

한계세율의 대응치

고종권

제주대학교 경상대학 회계학과
(kojkwon@cheju.cheju.ac.kr)

본 연구는 국내 세법규정과 세율자료를 이용하여 Shevlin(1990)과 Graham(1996)에서 논의된 추정한계세율이 한계세율의 대응치로 가장 우수한 예측치인지 여부와, 추정한계세율을 이용할 수 없을 때 한계세율에 대한 대응치로 이용가능한 변수가 무엇인지를 파악하고자 하였다.

1989년부터 1993년까지의 5년간을 표본기간으로 한 연구결과는 Graham(1996)의 연구결과와 유사하게 추정한계세율이 한계세율의 대응치로 가장 우수한 것으로 나타났다. 완전예측한계세율을 비교기준으로 한 분석에서 추정한계세율은 다른 대응치들 보다 예측능력이 우수한 것으로 나타났다. 그리고, 추정한계세율이 이용가능하지 않는 경우에는 법정세율이 완전예측한계세율에 가장 근접한 대응치로 나타났고, 다음으로 3분변수와 과세소득더미가 이용가능한 한계세율의 대응치로 나타났다. 반면, 이월결손금더미와 Manzon, 유효세율 변수는 완전예측한계세율에 대한 설명력이 낮은 것으로 나타나 한계세율의 대응치로는 적절하지 않은 것으로 분석되었다.

1. 서 론

한계세율(Marginal Tax Rate)은 자본비용의 계산, 자금조달 의사결정, 과세자산과 비과세자산간의 가격결정 등과 같은 다양한 재무적인 의사결정에서 중요한 역할을 하고 있으나, 한계세율의 측정과 관련해서는 많은 연구가 이루어지지 않았다(Graham, 1996, p.186). 이에 따라 기업의 한계세율에 대한 대응치로 조세부담을 측정하기 위해 일반적으로 사용되는 유효세율을 그대로 사용하거나, 법정세율, 이월결손금더미 등이 일반적으로 사용되어 왔다.

한계세율이 개념적으로 우수하고 기업의 재무적 의사결정에서 유용한 도구로 판단됨에도 불구하고 한계세율을 이용한 연구가 많지 않았던 이유는 한계세율에 영향을 미칠 수 있는 여러 가지 요인들

(예를 들면 이월결손금, 투자세액공제, 최저한세)을 반영하여 한계세율을 측정하는 것이 쉽지 않았기 때문으로 보인다.

그러나, Scholes and Wolfson(1992)은 한계세율에 대한 정의와 아울러 한계세율을 이용한 기업의 세무전략에 대한 예를 제시함으로써 한계세율의 중요성을 강조하였고, Shevlin(1990: 이하 Shevlin)은 simulation을 이용하여 한계세율을 추정하는 방법론을 제시하고 있다. Graham(1996: 이하 Graham)은 Shevlin의 연구를 확장하여 추정한계세율(simulated rate)을 기존 연구에서 한계세율의 대응치로 이용되었던 여타의 측정치들과 비교함으로써 한계세율의 대응치로 가장 적합한 측정치가 무엇인지를 제시하고 있다. 이와 같은 연구들은 이론적인 한계세율에 가까운 측정치를 계산함으로써 세무연구에 한계세율이 이용될 수 있는 기초를 제공해 준 것으로 보인다.¹⁾

논문 접수일 : 2001.9 게재확정일 : 2001.12

* 본 연구는 제주대학교 발전기금(특성화 연구소 관광산업연구소 지원과제)의 지원으로 이루어진 것이다.

1) Graham(1996b)에서는 추정한계세율을 이용하여 이전의 연구에서 명확한 결과를 유도하지 못했던 기업의 한계세율과 추가적인 부채 발행간의 양의 관계를 실증하고 있다.

본 연구에서는 Shevlin이나 Graham의 연구에서 논의된 추정한계세율이 국내의 자료를 이용하는 경우에도 유효세율을 비롯하여 한계세율의 대응치로 이용되어 왔던 여타의 측정치를 대체할 수 있는 합리적인 측정치인지 여부를 살펴보고자 한다.

국가별로 이월결손금, 투자세액공제, 최저한세와 같이 한계세율의 계산에 영향을 미칠 수 있는 세법 규정의 내용이 다르므로,²⁾ 이들 연구의 결과를 국내 연구에 일반화하여 사용하는 데는 한계가 있는 것으로 보인다. 본 연구에서는 이를 위해 국내 세법규정에 맞춰 한계세율을 추정하고(추정한계세율), 다음으로 추정한계세율을 기존 연구에서 이용되었던 여타의 대응치와 비교함으로써 국내의 세법규정을 이용하는 경우 합리적인 한계세율의 대응치가 무엇인지를 파악하고자 한다.

추정한계세율의 계산은 미래 과세소득의 추정과 같은 복잡한 계산절차를 필요로 하므로 우선적으로 추정한계세율이 한계세율에 대한 최선의 대응치인지를 분석하고, 다음으로는 쉽게 계산가능한 여타의 변수들이 추정한계세율에 대한 합리적인 대응치가 될 수 있는지를 분석하였다. 추정한계세율 이외에 한계세율의 대응치로는 법정세율, 과세소득더미변수, 이월결손금더미변수, 3분변수, Manzon, 그리고 유효세율과 같은 6개의 변수가 이용되었다.³⁾

한계세율에 대한 합리적인 대응치가 되는지 여부는 사전에 완전예측한계세율(perfect foresight marginal tax rate)을 계산하고, 각 대응치와 완전예측한계세율을 이용한 회귀분석을 통하여 각 대응치의 완전예측한계세율에 대한 설명력을 평가하게 된다. 여기서 완전예측한계세율이란 미래 5년간의

과세소득을 정확하게 알고 있는 경우의 한계세율을 말한다.⁴⁾

본 연구는 이와 같은 연구방법론을 이용하여 세무회계분야에서 한계세율이 갖는 중요성을 제시함과 동시에, 한계세율이 기업의 자본조달과 같은 다양한 의사결정을 행함에 있어서 중요한 역할을 하는 변수임을 실증적으로 검증할 수 있으리라 생각한다.

한계세율과 관련된 국내 연구로는 이준규(1997)의 연구가 있는데, 이 연구에서는 한계세율의 중요성에 대한 예로 Scholes and Wolfson(1992)에서 논의되었던 투자 및 재무의사결정에 미치는 영향, 조세선호현상과 조세차익거래의 가능성을 들고 있다. 이 연구는 Shevlin(1990)의 방법론을 이용하고, 89년과 90년의 연구표본 117개와 186개를 이용하여 한계세율을 추정하고 실제 한계세율과 비교하고 있다. 연구결과 추정한계세율과 실제한계세율간에 통계적으로 유의한 차이가 없으며, 추정한계세율을 이용한 연구가 가능하다는 제언을 하고 있다.

본 연구는 Shevlin(1990)의 방법론을 이용한 추정한계세율뿐만 아니라 세무연구에서 일반적으로 이용되고 있는 6개의 측정치를 추가적으로 고려하여 실제한계세율과 비교함으로써 한계세율의 대응치로 우월한 측정치가 무엇인지를 판단하고자 하는 것이다. 추정한계세율의 경우 논리적으로 타당함에도 불구하고 계산이 어렵다는 단점이 있으므로 추정한계세율을 계산하기 어려운 경우 한계세율의 대응치로 이용가능한 측정치가 무엇인지를 판단하는데 도움을 줄 수 있는 것으로 판단된다.

2) 세액공제를 과세소득의 일정비율로 제한하는 경우에도 한계세율에 영향을 미칠 수 있다.(Scholes and Wolfson, p.147)

3) 각 대응치에 대한 자세한 정의는 2절의 내용을 참조할 것.

4) 본 연구에서는 한계세율의 계산에 이월결손금만을 고려하고 있는데 법인세법상 결손금에 대한 5년간 이월공제가 가능하므로 완전예측한계세율을 계산하기 위해서는 향후 5년간의 과세소득 자료가 필요하다.

연구결과는 이월결손금을 고려한 추정한계세율이 한계세율의 대응치로 가장 합리적인 것으로 나타났으며, 추정한계세율을 이용할 수 없는 경우에는 법정세율, 3분변수, 과세소득더미가 합리적인 대응치로 이용 가능한 것으로 나타나 Graham의 연구결과와 대체로 일치하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. II절에서는 연구설계를, III절에서는 실증분석 그리고 IV절에서는 연구의 결론과 한계점을 제시하고 있다.

II. 연구설계

본 연구에서는 한계세율을 국내의 세법규정에 따라 simulation을 이용하여 추정하고(simulated rate : 추정한계세율), 이렇게 추정된 한계세율이 기존에 이용되고 있는 유효세율을 비롯한 여타의 한계세율 대응치에 비해 합리적인 대응치가 되는지를 분석하고자 한다. 아울러, 추정한계세율을 이용할 수 없는 경우에 한계세율의 대응치로 적합한 측정치를 파악한다.

2.1 한계세율의 개념

한계세율은 오늘 벌어들인 1원의 추가소득에 대해 현재 또는 미래 시점에 지급해야 할 것으로 기대되는 세금의 현재가치로 정의된다.⁵⁾

특정 시점의 한계세율을 추정하는 경우 한계세율에 영향을 미칠 수 있는 요인으로는 이월결손금이나 투자세액공제의 이월공제, 최저한세를 비롯한 여러 가지 요인이 있다. Graham(1996)의 연구에서는 투자세액공제와 최저한세를 추가적으로 고려한 추정한계세율을 이용하고 있으나, 국내 재무자료를 이용하는 경우 실제 세무조정자료를 입수하기 이전에는 이를 반영하기 어렵다는 한계가 있다.⁶⁾ 따라서, 본 연구에서는 이월결손금이 한계세율에 미치는 영향만을 제한적으로 분석하였다.

한계세율의 추정을 위해 이월결손금의 이월공제를 고려한다면 세법상의 이월공제기간이 5년임을 고려하여 미래 5년간의 과세소득을 추정해야 한다. 이월공제만을 고려하면 당기 결손금은 이월되어 향후 5년간의 과세소득을 줄이게 된다. 중소기업의 경우 결손금이 발생하는 경우 직전 2개 연도의 법인세에 한해 소급공제를 허용하고 있으나⁷⁾, 본 연구에서는 상장기업을 연구표본으로 하고 있으므로 중소기업으로 분류되는 표본이 많지 않을 것이고 소급공제 제도가 1997년 이후부터 시행되고 있다는 점을 고려하여 소급공제는 고려하지 않았다.

이월결손금은 과세소득의 크기를 줄이므로 한계세율의 계산에 영향을 미친다.⁸⁾ 예를 들면, 기업이 당기에 ₩100,000의 결손금이 발생하였다고 하자. 당기에 결손으로 인하여 유효세율은 0으로 계산되지만, 결손으로 인해 당기에 납부할 세금이 없으므로 한계세율도 0이라고 생각하는 것은 잘못된 것이다. 당기의 결손금은 차기로 이월되어 향후 5년

5) 이와 같은 정의는 내재적 조세(implicit tax)를 반영하지 못하고 있다.

6) 미국의 경우 기업회계상의 투자세액공제(공개자료임)와 세무상의 투자세액공제는 거의 일치한다(Mackie-Mason, p.1475). 그리고 투자세액공제가 존재하는 기업은 일반적으로 이익이 많은 기업이므로 투자세액공제의 존재여부가 이월결손금의 유무에 비해 한계세율에 그다지 큰 영향을 미치지 않는 것으로 추론하고 있다.

7) 결손금 소급공제는 1997년 이후 직전연도의 법인세에 한해 소급공제를 인정하였으나, 2001년 8월 세법개정을 통해 직전 2개 연도의 법인세에 대해 소급공제를 인정하고 있다.

8) 다음의 예는 Scholes and Wolfson(1992)에서 언급된 내용임.

간의 과세소득을 줄일 수 있기 때문이다. 이 기업이 차기 이후에 매년 ₩40,000의 과세소득을 실현할 수 있고, 법인세율은 40%로 고정되어 있으며, 세후할인율은 7%라 가정하자.

이월결손금이 없다면 과세소득이 1원 추가되는 경우 0.4원을 세금으로 납부하게 되므로 한계세율은 40%가 된다. 그러나, 이월결손금을 갖고 있으므로 이 기업은 3년 후부터는 세금을 납부하게 될 것이고, 당기에 1원의 과세소득이 추가되면 3년 후에는 0.4원의 세금을 추가로 납부해야 할 것이므로 기업의 한계세율은 $0.3265(0.4/1.07^3)$ 이 된다.

법인세율이 고정되지 않고 1년 후부터 세율이 30%로 인하되는 경우에는 이월결손금을 고려한 기업의 한계세율은 $0.2449(0.3/1.07^3)$ 가 될 것이다. 유사하게, 1년 후부터 세율이 50%로 인상되는 경우에는 기업의 한계세율은 $0.4081(0.5/1.07^3)$ 이 될 것이다.

이상의 분석에서, 현재가치를 고려하는 경우 향후 결손금의 이월공제가 나타나는 시점에 따라 기업의 한계세율이 달라지고, 향후 법인세율의 변경이 있는 경우 당기에 과세소득이 있어서 한계세율 40%를 세금으로 납부하는 기업보다 당기에 결손금이 있는 기업의 한계세율이 더 커질 수도 있음을 알 수 있다.

2.2 완전예측한계세율, 추정한계세율과 기타의 한계세율 대응치

한계세율은 이론적인 정의에도 불구하고 정확한 한계세율을 계산하는 것은 불가능하다. 한계세율의 계산과 관련된 모든 요인을 반영할 수 없기 때문이다. 이와 같은 한계점을 전제로 하고 완전예측한계세율을 정의할 수 있다.

완전예측한계세율은 이용가능한 자료를 이용하여 사후적으로 계산한 한계세율로 본 연구에서는 이월결손금의 5년간 이월공제를 고려하여 사후적으로 계산한 한계세율이다. 완전예측한계세율은 추정한계세율이나 기타의 한계세율 대응치의 유용성을 판단하는 기준이 된다.

추정한계세율의 계산은 결손금이 발생하는 경우 향후 5년간 이월공제가 가능하다는 점을 고려하여야 하므로 결손금과 관련된 한계세율을 추정하기 위해서는 미래 5년간의 과세소득을 예측하여야 한다. 본 연구에서는 미래의 과세소득을 예측하고, 예측된 과세소득을 이용하여 추정한계세율을 계산하기 위한 방법론으로 Shevlin의 연구에서 이용되었던 방법을 사용하였다.

당기의 추정한계세율은 과세소득이 random walk with drift모형을 따른다고 가정하고 기업의 향후 5년간 과세소득을 예측함으로써 계산된다. Shevlin의 연구에서와 같이 본 연구에서는 과세소득이 다음과 같은 random walk with drift모형을 따른다고 가정하고 있다.

$$\Delta TI = \mu + \varepsilon \quad (1)$$

ΔTI : 과세소득의 변동분($TI_t - TI_{t-1}$)

μ : ΔTI 의 평균

ε : 분산이 $\sigma^2(\Delta TI)$ 이고, 평균이 0인 오차항

한계세율은 1원의 추가적인 과세소득이 증가하는 경우 납부할 법인세액을 의미하므로 한계세율의 추정을 위해서는 기업의 과세소득을 알아야 계산이 가능하다. 그러나, 개별 기업의 과세소득이나 결손과 관련된 세무조정 자료를 입수할 수 없으므로 KIS-FAS의 세전순이익을 과세소득 자료로 이용하였고, $\mu(\Delta TI$ 의 평균)는 개별 기업의 과거 시계

열자료를 기초로 한 세전순이익 변동치의 평균으로 계산하였다.⁹⁾ 각 연도의 세무상 이월결손금도 재무제표 자료에서 이용가능하지 않으므로 전기이월이익잉여금의 금액이 음(-)의 값을 갖는 경우 세무상의 이월결손금 금액으로 보았다.

과세소득과 이월결손금 정보를 이용하여 한계세율을 추정하기 위한 구체적인 절차는 1990년의 예를 들면 다음과 같다.¹⁰⁾

- i) 1991년에서 1995년까지의 5년에 대한 과세소득의 예측치는 평균이 0이고, 분산이 ΔTI 와 동일한 정규분포에서 무작위로 추출하고 위의 식(1)을 이용하여 계산한다.
- ii) 1990년의 실제과세소득과 1991년-1995년까지의 과세소득 예측치를 이용하여 1990년의 납부세금을 계산한다. 세금납부액은 각 연도의 세율을 이용하여 계산되며, 1991년에서 1995년에 납부할 세액에 대해서는 현재가치로 계산한다. 현재가치를 계산하는데 사용된 할인율은 3년 만기 회사채 수익률을 이용하였다.¹¹⁾
- iii) 1990년의 과세소득에 1원을 추가하고 위의 방법으로 납부세금의 현재가치를 계산한다.
- iv) ii)와 iii)에서 계산된 세금납부액의 차이가 추정한계세율이 된다.
- v) 이상과 같은 과정을 50번 반복하여 추정한

계세율을 계산하고 각 기업에 대한 특정 연도의 한계세율은 50번 반복 계산된 추정한계세율의 평균이 된다.

이상에서 논의된 추정한계세율 이외에 본 연구에서는 다음과 같은 6개의 측정치를 한계세율에 대한 대응치로 보고 추가로 고려하였다.¹¹⁾

- 1) 법정세율
법정세율은 과세소득(이월결손금은 제외)에 대해 구간별로 적용하여 계산한다. 과세소득이 음인 경우에는 0으로 계산한다.
- 2) 과세소득 더미변수 (taxable income dummy)
과세소득이 양이면 법정최고세율을 적용하고, 기타의 경우에는 0을 적용한다.
- 3) 이월결손금 더미변수 (NOL dummy)
이월결손금이 없으면 법정최고세율을 적용하고, 기타의 경우는 0을 적용한다.
- 4) 3분변수 (trichotomous variable)
과세소득이 양이고 결손금이 없으면 법정최고세율, 과세소득이 음이고 이월결손금이 없거나 과세소득이 양이고 이월결손금이 있는 경우에는 법정최

9) 본 연구에서는 완전예측한계세율의 계산을 고려하여 1989년-1993년의 각 연도별 한계세율을 계산하고 있다. 1989년의 한계세율계산에는 80-88년까지의 직전 9년간의 자료를 이용하였고, 1993년의 한계세율계산에는 80-92년까지의 직전 13년간의 자료를 이용하였다.

10) 본 연구에서 계산한 추정한계세율의 계산은 Graham(96)의 연구와는 다소 차이를 보이고 있다. Graham(96)의 연구에서는 추정한계세율을 계산할 때 과세소득의 오차항과 분산을 계산하는데 있어서 추정대상기간인 1973-77년까지만 이용한 것이 아니라 검증대상기간을 포함한 전체기간인 1973-1994년의 자료를 이용함으로써 통계적인 측면에서 보면 다른 대응치에 비해 추정한계세율에 지나치게 유리하게 처리하였다.

11) 각 연도별로 매월의 회사채 수익률을 단순평균하여 계산하였다. 할인율은 기업별로 다를 것이나 동일한 할인율을 적용한다는 점에서 연구결과에 영향을 미칠 수 있는 것으로 보인다.

12) Graham(96)의 연구에서는 이외에도 Mackie-Mason(90)의 변수 동도 고려하고 있으나 투자세액공제(ITC)의 계산 문제등 국내자료로는 계산하기 어려우므로 제외하였다.

고세율의 50%, 과세소득이 음이고 이월결손금이 있으면 0을 적용한다.

5) Manzon(1994)

이월결손금이 있는 기업의 경우에는 아래와 같이 계산된 한계세율을 이용하고, 이월결손금이 없는 경우에는 법정최고세율을 적용한다.

$$MTR = (\text{WF1} * t) / (1+r)^n$$

t : 법인세가 납부되는 해의 최고세율

r : non firm-specific discount rate

n : 법인세가 지급되는 해

n의 계산(추정) : $n = NOL_{t-1} / EFAI_{t-1}$

NOL_{t-1} : t-1기의 이월결손금

$EFAI_{t-1}$: t-1기의 시장가치에 할인률 r을 곱한 금액

6) 유효세율(effective tax rate)

법인세를 세전순이익으로 나누어 계산하였으며, 세전순이익이나 법인세가 음인 경우에는 Shevlin의 연구와 동일하게 유효세율을 0으로 처리하였다.

2.3 연구 표본

분석을 위한 기초자료로는 한국신용평가(주)의 KIS-FAS 자료를 이용하였고, 분석 대상 기간은 한계세율의 추정을 위한 기간이 필요하다는 점을 고려하여 1989년부터 1998년까지로 하였다.

완전예측한계세율은 사후적으로 계산되고, 법인세법상 결손이 발생하는 경우 5년간 이월공제가 허용되므로 완전예측한계세율의 계산을 위해서는 해당 연도의 자료뿐만 아니라 이후 5년간의 자료를 필요로 한다. 예를 들어, 1989년의 완전예측한

계세율을 계산하기 위해서는 1989년의 과세소득 자료를 비롯하여 1990년-1994년의 과세소득 자료가 필요하다. 같은 논리로 1993년의 완전예측한계세율을 계산하는 데는 1993년의 자료뿐만 아니라 1994년-1998년의 자료가 이용된다. 본 연구에서는 각 한계세율의 대응치를 완전예측한계세율과 비교하여 측정치로서의 정확성 여부를 판단하고 있으므로 완전예측한계세율의 계산을 고려하여 1989년-1993년의 각 연도별 한계세율의 대응치를 계산하였다. 1994년-1998년은 결손금의 이월공제를 고려할 때 완전예측한계세율을 계산하는데 이용되는 분석기간이 된다.

추정한계세율을 계산하기 위한 분석기간도 완전예측한계세율의 경우와 동일하나 실제 과세소득을 사용하는 것이 아니라 미래의 과세소득을 추정하는 점이 완전예측한계세율과 다르다.

따라서, 1989년-93년의 한계세율이 계산되고 1994년-98년 자료는 완전예측한계세율을 계산하는데 이용된다. 1980년-88년의 자료는 개별기업의 추정한계세율을 계산하기 위한 과세소득의 변동분 $\mu(\Delta TI$ 의 평균)를 계산하기 위한 자료로 이용되었다.

연구대상 표본으로는 1998년도 말 KIS-FAS 자료에 포함되어 있는 상장기업 중에서 금융업을 제외한 기업을 대상으로 하여 다음과 같은 조건을 만족하는 표본을 이용하였다.

- 1) 회계연도가 12월말로 종료되지 않는 기업은 상이한 법인세율이 적용되므로 이로 인한 분석상의 잡음을 피하기 위해 회계연도가 12월인 기업만을 대상으로 추출하였다.
- 2) 1990년에서 1998년 기간동안 FAS에서 대상변수에 대한 자료를 이용할 수 없는 기업을 제외하였다.
- 3) 1980년부터 1983년까지 계속해서 세전순이

의 자료가 없는 자료를 제외하였다. 이것은 한계세율을 추정할 때 최소한 1984년 이후의 자료를 이용할 수 있게 하기 위한 것이다. 이와 같은 표본 선정의 결과 1989년에서 1993년까지 각 연도별로 이용가능한 표본은 449개이다.

년부터 1993년까지의 과세소득의 결손여부와 이월결손금의 존재 여부를 파악한 것이다.

당해 연도에 결손이 없으나 이월결손금이 존재하는 경우가 전체표본의 3.1%, 당해 연도에 결손이 존재하는 경우가 11.2%로 14.3%에 해당하는 표본이 결손금의 이월공제에 따라 한계세율에 영향을 미치게 된다. 이와 같은 분포는 1989년과 1990년을 대상으로 한 이준규(1997)의 연구에서 88.12%(267/303)의 표본이 당해 연도의 결손이나 이월결손금이 없었던 것과 비교하면 결손금의 영향을 받는 기업이 조금 더 늘어나는 모습을 보이고 있다. 반면에 Shevlin(1990)의 연구에서는 약 70%의 표본만이 당해 연도의 결손과 이월결손금이 없었던 것과는

III. 실증분석

3.1 기술통계량

〈표 1〉은 한계세율을 분석하는 대상기간인 1989

〈표 1〉 과세소득과 이월결손금에 따른 표본분포

(표본수=2245)

	당해 연도의 과세소득 >= 0		연도별 과세소득 < 0	
	이월결손금 = 0	이월결손금 > 0	이월결손금 = 0	이월결손금 > 0
1989	399	18	19	13
1990	405	13	22	9
1991	396	15	25	13
1992	367	12	57	13
1993	357	12	61	19
계	1,924(85.7%)	70(3.1%)	184(8.2%)	67(3.0%)

〈표 2〉 한계세율 대응치의 기술통계량

(표본수=2245)

변수	평균	표준편차	최소	최대
완전예측	0.288	0.097	0.000	0.340
추정 한계세율	0.286	0.096	0.000	0.340
법정세율	0.279	0.111	0.000	0.340
과세소득더미	0.286	0.103	0.000	0.340
이월결손금더미	0.304	0.079	0.000	0.340
3분변수	0.295	0.074	0.000	0.340
Manzon	0.315	0.051	0.000	0.340
유효세율	0.310	0.207	0.000	1.000

차이를 보이고 있다. 이와 같은 자료상의 차이가 양국간의 연구결과에 차이를 보일 수 있을 것으로 보인다.

그리고, 분석기간중 연도별 과세소득이 0보다 적은 기업, 즉 결손인 기업수가 89년과 90년에는 각각 32개와 31개이나 점차 증가하여 93년에는 80개에 달하고 있다는 것을 알 수 있다.

〈표 2〉는 완전예측한계세율과 추정한계세율을 비롯하여 7개 한계세율에 대한 대응치의 기술통계량을 나타내고 있다.

완전예측한계세율은 평균 0.288, 표준편차 0.097이고, 추정한계세율의 경우 평균 0.286, 표준편차 0.096으로 완전예측한계세율에 가장 유사한 모습을 보이고 있다. 다른 한계세율의 대응치로는 법정세율, 과세소득더미, 이월결손금더미, 3분변수와 같은 대응치들도 대체로 완전예측한계세율에 가까운 통계량을 보이고 있다. 반면에 Manzon은 평균이 0.315으로 각 변수중에서 가장 높고, 반면에 표준편차는 0.051로 가장 낮게 나타났고, 유효세율(ETR)은 평균 0.310, 표준편차 0.207로 평균과 표준편차가 다른 변수들보다는 비교적 크게 나타나고 있다. 유효세율의 계산에서는 과세소득이 음인 경우 0으로 처리하였고, 값이 1보다 높은 경우에는 1로 처

리하였으나 다른 변수들에 비해서는 여전히 편차가 크게 나타나고 있음을 알 수 있다.

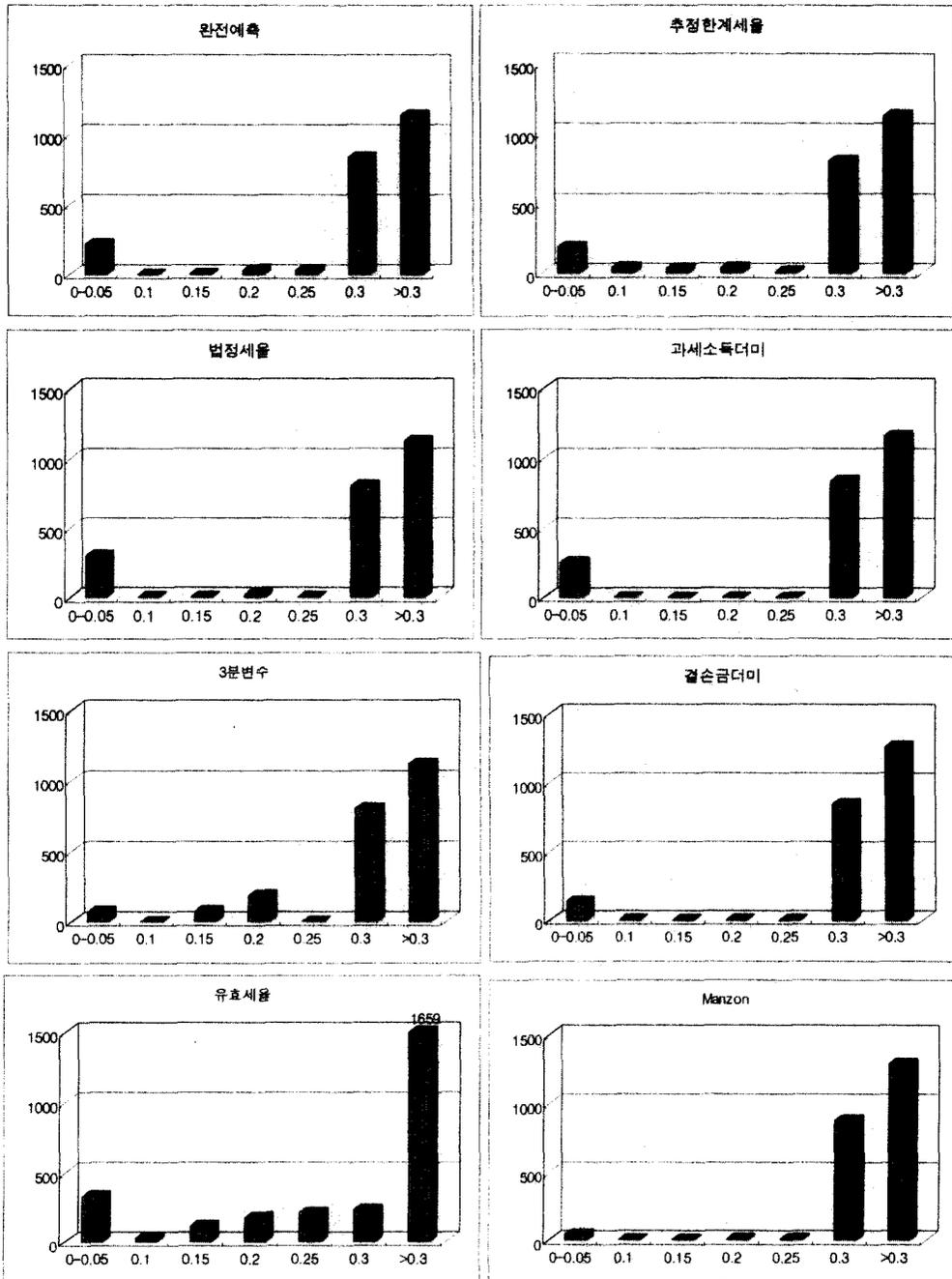
표에는 별도로 제시되고 있지 않지만, 1989년부터 1993년까지 각 연도별로도 분석한 기술통계량도 전체표본을 이용한 경우와 유사한 모습을 보이고 있다. 분석기간 5년간 완전예측한계세율의 평균치는 각 연도별로 0.276, 0.278, 0.308, 0.291, 0.287이고, 추정한계세율의 평균은 각 연도별로 0.274, 0.274, 0.307, 0.295, 0.282로 나타나고 있어 각 연도별로도 유사한 모습을 나타내었다. 법인세법상 최고세율은 1989년과 1990년에는 30%, 1991년-1993년은 34%이므로 완전예측한계세율과 추정한계세율은 각 연도별로 최고세율보다 2.5%-5.8%까지 낮게 나타났으며, 〈표 1〉에서 나타난 바와 같이 89년과 90년에 비해 92년과 93년에는 과세소득이 결손인 기업수가 증가함에 따라 두개의 한계세율 변수와 최고세율간의 차이가 확대되고 있음을 알 수 있다.

〈그림 1〉은 완전예측한계세율과 한계세율 대응치 변수들의 값에 대한 분포를 0.05단위로 표시한 것이다. 그림에서는 〈표 2〉의 결과에서와 같이 추정한계세율과 법정세율, 과세소득더미, 이월결손금더미의 각 세율별 분포가 완전예측한계세율과 유사한

〈표 3〉 완전예측한계세율과 한계세율 변수들간의 상관관계수

	완전 예측	추정	법정 세율	과세 소득 더미	결손금 더미	3분변수	Manzon
추정한계세율	0.903						
법정세율	0.897	0.956					
과세소득더미	0.815	0.874	0.901				
이월결손금더미	0.533	0.535	0.528	0.308			
3분변수	0.853	0.894	0.909	0.860	0.749		
Manzon	0.516	0.492	0.444	0.273	0.732	0.582	
유효세율	0.412	0.445	0.470	0.513	0.179	0.453	0.120

한계세율의 대응치



〈그림 1〉 한계세율 대응치의 분포

모습을 보이고 있다. 반면에 3분변수의 경우에는 중간세율(10%-20%)의 빈도가 완전예측 한계세율 보다 높게 나타나고 있으며, Manzon은 5%보다 적은 저세율의 빈도가 낮은 반면 고세율(25%초과)에서는 상대적으로 빈도가 높게 나타나고 있다. 유효세율의 경우에는 저세율과 고세율에 비교적 크게 분포하고 있으나 특히 세율이 30%을 초과하는 빈도수가 월등한 것으로 나타나 완전예측한계세율의 분포와는 크게 다른 모습을 보이고 있다.

〈표 3〉은 완전예측한계세율과 한계세율의 각 대응치들간의 상관관계를 나타낸 것이다. 상관계수를 살펴보면 완전예측한계세율과의 상관계수가 가장 높은 것은 추정한계세율(0.903)이고, 다음으로는 법정세율(0.890), 3분변수(0.853), 과세소득더미(0.813)의 순으로 나타나고 있다. 반면에 그림에서 완전예측한계세율과 유사한 분포를 보이고 있는 것으로 나타난 이월결손금더미변수인 경우에는 상관계수가 0.533에 불과한 것으로 나타났다. 그리고, Manzon(0.516), 유효세율(0.412)의 상관계수는 앞서 〈표 2〉의 분석에서 예상할 수 있듯이 다른 변수들보다는 다소 낮게 나타나고 있다.

이 결과는 Graham의 연구결과와 비교해보면, 완전예측한계세율과 추정한계세율간의 상관계수는 0.876인 반면, 법정세율(0.660), 과세소득더미(0.653), 3분변수(0.691)의 상관계수는 비교적 현저한 차이를 보이던 것과 차이를 보이고 있다. 반면에, 그의 연구결과에서 나타난 완전예측한계세율과 이월결손금더미(0.566), Manzon(0.507), 유효세율(0.414)의 상관계수는 본 연구의 결과와 대체로 유사한 모습을 보이고 있다.

Graham의 연구와 달리 본 연구에서 법정세율, 과세소득더미, 3분변수가 완전예측한계세율과는 높은 상관관계를 보이고 있는 것은 〈표 1〉에서 나타난 것과 같이 국내 자료의 경우 이월결손금이 있거나 과세소득이 음인 자료의 비율이 상대적으로 낮다는 것도 하나의 요인이고, Graham의 연구에서는 이월결손금이외에 투자세액공제, 최저한세와 같이 한계세율에 영향을 미칠 수 있는 요인을 추가로 고려하여 완전예측한계세율과 추정한계세율을 계산하고 있는데 비해 본 연구에서는 이월결손금만을 고려한데서 비롯된 차이로 판단된다.¹³⁾

3.2 한계세율 대응치들의 예측능력

본 절에서는 한계세율의 대응치들이 완전예측한계세율을 얼마나 정확하게 예측하고 있는지를 분석하였다. 즉, 각 한계세율의 대응치들에 대한 우수성의 판단기준으로 완전예측한계세율과의 관련성을 가지고 판단하자는 것이다.¹⁴⁾

〈표 4〉는 완전예측한계세율을 종속변수로 하고 한계세율의 대응치 각각을 설명변수로 하는 회귀분석을 통하여 각 한계세율 대응치들이 미래의 조세관련특성인 완전예측한계세율을 예측하는 능력을 분석하고 있다. 본 연구의 모든 회귀분석에서는 Graham의 연구에서와 같이 Generalized Method of Moments (GMM)를 이용한 분석 결과를 제시하고 있다.¹⁵⁾

한계세율의 대응치가 완전예측한계세율을 정확하게 예측한다면, 〈표 4〉 1부의 회귀분석에서 단일변수를 이용하여 추정된 절편과 기울기는 각각 0과 1의 값을 가져야 할 것이다. 회귀분석의 결과는

13) 따라서, 상대적으로 수익성이 낮은 비상장기업들을 대상으로 하여 파악하는 경우에는 본 연구에서 다루고 있는 상장기업들과는 다른 모습을 보일 것으로 예상된다.

14) 완전예측한계세율을 기준(benchmark)으로 이용하는 경우의 한계점은 3.3절을 참조할 것.

15) 회귀분석에서 White(1980)의 방법을 이용하여 이분산성을 통제한 결과와 유사한 결과를 보였다.

〈표 4〉 대응치들의 완전예측한계세율에 대한 예측능력

1부 : Foresight = $\alpha + \beta$ PROXY + ϵ					
대응치	α (t값)	β (t값)	R ²	Vuong's Z값	
추정세율	0.026(4.09)**	0.912(45.68)**	0.816	-	
법정세율	0.070(10.87)**	0.782(39.22)**	0.804	0.855	
과세소득더미	0.068(9.78)**	0.748(34.94)**	0.665	5.929**	
이월결손금더미	0.090(8.31)**	0.652(19.11)**	0.285	13.486**	
3분변수	-0.040(-4.22)**	1.114(37.98)**	0.728	4.693**	
Manzon	-0.022(-3.09)**	0.987(41.36)**	0.266	13.969**	
유효세율	0.228(41.47)**	0.194(13.41)**	0.169	15.840**	
2부 : Foresight = $\alpha + \beta$ PROXY + γ SIMULATED + ϵ					
대응치	α (t값)	β (t값)	γ (t값)	R ²	Vuong's Z값
법정세율	0.039(6.00)**	0.334(4.14)**	0.542(6.13)**	0.829	2.092*
과세소득더미	0.025(3.73)**	0.102(1.99)*	0.816(16.03)**	0.819	1.007
이월결손금더미	0.011(1.52)	0.085(2.87)**	0.875(34.13)**	0.820	1.454
3분변수	-0.001(-0.18)	0.291(5.09)**	0.711(15.29)**	0.826	2.668**
Manzon	-0.016(-3.11)**	0.179(5.78)**	0.866(33.50)**	0.823	2.952**
유효세율	0.026(4.03)**	0.005(1.16)	0.907(45.88)**	0.816	0.593

** 유의수준 1% * 유의수준 5% † 유의수준10%

FORESIGHT : 완전예측한계세율
 PROXY : 한계세율의 대응치
 SIMULATED : 추정한계세율

추정한계세율과 Manzon변수가 절편과 기울기가 0과 1에 근접한 값을 가지는 것으로 나타났고, 유효세율의 경우에는 이상적인 값과는 동떨어진 모습을 보이고 있다. 그리고, 대부분의 경우는 절편과 기울기가 0과 1이라는 이상적인 값과는 통계적으로 다른 값을 보이고 있다.¹⁶⁾

1부의 예측능력분석에서 단일변수만을 이용한 경우의 설명력을 비교해 보면 추정한계세율의 결정계

수가 0.816으로 가장 높고, 법정세율(0.804), 3분변수(0.728), 과세소득더미변수(0.665)의 순으로 높은 설명력을 나타내고 있다.¹⁷⁾ 반면에 이월결손금더미와 Manzon, 유효세율의 경우는 결정계수가 0.3에 미치지 못하는 것으로 나타났다.¹⁸⁾

본 연구에서는 각각의 회귀분석에서 나타난 회귀 모형의 설명력의 크기를 비교하기 위한 방법으로 Vuong(1989)의 Z검정을 이용하였다. 〈표 4〉 1

16) 표에는 제시하고 있지 않지만, 각 대응치에 대해 $\beta=1$ 이라는 귀무가설을 검증한 결과, Manzon변수만이 1과 다르지 않은 결과를 보여주고 있다.

17) 1부의 내용은 〈표 3〉의 상관계수를 통해 파악할 수 있다. 회귀분석에서는 나타나는 절편과 기울기를 파악하기 위해 회귀분석의 내용을 별도로 추가하였다.

18) 이와 같은 결과는 Graham(1996)의 연구와 비교된다. 그의 연구에서는 추정한계세율이 0.767, 3분변수가 0.478, 법정세율이 0.435, 과세소득더미가 0.426, 이월결손금더미가 0.320의 순으로 결정계수가 나타났는데 대체로 본 연구의 결과보다 설명력이 낮게 나타나고 있고, 추정한계세율과 다른 대응치들간의 결정계수가 뚜렷한 차이를 보이고 있다.

부의 가장 오른쪽 옆에 계산된 Vuong의 Z값은 추정한계세율을 이용한 회귀식의 설명력과 법정세율 등 여타의 한계세율 대응치를 이용한 회귀식의 설명력간에 차이가 있는지를 나타내는 통계량이다. 추정한계세율의 설명력과 법정세율의 설명력을 비교하는 경우에는 Z값이 0.855로 유의적인 차이를 보이지 않는다. 반면, 추정한계세율의 설명력을 법정세율을 제외한 다른 대응치들의 설명력과 비교하는 경우에는 모두 유의수준 1%에서 추정한계세율의 설명력이 높게 나타났다. 추정한계세율과 법정세율간에 완전예측한계세율에 대한 설명력의 차이가 없는 것은 본 연구의 경우 추정한계세율을 계산하는데 이월결손금만을 이용하였고 세액공제나 최저한세와 같은 다양한 측면을 반영하지 못한데서 나타난 결과로 판단된다. 따라서, 세법의 다양한 측면을 고려할 수 있다면 추정한계세율과 법정세율간의 설명력의 차이는 좀 더 두드러지게 나타날 수도 있을 것으로 보인다.

회귀분석의 결과를 보완하기 위해 각 한계세율 대응치들의 완전예측한계세율에 대한 예측정확도를 비모수통계량을 이용하여 추가적으로 검토하였다. 먼저 완전예측한계세율과의 평균제곱오차(mean squared error)를 계산한 결과 추정한계세율의 예측오차가 가장 작고, 다음으로 법정세율, 3분변수, 과세소득더미의 순으로 나타나고 있어서 회귀분석을 이용한 결과와 일치하고 있다.¹⁹⁾ 비모수통계량으로는 완전예측한계세율과 각 한계세율 대응치간의 차이에 대해서 Wilcoxon 순위합 검정을 실시하였다. 분석방법은 완전예측한계세율과의 차이에 대해 추정한계세율과 다른 6개의 대응치들을

각각 비교하는 방법을 이용하였는데, 모든 경우에서 1% 유의수준에서 평균점수가 차이가 있다는 결과를 나타내었다.²⁰⁾

이상과 같이 회귀분석과 Wilcoxon 순위합 검정의 결과를 종합해보면, 추정한계세율이 완전예측한계세율을 예측하는데 가장 우수한 측정치임을 알 수 있다. 그리고, 추정한계세율을 추정하기 어려운 경우에는 법정세율, 3분변수, 과세소득더미변수가 한계세율의 대응치로 이용가능한 대안이 될 수 있음을 알 수 있다.

〈표 4〉의 2부에서는 추정한계세율과 기타의 한계세율 대응치를 설명변수로 이용하여 추정한계세율 이외의 한계세율 대응치들이 완전예측한계세율을 설명하는데 추정한계세율에 추가적인 정보를 제공하는지 분석하였다. 추가적인 정보내용을 검증하는 것은 하나의 변수가 다른 변수들을 포함하고 있는지 여부를 판단하는 것과 같다. 완전예측한계세율을 설명하는데 두 개의 변수를 사용하기로 결정하는 경우, 추정한계세율에 이어 완전예측한계세율과의 상관관계가 다음으로 높은 변수일지라도 추정한계세율을 보완하는 최선의 대응치가 아닐 수도 있다. 두 번째로 높은 상관관계를 보이는 변수가 지니고 있는 정보내용은 추정한계세율에 모두 포함된 반면, 상관관계가 낮은 변수가 추정한계세율이 포함하지 못한 정보내용을 가질 수 있다.

2부의 분석결과를 보면 한계세율 대응치들의 계수 β 가 법정세율, 과세소득더미, 이월결손금더미, 3분변수, Manzon에서 0과 다른 유의한 값을 보이고 있어서 추정한계세율에 대해 추가적인 정보내용을 지니고 있는 반면, 유효세율은 추가적인 정보

19) 완전예측한계세율과 추정한계세율, 법정세율, 과세소득더미, 이월결손금더미, 3분변수, Manzon, 유효세율간의 평균제곱오차는 각각 0.0018, 0.0025, 0.0037, 0.0078, 0.0027, 0.0076, 0.0362이다.

20) 각 차이에 대해 추정한계세율과 법정세율, 과세소득더미, 이월결손금더미, 3분변수, Manzon, 유효세율을 차례로 분석한 결과의 Z값은 각각 4.79, 7.11, 11.37, 9.21, 14.95, 3.02로 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다.

내용이 없는 것으로 나타났다. 추정한계세율에 대한 계수 γ 는 법정세율(0.542)과 3분변수(0.711)를 같이 이용하는 경우를 제외하면 모두 0.8이상으로 1에 가까운 높은 값을 보이고 있어서 추정한계세율이 완전예측한계세율을 대부분 설명하고 있음을 알 수 있다. 그리고, 법정세율을 같이 사용하는 경우 추정한계세율과 법정세율의 계수인 0.542와 0.334의 차이에 대한 검정결과도 1%의 유의수준에서 유의하게 다른 것으로 나타나 추정한계세율이 법정세율보다 완전예측한계세율에 대한 설명력이 높다는 것을 알 수 있다. 2부의 분석결과는 기타의 한계세율 대응치에 대한 β 의 값이 0과는 다른 유의적인 값을 보이고 있으나, 추정한계세율의 계수인 γ 에 비해 작은 값을 나타내고 있어서 기타의 한계세율의 대응치가 추정한계세율에 추가적으로 제공하는 정보내용이 크지 않다는 것을 나타내고 있다.

결정계수 R^2 를 각 대응치들이 제공하는 추가적인

정보내용의 증분에 대한 측정치로 이용하면 결정계수가 가장 높게 나타나고 있는 법정세율의 경우도 추정한계세율 하나만을 이용하는 경우에 비해 1.5% ($1.015 = 0.829/0.816$) 밖에 증가하지 않았다. 2부의 오른 쪽 옆에 나타난 Z값은 추정한계세율만을 이용하는 경우 회귀식의 설명력과 한계세율의 대응치를 하나 추가한 경우 회귀식의 설명력을 비교한 것으로 3분변수와 Manzon을 이용한 경우에 1%에서 유의적인 설명력의 증가를, 법정세율을 이용하는 경우에는 5%에서 유의적인 설명력의 증가를 보이고 있다.

이와 같은 결과는 추정한계세율이 다른 대응치들이 갖는 정보내용을 대부분 가지고 있고, 3분변수와 Manzon, 법정세율을 이용하는 경우 추정한계세율만을 이용하는 경우에 비해 추가적인 설명력을 제공하여 주는 것으로 나타났으나 설명력의 크기가 크게 증가하지는 않았다. 이 또한 추정한계세율이 한계세율의 대응치로 가장 우수한 측정치라는 증거

〈표 5〉 한계세율 대응치들의 완전예측한계세율에 대한 예측능력
(Foresight = $\alpha + \sum \beta \text{PROXY} + \epsilon$)

대응치	추정한계세율 이용 β (t값)	추정한계세율 비이용 β (t값)
추정세율	0.426 (4.56)**	-
법정세율	0.303 (3.57)**	0.595 (11.95)**
과세소득더미	0.094 (1.95)	0.149 (3.20)**
이월결손금더미	0.002 (0.08)	0.003 (0.10)
Manzon	0.238 (5.40)**	0.322 (8.06)**
유효세율	-0.003 (-1.08)	-0.005 (-1.63)
R^2	0.839	0.826
Vuong's Z값	2.212*	

** 유의수준 1% * 유의수준 5%

Foresight : 완전예측한계세율

proxy : 한계세율의 대응치

를 제시하는 것으로 판단된다.

〈표 5〉는 완전예측한계세율을 종속변수로 하고 한계세율의 대응치 전체를 독립변수로 한 다중회귀 분석을 통하여 한계세율의 대응치 중 어느 변수가 완전예측한계세율을 예측하는데 가치있는 정보내용을 제공하고 있는지 여부를 분석하였다.²¹⁾

먼저 추정한계세율을 비롯하여 6개의 대응치를 설명변수로 한 회귀식의 결과는 추정한계세율과 법정세율, Manzon만이 1%의 유의수준에서 완전예측한계세율을 예측하는 정보내용을 가지는 것으로 나타났다. 그러나, 6개의 대응치를 한꺼번에 이용하는 경우에도 결정계수는 0.839로 추정한계세율만을 이용하는 경우의 0.816에 비해 2.8% 증가하는데 그치고 있다. 이 결과는 추정한계세율과 법정세율은 상호 개별적인 정보내용을 가지고 있으며, Manzon의 경우에는 〈표 4〉에서 나타난 것처럼 단독으로 이용되는 경우에는 완전예측한계세율에 대한 설명력이 높지 않으나, 다중회귀분석에서는 다른 변수에 추가적인 설명능력을 가지는 것으로 나타나 다른 대응치들과는 다른 정보내용을 가지고 있는 것으로 보인다. 과세소득더미, 이월결손금더미, 유효세율의 경우에는 다른 대응치에 추가되는 정보내용을 가지지 못하는 것으로 나타났다.²²⁾

〈표 5〉의 오른쪽 열은 추정한계세율이 이용가능하지 않은 경우 여타의 대응치를 결합하여 사용하면 어떤 정도의 정보를 제공하는 지를 분석하고

자 하는 것이다. 결정계수는 0.826으로 추정한계세율을 이용하는 경우에 비해 설명력이 0.013이 작은 것으로 나타나 추정한계세율을 이용할 수 없는 경우에도 유사한 정보내용을 제공할 수 있는 것으로 나타났다. 추정한계세율을 이용할 수 없는 경우에는 이월결손금더미와 유효세율이 통계적으로 유의하지 않은 반면, 법정세율과 과세소득더미, Manzon의 변수가 서로 다른 정보내용을 가지고 있음을 보이고 있다. 과세소득더미는 추정한계세율을 같이 이용하는 경우에는 모형설명에 유의적인 변수가 아니었으나 추정한계세율을 사용하지 않는 경우에는 유의적인 변수로 포함되고 있다.²³⁾ 추정한계세율을 이용하는 경우와 이용하지 않는 경우의 두 회귀식에 대한 설명력의 크기를 비교한 Vuong의 Z값은 2.212로 유의수준 5%에서 차이가 있는 것으로 나타나고 있다. 이와 같은 분석의 결과도 추정한계세율이 대응치로서 합리적이라는 증거를 제시하는 것으로 보인다.

〈표 5〉의 결과는 추정한계세율을 이용하는 경우가 추정한계세율을 이용하지 않는 경우에 비해 설명력이 높고, 추정한계세율이 이용가능하지 않은 경우 법정세율, 과세소득더미, Manzon의 변수가 완전예측한계세율을 설명하는 변수가 될 수 있음을 보여주고 있다.

21) 과세소득 더미변수, 결손금 더미변수와 3분 변수를 동시에 사용하는 경우 선형종속이 되어 회귀분석의 결과를 얻을 수 없으므로 3분변수를 제외하였다.

22) 표에는 제시되고 있지 않지만, 과세소득과 이월결손금 더미변수를 제외하고 3분변수를 이용하는 경우에도 추정한계세율, 법정세율, Manzon만이 1%에서 유의한 값을 나타내었고, 3분변수의 기울기는 0.067 ($t=1.21$)이고 모형의 결정계수는 0.838로 낮아지고 있다.

23) 표에는 제시되고 있지 않지만, 과세소득과 이월결손금 더미변수를 제외하고 3분변수를 이용하는 경우에도 법정세율과 과세소득더미, 3분변수와 Manzon의 변수가 1% 수준에서 유의한 값을 나타내었고, 3분변수의 기울기는 0.107($t=2.03$)이고 결정계수는 0.822로 낮아지고 있다.

3.3 추가적인 분석

본 연구는 완전예측한계세율을 비교기준으로 하여 한계세율 대응치의 예측능력을 분석하고 있다. 그러나, 이와 같은 분석방법은 Graham의 연구에서 지적되고 있는 것처럼 두 가지 한계를 지니고 있다.

첫째, 완전예측한계세율은 진정한 한계세율이 아니며, 진정한 한계세율은 관찰이 불가능하다는 점이다. 완전예측한계세율은 미래에 발생 가능한 과세소득을 고려한 것이 아니라, 과거 일정 기간에 실현된 과세소득을 이용하여 사후적으로 계산된 것일 뿐이다. 둘째, 한계세율과 같은 기업의 조세관련특성(tax status)이 내생적일 수 있다는 점이다. 예를 들면, 한계세율이 높은 기업의 경우에는 추가적인 부채의 조달을 통하여 미래의 과세소득과 한계세율을 낮출 수 있다는 것이다.

Graham은 첫 번째 한계점인 경우 다수의 기업을 동시에 다루므로써 평균화하는 과정에서 해결될 수 있는 것으로 보았다. 예를 들면, 기업이 특정 연도에 순이익을 실현할 사전확률이 99%라 하더라도 실제로는 손실을 볼 수 있다. 그러나, 다수의 표본을 동시에 다루는 경우 평균적으로 동일한 상황에 처한 다른 99개의 기업은 순이익을 실현할 것이고 따라서 이로 인한 문제가 크지 않을 것이다. 반면에, 두 번째 한계점은 가까운 미래에 기업의 전략을 변경하지 않을 것으로 보이는 표본(내생적으로 조세관련특성을 변화하지 않을 것으로 보이는 기업)을 이용하여 결과를 재검증하고 있다. 본 연구에서도 완전예측한계세율을 기준으로 이용하는 경우의 문제점은 Graham의 방법을 이용하

여 해결하고자 한다.

이와 같은 한계점을 다루기에 앞서 본 연구에서는 많은 통계적인 문제들을 고려해야 한다. 먼저 앞의 회귀분석에서 이용된 한계세율의 대응치들은 잔차가 정규분포를 이루지 않고 상호독립이 아니라는 점에서 전통적인 회귀분석의 가정을 위배하고 있다. 앞 절에서 이루어진 각 회귀분석의 잔차들에 대한 정규성 검증 결과, 모든 회귀분석에서 잔차가 정규분포를 이룬다는 귀무가설을 기각하였다.²⁴⁾ Graham의 연구는 회귀분석의 잔차가 정규분포를 이루지 않는 경우의 문제점을 해결하기 위해 Generalized Method of Moments(GMM) 방법을 이용하면 회귀계수가 일치 추정량(consistent estimates)을 제시한다는 점을 이용하여 GMM방법을 사용하고 있고, 다음으로는 표본을 동질적인 집단으로 구분하여 각 집단내에서 분석의 결과가 달라지지 않는 지를 확인함으로써 결과가 표본자료의 성질에 따라서 도출된 것이 아니라는 점을 확인하였다.

본 연구도 이 문제를 Graham과 같은 방법으로 접근하였다. 먼저, 일치 추정량을 확보하기 위해 GMM을 이용하여 회귀분석을 행한 결과를 제시하였다. 다음으로는 연구표본을 동질적인 집단으로 구분하고, 각 집단별로 분석하는 경우 전체 표본을 이용하는 경우와 비교하여 결과가 달라지는지 여부를 보았다. 동질적인 집단의 구분은 한계세율의 계산에서 이용하였던 과세소득의 변화분을 이용하여, 과세소득 변화의 표준편차(변동성)를 평균으로 나누어 계산한 변동계수(coefficient of variation)를 기준으로 사용하였다.

<표 6>은 과세소득 변화의 변동계수를 기준으로

24) SAS의 proc univariate를 이용하여 정규성 검증을 하였고 결과는 제시하지 않았다.

〈표 6〉 과세소득 변화의 변동계수에 따른 집단별 예측능력
 (Foresight = $\alpha + \beta \text{PROXY} + \epsilon$)

	1(최저)			2			3			4			5(최고)		
	α	β	R ²												
추정한계세율	-0.01	1.02	0.84	0.02	0.91	0.88	0.17	0.45	0.54	0.20	0.37	0.53	0.03	0.89	0.83
법정세율	0.03	0.89	0.87	0.15	0.83	0.86	0.19	0.39	0.56	0.22	0.30	0.48	0.09	0.70	0.74
과세소득더미	0.03	0.82	0.68	0.04	0.85	0.87	0.16	0.48	0.33	0.22	0.30	0.39	0.12	0.57	0.38
이월결손금더미	0.03	0.71	0.35	0.11	0.52	0.08	0.22	0.30	0.39	0.22	0.30	0.30	0.08	0.67	0.39
3분변수	-0.06	1.17	0.77	-0.09	1.27	0.76	0.15	0.53	0.53	0.16	0.48	0.55	-0.01	1.04	0.65
Manzon	-0.02	0.86	0.24	0.02	0.79	0.08	-0.01	1.05	0.65	-0.01	1.01	0.43	-0.02	1.00	0.44
유효세율	0.14	0.30	0.31	0.17	0.34	0.36	0.32	0.00	0.00	0.31	0.01	0.00	0.26	0.10	0.06

Foresight : 완전예측한계세율

PROXY : 한계세율의 대응치

5개의 집단으로 구분하고, 각 집단별로 완전예측한계세율에 대한 한계세율의 각 대응치들의 설명력을 분석한 것이다.

추정한계세율과 법정세율의 결정계수는 집단 3과 4에서 설명력이 다소 감소하고 있으나, 〈표 4〉의 분석과 유사하게 모든 집단에서 다른 대응치들에 비해서 상대적으로 높게 나타났다. 과세소득더미의 경우는 〈표 4〉에서 비교적 높은 설명력을 보였으나, 집단의 변동성이 커질수록 설명력이 낮아지고 있다. 3분변수인 경우에는 집단 3과 4에서 추정한계세율이나 법정세율과 유사한 설명력을 보이고 있으나, 다른 집단들에서는 다소 설명력이 낮은 것으로 나타나 〈표 4〉의 결과와 일치하는 모습을 보여주고 있다. 그리고, 이월결손금더미, Manzon과 유효세율은 모든 집단에서 낮은 설명력을 보이며 〈표 4〉의 결과를 뒷받침하고 있다. 따라서, 이 결과는 추정한계세율이 완전예측한계세율을 설명하는 능력이 가장 우수하며, 추정한계세율을 이용하지 못하는 경우 법정세율, 3분변수, 과세소득더미 변수의 순으로 이용가능한 한계세율의 대응치가 된

다는 앞서의 결과가 표본의 특정 성질에 따라 달라지는 것이 아니라는 점을 시사한다.

다음으로 설명변수간에 상호독립이 아닌 경우 특정 연도의 거시경제적인 변인에 의해 변수들이 같은 방향으로 영향을 받게 된다. 회귀분석에서 이용된 변수들은 기업의 자료를 횡단면 및 시계열로 통합(cross-sectional time series pooled)한 한계세율 대응치를 이용하였다. 특정 연도에 경제에 가해지는 충격은 모든 대응치의 예측능력에 유사하게 영향을 미칠 것으로 보이므로 잔차간 상호독립성이라는 전통적인 회귀분석의 가정에 위배되게 된다. 따라서, 이런 결과가 경제상황에 따른 영향을 받는 지를 검토하기 위해 연도별 분석을 행하였다.

〈표 7〉에서는 1989년부터 1993년까지 5년간 각 연도별로 한계세율의 대응치들이 완전예측한계세율을 설명하는 정도를 파악하였다. 회귀분석 결과는 각 대응치들이 완전예측한계세율에 대한 설명력은 연도별로 크게 다른 모습을 보이고 있지 않다. 추정한계세율이 92년을 제외하고는 모든 연도에서 가장 높은 설명력을 보이고 있고, 다음으로

〈표 7〉 연도별 완전예측 한계세율에 대한 예측능력
(Foresight = $\alpha + \beta$ PROXY + ϵ)

	1989			1990			1991			1992			1993		
	α	β	R ²												
추정한계세율	0.03	0.88	0.80	0.04	0.83	0.71	0.02	0.93	0.89	0.00	0.97	0.78	0.03	0.90	0.84
법정세율	0.07	0.73	0.78	0.09	0.68	0.67	0.04	0.86	0.87	0.07	0.78	0.81	0.07	0.79	0.81
과세소득더미	0.07	0.70	0.51	0.10	0.63	0.43	0.04	0.85	0.75	0.07	0.77	0.69	0.07	0.77	0.74
이월결손금더미	0.08	0.70	0.49	0.06	0.74	0.42	0.12	0.57	0.25	0.06	0.69	0.22	0.08	0.62	0.21
3분변수	-0.01	1.02	0.73	-0.01	1.05	0.65	-0.03	1.09	0.72	-0.08	1.22	0.75	-0.05	1.13	0.73
Manzon	-0.03	1.07	0.37	-0.02	1.02	0.37	-0.03	1.04	0.27	-0.05	1.06	0.21	-0.07	1.09	0.23
유효세율	0.21	0.17	0.20	0.24	0.11	0.09	0.25	0.18	0.14	0.22	0.23	0.20	0.21	0.27	0.26

Foresight : 완전예측한계세율

PROXY : 한계세율의 대응치

는 법정세율과, 3분변수, 과세소득더미의 순으로 높은 설명력을 나타내고 있다. 이월결손금더미나 Manzon, 유효세율의 설명력은 연도별 분석에서도 다른 변수들에 비해 낮게 나타나고 있다.

이와 같은 결과는 추정세율이 가장 우수한 한계세율의 대응치이고, 추정한계세율이 이용가능하지 않은 경우 법정세율, 3분변수, 과세소득더미의 순으로 한계세율에 대한 대응치로 고려할 수 있다는 앞서의 분석 결과가 각 연도별로 발생가능한 경제적인 변인에 의해서 영향을 받는 것이 아니라는 것을 의미한다.

이와 같은 통계적인 문제이외에도 완전예측한계세율을 비교기준으로 하여 예측능력을 분석하는 한계점 중의 하나가 앞서 기술한 바와 같이 한계세율과 같은 기업의 조세관련특성이 내생적일 수 있다

는 것이다. 즉, 개별 기업의 한계세율은 기업의 자금조달정책에 따라 내생적으로 영향을 받을 수 있다는 것이다.²⁵⁾ 한계세율에 영향을 미칠 수 있는 내생적인 영향을 통제하기는 어려우나, 본 연구에서는 향후 2년간 부채의 절대액이 대상연도를 기준으로 하여 일정비율(80%-120%)로 유지되는 표본을 내생적인 영향을 받지 않는 기업으로 정하고 해당표본만을 이용하여 회귀분석을 다시 실시하였다.²⁶⁾ 이와 같이 내생적인 영향이 없다고 판단되는 표본만을 이용한 경우의 회귀분석 결과도 앞서의 결과와 달라지지 않았다. 이와 같은 결과는 본 연구의 결과가 한계세율에 미칠 수 있는 내생적인 영향에 의해서 도출된 것이 아니라는 점을 시사한다.

25) Graham(1996b)에서는 부채조달과 한계세율에 대한 연구를 통해 부채조달의 의사결정이 한계세율의 계산에 내생적인 영향을 미친다는 점을 제시하고 있다.

26) 기존의 부채를 새로운 부채로 치환하고자 하는 경우와 같이 의도적으로 부채수준을 변화시키지 않는 기업의 경우에도 부채의 재조달에 다른 부채수준의 변화가 나타난다. 이와 같은 부채수준의 변화를 고려하여 기존 부채의 80%-120%까지를 정하였다. 그러나 부채수준을 다양하게 변화시켜 분석한 민감도 분석에서도 결과의 변화가 없었다.

IV. 연구의 결론 및 한계

한계세율은 기업의 재무적인 의사결정에서 중요한 역할을 하고 있으나, 한계세율의 측정과 관련된 연구는 수적으로 제한되어 있다. 이에 따라 기업의 한계세율에 대한 대응치로 법정세율이나, 이월결손금더미, 유효세율 등이 일반적으로 사용되어 왔다.

진정한 의미의 한계세율은 관찰불가능하므로 정의되기 어렵고 사후적인 완전예측한계세율의 경우에도 세법의 모든 측면을 고려하여 실제로 측정하는 것이 쉽지 않지만, Shevlin의 연구는 simulation을 이용하여 한계세율을 추정할 수 있는 방법론을 제시하였고, Graham의 연구는 추정한계세율이 여타의 대응치들에 비해 완전예측한계세율을 예측하는데 가장 우수하다는 결론을 제시하고 있다.

본 연구는 국내 세법규정과 세율을 이용하는 경우에도 Shevlin과 Graham에서 논의된 추정한계세율이 한계세율의 대응치로 가장 우수한 예측치가 될 것인가 하는 문제와, 추정한계세율을 추정하기 어려운 경우 한계세율의 대응치로 이용가능한 변수가 무엇인지를 파악하고자 하였다.

연구결과는 추정한계세율이 한계세율의 대응치로 가장 우수한 대응치라는 것이다. 추정한계세율은 설명력에서 다른 대응치들보다 완전예측한계세율을 예측하는 능력이 우수한 것으로 나타났는데, 이는 제한적이긴 하지만 추정한계세율이 이월결손금과 관련된 세법규정의 내용을 적절히 반영하기 때문인 것으로 보인다. 그러나, 추정한계세율은 실제 계산하기 번거로우므로 연구자들은 보다 쉽게 이용할 수 있는 대응치를 선호할 것으로 보인다. 본 연구

의 결과는 추정한계세율을 사용할 수 없는 경우는 법정세율이 완전예측한계세율에 가장 근접한 대응치이며, 다음으로는 3분변수와 과세소득더미가 추정한계세율에 대한 적절한 대체안이 될 수 있는 것으로 나타났다. 반면, 이월결손금더미와 Manzon의 변수는 모두 이월결손금을 고려하고 있지만 법정세율과 과세소득더미에 비해 한계세율을 예측하는데 좋은 결과를 보여주지 않았다. 이월결손금이 향후 수년간 과세소득에 영향을 미친다는 점을 고려하면 이월결손금을 고려한 변수들이 법정세율과 과세소득더미에 비해 예측능력이 우수할 것으로 판단되나, 실제 결과는 반대로 나타났다. 이는 본 연구에서 과세소득과 이월결손금 자료를 실제 세무상 자료를 이용하지 못하고 기업회계상의 자료를 이용했다는 한계에서 비롯된 것일 수도 있다.²⁷⁾ 실제 세무상 자료를 이용하지 못하였다는 것은 본 연구의 한계점이며, 동시에 추후의 연구과제라 할 것이다. 아울러, 세무연구에서 일반적으로 사용되고 있는 유효세율의 경우 예측능력면에서 가장 나쁜 것으로 나타나 한계세율을 대체할 수 있는 대응치가 될 수 없는 것으로 나타났다.

이상과 같은 연구 결과는 각 대응치들이 완전예측한계세율을 얼마나 잘 예측하는지 여부에 근거한 것이다. 그러나, 완전예측한계세율은 미래 발생가능한 과세소득을 근거로 계산된 것이 아니라 실현된 과세소득을 근거로 계산되었다는 점에서 진정한 한계세율은 아니므로 연구결과는 조심스럽게 해석할 필요가 있는 것으로 보인다.

본 연구에서는 추정한계세율의 계산에서 이월결손금만을 고려하고 투자세액공제, 최저한세, 외국납부세액공제와 같이 기업의 한계세율에 영향을 미

27) Manzon and Shevlin(1995)에서는 통계 데이터베이스에 포함된 이월결손금 자료의 오류를 지적하였고, 실제로 이월결손금과 관련된 자료를 재정비한 결과 일반화되기는 어려우나 추정한계세율보다 우수한 예측능력을 보였다는 결과를 제시하고 있다.

칠 것으로 보이는 많은 요인들을 고려하지 못한 한계점이 있다. 이에 따라 연구결과도 추정한계세율과 법정세율의 설명력이 유사한 것으로 나타나고 있는데 투자세액공제, 최저한세, 등과 세법규정의 다양한 내용이 추정한계세율에 반영된다면 두 변수간의 설명력도 차이를 보일 것으로 기대된다. 그러나, 이와 같은 내용의 분석은 실제 세무조정 자료와 같은 추가적인 정보가 제공되는 경우에 가능하므로 향후의 연구과제로 남는다. 그리고, KIS-FAS의 자료가 결손금의 누적으로 인한 상장폐지 기업을 분석에서 제외하고 분석기간말 현재 존재하는 상장기업만을 대상으로 하므로 생존편의가 결과에 영향을 미칠 수 있을 것으로 보인다. 아울러, 본 연구에서는 추가적인 과세소득 1원을 얻는 경우의 한계세율을 고려하고 있으나, 실제 기업의 의사결정은 추가적인 자금 총액에 따라야 하므로 1원이 아니라 추가되는 총금액에 대한 한계세율을 기준으로 하게 된다. Clinch and Shibano(1996)에서 총액을 기준으로 한 한계세율을 계산하고 있는데, 이러한 방법론도 연구의 확장을 위해 고려할 필요가 있는 것으로 보인다.

참고 문헌

- 이준규(1997), "한계세율의 추정에 관한 연구", *세무학연구*, 10호, 129-150.
- Altshuler, R. and A. Auerbach(1990), "The Significance of Tax Law Asymmetries : An Empirical Investigation", *Quarterly Journal of Economics CV*, 61-86.
- Clinch, G. and T. Shibano(1996), "Differential Tax Benefits and the Pension Reversion Decision", *Journal of Accounting and Economics*, 21, 69-106.
- Graham, J.(1996), "Proxies for the Corporate Marginal Tax Rate", *Journal of Financial Economics*, 42, 187-221.
- _____ (1996b), "Debt and the Marginal Tax Rate", *Journal of Financial Economics*, 41, 41-73.
- Mackie-Mason, J.(1990). "Do Taxes Affect Financial Decisions?", *Journal of Finance*, 45, 1471-1493.
- Manzon, G.(1992), "Earning Management of Firms subject to the Alternative Minimum Tax". *The Journal of the American Taxation Association*, 14, 88-111.
- _____ (1994), "The Role of Debt in Early Debt Retirement", *The Journal of the American Taxation Association*, 16, 87-100.
- _____ and T. Shevlin(1995), "An Evaluation of Marginal Tax Rate Proxies for Firms with NOL carryforwards". Working Paper. Boston College, Chestnut Hill, MA.
- Pindyck, R. S. and D. L. Rubinfeld(1991), *Econometric Models and Economic Forecasts*, 3ed ed., McGraw-Hill.
- Scholes, M. S., G. P. Wilson and M. A. Wolfson.(1990), "Tax Planning, Regulatory Capital Planning, and Financial Reporting Strategy for Commercial Banks", *Review of Financial Studies*, 3, 625-650.
- _____ and M. A. Wolfson(1992). *Taxes and Business Strategy, A Planning Approach*, Englewood Cliffs, New Jersey : Prentice Hall.
- Shevlin, T.(1990), "Estimating Corporate Marginal Tax Rate with Asymmetric Tax Treatment of Gains and Losses". *The Journal of the American Taxation Association*, 12, 51-67.
- Vuong, Q. H.(1989), "Likelihood tests for model selection and non-nested hypotheses". *Econometrica*, 57 (March), 307-333.

White, H.(1980), "A Heteroskedasticity Consistent Co-
variance Matrix Estimator and a Direct Test

for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 48 (May),
817-838.

Proxies for the Marginal Tax Rate

Jong-Kwon Ko*

Abstract

This paper tries to find out whether the simulated tax variable designed by Shevlin (1990) and extended by Graham(1996) is a reasonable proxy for the marginal tax rate using Korean tax code and database, and what can be alternatives of marginal tax rate when simulated rate is unavailable.

Similar to the results in Graham(1996), the results indicate that simulated rate is a very reasonable proxy for the marginal tax rate. The simulated rate predicts perfect foresight marginal tax status better than 6 other alternative proxies. If the simulated rate is unavailable, statutory tax rate is the best alternative. Also, taxable income dummy and trichotomous variable are reasonable alternatives. NOL dummy, Manzon and effective tax rate are not considered to be a good proxy because they show poor performance in predicting perfect foresight marginal tax rate.

Key words : marginal tax rate, simulated tax rate, perfect foresight marginal tax rate

* Associate Professor, Department of Accounting, Cheju National University