유의성은 유의수준 10%(양측검정)을 기준으로 판단하였음.

〈표 4〉 유효법인세율의 변화와 미래이익

$$\Delta EBT_{i,t+1} = a + b_1 * \Delta EBT_{i,t} + b_2 * EID_{i,t} * \Delta ETR_{i,t} + b_3 * EDD_{i,t} * \Delta ETR_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

계수	\hat{a}	\hat{b}_1	\hat{b}_2	\hat{b}_3
예상부호	?	-	-	+
연도별 평균값	0.0002	-0.2372	-0.1846	0.4578
t값	-0.434	-3.19	-0.47	2.65
추정값이 양(+)인 연도수	8	2	8	18
추정값이 유의하게 양(+)인 연도 수	5	0	2	15
추정값이 음(-)인 연도수	11	17	11	1
추정값이 유의하게 음(-)인 연도 수	7	16	6	0

(주) 추정값의 유의성은 유의수준 10%(양측검증)을 기준으로 판단하였음

정되었으나, 2개 연도에서만 유의하였다. \hat{b}_2 의 평균값에 대한 유의성은 없었지만, 연도별 분석에서 부분적으로 세전순이익이 증가할 때 유효법인세율 변화율이 음(-)인 경우는 미래이익에 긍정적 신호(good signal)로 해석된다. 이는 미래이익이 증가할 것으로 예상되는 경우에 법인세최소화 의사결정을 함으로써 유효법인세율이 지속적으로 감소함을 시사하는 것이다.

한편, 분석기간 동안 \hat{b}_3 의 평균값은 유의한 양(+)의 값(0.4578, t값=2.65)으로 나타났다. 연도별 회귀분석에서는 18개 연도에서 \hat{b}_3 의 추정치가 양(+)의 값으로 추정되었고, 그 중 15개 연도에서 유의한 양(+)의 값을 보였다. 나머지 1개 연도에서는 음(-)의 값으로 추정되었으나, 유의성은 없었다. 〈연구가설 1〉의 추론에서 예상한 것처럼 세전순이익이 감소할 때 유효법인세율의 증가는 미래이익에 긍정적 신호(good signal)로 해석됨을 알 수 있다. 즉, 경영자는 세전순이익의 감소가 일시적이어서 미래이익이 증가할 것으로 예상되는 경우에 세전순이익 감소폭보다 법인세부담액의 감소

폭을 적게 한다는 것이다. 따라서, 〈표 4〉는 세전순이익이 증가할 때와 감소할 때 유효법인세율 변화의 비대칭성이 미래이익에 상이한 영향을 줄 것이라는 〈연구가설 1〉을 지지하는 결과를 보여주고 있다.

3.2.2 유효법인세율의 변화와 당기 초과이익률과의 관계

유효법인세율의 변화와 당기 초과이익률과의 관계에 대한 〈연구가설 2〉를 검증하기 위하여 연도별로 〈분석모형 2〉를 추정하였으며, 추정된 회귀계수의 평균과 t값(연도별 회귀계수의 평균을 추정회귀계수의 표준오차로 나눈 값)이 〈표 5〉에 요약되어 있다.

제2장에서 세전순이익이 증가할 때 유효법인세율의 변화율이 양(+)의 값을 가지면 이는 법인세의 부적절한 관리로 인한 것이므로 당기의 주식시장에서 부정적인 신호로 해석될 것이며 \hat{b}_2 는 음(-)의 값을 가질 것으로 예상하였다. 그러나, 실증결과

〈표 5〉 유효법인세율의 변화와 당기 초과수익률과의 관계

$$CAR_{i,t} = a + b_1 * \Delta EBT_{i,t} + b_2 * EID_{i,t} * \Delta ETR_{i,t} + b_3 * EDD_{i,t} * \Delta ETR_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

계수	\hat{a}	\hat{b}_1	\hat{b}_2	\hat{b}_3
예상부호	?	+	-	?
연도별 평균값	-0.0498	1.3748	1.9392	-2.8594
t값	-1.98	2.15	2.78	-1.86
추정값이 양(+)인 연도수	4	19	10	5
추정값이 유의하게 양(+)인 연도 수	1	10	8	1
추정값이 음(-)인 연도수	15	0	9	14
추정값이 유의하게 음(-)인 연도 수	11	0	2	8

(주) 추정값의 유의성은 유의수준 10%(양측검증)을 기준으로 판단하였음

이와 달리 나타났다. 〈표 5〉에 의하면, \hat{b}_2 는 예상과 달리 유의한 양(+)의 값(1.9392, t값=2.78)을 보이고 있다. 연도별 분석에서 \hat{b}_2 는 8개 연도에서 유의한 양(+)의 값을, 2개 연도에서 유의한 음(-)의 값을 보였다. 이는 당기의 주식시장이 유효법인세율의 비대칭성에 포함된 정보를 반영하지 못하고 있음을 시사하는 것이다.

세전순이익이 감소하는 경우에 〈분석모형 2〉의 b_3 는 양(+)의 값을 가질 수도 있고, 음(-)의 값을 가질 수도 있는 것으로 예상하였다. 즉, 세전순이익이 감소하는 경우, 경영자는 법인세최소화 의사결정과 법인세 상향조정 의사결정 사이에서 고민하게 된다. 만일 가까운 장래에 이익의 증가가 예상된다면 법인세부담액의 변동성을 줄이기 위해 법인세를 상향조정하려 할 것이다. 이 경우 세전순이익 감소에 비례하여 법인세부담액을 줄이지 않는 것을 주식시장이 긍정적 신호로 해석한다면 회귀계수 b_3 는 양(+)의 값으로 추정된다. 그러나, 시장에서 유효법인세율의 비대칭적 행태에 포함된 정보를 반영하지 못한다면, 자본시장은 세전순이익이 감소할 때 유효법인세율이 증가하는 기업들에 대해

부정적인 반응을 보일 것이다. 이 경우 회귀계수 b_3 는 음(-)의 값으로 추정된다. 〈표 5〉에서 \hat{b}_3 는 유의한 음(-)의 값(-2.8594, t값=-1.86)으로 나타났다. 연도별 분석에 \hat{b}_3 는 14개 연도에서 음(-)의 값이 추정되었으나 8개 연도에서 유의성이 있었고, 5개 연도에서 양(+)의 값이 추정되었으나 1개 연도에서만 유의하였다. 따라서, 세전순이익이 감소하는 경우 유효법인세율의 증가는 주식시장에서 부정적 신호로 해석됨을 알 수 있으며 이는 〈연구가설 2〉를 부분적으로 지지하는 결과이다.

가설2의 실증분석 결과는 예상과 다르게 나타났으나, 〈표 5〉에서 \hat{b}_2 와 \hat{b}_3 의 부호가 각각 양(+)과 음(-)으로 달리 추정되었다. 이는 세전순이익이 증가하는 경우의 유효법인세율 감소나 세전순이익이 감소하는 경우의 유효법인세율 증가를 모두 부정적 신호로 해석함을 의미하는 것이며, 주식시장은 세전순이익 증가 혹은 감소에 따른 유효법인세율의 비대칭성에 포함된 정보를 반영하지 못하고 있음을 시사하는 것이다. 즉, 〈연구가설 2〉에 대해서는 가설 설정시의 추론과 일관된 분석결과를 얻을 수는 없었으나, 주식시장이 세전순이익 증가와

〈표 6〉 각 포트폴리오의 누적초과수익률

t+1년도 12개월(+4, +15)간 포트폴리오의 누적초과수익률(t값)

포트폴리오		〈표 5〉의 결과에 기초한 예상부호	CAR
1	$EID_{i,t} * \Delta ETR > 0$	+	0.0645 (3.63)
2	$EID_{i,t} * \Delta ETR < 0$	+	0.0695 (2.547)
3	$EDD_{i,t} * \Delta ETR > 0$	-	-0.0646 (-2.49)
4	$EDD_{i,t} * \Delta ETR < 0$	-	-0.0716 (-3.765)

감소 모두에 있어서 유효법인세율의 비대칭성에 포함된 정보를 반영하지 못하고 있다는 점($\hat{\delta}_2$ 와 $\hat{\delta}_3$ 의 부호가 달리 추정된 점)에서는 일관된 결과를 보여주고 있다.¹⁶⁾

3.2.3 유효법인세율의 변화와 미래 초과수익률과의 관계

유효법인세율의 변화와 미래 초과수익률과의 관계에 대한 〈연구가설 3〉을 검증하기 위하여, 먼저

표본을 유효법인세율의 변화에 따라 4개의 포트폴리오로 세분화하였다. 포트폴리오 1은 세전순이익이 증가할 때 유효법인세율의 변화가 양(+인) 기업-년 관찰치를, 포트폴리오 2는 세전순이익이 증가할 때 유효법인세율의 변화가 음(-인) 기업-년 관찰치를 포함한다. 마찬가지로, 포트폴리오 3과 4는 각각 세전순이익이 감소할 때 유효법인세율의 변화가 양(+인)과 음(-인) 기업-년 관찰치를 포함한다. 다음으로, 각 포트폴리오의 연도별 평균초과수익률을 계산한 후 19개 연도 전체에 대한 평균초

16) 참고로, 유효법인세율의 변화와 당기 초과수익률간의 회귀분석 결과는 다음과 같다. 유효법인세율의 증감을 구분하지 않은 경우 유효법인세율의 변화와 당기 초과수익률간에는 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 연도별 회귀분석에서는 13개 연도에서 $\hat{\delta}_2$ 가 음(-)의 값으로 추정되었고 그 중 7개 연도에서 유의성이 있었다. 이는 우리나라의 실무적 특성을 감안할 때 유효법인세율과 당기 초과수익률간에 음(-)의 관계가 있다는 한봉희(1998)의 결과와 일치한다.

$$CAR_{i,t} = a + b_1 * \Delta EBT_{i,t} + b_2 * \Delta ETR_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

계수	\hat{a}	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_2$
연도별 평균값	-0.0379	1.4035	-0.8411
t-값	-0.72	1.72	-1.47
추정값이 양(+인) 연도수	3	19	6
추정값이 유의하게 양(+인) 연도 수	1	10	3
추정값이 음(-인) 연도수	16	0	13
추정값이 유의하게 음(-인) 연도 수	10	0	7

(주) 추정값의 유의성은 유의수준 10%(양측검정)를 기준으로 판단하였음.

과수익률을 계산하였다. 포트폴리오 초과수익률의 t -값은 19개 연도의 연도별 평균초과수익률의 분포를 근거로 산출하였다(Abarbanell and Bushee, 1998).

앞선 분석에서 당기의 주식시장은 유효법인세율의 비대칭적 신호를 반영하지 않음을 알 수 있었다. <표 5>에서 세전순이익이 증가하는 경우에($EID_{i,t} * \Delta ETR$) 유효법인세율의 변화율은 초과수익률과 양(+)의 관계에 있고, 세전순이익이 감소하는 경우($EDD_{i,t} * \Delta ETR$) 유효법인세율의 변화율은 초과수익률과 음(-)의 관계에 있음을 검증하였다. 따라서, 주식시장이 추후에 동기간에 있어서의 반응을 지속적으로 반영한다면, 포트폴리오 1과 2에서는 유의한 양(+)의 누적초과수익률이, 포트폴리오 3과 4에서는 유의한 음(-)의 누적초과수익률이 검증되어야 한다. 각 포트폴리오의 연도별 누적초과수익률의 평균값과 t -값은 <표 6>에 나타나 있다.

<표 6>에 의하면, 모든 포트폴리오가 유의한 누적초과수익률을 보이고 있다. 포트폴리오 1과 2에서는 예상한 바와 같이 유효법인세율의 변화에 대한 반응이 차기에도 지속적으로 나타났다. 포트폴리오 3과 4에서도 예상한 바와 같이 음(-)의 누적초과수익률이 차기에도 지속적으로 나타났다. 이러한 결과는 당기의 유효법인세율 변화에 대한 주식시장의 반응이 차기이후에도 지속되며 수정되지 않음을 시사하는 것이다.

IV. 요약 및 한계점

본 연구는 세전순이익이 증가한 경우에 법인세부담액을 하향조정하는 정도가 세전순이익이 감소한

경우에 법인세부담액을 상향조정하는 정도보다 크다는 법인세조정 정도의 비대칭성이 미래이익과 당기의 기업가치에 미치는 영향을 분석하기 위하여 수행되었다. 본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 유효법인세율의 변화는 세전순이익이 증가할 때와 감소할 때 미래이익에 상이한 영향을 주는 것으로 나타났다. 세전순이익이 증가할 때 유효법인세율 변화율이 양(+)인 경우는 미래이익에 부정적 신호(bad signal)로 해석되는 반면, 세전순이익이 감소할 때 유효법인세율의 증가는 미래이익에 긍정적 신호(good signal)로 해석됨을 알 수 있었다. 즉, 경영자는 세전순이익이 감소할 때 미래이익이 증가할 것이라는 긍정적 신호를 주기 위하여 단기적으로 세전순이익 감소폭보다 법인세 감소폭을 적게 한다는 것이다.

둘째, 유효법인세율의 변화는 세전순이익이 증가할 때와 감소할 때 당기의 주식시장에 의해 상이하게 해석되는 것으로 나타났다. 주식시장은 세전순이익 증가시 유효법인세율의 증가에 대하여 긍정적 반응을 나타냈다. 세전순이익이 감소하는 경우 유효법인세율의 증가는 주식시장에서 부정적 반응을 나타내었다.

셋째, 차기의 주식시장은 세분된 유효법인세율의 변화에 대하여 당기와 동일한 반응을 보였다. 이는 당기의 유효법인세율 변화에 대한 주식시장의 반응이 차기이후에도 지속됨을 시사하는 것이다.

본 연구의 공헌점은 지금까지 연구된 법인세조정(혹은, 법인세평준화)가설을 기업의 미래이익과 당기 주식시장에서의 반응과 관련하여 분석함으로써 법인세조정가설의 유용성을 검증하였다는 것이다. 실무적으로는 세전순이익 증감에 따라 경영자의 법인세 관리행태에 관한 구체적인 증거를 제시해 줌으로써, 과세당국의 납세관리 의사결정에 도움을

출 수 있을 것으로 판단된다. 예를 들어, 세전이익이 증가한 기업이 법인세 하향조정을 지속적으로 시행한다는 점은 세전순이익이 증가한 기업에 대한 조세관리에 신중을 기할 필요가 있음을 시사한다. 그러나, 실증모형의 한계로 분석기간 동안의 법인세법 규정의 변화나 세율변화, 법인세법의 구조적 원인에 의한 유효법인세율의 변화 등을 고려하지는 못하였다. 또한, 상장기업의 재무자료만을 대상으로 하고 있기 때문에 기타법인의 재무자료를 분석하지 않았다.

참고문헌

공해영 (1997), "비상장 중소기업의 법인세평준화 구조에 관한 연구," **세무학연구** 9, 67-91.

김용훈 (1996), "조세지원의 효과에 관한 연구," **세무학연구** 7, 151-183.

고종권 (2002), "한계세율의 대응치," **경영학연구** 31(4), 859-878.

윤재원 · 유상열 · 이석영 (2004), "세전순이익의 증감에 따른 법인세평준화 정도의 비대칭성," **세무학연구** 21(4), 7-37.

윤종규 · 최신재 (2001), "중소제조업의 조세감면조정을 통한 법인세유연화에 관한 연구," **세무학연구** 18(1), 167-194.

이용호 (1995), "법인세유연화 연구," **회계학연구** 20(2), 25-57.

이준규 · 이은상 (2001), 기업의 조세전략, 조세통람사.

이준규 · 이태희 · 김갑순 (2000), "간접감면을 이용한 법인세평준화 현상의 재검토," **회계학연구** 19(1), 97-117.

이태희 · 이준규 · 김갑순 (2002), "기업특성과 간접감면을 이용한 법인세평준화 성향," **세무학연구** 19(1),

77-100.

이화진 (2003), "이익조정과 이연법인세차의 선택," **회계와감사연구** 39, 27-53.

전춘옥 · 조현연 · 백승산 (1996), "법인세평준화 연구," **세무학연구** 11, 63-95

정규연 (1997), "법인세법의 구조적인 영향을 고려한 법인세평준화 연구," **세무학연구** 9, 251-281.

정규연 (1993), "법인세유연화에 관한 연구," **회계학연구** 16, 339-356.

조재형 · 정명환 (1997), "세율변경에 대응한 법인세유연화 현상에 관한 실증적 연구," **세무학연구** 10, 205-236.

주현기 (1993), "조세감면규정을 이용한 법인세유연화 현상," **세무학연구** 5, 277-298.

채종화 (1998), "법인세율 변경과 법인세평준화 성향에 관한 연구," **세무학연구** 11, 185-220.

한봉희 (1998), "기본적 분석에 근거한 비이익 재무제표정보의 유용성에 관한 연구," **회계학연구** 3, 1-29.

Abarbanell, J. and B. Bushee (1997), "Fundamental Analysis, Future Earnings, and Stock Prices," *Journal of Accounting Research*, 35(1), 1-24.

Abarbanell, J. and B. Bushee (1998), "Abnormal Returns to a Fundamental Analysis Strategy," *The Accounting Review*, 73(1), 19-45.

Banz, R. W. (1981), "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks," *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18.

Barber, B. and J. Lyon (1997), "Detecting Long-Run Abnormal Stock Returns: the Empirical Power and Specification of Test Statistics," *Journal of Financial Economics*, 43(3), 341-372.

Belsley, D., Kuh, E., and R. Welsch (1980), *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Collinearity*. New York: Wiley.

- Chen, E. and W. Dixon (1972), "Estimates of Parameters of a Censored Regression Sample." *Journal of the American Statistical Association*, 67, 664-671.
- Dhaliwal, D., D. A. Guenther, and M. A. Trombley (1999), "Inventory accounting method and earnings-price ratios." *Contemporary Accounting Research* 16(3), 419-436.
- Gleason, C., and L. Mills (2002), "Materiality and contingent tax liability reporting". *The Accounting Review* 77(2), 317-342.
- Lev, B and S. R. Thiagarajan (1993), "Fundamental Information Analysis," *Journal of Accounting Research*, 31(2), 190-215.
- Lev, B and D. Nissim (2004), "Taxable income, future earnings, and equity values". *The Accounting Review*, 79(4), 1039-1074.
- Miller, G. S. and D. J. Skinner (1998), "Determinants of the Valuation Allowance for Deferred Tax Asset under SFAS No. 109". *The Accounting Review*, 73(2), 213-233.
- Nelson, M. W., J. A. Ellion, and R. L. Tarpley (2003), "How are earnings managed? Examples from auditors". *Accounting Horizons* (Supplement), 17-35
- Reinganum, M. R. (1981), "Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values." *Journal of Financial Economics*, 9(1), 19-46.
- Scholes, M., M. Wolfson, E. Erickson, E. Maydew, and T. Shevlin (2002), *Taxes and Business Strategy: A Planning Approach*, 2nd Edition, Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Shackelford, D. and T. Shevlin (2001), "Empirical Tax Research in Accounting." *Journal of Accounting & Economics*, 31, 321-387.
- Shevlin, T. (1990), "Corporate tax shelters and book-tax differences". *The Law Review* 55, 427-443
- White, H. (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity." *Econometrica*, 48, 817-838.

Value Implications of Changes in Effective Tax Rate

Sang-Lyul Ryu* · Seok-Young Lee**

Abstract

Recent empirical research has documented how degree of income tax smoothing is affected by the change in earnings before taxes(Yoon et al., 2004). Furthermore, they have investigated the impact of the persistence of the change in earnings before taxes on income tax smoothing phenomenon. First, they observed that the degree of downward income tax smoothing when earnings before taxes increase is greater than that of upward income tax smoothing when earnings before taxes decrease. That is, the degree of income tax smoothing is shown to be asymmetrically affected by the increase/decrease in earnings before taxes. Second, they found that the degree of upward income tax smoothing continues to decline with a consecutive decrease in earnings before taxes. This result has indicated that financially distressed firms cannot continue to smooth income tax upwards, which involves continuous cash outflows. Third, they demonstrated that the degree of downward income tax smoothing remains the same with a consecutive increase in earnings before taxes. This result implies that firms are likely to keep smoothing their income taxes downwards. With increases in earnings before taxes over time, firms expect their probability of tax investigation by the tax authorities to be lowered. Therefore, they are likely to continue to smooth their income taxes downwards, which, in turn, maximize their profits.

In contrast to Yoon et al.(2004), this study investigates the impact of asymmetrical degree of income tax payment adjustment on future earnings and firm value. Our empirical results are summarized as follows. First, the change in effective tax rate has a differential influence on future earnings when earnings before taxes increase or decrease respectively. The increase in effective tax rate when earnings before taxes increase is interpreted as a bad signal

* Full-time Lecturer, Faculty of Business Administration, Dankook University, Seoul, 140-714, Korea

** Professor, Department of Business Administration, Sungshin Women's University, Seoul, 136-742, Korea

to future earnings. In contrast, the decrease in effective tax rate when earnings before taxes decrease is shown to be a good signal to future earnings. Second, the increase or decrease in effective interest rates is interpreted differently in the stock market. Namely, the increase in effective tax rate when earnings before taxes increase is regarded as increase in future earnings. The increase in effective tax rate when earnings before taxes decrease leads to a negative reaction in the stock market. Third, the stock market in the next period has the same reaction to the change in effective tax rate as in the previous period. This implies that the stock market's reaction to change in the contemporary period persists in the next period.

The main contribution of this study is to analyze how the income tax payment adjustment hypothesis is related to firm's future earnings and the reaction of the stock market and test the usefulness of this income tax payment adjustment hypothesis. In practice, this study provides a formal evidence on how firms adjust the income tax payment when earnings before taxes increase or decrease respectively, which will possibly lead to better taxation decision on the part of Korean tax authorities. For instance, the fact that firms whose earnings before taxes keep increasing over time are likely to continue to smooth their income taxes downwards suggests that the tax authorities pay special attention to them.

A caveat that must be recognized, however, stems from the limitation that this study imposes on our ability to consider other factors to assess their influence on our results. Specifically, this study is unable to take into account the change of income tax rules, tax rate changes, and the change of effective tax rates due to structural changes in income tax laws in our sample period. In addition, this study analyzes only financial data of companies listed in the Korean securities exchange.

Key words: effective tax rate, asymmetry of effective tax rate, income tax adjustment hypothesis