박사학위논문

최저한세제도의 도입에 따른 이익조정 및 수평적 공평성에 대한 실증분석



제주대학교 대학원

경 영 학 과

고 철 수

2001年 12月

최저한세제도의 도입에 따른 이익조정 및 수평적 공평성에 대한 실증분석

지도교수 고 부 언 고 철 수

이 논문을 경영학 박사학위 논문으로 제출함 2001년 12월 일

고철수의 경영학 박사학위 논문을 인준함

| 심사위 | 원 장 | |
|-----|-----|--|
| 위 | 원 | |
| 위 | 원 | |
| 위 | 원 | |
| 위 | 원 | |

제주대학교 대학원

2001년 12월

An Empirical Study on Earings Management and Horizontal Equity According to Alternative Minimum Tax

Cheol-Soo Koh

(Supervised by Professor Boo-En Ko)

제주대학교 중앙도서관

A THESIS SUBMITTED IN PARTIAL FULFILLMENT OF THE REQUIREMENTS FOR THE DEGREE OF DOCTOR OF BUSINESS ADMINISTRATION

2001. 12.

DEPARTMENT OF BUSINESS ADMINISTRATION
GRADUATE SCHOOL
CHEJU NATIONAL UNIVERSITY

목 차

| 제1장 서 론1 |
|---|
| 제1절 연구배경1 |
| 제2절 연구의 목적3 |
| 제3절 연구의 방법과 구성4 |
| 제2장 이론적 배경 및 선행연구의 검토6 |
| 제1절 연구의 이론적 고찰6 |
| 1. 최저한세제도에 대한 개관6 |
| 2. 이익조정에 대한 이론적 고찰10 |
| 3. 과세공평성에 대한 이론적 고찰 ··································· |
| 제2절 선행연구의 검토22 |
| 1. 세율인하와 이익조정에 관한 연구22 |
| 2. 최저한세와 이익조정에 관한 선행 연구26 |
| 3. 수평적 공평성에 대한 연구32 |
| 제3장 연구 설계37 |
| 제1절 이익조정에 대한 연구의 설계37 |
| 1. 연구가설37 |
| 2. 연구모형39 |
| 3. 변수의 측정43 |

| 제2절 과세공평성에 대한 연구의 설계48 |
|------------------------------------|
| 1. 연구가설의 설정48 |
| 2. 연구의 설계51 |
| 3. 변수의 측정54 |
| 제3절 표본기업의 선정56 |
| |
| 제4장 실증분석59 |
| 제1절 기초통계분석59 |
| 1. 변수의 기술통계량59 |
| 2. 상관관계분석61 |
| 제2절 재량적발생액의 연구가설 검증63 |
| 1. 세율인하와 이익조정에 관한 가설검증63 |
| 2. 최저한세 납부가능성과 이익조정에 관한 가설검증64 |
| 3. 세무회계 적극성과 이익조정에 관한 가설검증67 |
| 4. 연구모형의 종합적 검증69 |
| 제3절 수평적 공평성의 연구가설 검증72 |
| 1. 조세혜택(불이익)의 크기에 따른 기업별 수평적 공평성72 |
| 2. 산업별 조세혜택의 크기에 따른 수평적 공평성74 |
| 3. 소득수준에 따른 기업별 수평적 공평성75 |
| 4. 산업별 수평적 공평성77 |
| |
| 제5장 요약 및 결론79 |
| 제1절 연구의 결론79 |
| 제2절 시사점 및 한계81 |
| |
| 참고문헌83 |

표 목 차

| <표 2-1> 세율인하와 이익 조정에 대한 선행연구26 |
|--|
| <표 2-2 > 이익조정에 대한 선행연구31 |
| <표 2-3 > 과세공평성에 관한 선행연구36 |
| <표 3-1> 연도별 실제 최고세율의 변화56 |
| <표 3-3> 산업별 표본기업 수58 |
| <표 4-1> 연구모형의 주요변수에 대한 기술통계59 |
| <표 4-2> 전기유효세율과 조세보조금의 기술통계60 |
| <표 4-3> 변수간 상관관계분석61 |
| <표 4-4> 최저한세 납부가능성에 따른 세무회계의 적극성의 분포62 |
| <표 4-5> 연도별 재량적발생액의 평균차63 |
| <표 4-6> 최저한세 납부가능성에 따른 재량적발생액의 평균차65 |
| <표 4-7> 최저한세 납부가능성이 재량적발생액에 미치는 영향66 |
| <표 4-8> 세무계획의 적극성에 따른 재량적발생액의 평균차67 |
| <표 4-9> 세무계획의 적극성이 재량적발생액에 미치는 영향68 |
| <표 4-10> 연구모형 1 검증70 |
| <표 4-11> 연구모형 2 검증71 |
| <표 4-12> 조세혜택의 크기에 따른 기업별 수평적 공평성의 차이분석 73 |
| <표 4-13> 산업별 조세혜택의 크기에 따른 수평적 공평성의 차이분석 75 |
| <표 4-14> 기업별 소득수준에 따른 수평적 공평성의 기간별 차이분석76 |
| |

그림목차

<그림 2-1> 우리 나라의 최저한세 계산방식9

ABSTRACT

An Empirical Study on Earnings Management and Horizontal Equity According to Alternative Minimum Tax

Cheol-Soo Koh

Department of Business Administration

Graduate School

Cheju National University

This study was performed in two aspects. The first aspect is to probate the influence of the Alternative Minimum Tax and lowering of the tax rates on the Earnings Management of the enterprise. To do this, this study classified the enterprises according to the possibility of Minimum Tax payment(the higher rank : 25%, the lower rank : 25%) and the aggressive tax-planning firms(separating on the basis of average). And this study analyzed the Earnings Management using modified Jones' model and what the special qualities of enterprises influence on the Earnings Management.

The second aspect is to probate whether the Alternative Minimum Tax improve the Horizontal Equity or not.

To do this, this study analyzed whether the absolute size(dividing according to the size of absolute value) of tax preference after the introduction of the Alternative Minimum Tax contribute to the improvement

of the Horizontal Equity. And it analyzed whether the Horizontal Equity of enterprises and industries were improved or not according to the size of tax burden. This study chose the manufacturing industry which settled accounts in December among the enterprises which were served by Korean Investors services – financial analysis system as a sample to probate the study hypothesis and model. And it used the data from 1989 to 1996 for the analysis.

The summary of the study results which were related to the Earnings Management are following.

First, the executives of Korean enterprises have a tendency to lower the profit using discretionary accruals, DACC just before the year of lowering the corporate tax rate without any relation to the special quality of the enterprises. But there is no meaningful gap statistically.

Second, the enterprises which has higher possibility of minimum tax payment lower the profits, using DACC, to relieve the additional tax burden at the time of the Alternative Minimum Tax taking effect (year 1991).

Third, lowering the tax rates works on the enterprises which have higher aggressive tax-planning firms using DACC as a factor of managing the earnings. But there is no gap, relatively, compared with the lower enterprise.

Fourth, the enterprises which have higher ownership concentration and small enterprises lower the profits using DACC.

The summary of the study results which were related to the Horizontal Equity are following.

First, the enterprise which has higher absolute value of tax preference(disadvantage) has lower Horizontal Equity compared with the enterprise which has lower absolute value of tax preference.

Second, there is no gap of Horizontal Equity among the enterprises which have high absolute value of tax preference(disadvantage), mid one and low one.

Third, after the introduction of the Alternative minimum tax(compared with before the introduction of the Alternative minimum tax), enterprises industries Horizontal Equity become low according to the tax burden.

These study results show that the lowering of the corporation tax and the Alternative minimum tax became the motive which the executives manage the report profits of the financial accounting to minimize the corporation tax.

Especially this study measures the possibility of minimum tax payment by the first year effective tax rate and measures the aggressiveness of tax accounting by average tax subsidy of three years.

0 11

This study improves the mistake; preceding studies already reflect the result of Earnings management on the possibility of minimum tax payment variable by measuring the possibility of minimum tax payment by the effective tax rate of the measuring year.

Second, these results show that the Alternative minimum tax which was performed to improve the Horizontal Equity doesn't take effect.

Especially the results depend on the researchers' way of research. There can be various reasons of methodology, but this study suggests that using the data of financial statement and real taxation can be one reason.

This study used the data of financial statement. And it also uses the real taxation data when the Horizontal Equity improves. So this study suggests the systematic comparison study on the two data.

Despite these suggestions, this study includes some limits. First, there

should be the development of improved measuring standard of tax burden even though this study uses effective tax rate as a substitute variable of tax burden. Because it is imperfect as a measuring standard.

Second, there should be a systematic analysis on the factors which influence on the tax inequity. It is important to confirm whether the taxation is equitable or not but we can draft the policy which reduces the inequity when we can find the reasons of inequity.



제1장 서 론

제1절 연구배경

1990년대에 들어 정부는 다양한 세원의 포착과 함께 기업의 조세부담을 덜어주면서, 안정적인 재정수입의 확보, 과세공평성 향상 등의 측면을 고려하여 90년 말의 세법개정이 법인세율 인하와 더불어 최저한세제도를 최초로 도입하였다. 최저한세의 도입은 기업에 대한 각종 조세혜택을 제한하는 제도이므로 기업의 조세부담에 체계적인 영향을 미칠 것으로 기대된다.

세율인하는 기업가치를 극대화하고자 하는 경영자에게는 법인세율 인하라는 경제적 사건에 반응하여 세무계획(tax planning)을 수립하게 함으로서 재무제표상의 순이익을 조정하도록 하는 동기를 제공한다. 즉, 세율인하가 예상될 때 경영자는 세율이 인하되기 전의 높은 세율이 적용되는 회계연도의 이익을 낮은세율이 적용되는 그 다음 회계연도로 이연 시킴으로써 법인세 부담을 줄일 수있다. 또한 합리적 의사결정자라면 계약관련 동기에 따른 이익조정을 통하여 얻는 혜택과 법인세 추가부담이라는 비용을 동시에 평가하여 자신의 부를 극대화하는 방향으로 의사결정을 할 것이다. 따라서 기업은 세무계획전략을 수립하여소득의 귀속기간을 변경시켜 소득이전(income shifting)을 통해 세부담을 감소할 수 있다고 보았다.

최저한세는 과세공평성과 정부의 재정수입을 목적으로 도입한 제도로서 기업의 조세부담에 직접적인 영향을 미칠 것으로 기대된다. 조세와 관련된 정책수립이나 입안 시에 고려되어야 될 가장 중요한 요소로서 효율성과 공평성 두 가지를 들 수 있는데 이 두 속성은 상호 대립적인 관계를 가지고 있다. 즉, 정부가정책적으로 특정기업이나 산업을 육성하기 위해서 이들에 대해 조세감면혜택을 부여하게 되는 효율성을 강조하게 되면 동일한 소득에 대해 서로 다른 금액의

세금을 부과하는 경우가 발생하므로 공평성의 원칙에 어긋나게 된다. 반대로 공평성의 원칙만 강조하게 되면 소득의 발생원천 등은 고려하지 않고 동일한 소득에 대해 동일한 세금을 부과하게되어 조세 정책적인 측면에서 특정기업이나산업을 육성할 수 없게되어 효율성을 저해하는 요인이 될 수 있다.

우리 나라의 경우 그 동안 성장위주의 경제정책을 시행해 오면서 제조업, 중소기업, 수출업 등 특정기업 및 특정업종에 대해 상대적으로 많은 세제상의 혜택을 부여해 왔다. 그 결과 동일한 소득에 대해 서로 다른 수준의 세금을 부과하게되어 수평적 공평성을 해치는 결과를 초래하게 되었다. 따라서 공평성을 향상시키기 위해 도입한 최저한세제도가 의도한 효과를 나타내고(혹은 지속적으로 나타나고)있는지 파악해 볼 필요가 있다. 또한 새로운 조세제도의 도입효과를 파악하기 위해서는 조세시스템 자체의 유효성뿐만 아니라 납세자들의 반응도 고려되어야한다.

최저한세는 조세감면을 많이 받은 기업에 더 큰 영향을 미치므로 수평적 향상정도는 더 크게 나타날 것이다. 따라서 최저한세의 적용으로 인해 의도한 효과가 나타난다면 조세감면은 증가하고 수평적 공평성은 향상되어야 한다. 또한조세부담을 증가 또는 감소시키는 세법규정의 변화는 조세혜택을 받는 기업과받지 못하는 기업간의 조세부담의 차이를 가져올 것으로 보인다. 따라서 최저한세가 수평적 공평성의 향상에 기여하였으므로 도입의 효과가 달성되었다고 단정 지을 수 있는가 하는 문제가 존재한다.

기업의 경영자는 다양한 경제적 동기에 의해 이익조정에 대한 유인을 갖는다. 더욱이 경영자는 조세부담 법인세를 최소화하기 위하여 이익조정에 대한 유인을 가지며 실제로 보고이익을 조정하고 있는 것으로 밝혀지고 있다. 만약 최저한세의 도입으로 인해 조세부담이 증가할 가능성이 있는 기업의 경영자는 추가적인 조세부담을 회피하기 위해 보고이익을 감소시키는 방향으로 회계 처리하는 유인을 가질 것이다.

따라서 세법규정의 변화에 따라 이익조정 및 과세 공평성에 미치는 영향을

분석함으로서 정부가 의도하고 있는 세제 개편이 소기의 목적을 달성하고 있는 지를 분석하는 것이 중요하다 하겠다.

제2절 연구의 목적

1990년의 개정세법의 내용은 기본적으로 조세감면의 확대입장을 취하고 있다. 그러나 소득이 있는 경우에도 과도한 조세감면으로 인하여 법인세를 납부하지 않게 되는 경우를 방지하기 위하여 일정한 한도까지만 인정해 주는 최저한세제 도를 도입하였다.

본 연구의 목적은 먼저 세율인하 및 최저한세제도가 기업의 이익조정에 어떤 영향을 미쳤는지 검증하는 것이다. 이를 위해서 최저한세 납부가능성과 세무계획의 적극성에 따라 기업을 분류하고 수정된 Jones모형을 이용하여 이익조정여부를 분석하고 또한 기업특성들이 이익조정에 어떠한 영향을 미치는지에 대해검증하고자 한다.

둘째 세율인하 및 최저한세 도입후 기업별·산업별 조세혜택(불이익)의 크기에 따라 수평적 공평성의 평균차이가 있는지를 검증하고, 소득수준에 따른 기업별 수평적 공평성과 산업별 수평적 공평성이 향상 되었는지를 검증하여 세율인하와 최저한세 제도가 조세정책 결정자의 계획된 성과를 달성하고 있는지를 검증한다.

본 논문의 결과는 조세정책 결정자와 기업의 회계담당자에게 다음과 같은 의의를 가진다.

먼저 기업의 회계담당자에 세율인하 및 최저한세제도가 이익조정에 미친 영향을 제시해 줌으로서 세무의사결정 특히 조세감면제도의 활용에 도움이 될 수있을 것이라 생각된다. 둘째, 조세정책 결정자들에게는 세율인하 및 최저한세제도가 의도한 수평적 공평성을 달성하고 있는지에 대한 실증적 결과를 제시해줌으로서 향후의 조세정책에 도움이 될 것으로 기대된다.

제3절 연구의 방법과 구성

본 연구는 1990년 말 최저한세제도 도입 및 1990년대 들어 4차례 걸친 세율인하 에 따른 기업의 이익조정과 과세공평성을 분석하기 위하여 상장기업의 재무제표자료를 이용하여 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 먼저 1990년 말에 도입된 최저한세제도에 대한 개관을 통하여 최저한세제도의 취지와 경영자의 이익조정유인이 나타날 수 있는 상황을 검토한다. 또한 연구와 관련된 이론적 배경 및 선행연구의 검토를 통해 실증적으로 검증 가능한 가설을 설정한다. 이러한 가설과 관련된 측정 가능한 변수를 선정한 후 실증분석을 행하는 방법을 따른다. 본 연구는 세법규정의 변화가 이익조정 및 수평적 공평성과 관계를 검증하기 위해 2가지 차원에서 연구되고 있다.

이익조정과 관련한 실증분석에서는 첫째, 세율인하에 따른 이익조정여부를 분석하고 둘째, 최저한세제도 및 세율인하에 따른 경영자의 이익조정여부를 기업의 최저한세 납부가능성 및 세무계획의 적극성으로 각각 분리하여 2가지 모형을 설정하여 분석한다. 셋째, 추가적으로 기업특성변수(예: 부채비율, 자본집약도, 기업규모)가 이익조정에 미치는 영향을 분석한다.

수평적 공평성과 관련한 실증분석에서는 첫째, 조세혜택의 크기에 따른 기업별·산업별 수평적 공평성의 차이를 분석하고, 둘째, 세율인하 및 최저한세제도의 도입으로 수평적 공평성이 향상되었는지를 분석한다. 공평성 측정지표로 변동계수를 이용하였으며, 변동계수를 구하기 위한 측정치로는 유효세율을 이용하였다. 이는 기업의 실질적인 조세부담을 정확히 측정한다는 것은 측정방법 및자료수집의 문제로 인하여 거의 불가능하기 때문이다.

이익조정에 대한 분석방법은 최저한세 납부가능성이 높은 기업 및 적극적 세무회계 기업과 그렇지 않은 기업간에 재량적 발생액의 평균차를 분석하기 위해 T-test를 활용하였으며, 최저한세 시행 및 세율인하의 효과를 파악하기 위해 설

정한 연구모형을 검증하기 위해 회귀분석을 실시하였다. 수평적 공평성에 대한 실증분석을 위해서는 T-test와 분산분석을 사용하여 조세혜택의 크기에 따른 기업별·산업별 수평적 공평성의 평균차를 비교 분석하였으며, 세율인하 및 최저한세 도입 전·후간의 수평적 공평성도 T-test를 사용하여 평균차를 비교 분석하였다.

본 논문은 세무자료수집의 어려움으로 인하여 한국신용정보평가사의 재무제 표자료인 KIS-FAS 2001에 수록되어 있는 각 기업의 재무제표자료를 분석자료로 이용하였다.

본 논문은 연구목적을 달성하기 위해 다음과 같이 구성한다.

제1장 서론에서는 연구배경 및 목적 그리고 연구방법을 제시하였다.

제2장에서는 1990년 말 최저한세제도의 도입배경 및 계산구조를 개관하고 이익조정 및 과세공평성에 대한 이론적 배경을 고찰한다. 또한 선행연구검토에서는 세율인하와 이익조정, 최저한세와 이익조정, 수평적공평성에 대한 선행연구를 검토한다.

제3장에서는 선행연구를 바탕으로 연구의 개념구조와 모형을 설계하고 연구 가설을 설정한 후, 연구모형 및 가설에 사용된 변수를 정의하여, 이를 검증하기 위한 분석방법을 기술한다.

제4장에서는 실증분석단계로 세율인하 및 최저한세제도 도입에 따른 이익조 정 여부, 과세공평성 여부를 분석하여 그 결과를 제시하고 해석하여 가설을 검 증한다.

마지막 제5장에서는 분석결과를 요약하고 본 논문이 갖는 시사점 및 한계점, 그리고 향후 연구과제를 제시한다.

제2장 이론적 배경 및 선행연구의 검토

제1절 연구의 이론적 고찰

- 1. 최저한세제도에 대한 개관
- 1) 최저한세제도의 도입 배경과 내용

조세지원제도는 국가가 특정 정책 목표를 달성하기 위하여 세금을 경감해 주는 제도로서 조세감면규제법(이하 조감법)상 조세지원의 종류는 비과세, 소득공제나 세액감면의 경우와 같이 직접지원제도와 준비금이나 특별감가상각의 경우와 같이 간접지원제도가 있다1). 그런데 이러한 지원제도가 특정사업에 편중될경우 조세부담의 불공평을 초래할 우려가 있다. 그래서 종전에는 최소한의 공평과세를 유지하기 위하여 소득공제에 대한 종합한도, 세액공제에 대한 종합한도와 더불어 준비금 및 특별감가상각비에 대하여서도 종합한도제를 채택하였다2). 뿐만 아니라 각종의 직접 또는 간접에 의하여 감면을 하는 경우에도 각종의 감면소득에 대하여서는 방위세를 할증 과세함으로써 최소한의 세부담을 하도록하였다. 그러나 1990년 12월 31일 세법개정에 의하여 방위세를 폐지함으로써 최소한의 세부담조차 하지 아니하게 되는 모순이 생기게 되었다. 따라서 이러한모순을 시정하기 위하여 정책목적상 조세를 감면하는 경우에도 조세부담의 형평성, 국민개납 및 재정확보 등의 측면을 고려하여 조세부담의 기초가 되는 소득이 있는 자는 누구나 최소한의 세금을 부담하여야 한다는 취지의 최저한세제

¹⁾ 윤건영·임주영, "조세지원제도의 현황과 개선 방향", 「한국조세연구원」, 1993, p.15

^{2) 1990}년 말 세법개정전 조감법 제88조에 의하면 특별상각과 준비금은 손금산입전 소득의 50%이내에 손금산입이 가능하며, 소득공제는 공제전 소득의 50%이내, 세액공제는 산출세액의 30%이내에서만 허용하였다.

도가 도입되었다.

우리 나라의 최저한세는 1990년 12월 31일 법률 제4283호(조감법 제88호, 동시행령 제63조)로 제정된 후 1994년 조감법에서는 제118조, 동시행령 제106조에 규정되어 있다.

더욱이 지금까지 우리 나라의 조세정책은 주로 효율성 측면이 강조되어 각종 조세지원제도를 채택한 결과 유사한 수준의 소득자에게 서로 다른 수준의 납세의무가 부과되어 수평적 공평성이 저해되는 경향이 있었다. 따라서 최저한세제도는 조세감면의 최저한도를 규정하여 과다한 조세감면에 대한 규제를 통하여비감면대상자와의 과세형평을 유지하는 데 그 목적이 있다. 그러나 수평적 공평성의 향상 및 정부의 재정수입 확보를 위해 도입된 최저한세제도로 인해 어느기업이 궁극적으로 조세부담을 지게 되는가라는 조세귀착(tax incidence) 문제가 제기된다. 이에 본 논문에서는 최저한세제도의 도입으로 인해 전·후년도의이익 조정 여부와 수평적 공평성 향상에 어느 정도 영향을 미치는지를 분석하고자 한다.

2) 최저한세의 계산구조

법인세의 최저한세 적용대상은 내국법인(조특법 제132조 제1항의 규정을 적용 받는 공공법인제외)의 각 사업연도의 소득에 대한 법인세와 국내사업장이 있는 외국법인의 각 사업연도의 국내원천소득에 대한 법인세이다. 우리 나라의 최저한세 계산구조에 따르면 조감법에 의한 각종의 감면 등을 받은 후의 세액과 각종의 감면을 받기 전의 과세표준에 100분의 15를 곱하여 계산한 세액 중많은 것을 최저한세로 하고 있다3). 여기서 최저한세에 상당하는 금액의 법인세를 부담하면 된다. 또한 최저한세의 적용으로 공제하지 못한 세액공제액은 당해

³⁾ 그러나 1996년 1월 1일 이후 최초로 개시되는 사업연도분부터 법인세율이 최저세율이 16%로 인하됨에 따라 중소기업지원의 실효성 제고를 위하여 소득세 등 다른 세목의 최저세율수준을 10%에 맞추어 중소기업에 한하여는 10%의 최저한세율을 적용하며 1997년 1월 1일이후 최초로 개시하는 사업연도분부터 적용한다.

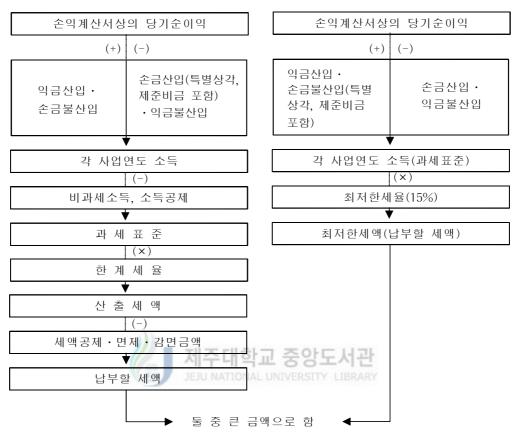
과세연도의 다음 과세연도의 개시일로부터 4년 이내에 종료하는 각 사업연도에 이월하여 법인세에서 이를 공제하며(조특법 제144조 제1항), 세액공제가 중복되는 경우에는 먼저 발생한 것부터 순차로 공제한다.(조특법 제144조 제2항)

따라서 최저한세제도의 도입은 기업이 이용하고 있는 각종 직·간접적인 조세지원을 제한하는 기능을 할 것이므로 기업의 조세혜택의 이용정도를 감소시키거나 세무조정시 일부의 계상을 포기하도록 하여 조세부담수준에 직접적인 영향을 미칠 것이다. 그러나 최저한세제도의 도입에 따라 조세혜택을 이용하는모든 기업이 이 제도의 영향을 받는다고 보기에는 무리가 있을 것으로 보인다. 즉 최저한세제도 적용대상이 되는 기업의 경우에만 조세혜택을 감소시키는 최저한세제도의 영향을 받을 것이다.

최저한세제도의 시행은 이전과 비교해 볼 때 기업들의 평균적인 세부담이 늘어나게 되는데, 그 이유는 <그림 2-1>의 계산방식을 살펴보면 알 수 있다4. 우리 나라의 경우 최저한세의 결정은 먼저 손익계산서상의 당기순이익에서 법인세법, 조세특례제한법 및 외자도입법상의 각종 준비금과 특별상각비를 차감하여각 사업연도의 소득을 계산한 후 여기에서 법인세법과 조특법상의 각종 비과세와 소득공제를 고려하여 과세표준을 확정한다. 다음으로 과세표준에 소득별 한계세율을 곱하여 산출세액은 계산하고 이 산출세액에서 법인세법과 조감법 및외자도입법상의 각종 세액공제와 면제 및 감면소득을 차감하여 정상세액을 결정한다. 이와 같이 계산된 정상세액과 각 사업연도소득에 조감법 및 외자도입법상의 각종 감면액(제준비금과 특별상각, 비과세소득과 소득공제, 세액공제와 면제 및 감면소득)을 가산한 금액을 기초로 계산된 산출세액을 비교하여 둘 중 큰 금액을 최종적인 납부세액으로 결정하는 방식을 취하고 있다.

⁴⁾ 장기용, '최저한세가 법인세 유연화와 이익유연화에 미치는 영향에 관한 실증적연구', 「세무학연구」, 제12호, 1998., pp.7~39.

<그림 2-1> 우리 나라의 최저한세 계산방식



- 주) · 손금산입하는 준비금과 특별상각비에는 법인세법과 조감법 및 외자도입법상의 제 준비금과 특별상각비가 모두 해당됨
 - · 각 사업연도 소득에서 차감되는 비과세소득과 소득공제에는 법인세법과 조감법 상의 제 비과과세소득과 소득공제가 모두 해당됨
 - · 산출세액에서 공제되는 세액공제와 면제 및 감면에는 법인세법과 조감법상의 각종 세액공제와 감면 및 면제소득이 모두 해당됨
 - · 손금불산입하는 준비금과 특별상각비에는 조감법상의 제 준비금과 특별상각비 및 외자도입법상의 특별상각비만 포함됨
 - · 조감법상의 비과세소득과 소득공제는 최저한세액 계산시 각사업연도소득에서 공제하지 않음
 - · 조감법상의 세액공제와 면제 및 감면소득은 최저한세액 계산시 산출세액에서 공제하지 않음

2. 이익조정에 대한 이론적 고찰

1) 이익조정의 의의

이익조정(earnings management)은 회계조작(accounting manipulation)이란용어와 구분하지 않고 사용하여왔으나 조작의 의미는 일반적으로 인정된 회계원칙을 위반하면서 회계이익을 조작하는 것으로 이해되어 이를 구분하는 추세에 있다. 따라서, 이익조정은 일반적으로 인정된 회계원칙의 범위 내에서 경영자가 원하는 수준에서 회계이익을 관리하는 것을 의미하는 것으로 정의할 수있다.

회계이익조정에 대한 연구는 크게 이익조정동기에 대한 내용과 이익조정의 측정방법에 관한 내용을 중심으로 이루어져 왔다. 국외의 경우 1980년대 이전에는 주로 이익조정동기에 대한 연구가 많은 발전을 하였으며, 특히 Watts & Zimmerman⁵⁾에 의하여 실증회계이론(positive accounting theory)이 형태를 갖춤에 따라 보다 체계적인 발전을 이루게 되었다. 이에 반하여 1980년대 후반까지도 이익조정의 측정에 관련된 방법론연구는 상당히 저조했다고 할 수 있다. 또한, 국내의 이익조정에 대한 사회적 문제의 심각성이 부각되기 시작하면서 본격적으로 논의되게 되었으며, 1990년대에 들어서 활발한 연구가 진행되고 있다.

2) 이익조정의 이론적 배경

기업의 이익조정행위에 대하여 제시되는 여러 가지 설명은 이익유연화가설 (income-smoothing hypothesis), 이익증가가설(income-increasing hypothesis), 및 이익감소가설(income-decreasing hypothesis) 등으로 분류된다. 이익유연화가설에 따르면 경영자는 여러 가지 동기에서 보고이익의 변동을 감소시키는 이익조정을 행한다는 것이다. 이익증가가설은 계약이론을 기본으로 하고 있으며다시 두 가지로 나뉜다. 그 중 부채가설은 차입과 관련된 계약비용을 줄이기 위

⁵⁾ Watts, R.L., and J.L. Zimmerman, "Positive Accounting Theory : A Ten Year Perspective," *The Accounting Review*, January 1990., pp.131~156.

해 부채비율이 높은 기업일수록 이익을 증가시키는 이익조정을 한다고 주장한다. 보상계약가설은 회계이익에 근거한 경영자의 보상계약이 있는 경우에 이익을 증가시키는 이익조정이 이루어진다는 것이다. 이익감소가설에도 역시 두 가지 내용이 있다. 정치적 비용가설(political cost hypothesis)은 정부의 규제대상이 될 가능성이 높은 기업일수록 이익을 감소시키는 이익조정을 행한다는 것이다. 또한 상한과 하한이 존재하는 보상계약을 가진 경영자는 이익이 보상 상한을 초과하거나 하한에도 미치지 못할 때 장래에 받을 보상을 증가시키기 위해당년도의 이익을 감소시키는 조정을 행한다는 것이다.

① 이익유연화가설(income-smoothing hypothesis)

이익유연화는 보고이익흐름의 변동성을 감소시키려는 경영자의 행동으로 회계적 의사결정 뿐만 아니라, 비회계적인 의사결정까지도 포함되는 것이다. 즉, 실질적인 거래와 관련되는 실질적 유연화와 인식기간의 차이인 수익과 비용의이연처리 등의 회계적 유연화를 포괄하는 개념이다. 이익 유연화의 동기를 살펴보면 다음과 같은 두 가지 동기로 대별된다. 첫째, 기업의 가치를 증대시키기위해서 이익유연화를 수행한다고 하는 입장이다6). 둘째, 경영자는 단순히 그들의 효용을 증대시키기위해 이익유연화를 수행한다는 입장이다7).

② 이익증가가설(income-increasing hypothesis)

이익증가가설은 보상계약 가설과 부채계약 가설로 나눌 수 있는데 보상계약 가설은 이익에 기초한 보상계획이 있는 기업의 경영자는 보고 이익을 미래에서 당기로 이전시키려는 노력을 하게 된다는 것이다. 그러나 단순히 보고이익을 증 가시키려고 하는 것이 아니라, 보상계획상 상한과 하한이 존재하는 경우 그 한 도 내에서만 보고이익을 증가시키려는 의도를 갖게 된다8. 이러한 상한과 하한

⁶⁾ Beidleman, C. R., "Income Smoothing; The Role of Management," *The Accounting Review* 48(October), 1973., pp.653~668.

⁷⁾ Rosen, J. and S. Sadan, "Smooothing Income Numbers; Objectives and Implication", *Addison-Wellesley*, 1981.

은 명시적 혹은 암묵적 계약일 수 있는데, 상한과 하한 사이에서의 추가이익은 경영자의 추가적인 보상으로 연결되지만 상한 이상의 이익이 발생하면 이를 비정상적인 이익으로 인식하고, 하한 이하의 이익이 발생하면 이는 경영자의 보상으로 나타나지 않게 된다. 이에 경영자는 이익을 예측하여 일정한 범위 내로 보고이익을 끌어들이고자 한다. Healy는 이익조정의 대용변수로 총발생액을 이용하여 범위 내의 총발생액의 음의 값이 범위 밖의 음의 값보다 더 크다는 결론을 통해 이러한 가설을 검증하고 있다.

부채계약가설은 기업의 부채의존도가 높을수록 경영자는 보고이익을 미래에서 당기로 이전시키는 회계처리를 유도할 수 있다는 가설이다. 부채계약에 레버리지비율, 유동비율, 배당지급율에 대한 재무제한 조항이 따르는데, 상대적으로 높은 보고이익에 대해서는 이러한 제한조항이 완화되어 적용되므로 경영자에게이익증가의 유인을 제공하는 것이다.

③ 이익감소가설(income-decreasing hypothesis)

이익감소가설은 정치적 비용가설과 상한과 하한 보상계약 가설로 나눌 수 있는데 정치적 비용가설(political cost hypothesis)은 정부의 규제대상이 될 가능성이 높은 기업일수록 이익을 감소시키는 이익조정을 한다는 가설이다. 기업의규모가 클수록 경영자는 보고이익을 미래기간으로 이연시키려는 유인을 갖게되는데, 규모가 커지고 이익이 크게 상승하게 되면, 공공의 관심과 정부규제의대상이 되기 때문에 보고이익을 감소시키려는 이익조정을 하게 된다는 것이다. 상한과 하한 보상계약 가설은 상한과 하한이 존재하는 보상 계약을 가진 경영자는 당해 연도의 보고이익이 상한과 하한의 사이에 있을 것으로 예상이 되면당해 연도의 보고이익을 증가시키는 방향으로 조정을 행하며, 당해 연도의 보고이익이 상한과 하한의 사이에 있을 것으로 조정을 한다는 가설이다.

⁸⁾ Healy, P. M., "The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions," *Journal of Accounting & Economic*, 1985., pp.85~107.

3) 이익 조정에 대한 가정9)

① 비용조작(expense manipulation)

비용의 인식지연은 이익조정연도의 재량적발생액에 대한 비용조작의 가정된 금액을 더함으로써 알 수 있는데, 이는 다음 해에 반대조정을 통해 동일한 금액을 차감해 준다. 그러나 비재량적발생액을 측정함에 있어서 이러한 비용을 이용하지 않았기 때문에 조정해 줄 필요가 없었다.

② 수익조작(revenue manipulation)

고정비용에 대응되는 수익의 조기인식은 재량적발생액, 수익, 매출채권에 대한 수익조작의 가정된 금액을 더해주는 방법으로 역시 다음해에 반대조정으로 동일한 금액을 차갂해 준다.

제주대학교 중앙도서관

③ 이익조작(margin manipulation) ONAL UNIVERSITY LIBRARY

변동비용에 대응되는 수익의 조기인식은 재량적발생액에 대한 이익조작액을 더해주고 수익과 매출채권에 대한 조정금액을 더해주는 방법이다. 이 또한 다음해에 재량적 발생액, 수익, 매출채권의 동일한 금액을 반대조정을 통해 차감해준다.

4) 이익조정(earnings management)의 방법

GAAP에 순응하는 이익조정은 회계사건에 대한 대체적인 조처를 취할 수 있기 때문에 조작되어질 수 있다. 이익조정은 크게 ①회계방법의 선택, ②회계방법의 응용, 그리고 ③자산취득과 처분의 시기조정으로 나누어 볼 수 있다10).

⁹⁾ Dechow, P., R. Sloan, & A. Sweeney, "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, 1995., pp.193~225.

¹⁰⁾ 재량에 의한 회계변경은 경제적 실질과는 거리가 있지만, 투자의 시기와 선택과 같은 실제 의사결정에 의해 관리될 수도 있는 이익은 회계뿐만 아니라 경제적인 암시를 내포하고 있다.

① 회계방법의 선택

회계방법의 선택은 언제 수익과 비용이 이익에 인식되느냐에 따라 영향을 받는다. 수익은 미리 인식하고 비용의 인식은 지체시킴으로써 이익이 증가하게 되는데, 예를 들어 장기공사에 있어서 공사진행기준(percentage-completion method)은 공사의 진행과정 중 수익을 완성시점에 가서야 인식할 수 있게 된다. 또한 매입원가가 떨어지는 상황에서 후입선출법(LIFO)에 의한 매출원가는 선입선출법(FIFO)에 의한 매출원가보다 낮아지게 된다. 감가상각대상 자산의경우 구매 후 초기의 감가상각에 있어서는 정액법(straight-line depreciation)을이용한 감가상각비가 가속상각법(accelerated depreciation) - 정률법, 연수합계법 등 - 에 의한 비용에 비해 낮을 것이다.

② 회계방법의 응용/재량적인 측정

경영자가 회계방법을 선택한 후에라도 어떻게 회계원칙이 응용되어질 수 있는지에 대한 재량권이 남아있게 된다. 예를 들어 경영자는 감가상각 대상자산의 내용연수(service lives)와 잔존가치(salvage values), 무형자산의 내용연수, 매출 채권의 대손발생액, 판매보증충당금(cost of warranty plan)의 추정, 장기공사의 수익인식에 있어서의 완성도, 퇴직급여충당금의 설정(actuarial cost basis for pension plan), 그리고 자본리스와 연금회계에 있어서의 시장이자율 등을 추정함에 있어서 재량권을 행사할 수 있다.

③ 회계방법의 시기조정

경영자는 또한 사건을 재무제표에 공시해야 하는 회계적으로 사건을 인식하는 시기와 방법에 대한 재량권이 있다. 보유기간에 따른 수익을 인식할 때, 미실현 손익의 인식에 영향을 미치는 투자에 대한 marked-to-market accounting의 응용에서 장기적 평가목적인지 단기의 투기적 목적인지의 구분을 통해 경영자의 의도를 결정한다. 더 나아가 어떻게 사건이 분류되는 지도 결정하게 되는

데, 예를 들어 부채의 인식에 있어서 발생시점과 금액의 추정이 확실함에도 불구하고 우발부채로 분류하여 손익계산서에 비용으로 인식되는 것을 회피할 수도 있다. 또한 손익계산서에서 비용의 지출을 보이지 않게 하기 위해서 기간비용보다는 제조간접비로 구분하려는 경향이 있다. 또한 자산의 취득과 처분시기는 다음과 같이 회계이익에 영향을 미칠 수 있다. R&D, 광고비, 유지보수비 등은 그 비용이 발생한 기간에 인식되어 지는데 이 비용을 언제, 얼마나 인식할 것인지는 경영자의 재량에 달려있다. 경영자는 또한 이득과 손실의 인식을 앞당기거나 미루기 위해 고정자산, 공장과 기계의 처분시기를 결정하기도 하고 수익의 인식시기조정을 위해 고객에게 보내는 상품의 선적을 앞당기거나 연기시키기도 한다. 마지막으로 경영자 자신의 보상계획이 보상비용으로 이익에 영향을 미치기 때문에 변경하기도 한다.

3. 과세공평성에 대한 이론적 고찰 UNIVERSITY LIBRARY

1) 조세부담의 수평적 공평성

조세의 공평성은 경제학자들의 관심의 대상이 되어 왔으며, 이에 대한 많은 이론과 실증적 연구가 있다. 경제적 측면에서의 공평성이란 일반적으로 소득분배상의 공평을 의미하며 A. Smith, J. S. Mill 등의 고전학파 경제학자에서부터 현재에 이르기까지 과세의 능력원칙으로 대변하고 있다. 그러므로 공평성의 원칙은 능력원칙을 기반으로 하고 있다. 즉 능력이 같으면 같은 금액의 세금을 납부하고서로 다른 능력을 가진 납세자들은 세금을 다르게 납부해야 한다는 것이다.

한편 재정학적 측면에서 조세의 공평성은 크게 두 가지로 논의 될 수 있는데, 수직적 공평성(vertical equity)과 수평적 공평성(horizontal equity)으로 구분할 수 있다. 수직적 공평성이란 각 계층이 가진 능력에 따라 조세부담의 차이가 어 느 정도인가를 측정하는 것이고, 수평적 공평성이란 같은 능력을 가진 계층이 같은 조세부담을 하는 정도를 측정하는 것이다11). 조세의 공평성을 유지하기 위해서는 유사한 경제적 여건에 대해서는 유사한 납세의무가 부과되어야 하며, 동시에 이질적인 여건에 대해서는 그 환경의 차이점이 고려된 납세의무가 부과되어야 한다. 유사한 여건에 있는 경우에 유사한 과세를 하는 것이 수평적 공평성이고, 이질적 환경을 고려하여 합리적인 과세차별을 행하는 것이 수직적 공평성이다. 즉 수평적 공평성은 과세대상의 선정이며, 수직적 공평성은 세율구조의 선정과 관련이 있다12).

공평성의 개념을 더욱 부연해서 설명하면 수평적 공평성은 동일한 위치에 있는 납세자들에게 동일한 처우를 하는 것이다¹³⁾. 따라서 징세 이후 재분배 과정에서도 원래의 부의 순위가 인위적으로 바뀌지 않아야 한다. 환원하면 납세이전이나 납세이후나 납세자간의 상대적 위치변동이 없어야 한다는 것이다¹⁴⁾. 수평적 공평성의 전통적 정의는 적어도 선호가 동일하다는 묵시적 가정 하에서만성립 될 수 있다. 비록 소득이 동일하다고 해도 개인들의 선호가 다른 경우 동일한 세율이 적용되어도 과세후 각 그룹의 효용과 세액에 큰 차이가 나게 된다. 그러므로 선호가 상이한 경우 수평적 공평성을 유지하기 위해서는 세율이 다르더라도 과세전의 효용수준과 과세후의 효용수준이 두 집단간에 동등해지도록세금이 부과되어야 한다. 즉, 과세로 인하여 효용의 정도와 순서가 바뀌어서는 안됨을 뜻한다. 따라서 수평적 공평성은 동일한 능력, 선호, 그리고 동일한 기회(opportunity set)와 동일한 사회적 한계효용(marginal social utility)에 직면해있는 개인에게 동일한 세금의 부담을 의미한다¹⁵⁾. R. Nozick은 수평적 공평성의

¹¹⁾ 현진권·나성린, "우리 나라 세제의 형평성 측정", 「경제학 연구」41-3호, 1993., pp.147~ 155.

¹²⁾ 이만우, "공평성과 효율성의 제고에 중점을 두어야", 「공인회계사」, 1993. 8, p.44.

¹³⁾ 현실적인 측면에서 동일한 지위를 설명하기는 매우 힘들다. 동일위치는 현재소득 뿐만 아니라 미실현 자산소득, 감가상각비, 임대수입 등을 모두 고려해야 하기 때문이다.

¹⁴⁾ 변용환, "조세공정성에 대한 납세자의 인식기준", 박사학위논문, 고려대학교 대학원, 1990., pp.34~35.

¹⁵⁾ 취향이 이질적이고 다양한 개인간에 동일한 효용함수가 존재할 수 있을지는 의문이다. 그러나 사회 내에 한 대표적인 구성원(representative agent)이 존재하고 모든 구성원들이 이 구성원과 동일한 효용함수를 가지고 있다는 가정 하에서 수평적 형평성은 검정 가능하다. 임주영, "균등희생가설에 따른 개인소득세의 수직적 형평성에 관한 연구", 한국조세연구원, 1996, p.164

올바른 분포는 현존하는 분포형태를 말하는 것이 아니라 그러한 분포를 이루게 한 과정이 올바르게 이루어져야 함을 강조하였다¹⁶⁾. 만일 근로소득을 가진 사람과 사업소득을 가진 사람이 같은 효용함수를 가지고 있다는 가정 하에서 동일한 규모의 소득수준과 부존자원을 가지고 있음에도 세부담이 다르다면 이는 수평적 형평성이 지켜지지 않음을 의미한다¹⁷⁾.

본 연구에서는 수평적 공평성만을 분석대상으로 한다. 그 이유는 분석대상으로 하고있는 최저한세가 수평적 공평성을 향상시키는 것을 주된 목표로 하여시행된 제도이며, 세율인하 또한 수평적 공평성에 영향을 미칠 것으로 판단되기때문이다.

2) 수평적 공평성을 측정하는 방법

수평적 공평성(horizontal equity)은 "동일한 상황에 처해 있는 납세자(taxpayers)들은 동등하게 취급되어야한다(equal treatment of equal situation)"는 것을 말한다. 이러한 수평적 공평성을 측정하는 방법은 다음과 같이 세 단계를 거쳐 발전해 왔다.

첫 번째 방법에서는 효용수준(utility levels)을 이용하여 수평적 공평성을 논의하였다¹⁸⁾.

즉 조세를 납부하기 이전에 동일한 효용수준을 누려야 수평적 공평성이 달성되었다고 본다. 또 조세를 납부한 후에도 납세자들의 효용수준의 순서에 변화가 있어서는 안된다고 하는데, 이를 순위보전원리(rank preservation principle)라고한다. 효용수준을 이용하는 방법은 효용수준을 정확하게 측정에 하는 것이 어렵기 때문에 실제로 적용하는 것이 힘들다는 단점이 있다.

두 번째는 "동일한 상황에 처해 있는 납세자들은 동등하게 취급되어야 한다"

¹⁶⁾ Nozick, R., Anarchy, State and Utopia, New York; Basic Books, 1974., pp.183~188.

¹⁷⁾ 임주영, "균등희생가설에 따른 개인소득세의 수직적 형평성에 관한 연구", 「한국조세연구원」, 1996., p.164.

¹⁸⁾ Feldstein, M., "On the Theory of Tax Reform," *Journal of Public Economics* 6(July~August), 1976., pp.77~104.

는 수평적 공평성에 관한 고전적 정의에 충실한 방법으로 동일한 소득을 얻고 있는 납세자들의 조세부과전과 부과후의 소득을 비교하여 변하지 않았다면 수 평적 공평성이 달성되었다고 본다. 즉 동일한 소득수준을 갖는 두 납세자들은 동일한 세부담률을 가져야 수평적 공평성이 달성된 것으로 본다.

세 번째 방법에서는 동일한 부담능력(equal ability-to-pay)을 갖는 납세자들 (예를 들어 동일한 이익을 갖는 납세자들)을 몇 개의 집단(bands)으로 나눈 후, 각 집단내에서 조세의 분포를 나타내는 지표(예를 들어 변동계수)를 계산하여 이 값이 작을수록 수평적 공평성이 달성된 것으로 본다!9). 예를 들어 특정 조세 정책이 수평적 공평성에 미치는 영향을 평가하는 경우에는 그 정책이 실현되기 전의 변동계수보다 정책 실현 후의 변동계수가 작으면 그 정책이 수평적 공평 성을 향상시킨 것으로 결론짓는다. 세 번째 방법은 앞의 두 가지 방법과는 달리 '동일한 상황'에 따라 납세자들을 몇 개의 집단으로 나누어, 그 집단내에서 조세 의 분포를 나타내는 지표를 계산함으로써 수평적 공평성의 측정을 쉽게 만들었 다. 이와 같이 납세자들을 몇 개의 집단으로 나누어 수평적 공평성을 측정하는 방법은 집단을 나누는 기준, 즉 부담능력의 지표를 선택하는 것이 중요하다. 개 이 납세자의 수평적 공평성을 연구하는 논문들을 대부분 소비수준 (consumption), 부(wealth), 효용(utility)보다는 포괄이익(expanded income)²⁰⁾을 이용하여 납세자의 경제적 상태를 구분하는 경우가 일반적이다. 공평성과 관련 된 최근의 조세연구에서 많이 사용하는 방법은 세 번째 방법이다.

3) 수평적 공평성을 측정하는 지표

공평성의 향상정도를 비교분석하기 위해서는 공평성에 대한 조작적 정의 (operational definition)에 해당하는 측정도구를 정의하여야 한다. 공평성의 척도로서는 일반적으로 변동계수, Gini계수, Atkinson 지수, B-S지수 등이 있

¹⁹⁾ 동일한 부담능력을 갖는 납세자들이란 조세가 부과되기 전의 경제적 상황이나 부담능력이 동일한 기업을 말한다.

²⁰⁾ 포괄이익은 경제적 이익을 잘 나타낼 수 있도록 총 조정이익(adjusted gross income, AGI) 를 수정한 이익이다.

다21).

Gini계수, Atkison지수, 그리고 B-S지수 등은 소득불평등 정도를 측정하는 지수로 주로 재정학과 정제학에서 소득분배와 관련된 실증분석도구로 많이 이용되고 있다. 이들 지수는 거시경제적인 관점에서 소득불평등 정도를 측정하거나아니면 특정조세제도의 공평성 분석에 이용되기도 한다. Gini계수와 B-S지수는수직적 공평성과 수평적 공평성을 포괄하는 공평성 척도이며 Atkinson지수는주로 수직적 공평성을 측정하는 지수이다. 변동계수는 대표적인 공평성을 측정하는 척도로서 Anderson²²⁾, Pierce²³⁾, 현진권·나성린²⁴⁾, 장호영²⁵⁾, 전규안²⁶⁾연구에서 사용되었다.

본 연구에서도 변동계수를 사용하여 공평성을 측정하였다.

변동계수

소득의 분포가 평균치 부근에서 높은 밀도를 보이게 되는 경우 분포상태가 비교적 평등하다고 볼 수 있다. 반면에 그 분포가 중간부분에 밀집되어 있는 것이 아니라 아주 낮은 소득수준에서부터 아주 높은 소득수준에 이르기까지 넓게흩어져 있다면 매우 불평등한 분포상태를 보여주는 것이라고 볼 수 있다. 이와같은 소득 분포를 측정할 수 있는 통계치로 표준편차가 사용될 수도 있다. 그러나 표준편차가 각 관찰치의 크기(규모)와 관계없이 관찰치와 평균과의 편차의크기만을 고려하여 절대치 크기로 표시하기 때문에 측정단위가 서로 다르거나

²¹⁾ 장호영, "최저한세제도의 과세공평성 향상에 관한 연구", 박사학위논문, 동아대학교, 1994., p.44.

²²⁾ Anderson, K. E, "A Horizontal Equity Analysis of the Minimum Tax Provision: An Empirical Study," *The Accounting Review*(July), 1985., pp.357~371.

²³⁾ Pierce, B. J., "Homeowner Preferences: The Equity and Revenue Effects of Proposed Changes in the Status quo," *The Journal of American Taxation Association* 10(Spring), 1989., pp.54~67.

²⁴⁾ 현진권·나성린, 전게논문, 1993.

²⁵⁾ 장호영, 전게논문, 1994.

²⁶⁾ 전규안, "기업특성이 조세부담에 미치는 영향", 「회계학연구」 제22권 제4호, 1997., pp.23~59.

규모가 서로 다른 집단을 상대적으로 비교할 때는 적당하지 않다.

이와는 달리 변동계수(coefficient variation)는 다음의 공식이 보여주고 있는 바와 같이 표준편차(SD)를 평균치(M)로 나눔으로써 이러한 결점을 시정하고 있기 때문에 공평성의 척도로 더욱 타당한 도구가 될 수 있다.

$$CV = \frac{SD}{M}$$

이와 같이 변동계수는 표준화된 수치이기 때문에 측정단위와 관계가 없을 뿐 아니라 서로 다른 수준의 소득이나 세금을 나타내는 집단 상호간 혹은 같은 집 단내의 회사들간의 비교가능성을 높여 준다²⁷⁾.

이 변동계수가 작을수록 그 집단의 조세부담은 수평적 공평성 관점에서 볼 때 공평한 것이다.

② 변동계수의 장・단점

변동계수는 표준편차를 평균치로 나눔으로써 상대적 크기로 표시되기 때문에 규모가 서로 다르거나 측정단위가 서로 다른 집단을 비교할 경우 비교가능성이 높다는 장점이 있으나 다음과 같은 문제점을 가지고 있다²⁸⁾.

첫째, 변동계수는 부담능력이 동일하지 않은 기업을 동일한 부담 능력을 갖는 기업으로 잘못 분류하는 경우에 수평적 불공평성을 과대평가 한다. 즉 수평적 공평성은 부담능력, 예를 들어 동일한 이익수준에 속하는 기업들의 조세부담이 같아야 완전한 수평적 공평성이 달성된다고 본다. 그러나 이러한 관점은 동일한 이익수준에 속하는 기업에 적용되는 법정법인세율이 동일할 때에만 의미가 있다. 만약 누진세율이 적용되면, 동일한 이익 수준내의 수평적 불공평성은 조세혜택 뿐만 아니라 누진세율 구조로부터도 발생한다.

둘째, 조세부담액을 이용하여 변동계수를 계산하면 동일한 이익수준내의 모든

²⁷⁾ 서성욱, "최저한세제도의 유효성에 관한 연구", 박사학위논문, 계명대학교 대학원, 1997., p.43.

²⁸⁾ 전규안, "법인세부담의 공평성과 기업특성요인에 관한 연구", 박사학위논문, 서울대학교 대학원, 1997., p.11.

기업의 동일한 조세를 부담해야 수평적 공평성이 달성된다. 그러나 이것은 그 이익수준 내에서 세율구조가 역진적이어야만 가능한 것이다. 따라서 이익수준이 높을수록 낮은 세율이 적용되는 역진적인 세율구조를 갖는 경우에 수평적 공평 성이 가장 잘 달성된다는 모순이 발생한다.

셋째, 변동계수를 측정하여 비교분석하기 위해서는 비슷한 소득수준에 속하는 기업끼리 한 집단으로 묶어야 하는 데 그 표본수가 적은 특정 그룹 등(예 : 비 상장 등)을 여러 집단으로 다시 나누면 한 집단을 구성하는 기업수가 더욱더 적어지는 문제점이 있다.

③ 잔차 변동계수

잔차변동계수(coefficient of residual variation, CRV)는 Grasso와 Frischmann이 수 평적 공평성을 측정하는 지표로서 변동계수의 문제점을 극복하고자 새로운 측 정치로 제시한 것인데 다음과 같이 아래식을 이용하여 구한다.



- e_i : 잔치(e_i = t_i \hat{t}_i , t_i = β_0 + β_1 PTROE+ e_i) \underline{n} : 표본의 수
- -t : 조세부담율(t;)의 평균
- 1: 조세부담율(t;)의 추정치
- *PTROE* : 세전자기자본 이익율

이 잔차변동계수는 변동계수와 마찬가지로 작을수록 수평적 공평성이 달성된 것이다. Grasso와 Frischmann은 이 잔차 변동계수를 이용하면 누진적인 세율구 조하에서 변동계수가 갖는 문제점(즉 수평적 불공평성의 과대표시)을 해결할 수 있다는 실증적인 증거를 제시하고 있다29).

²⁹⁾ Grasso, Lawrence P. and Peter J. Frischmann, "Measuring Horizontal Equity: A Regression Approach," The Journal of American Taxation Association 14(Fall), 1992., pp.

제2절 선행연구의 검토

1. 세율인하와 이익조정에 관한 연구

1) 국외연구

Scholes와 Wolfson은 일반적으로 많이 이용되는 세금계획전략(tax planning strategies)유형 중의 하나로서 납세자들이 소득의 귀속기간(time period)을 변경시켜 세금을 절감하고자 함을 제시하였다³⁰⁾. 즉 높은 세율이 적용되는 기간에서 낮은 세율이 적용되는 기간으로의 소득이전 등을 통해 세금을 절감할 수있다는 것이다.³¹⁾

이러한 소득의 귀속기간의 변경에 관한 연구로서 Scholes, Wilson과 Wolfson은 TRA86으로 인해 법인세율 인하가 예상될 때 세금절감을 위한 경영자들의 수익이연과 비용의 조기인식 여부를 분석하였다³²⁾. 특히 TRA86은 약 2년간에 걸쳐 세율을 46%에서 34%로 인하하였으며, 그 인하폭은 기업의 결산월에 따라다르게 나타남을 고려하여 수익항목으로서 매출총이익을 비용항목으로서 판매비와 관리비에 초점을 두었다. 연구결과에 의하면 경영자들이 세금절감을 위해세율인하 직전에 이익을 조정하고 있으며, 특히 판매비와 관리비 등의 비용의조기인식보다는 매출총이익 등의 수익의 이연을 통해 세금절감을 도모하고 있

 $^{123 \}sim 133$.

³⁰⁾ Scholes, M. S., and M. A. Wolfson, *Taxes and Business Strategy: A Planning Approach*, Prentice-Hall, Inc., 1992.

³¹⁾ 소득의 귀속기간의 변경(shifting income from one time period to another)이외에도 세금 계획전략의 유형으로서 납세자들이 소득유형을 전환(converting income from one type to another)하거나, 소득영역의 변경(shifting income from one pocket to another)을 통해 세금을 절감하고자 함을 제시하였다. 즉 세금면에서 불리한 유형의 소득을 보다 유리한 소득유형으로 전환, 동일한 납세자가 고세율이 적용되는 영역의 소득을 저세율이 적용되는 영역으로의 이전을 통해 세금을 절감할 수 있음을 제시하였다(Scholes 와 Wolfson, 1992).

³²⁾ Scholes, M., P. Wilson, and M. Wolfson, "Tax Planning, Regulatory Capital Planning and Financial Reporting Strategy," *The Review of Financial Studies* Vol. 3(4), 1990., pp.625~650.

음을 제시하였다. 또한 결산월에 따라 유의적인 차이가 있음도 제시하고 있다. 뿐만 아니라 경영자의 재량권이 상대적으로 많은 발생(accruals)을 이용하여 세율인하가 예상될 경우 과세소득을 감소시키는 방향으로 이익을 조정하고 있음도 제시되고 있다.

Guenther는 1986년 세법개정(TRA86)으로 법인세율이 46%에서 34%로 인하됨에 따라 경영자들이 세금절감을 위해 이익을 이연하는 지의 여부를 재량적유동발생(discretionary current accrual)을 이용하여 분석하였다33). 재량적 유동발생을 이용한 이유는 이들이 과세소득에 중요한 영향을 미치기 때문이며, 그구성요소로서 매출채권과 매입채무 등의 유동발생을 이용하였다. 분석결과 규모가 큰 기업일수록 세율인하를 예상하여 세율인하 직전년도에 과세 소득을 감소시키는 방향으로 이익을 조정하며, 부채비율이 높을수록 세율인하와는 상관없이 과세소득을 증가시키는 방향으로 이익을 조정하고 있다는 결과를 제시하였다.

Lopez, Regier과 Lee역시 재무보고와 세무보고간의 상충성 문제를 제시한 선행연구를 확장하여 미국 TRA86의 세율인하에 대한 경영자의 반응을 재량적 유동발생(discretionary current accrual)을 이용하여 이익의 기간별 이전 여부를 분석하였다34). 연구결과에 의하면 세금절감을 적극적으로 추구하는 기업은 다른 기업보다 세율인하 직전년도에 세율이 낮은 연도로 이익을 이전시키기 위해 재량적 유동발생을 유의적으로 감소시키는 것으로 나타났다. 또한 이러한 유의적인 감소는 기업이 직면한 세율변동의 함수임을 제시하였다.

Northcut과 Vines은 기업의 조세부담수준(즉, 유효세율)에 대한 외부압력 단체의 정치적 감시(political scrutiny)가 기업의 회계선택행위에 미치는 영향을 분석하였다³⁵⁾. 연구결과에 의하면, 유효세율에 대한 외부의 정치적 간섭은 유

³³⁾ Guenther, D. A., "Earnings Management in Response to Corporate Tax Rate Change: Evidence from the 1986 Tax Reform Act," *The Accounting Review* Vol. 69, No. 1(January), 1994., pp.230~243.

³⁴⁾ Lopez, T.J., P.R. Regier, and T.Lee, "Identifying Tax-Induced Earnings Management Around TRA86 as a Function of Prior Tax-Aggressive Behavior," *The Journal of the American Taxation Association* (Fall), 1998., pp.37~56.

효세율이 낮은 기업이 보고되는 유효세율을 증가시키기 위해 기업회계와 세무회계의 일치성이 낮으며 이익을 감소시키는 발생(accrual)을 선택함을 제시하였다. 즉 높은 유효세율은 조세정책 입안자에게 조세부담의 공평성(equity)을 인지 시켜 미래의 높은 조세부담 가능성을 감소시키기 위해 이익을 조정하고자하는 유인을 가진다는 것이다. 따라서 입법안(legislative deliberation)이 공표되기 이전년도인 1981년부터 1984년까지의 평균 유효세율 수준이 낮았던 기업들은 TRA86의 직전년도 (1985)에 기업회계와 세무회계의 일치성 정도가 낮은 발생을 이용하여 이익과 이연법인세를 감소시키는 것으로 나타났다.

2) 국내연구

국내의 선행연구로서 박춘래·김성민은 1980년부터 1994년까지 상장기업의 재무재표 자료를 이용하여 경영자들이 법인세율 인하 직전년도 (즉, 1993년)에 발생을 이용한 이익이연 여부를 분석하였다³⁶⁾. 이를 위해 이익관리가설, 기업 규모가설, 부채계약가설, 경영자지분가설, 수익이연가설 등 총 5개의 가설을 설정하여 재량적 발생을 이용한 경영자의 이익조정여부를 분석하였다. 분석결과에 대해 대부분의 기업들이 법인세율 인하와 상관없이 당기순이익의 상승폭이클 경우에만 법인세율 인하에 반응하여 보고이익을 낮추는 방향으로 이익을 조정하고 있으며, 주로 비용항목보다도 수익항목을 많이 이용하고 있는 것으로 보았다. 그러나 실질적인 분석결과는 우리 나라 기업의 경우 법인세율 인하 전·후 연도에 발생을 통해서는 유의적인 반응을 나타내지 않는 것으로 보인다.

심한택은 1987년부터 1992년까지 전체표본기업을 대상으로 세율인하년도에 보고이익을 감소시킬 것이라는 가설을 검증하기 위해 DeAngelo의 랜덤웍 (random walk)모형을 이용한 재량적 발생과 수정된 Jones모형을 이용한 재량

³⁵⁾ Northcut, W. D., and C. C. Vines, "Earnings Management in Response to Political Scrutiny of Effective Tax Rate," *The Journal of the American Taxation Association* (Fall), 1998., pp.22~36.

³⁶⁾ 박춘래·김성민, "법인세율 인하와 이익관리", 「회계학연구」, 제21권 제4호, 1996., pp.143~176.

적 발생에 대한 분석을 행하였다37).

분석결과 세율 인하를 예상한 경영자는 세율인하 직전년도(1990)에 다른 연도보다 보고이익을 낮추기 위해 재량적 발생을 유의적으로 감소시키고 있으며, 세율인하 연도(1991)에도 보고이익을 낮추는 방향으로 회계처리를 하고 있음을 보여주고 있다. 따라서 상대적으로 높은 세율이 적용되는 세율인하 직전년도(1990)에 보고이익을 감소시키는 방향으로 재량적 회계선택을 할 것이라는 가설을 지지하는 결과를 보여주었다.

백원선·최관은 1991년부터 1997년 사이에 비금융업에 종사하는 기업을 대상으로 기업에 법인세를 최소화하기 위하여 이익조정을 하는지를 수정된 Jones 모형을 이용하여 분석하였다³⁸⁾. 분석결과 법인세 부담이 클 것으로 예상되는 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 이익을 낮추는 방향으로 이익조정을 하는 것으로 나타났다. 또한 법인세 부담과 기타 계약변수들을 동시에 고려한 경우에도 재량적발생액과 법인세 부담은 음(-)의 관계를 갖는 것으로 관찰되었다. 이는 법인세 부담이 큰 것으로 예상되는 기업이 이익을 낮추어 법인세 부담을 줄이는 쪽으로 이익조정을 행하고 있는 것으로 해석된다.

김경호, 박종일은 1993년부터 1997년 사이에 제조업을 기준으로 각 연도별로 평균 592개 기업을 대상으로 법인세율 인하 직전연도인 1993년도에 인하기간인 1994~1996년에 비해 이익을 낮추는 조정을 하는지를 분석하였다³⁹⁾. 분석결과는 세금부담을 감소시키기 위해 세율이 인하된 기간으로 소득을 이전하는 이익조정을 행하고 있으며, Lopez외 다수에서 연구되었던 적극적인 세무계획 기업들이 그렇지 않은 기업에 비해 법인세율 인하 직전연도에 이익을 낮추는 조정을 한다는 결과를 제시하고 있다⁴⁰⁾.

³⁷⁾ 심한택, "최저한세제도의 도입에 따른 기업특성별 조세부담과 이익조정", 박사학위논문, 영 남대학교 대학원, 1999.

³⁸⁾ 백원선·최관, "이익조정과 법인세 최소화 동기", 「회계학연구」 제24권 1호, 1999., pp.115~ 139.

³⁹⁾ 김경호·박종일, "법인세율인하에 따른 기업의 이익조정행위", 한국회계학회추계학술발표논 문, 2000.

⁴⁰⁾ Lopez, T.J., P.R. Regier, and T.Lee, op. cit., 1998.

<표 2-1> 세율인하와 이익 조정에 대한 선행연구

| | 논문의 주요내용 및 결과 | 측정지표 및 방법 |
|----------------------|---|--|
| 박춘래 김성민 (1996) | · 법인세율 인하가 기업의 세금부담을 최소화하도록 순이익을 관리하는 동기를 제공하는지를 분석. · 세율인하 예상시점인 1993년에 경영자들이 조세부담을 최소화할목적으로 재무제표상 순이익을 낮출 것이라 예상했지만 증가시키는 방향으로, 1994년도에는 순이익을 낮추는 방향으로 이익조정 · 대부분 기업들이 법인세율 인하와 상관없이 당기순이익의 상승폭이 클경우에만 법인세율 인하에 반응하여 이익조정 | · Jones 모형 ·회귀분석 |
| 백원선 최관 (1999) | 기업이 법인세를 최소화 하기 위하여 이익조정을 하는지 분석 법인세 부담이 큰 것으로 예상되는 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 이익을 낮추는 방향으로 이익조정 | · 수정된Jones 모형 ·회귀분석 |
| 심한택 (1999) | ・세율인하시 인하년도에 보고 이익을 감소이키는지를 분석 ・세율인하 직전년도(1990)에 보고이익을 감소 시키는 방향으로 재량적 회계선택 ・세율인하 연도(1991)에도 보고 이익을 낮추는 방향으로 회계처리 | · DeAngelo모 형 · 수정된Jones 모형 · T-test |
| 김경호 박종일 (2000) | 법인세율 인하 전 · 후 시점에 경영자들이 이익을 조정하는지 검증 ·세금부담을 감소시키기 위해 세율이 인하된 기간으로 소득을 이전하는 이익조정 ·적극적인 세무회계 기업들이 그렇지 않은 기업에 비해 법인세율인하 직전년도에 이익을 낮추는 조정 | · 수정된Jones 모형 · T 검증 · Wilcoxon 순 위합검증 |

2. 최저한세와 이익조정에 관한 선행 연구

1) 국외연구

미국의 TRA86에서 최저한세 계산시 재무회계상의 보고이익(법인세차감전순이익, pretax book income)을 고려하도록 규정하자 많은 기업들의 개정된 규정이 최초로 시행되는 1987년도의 보고이익을 감소시키고 1986년도의 보고이익을 증가시킴으로써 법인세 부담을 줄이려는 사실이 여러 선행연구에서 제시되고 있다41).

Gramlich는 TRA86의 개정된 최저한세 규정이 시행되는 연도인 1987년과 그직전 연도인 1986년의 경영자의 이익조정여부를 최저한세 영향을 많이 받을 것으로 보이는 기업집단과 적게 받을 것으로 보이는 기업집단으로 구분하여 분석하였다42). 연구방법은 재량적 발생을 종속변수로 하고 기업규모, 부채비율, 지분율, 매출액 증감율을 독립변수로 하는 회귀분석을 실시하였다43). 분석결과 1987년도의 더미변수(최저한세 대상기업)와 종속변수사이에 유의적인 부(-)의 관계가 나타나서, 최저한세의 영향을 많이 받을 것으로 보이는 기업이 1987년도의 순이익을 줄일 것이라는 가설을 뒷받침하는 연구결과를 얻었다.

Choi, Gramlich와 Thomas는 Gramlich(1988,1991)의 연구를 확장하여 세율인하의 다양한 효과를 모두 반영할 수 있도록 모든 Compustat 기업을 대상으로하여 최저한세제도의 도입에 따른 경영자의 이익조정여부를 분석하였다. 이를위해 최저한세 납부가능성이 있는 기업을 선택하기 위해 1984년부터 1986년까지를 기준연도로 하여 분석하였다44). 연구결과 1983년부터 1985년까지를 기준연

⁴¹⁾ 미국의 TRA86에 의한 최저한세 계산방식은 과제소득에 세율을 곱하여 산출한 정상세액과 최저한세 규정에 의하여 산출한 최저한세 소득(AMTI:alternative minimum tax income)에 최저한세율(20%)을 곱한 금액을 비교하여 둘 중 큰 금액을 납부하도록 되어 있다. 최저한세 소득(AMTI)은 먼저, 과세소득(taxable income)에 특정 조세감면 항목 및 조정항목 (statutory preferences and adjustment)을 더한 금액인 장부상 이익 조정전 최저한세 소득(AMTI:before book income adjustment)을 산출한다. 그 다음 법인세차감전순이익에서 장부상 이익조정전 최저한세 소득을 차감한 금액의 50%를 장부상 이익조정금액(BIA:book income adjustment)으로 하여 이 금액을 장부상 이익 조정전 최저한세 금액에 합산하면 최종적인 최저한세 소득이 산출된다. 따라서 미국의 최저한세 계산방식은 재무회계상의 법인세차감전순이익이 클수록 최저한세 소득금액이 커져서 법인세부담이 증가하게 된다. 그러나 많은 실증연구들에 의해 TRA86의 문제점이 노출되자 미국 재무부는 최저한세 계산시회계상 장부이익에 영향을 받지 않는 새로운 조정방법(ACE:adjusted current earnings)을 1989년 12월 31일에 도입하여 1990년부터 시행하였다.

⁴²⁾ Gramlich. J., "The Effect of the Alternative Minimum Tax Book Income Adjustment on accrual Decisions," *The Journal of American Taxation Association* 13(Spring), 1991., pp.36~56.

⁴³⁾ Gramlich(1991)가 사용한 재량적 발생은 Healy(1985), De Angelo(1988)등이 사용한 변수와 유사하게 법인세차감전순이익에서 영업활동으로 부터의 현금흐름을 차감한 금액의 증감분으로 보았다.

⁴⁴⁾ Choi, W. W., J. D. Gramlich, and J. K. Thomas, "Earnings Management in Response to the Book Income Adjustment of the Corporate Alternative Minimum Tax," Working Paper, Columbia Business School., 1991.

도로 한 경우 최저한세 대상기업은 최저한세 납부가능성이 낮은 기업에 비해 1986년과 1987년도 모두 발생계정을 이용하여 이익을 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 최저한세 납부가능성이 높은 특정산업이나 규모가 큰 기업의 경우보다 유의적이었으며, 발생계정 중 재고자산, 매출채권계정이 이익조정을 강하게 나타내었으나, 기타 유동적 발생계정이나 비유동 발생계정은 대부분 영향을받지 않는 것으로 나타났다.

Dhaliwal과 Wang은 350개의 표본기업에 대해 유효법인세율이 23%이하인 회사를 실험집단(190개 기업)으로, 그 이상인 회사를 통제집단(170개 기업)으로 나누어 최저한세제도에 대한 경영자들의 이익조정여부를 분석하였다45). 이익조정의 최도로서 순이익에 대한 일시적, 영구적 차이비율의 증감분을 사용하였으며 분석방법은 T-test을 적용하였다. 분석결과 실험집단은 최저한세 시행 이전년도(1986)에는 유의적인 증가를 시행년도(1987년)에는 유의적인 감소를 나타낸 반면, 통제집단은 양 연도에 유의적인 증감을 나타내지 않았다. 따라서 이들의 분석결과는 최저한세의 영향을 많이 받는 기업은 최저한세 부담을 줄이기 위해1986과 1987년 양 연도에 걸쳐 일시적・영구적 차이항목들을 이연시킨다는 증거를 보여주었다.

Manzon은 151개 표본기업을 대상으로 하여 최저한세와 관련된 한계세율을 기준으로 기업을 세 종류의 집단(7.5%이상, 1%, 0%)으로 분류하여 분석하였다. 이익조정 측정치로서는 장기성자산과 관련된 재량적 발생으로 감가상각비를 이용하여 분석하였다⁴⁶⁾. 이를 위해 집단간의 이익조정여부를 T-test 및 Wilcoxon의 순위합검정(Wilcoxon rank-sum test)를 적용하여 분석해 본 결과 한계세율이 높은 집단과 낮은 집단의 이익조정 정도에 유의적인 차이가 있는 것으로 나타났다. 이 연구는 최저한세 대상회사만을 표본기업으로 선정함으로써 통제집단의 복합적인 이익조정동기를 통제하였고, 이익조정측정치로서 재무회계와 세무

⁴⁵⁾ Dhaliwal, D. & S.W. Wang, "The Effect of Book Income Adjustment in the 1986 Alternative Minimum Tax on Corporate Financial Reporting," *Journal of Accounting and Econimic* 15(March), 1992., pp.7~26.

⁴⁶⁾ Manzon, G. B., "Earnings Management of Firms Subject to the Alternative Minimum Tax," *The Journal of American Taxation Association* (Fall), 1992, pp.88~111.

회계상 서로 다른 기준을 적용하는 고정자산의 감가상각비를 이용함으로써 전기의 세금을 줄이려는 동기가 당기의 분석결과에 영향을 미치지 않도록 한 점에서 선행연구와 차이가 있다.

Boynton, Dobbins와 Plesko는 미국의 1986년 세법개정에 의한 최저한세의 도입 전후의 기업의 이익조정여부를 Jones(1991) 모형을 이용하여 분석하였다 47)48). 그 결과 최저한세 납부대상회사 중 결손금이나 외국납부세액 공제 등을이용하여 최저한세 소득을 줄일 수 없는 회사들은 임의적으로 이연항목들을 이용하여 재무회계상의 순이익을 줄이고 있으며, 이들 이익조정금액은 기업규모와부(-)의 상관관계를 보이고 있는 것으로 나타났다. 이는 기업이 재무회계상의보고이익을 줄이는 희생을 감수하면서도 세무정책변화에 대응하여 법인세 부담을 줄인다는 사실을 제시하여 재무회계와 세무회계분야 양쪽 모두에 시사하는바가 크다고 할 수 있다.

Wang은 1987년도에 실제로 최저한세를 납부한 56개 기업을 실험집단으로 하고 최저한세를 납부하지 않으면서 실험집단과 업종 및 기업규모면에서 비슷한회사들을 추출하여 통제집단으로 분류한 다음 1984년부터 1988년 사이의 이익조정여부를 T-test을 이용하여 분석하였다⁴⁹⁾. 분석결과 최저한세 대상회사들은 1986년, 1987년 사이에 최저한세 부담을 줄이는 방향으로 이익을 이연시키고 있음을 보여주었다. 이는 최저한세 대상회사만을 연구대상 기업으로 이용했다는점에서 Manzon의 연구50)와 유사하나 수익과 비용의 발생만을 이익조정측정치에 포함시켰고, 비기대발생을 추정하기 위하여 시계열모형을 사용했다는점에서 기존연구들과 차이를 갖는다.

⁴⁷⁾ Jones(1991)는 경영자의 회계이익 조정수단 중 총발생을 경영자가 재량권의 행사여부에 따라 비재량적 발생과 재량적 발생으로 구성되는 것으로 보았다. 특히, 선행연구에서의 총발생중에서 비재량적 발생이 일정하다는 가정을 완화하여 기업의 경제적 환경변화가 비재량적 발생에 미치는 영향을 통제하기보다 개선된 모형을 제시하였다. 이를 일반적으로 Jones(1991) 모형이라고 한다.(Dechow, Sloan과 Sweeny, 1995)

⁴⁸⁾ Boynton, C.E., P.S.Dobbins & G.A. Plesko, "Earnings Management and the Corporate Alternative Minimum Tax," *The Journal of Accouning Research*(Supplement), 1992, pp.131~153.

⁴⁹⁾ Wang, S. W., "The Relationship Between Financial Reporting Practices and the 1986 alternative Minimum Tax," *The Accounting Review* 69(July), 1994., pp.495~506.

⁵⁰⁾ Manzon, G.B., op. cit., 1992.

2) 국내연구

우리 나라의 경우 최저한세 계산시 미국의 TRA86의 최저한세 계산방식과는 다르게 회계상 보고이익을 직접적으로 고려하지 않으므로 이와 관련된 연구는 거의 나타나지 않고 있다. 그러나 회계이익과 과세표준 계산의 밀접한 관련성 및 기업의 최저한세 납부가능성에 따른 이익조정에 대한 유인의 차이가 나타날 가능성을 배제할 수는 없다. 따라서 1990년 말의 세법변경을 세율인하와 함께 최저한세제도를 동시에 도입함으로서 최저한세 납부가능성에 따라 이익조정유인에 차이가 있음을 예상할 수 있다.

박춘래·김성민은 미국과 같은 이익조정 측면에서의 최저한세 연구는 우리 나라에서는 수행될 수 없는데 그 이유는 우리 나라의 경우 최저한세 계산시 손 익계산서상의 이익을 고려하지 않기 때문이라고 지적하였다. 그 대신 이들은 세 무보고서상의 조세감면금액을 이용해 최저한세 시행 전·후 세무조정형태를 분 석하였다⁵¹⁾. 분석방법은 Dhaliwal & Wang이 사용한 이익조정측정치를 변형해 연도별 증감척도로 사용하였다. 이들은 최저한세제도가 도입되면 감면소득에 대해 12%의 최저한세율을 부담하므로 조세감면 항목의 활용을 크게 줄일 것이라고 예상하였다.

T-검정(T-test)에 의해 최저한세 시행 전·후기간을 분석한 결과 최저한세 시행전년도인 1990년에 조세감면항목들을 많이 계상한 반면 1991년도 세무조정시에는 감면을 줄이지 않은 것으로 나타나 최저한세가 조세감면제도를 이용하는데 제약조건으로 작용하지 않았다고 하였다. 그러나 박춘래·김성민은 최저한세를 도입한 1990년 세법개정 이전에도 감면소득에 대해 일정한 한도를 두는조세지원종합한도제와 방위세를 고려하지 못함으로써 조세감면이 증가한 원인을 적절하게 설명하지 못하였다52).

장기용은 1986~1995년도의 126개 기업을 대상으로 최저한세가 이익유연화

⁵¹⁾ 박춘래·김성민, "최저한세 시행전후 기업들의 세무조정 형태", 「회계학연구」 제20권 제4호, 1995, pp.79~97.

⁵²⁾ 박춘래·김성민, 상게논문, 1995.

정도에 미치는 영향을 시간추세모형에 대입하여 T검증을 이용하여 분석하였다53). 최저한세의 시행을 전후한 표본기업의 법인세표준변동비율의 평균차이를 검증한 결과 최저한세를 납부하지 않은 기업의 평균이 91년에 최저한세를 납부한 기업의 평균보다 유의하게 더 큰 것으로 나타났다. 또한 최저한세를 납부한 기업은 최저한세 적용이전 수준으로 법인세를 유연화하기 위하여 최저한세 시행 이전보다 이익유연화하는 수단을 더 많이 사용하는 것으로 나타났다.

권순용· 심한택은 최저한세 시행 이후 년도(1991, 1992)의 표본기업을 중심으로 최저한세 납부가능성에 따른 경영자의 이익조정 유인차이를 재량적 발생을 이용하여 비교, 분석하였다54). 연구결과에 의하면 최저한세 시행년도에 최저한세 납부가능성이 높은 기업의 경영자는 최저한세 납부가능성이 낮은 기업보다 보고이익을 감소시키는 방향으로 재량적 발생을 이용하는 것으로 나타났다.

< 표 2-2 > 이익조정에 대한 선행연구

| 논 문 | 논문의 주요내용 및 결과 | 측정지표 및 방법 |
|----------------------|---|--|
| 권순용 심한택 (2000) | 최저한세가 경영자의 이익조정유인에 미치는 영향분석 최저한세 납부가능성이 높은 기업은 납부가능성이 낮은 기업보다 보고이익을 감소시키는 방향으로 재량적 발생을 이용 | · 수정된 Jones모형 · T-test · 회귀분석 |
| 장기용 (1998) | 최저한세제도가 법인세유연화 및 이익유연화에 미치는 영향 분석 최저한세 납부기업은 유연화정도가 더 작게 나타나고 기업의 규모도 더 작다. 최저한세 납부기업은 시행이전 보다 이익유연화라는 수단을 더 많이 사용 | ·시간추세모형 ·회귀 분석 |
| 박춘래 김성민 (1995) | 최저한세 시행전후기간의 세무조정형태를 분석 세무조정내용을 분석함으로서 최저한세 효과를 파악 어떤 감면제도가 최저한세에 영향을 가장 많이 받는지 분석 최저한세 직전연도에 조세감면 항목을 많이 계상했고 시행연도에 조세감면 항목은 크게 줄이지 않음 일시적차이 보다는 영구적 차이 항목을 이용하여 세부담 최소화 | · 법인세 감면율의 증감치· T-test· 회귀분석 |

⁵³⁾ 장기용, 전게논문, 1998.

⁵⁴⁾ 권순용·심한택, "최저한세 납부가능성과 이익조정", 「세무학연구」제16호, 2000., pp.61~83.

3. 수평적 공평성에 대한 연구

1) 국외연구의 검토

최저한세제도는 미국과 우리 나라에서만 채택하고 있다. 때문에 미국을 제외한 다른 나라에서는 그 연구가 거의 이루어지지 못하고 있는 것 같다.

미국의 경우 최저한세는 1969년에 최초로 도입되었다. 도입의 주된 이유는 공평성의 향상이었다. 그러나 1969년의 최저한세 규정은 많은 문제점을 야기 시켜이를 보완하기 위하여 1976, 1978, 1982년에 각각 개정되었다. 이들 개정시의 주된 이유는 여러 가지 조세감면제도로 인한 불공평성(inequity)과 특정산업과 기업에 대한 지원(incentives)을 어떻게 적절히 조화시키느냐 하는 것이었다.

최저한세 도입 이후 이와 관련해서 많은 연구가 이루어졌으며 주로 공평성의 향상에 초점을 맞추어 연구가 진행되었다. 대표적인 연구로 Arlinghaus, Madeo and Madeo, Anderson, Bazley & Tripp 등을 들 수 있다.

Arlinghaus는 가상의 소득세 자료를 이용하여 개인납세자들을 감면항목이 없는 경우, 감면을 받되 최저한세가 적용되지 않는 경우, 최저한세 하에서 감면을 받은 경우 등 세 집단으로 나누었다. 공평성 척도로 평균편차(Average Deviation), 표준편차(Stamdard Deviation), 평균(Average), 범위(Range)를 이용해 1976년 전·후를 비교연도로 최저한세를 적용한 경우와 적용하지 않은 경우 공평성 향상 여부를 분석하였다55). 분석 결과 공평성 척도의 값이 감소함으로서 최저한세 도입으로 공평성이 향상되었다는 결론을 얻었다.

Madeo & Madeo는 1976년의 실제소득세 자료를 이용하여 TRA76과 RA78을 비교·분석하여 각 규정이 수평적 공평성에 미치는 효과를 검증하였다56). 이들 은 먼저 납세자들을 조정소득(Adjusted Gross Income)57)을 기준으로 6개의 집

⁵⁵⁾ Arlinghaus, B. P., "An Evaluation of the Impact of the Minimum Tax Provisions on Tax Equity," Doctoral Dissertation (University of Cincinnati), 1978.

⁵⁶⁾ Madeo, S. A. & L. A. Madoe, "Some Evidence on the Equity Effects of the Minimum Tax on Individual Taxpayers," *National Tax Journal*(December), 1981., pp.457~463.

⁵⁷⁾ 조정소득은 우리 나라 의 각 사업연도 소득금액과 유사한 개념이다.

단으로 나누었다. 그런 후 다시 각 집단을 모든 납세자들을 범주 1로, 최저한세를 납부했거나 납부하게될 납세자들을 범주 2~5로 구분하여 각 집단 내에서 범주 1과 범주 2~5의 평균납부세액을 구하였다. 집단 1의 평균납부세액이 다른 집단 보다 크면 최저한세로 인해 공평성이 향상되었다고 말할 수 있으나 뚜렷한 차이가 발견되지 않아, 최저한세가 수평적 공평성을 향상시키지 못하였다는 결론을 제시하였다. 또한 TRA76 규정에 의할 경우 법정세액을 납부하지 않는 납세자들이 TRA76 보다 더 많은 최저한세를 납부하게 되며, TRA76하에서 상대적으로 많은 법정세액을 납부한 납세자들은 TRA78하에서는 아주 적은 최저한세를 납부하거나 아예 납부하지 않은 것으로 나타났다.

Anderson은 TRA76, RA78, TEFRA82 규정을 적용하여 최저한세 적용의 경우와 최저한세가 적용되지 않는 경우를 비교하여, 어느 세법규정이 공평성을 향상시키는가를 분석한 결과 TRA76 규정이 가장 우수하다는 결론을 도출하였다. 그는 분석을 위해서 1978년 소득자료를 종합소득금액에 따라 28개 그룹으로 분류한 다음 각 그룹에 대해 TRA76, TA78, TEFRA82 각각의 최저한세 규정을 적용했을 때의 납부세액과 최저한세가 적용되지 않았을 때의 정상세액을 계산하였다. 이렇게 하여 계산된 납부세액과 정상세액을 기초로 세 가지 최저한세 규정에 따른 그룹별 변동계수를 계산한 다음 이 변동계수의 평균증감을 및증감율의 순위로 공평성 향상여부를 분석하였다.

최저한세 적용이후 납부세액에 대한 변동계수가 도입전의 정상세액에 대한 변동계수보다 작으면 최저한세 적용으로 인해 수평적 공평성이 향상하였다고할 수 있다. 조사결과 TRA76 규정이 변동계수 평균감소율 및 감소율의 크기에따른 순위 모두에 있어서 가장 공평성이 향상하였다는 결과를 도출하였다. 이상에서 볼 때 Anderson은 실제자료를 사용함으로써 외적타당성(external validity)을 증대시켰다는 점에서 Arlinghaus의 연구를 확장시켰으며 그룹 분류기준으로 종합소득(expended income)59)을 사용했고, 수평적 공평성의 척도로 변동계수

⁵⁸⁾ Anderson, K. E, op. cit., 1985.

(coefficient of variation)를 사용했다는 점에서 Madeo and Madeo의 연구를 확장시켰다고 할 수 있다.

Bazley & Tripp는 기업의 입장에서 최저한세의 효과를 연구하였다. 이들은 TRA86이 손익계산서상의 법인세차감전이익을 포함함에 따라 기업은 법인세 부담을 줄이기 위해 이익을 최소화하거나 수익인식을 연기하는 방법을 택하게 될 것이라고 설명하였다. 이는 곧 채권자, 감사인에게 부정적인 영향을 미치게 될 것이라고 주장함으로서 TRA86에 대해 부정적인 의견을 표명하였다60).

2) 국내연구

최저한세의 공평성향상에 관한 우리 나라의 연구로 박춘래·장호영은 1991년 과 1992년 각 연도에 대해 160개 기업의 세무자료를 가지고 지니계수와 변동계수를 이용하여 최저한세를 적용하는 경우의 전반적인 공평성 향상여부를 분석하였다61). 분석결과 지니계수는 최저한세 시행 후 감소함으로서 전반적으로 공평성이 향상되었다는 증거를 제시하였다. 또한 소득금액을 기준으로 10개의 집단으로 나누어 각 집단의 변동계수를 비교한 결과도 통계적으로 유의한 감소를 보임으로서 공평성이 향상되었다는 것을 보여 주었다.

한편 전규안은 조세부담측정치로 유효법인세율을 이용하여 346개 상장기업의수평적 공평성을 분석하였다62). 그는 표본기업을 법인세차감전순이익에 따라 10개의 집단으로 나눈 후 법인세만을 고려한 경우와 준조세를 포함한 경우로 나누어 1990년부터 1995년까지 변동계수를 이용하여 수평적 공평성을 분석하였다. 그 결과 법인세만을 고려한 경우에는 조세부담능력이 낮은 집단일수록 변동계

⁵⁹⁾ 종합소득(EI)은 다음의 식으로 계산한다. EI = 조정소득 + 조세지원항목 - 투자수익

⁶⁰⁾ Bazley, J. D. & J. C. Tripp, "The Corporate Alternative Minimum Tax: Impacts on Financial Reporting," *Accounting Horizons 3* (March), 1989., pp.54~62.

⁶¹⁾ 박춘래·장호영, "최저한세 제도의 과세공평성 분석", 「회계학연구」제19호, 1994., pp.275~ 297.

⁶²⁾ 전규안, "조세부담의 공평성 분석", 「세무학연구」제 11호, 1998. 2, pp.7~41.

수가 커 수평적 공평성이 달성되지 않았으며, 준조세를 고려한 경우에는 각 집단별로 차이를 보이지 않았다. 또한 연도별 결과는 최저한세가 도입된 1991년 이후에 오히려 수평적 공평성이 낮아졌지만, 준조세를 포함한 경우에는 오히려수평적 공평성이 향상되었다고 제시하여 현행 조세체계가 공평성의 관점에서 볼 때 문제가 있음을 지적하였다.

서성욱은 개인기업의 소득세자료를 대상으로 지니계수와 변동계수를 이용해 최저한세 적용으로 조세부담이 수평적 공평성이 향상되었는지 여부를 분석하였 다63). 분석결과 최저한세 적용으로 인하여 지니계수와 변동계수가 모두 감소한 것으로 나타나 최저한세 적용으로 인하여 전반적으로 공평성이 향상됨을 나타 냄으로서 박춘래· 장호영(1994)과 같은 결론을 얻었다.

고종권은 1988~1996년도의 277개 기업의 세무자료를 가지고 변동계수를 이용하여 세법규정의 변화가 과세공평성에 미치는 효과를 분석하였다⁶⁴⁾. 분석결과소득 수준별 수평적 공평성을 측정한 결과 조세혜택의 편차가 매기간의 수평적 공평성에 영향을 미치고 있으며, 세법변경에 따른 조세혜택의 크기는 매기간 산업별로 서로 다른 영향을 미침으로서 산업별 수평적 공평성도 기간별로 달라지는 결과를 도출하고 있다.

이양현·김지범·김창수는 1989~1993년도의 198개 기업의 소득세 자료를 대상으로 지니계수, 변동계수를 이용하여 최저한세 도입으로 수평적 공평성이 향상되었는지를 검증하였다⁽⁵⁾. 검증결과 변동계수를 이용한 경우에는 조정법인세의 경우에만 공평성이 향상되었을 뿐 법인세의 경우에는 공평성이 향상되지 않은 것으로 나타나 결과의 일관성이 없었다. 하지만 지니계수의 경우에는 조세부담을 어떻게 측정하느냐에 관계없이 최저한세의 도입으로 수평적 공평성이 향상되는 결과를 얻었다.

⁶³⁾ 서성욱, 전게논문, 1997.

⁶⁴⁾ 고종권, "세율인하와 세법변경에 따른 과세공평성의 분석", 「세무학연구」 제14호, 1999, pp.109~138.

⁶⁵⁾ 이양현·김지범·김창수, "조세감면규제법 개정이 조세감면비율과 수평적공평성에 미친 영향", 「세무학연구」제14호, 1999., pp.141~175.

< 표 2-3 > 과세공평성에 관한 선행연구

| 논 문 | 논문의 주요 내용 및 결과 | 측정지표 및 방법 |
|-----------------------------|--|---|
| 고종권 (1999) | 세법규정의 변화가 과세공평성에 미치는 효과 분석 조세부담정도,산업별,기간별,기업전체의 수평적,수직적 공평성달성 여부를 분석 소득수준별 측정결과 수평적 공평성에 영향을 미침 세율인하와 세법변경에 따른 조세혜택의 크기는 매기간산업별로 서로 다른 영향을 미침. 산업별 공평성도 기간별로달라지는 결과 | 수평적 공평성: 변동계수수직적 공평성: Suits 지수 |
| 전규안 (1999) | · 공평성 문제를 수평적, 수직적 공평성으로 세분하여 분석 · 법인세 이외에 준조세를 함께 고려하여 분석 · 이익이 적게 발생한 기업들에게 준조세가 큰부담으로 작용 · 법인세 고려할 때 공평성은 미달성되며, 준조세 고려할 때 수평적 공평성 달성 · 수직적 공평성은 다소 역진적인 영향을 보이면서 비례세에 가까운 모습을 보임 | · 변동계수 · Suits 지수 |
| 이양현 김지범 김창수 (1999) | 조감법 시행후 조세감면확대 효과 검증 최저한세 도입으로 수평적 공평성이 향상되었는지 검증 시행이후 조세감면비율은 향상 시행이후 수평적 공평성은 향상되지 않음(부분향상) | ·지니계수 ·변동계수 |
| 서성욱 (1997) | 최저한세 적용으로 조세부담의 수평적 공평성이 향상되었는지 분석 조세감면정도에 따른 공평성 향상정도 분석결과 유의적 차이가 없음 최저한세 적용으로 전반적으로 공평성 향상. | · 지니계수 · 변동계수 |
| 박춘래 장호영 (1995) | ·최저한세 적용이전과 이후 수평적 공평성 향상 분석 ·조세감면정도에 따른 공평성 분석 ·지니계수, 변동계수 분석결과 모두 공평성 향상 | ·지니계수 ·변동계수 |

제3장 연구 설계

제1절 이익조정에 대한 연구의 설계

1. 연구가설

법인세율 인하가 경영자에게 세무계획전략을 수립할 수 있는 유인을 제공한다면, Scholes와 Wolfson이 제시한 소득의 귀속기간을 변경시켜 법인세부담을최소화시킬 동기가 존재한다. 따라서 순이익을 조정하도록 하는 동기가 된다면경영자들은 법인세율 인하기간에 비해 법인세율 인하 직전년도에 순이익을 낮추는 방향으로 이익조정을 할 것으로 예상된다66). 즉 경영자는 법인세율의 인하가 시행되기 직전 연도의 이익을 감소시키고 세율의 인하가 시행되는 연도의이익을 증가시킴으로서 법인세의 최소화를 도모할 것이다. 따라서, 법인세를 최소화 하고자 하는 경영자들은 세율인하에 대응하여 세율인하 직전년도에 보고이익을 감소시키는 이익조정을 행할 것으로 여겨진다. 따라서 아래와 같은 연구가설을 설정한다.

가설 I : 경영자들은 법인세율 인하 직전년도의 이익을 감소시키는 방향으로 재량적발생액을 이용할 것이다.

1991년 조세감면규제법에 최저한세제도를 도입함으로써 이들 각각의 효과에 따라 기업의 반응이 다르게 나타날 것을 추론할 수 있다. 우리 나라의 최저한 세 계산과정을 고려할 경우 기업의 조세부담은 다음과 같이 표현할 수 있다.

max[최저한세,정상세액]

⁶⁶⁾ 김경호·박종일, 전계논문, 2000.

식에서 최저한세가 정상세액보다 큰 기업의 경우에는 최저한세를 납부하여야 하므로 추가적인 조세부담이 나타나게 된다. 만약 경영자가 낮은 세율이 적용되는 연도에 최저한세 납부 대상기업에 속할 것으로 예상한다면 기업의 경영자는이익을 이연시킬 유인은 감소하게 된다. 왜냐하면, 최저한세제도의 도입에 따른조세혜택 항목의 배제가능성의 증가로 인해 추가적인 조세부담이 있는 상황에서 보고이익을 증가시킬 유인은 크지 않을 것이기 때문이다. 오히려 보고이익을 감소시켜 조세부담을 줄이는 것이 기업의 세금전략 차원에서 유리할 것으로 보인다.

최저한세 도입은 최저한세 납부가능성이 높은 기업들에게 다른 기업들과는 달리 이익을 감소시킬 유인이 보다 크게 나타날 것으로 기대된다. 따라서 최저 한세 납부가능성이 높은 기업의 경영자는 최저한세 납부가능성이 낮은 기업보 다 보고이익을 감소시키는 방향으로 회계선택을 할 유인이 클 것으로 기대된다. 이러한 논거로 다음과 같은 가설을 설정하고자 한다.

제주대학교 중앙도서관

가설 II : 최저한세 시행연도인 1991년에 최저한세 납부가능성이 높은 기업은 납부가능성이 낮은 기업보다 재량적발생액을 이용하 여 보고이익을 감소시킬 것이다.

Lopez외 다수는 조세보조금(tax subsidy) 측정치를 이용하여 조세보조금을 많이 받을 것으로 예상되는 기업을 적극적인 세무계획기업들로 간주하고, 법인세율이 인하되는 경우 적극적인 세무계획 기업들의 이익조정 행태는 그렇지 않은 기업에 비해 법인세율 인하 직전년도에 법인세를 최소화하려는 유인이 강할 것으로 기대하였다⁶⁷⁾. 즉, 적극적인 세무계획 기업들은 그렇지 않은 기업들보다법인세율의 인하 직전년도에 보고이익을 감소시키는 방향으로 재량적발생액을이용할 것으로 예상하고 이를 실증하였다. 한편 최저한세제도 도입에 따라 법인세 유연화를 위해서 조세감면규정을 활용하기 어렵기 때문에 세율인하 이후에

⁶⁷⁾ Lopez, T.J., P.R. Regier, and T.Lee, op. cit., 1998.

도 조세보조금을 많이 받는 기업들이 재량적 발생액을 이용하여 이익을 조정할 것으로 예상된다. 따라서 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 Ⅲ : 조세보조금을 많이 받을 것으로 예상되는 기업은 조세보조 금을 적게 받을 것으로 예상되는 기업보다 법인세율 인하 직 전년도 뿐만 아니라 이후에도 재량적발생액을 이용하여 보고 이익을 감소시킬 것이다.

2. 연구모형

본 연구에서는 최저한세 납부가능성과 세무계획의 적극성에 따른 경영자의 이익조정에 대한 유인 차이를 분석하기 위하여 다음과 같은 2가지 모형을 이용하였다.

<연구모형 1> 최저한세 납부가능성에 따른 이익조정 모형

 $DACC = \alpha + \beta_1 YD + \beta_2 AMT \times YD + \beta_3 SIZE + \beta_4 LEV + \beta_5 OWN + \varepsilon$

<연구모형 2> 세무회계 적극성에 따른 이익조정 모형

- · DACC: 수정된 Jones 모형을 이용하여 추정된 재량적발생액
- · YD: 최저한세 이전과 이후를 나타내는 더미변수(89·90년은 0, 91~92년은 1)
- · *YD* ₁: 1991~1993년의 더미변수
- · YD 2: 1994~1996년의 더미변수
- · AMT: 최저한세 납부가능성(높으면 1, 낮으면 0)을 나타내는 더미변수
- · TAXBEH: 세무계획의 적극성(높으면 1, 낮으면 0)을 나타내는 더미변수
- · SIZE : 기업규모(순매출액의 로그값)
- · *LEV* : 부채비율(부채총액/총자본)
- · OWN: 소유집중도 (대주주 1인 지분비율)

YD는 최저한세 이전과 이후를 나타내는 더미변수이며, 최저한세 납부가능성을 나타내는 더미변수인 AMT는 Dhaliwal과 Wang(1992)에서와 같이 직전기의 유효세율을 기준으로 하위 25%인 기업을 최저한세 납부가능성이 높고, 상위 25%인 기업을 최저한세 납부가능성이 낮은 것으로 판단하였다. 세무계획의 적극성을 나타내는 변수로는 Lopez 외 다수68, 김경호·박종일69)의 연구와 유사하게 과거 3년간 조세보조금의 평균치를 이용하여 평균보다 높으면 적극적인세무계획 기업으로 구분하고 있다. 즉 상대적으로 조세보조금을 많이 받는 기업들인 경우 적극적인 세무계획을 수행한 결과 조세혜택의 크기가 큰 것으로보고 있다.

회귀모형에서 AMT × YD는 <가설 2>를 검증하고 있는데 최저한세 시행후에는 최저한세의 납부가능성이 높은 기업이 이익을 감소 시키는 방향으로 이익을 조정하고자 할 것으로 예상되므로 음(-)의 부호를 가질 것으로 기대된다. <가설 3> 에서는 적극적인 세무계획 기업의 경우 세율인하 이전과 이후 모두이익을 감소하는 방향으로 이익조정을 할 것으로 예상하고 있으므로 TAXBEH는 음(-)의 부호를 가질 것으로 기대된다. TAXBEH × YD1은 세율 인하 후(1991~1993년), TAXBEH × YD2는 지속적인 세율인하 년도(1994~1996년)의적극적인 세무계획 기업의 이익조정 행태를 분석하기 위해 도입된 변수로 세율인하 후와 지속적인 세율인하 년도 모두 보고이익을 감소시킬 것으로 예측하고 있기 때문에 음(-)의 부호를 가질 것으로 기대된다.

이익조정과 관련된 선행연구들은 회계선택과 관련된 경제적 결과를 검증하였는데,이 연구들에서는 다음과 같은 일반적인 가설을 지지하고 있다. 1) 이익에 근거한 보상계획을 시행하고 있는 기업의 경영자들은 보상을 최대화하기 위해 보고이익을 변경시킨다70). 2) 부채계약을 맺고 있는 기업의 경영자는 지급불이행에따른 잠재적인 결과를 회피하기 위해 이익을 증가하는 방법을 이용한다71). 3) 규

⁶⁸⁾ Lopez, T.J., P.R. Regier, and T.Lee, Ibid., 1998.

⁶⁹⁾ 김경호·박종일, 전게논문, 2000.

⁷⁰⁾ Healy, P., op. cit., 1985.

⁷¹⁾ Dhaliwal, D. S., "The Effect of the Firm's Capital structure on the Choice of Accounting Methods," *The Accounting Review* 1(January):, 1980., pp.78~84.

모가 크고 정치적으로 민감한 기업의 경우에는 세금증가나 규제의 가능성을 회피하기 위해 이익을 감소시키는 회계처리방법을 이용한다⁷²⁾, 4) 경영자의 소유지분이 높은 기업에서는 경영자가 보고이익에 따라 보상을 받는 경우가 많으므로보상을 극대화하기 위해 이익을 증가시키는 방향으로 회계처리를 한다⁷³⁾.

기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 소유집중도(OWN)는 이와 같은 선행연구에서 이익조정과 관련을 가지고 있는 것으로 파악된 변수들로 본 연구에서는 권순룡·심한택의 연구74)와 비교목적으로 이 변수들을 통제변수로 사용하고 있다. 본 연구는 법인세율의 인하와 최저한세가 각각 이익조정에 미치는 영향을 검증하기 위한 것으로 선행연구들과의 차이점은 다음과 같다.

먼저 법인세율의 인하가 이익조정에 미치는 국내 연구로는 박춘래·김성민과 김경호·박종일의 연구가 있다. 박춘래·김성민의 연구는 1992~1994년까지를 표본으로 하고 있고 세율인하 예상시점인 1993년에 경영자들이 조세부담을 최소화할 목적으로 이익을 낮출 것이라고 예상하였지만 분석 결과는 오히려 1993년에 순이익을 증가시킨다는 결과를 제시하고 있다⁷⁵⁾. 반면에 김경호·박종일의 연구⁷⁶⁾는 1993년부터 1997년 사이의 표본을 이용하여 법인세율 인하 직전 연도인 1993년도에 인하기간인 1994~1996년에 비해 세율이 인하된 기간으로 소득을 이전하는 이익조정을 행하고 있으며, Lopez의 다수에서 연구되었던 적극적인 세무계획 기업들이 그렇지 않은 기업에 비해 법인세율 인하 직전 연도에 이익을 낮추는 조정을 한다는 결과를 제시하고 있다. 따라서, 기존의 연구결과는 일관된 결과를 제시하지 않고 있다. 본 연구 모형에서는 세율인하 연도(1991, 1994, 1995, 1996년)의 자료를 포괄하여 세율인하 이전과 이후의 관계

⁷²⁾ Zmijewski, M. E. & R. L. Hagerman, "An Income Strategy Approach to the Positive Theory of Accounting Standard Setting/Choice," *Journal of Accounting and Economics* 3, 1981., pp.129~149.

⁷³⁾ Dhaliwal, D.S., G.L. Salamon and E.D. Smith, "The Effect of Owner versus Management Control on the Choice of Accounting Methods," *Journal of Accounting and Economics* 4, 1982., pp.41~53.

⁷⁴⁾ 권순용·심한택, 전게논문, 2000.

⁷⁵⁾ 박춘래·김성민, 전게논문, 1996.

⁷⁶⁾ 김경호·박종일, 전게논문, 2000.

를 밝히기 위하여 1989년부터 1996년까지의 자료를 이용하여 세율의 인하가 이익조정에 미치는 영향을 분석하고 있다. 김경호·박종일의 연구는 연구의 한계에서 스스로 밝히고 있는 바와 같이 재량적발생액의 평균 차이만을 분석하고, 세율 변경 전후 시점에서 재량적발생액과 기업특성변수들을 통제변수로 사용한회귀 모형을 이용하지 않고 있다. 본 연구는 1990년 말 세법개정에 따른 세율변경을 표본기간으로 함으로써 선행연구와는 다른 연구기간을 이용하여 선행연구의 결과에 대한 새로운 증거를 제시하고 있으며, 이익조정에 영향을 미칠 것이라고 예상되는 통제변수들을 이용한 다중회귀분석을 이용하여 선행연구의 방법론을 보완하고 있다.

본 연구는 최저한세와 이익조정에 대한 기존의 연구인 장기용과 권순룡·심한택의 연구에서 보여준 한계점을 극복하기 위해 이들 연구를 확장하고 있는데이들 연구와의 차이점은 다음과 같다.

먼저 장기용의 연구77)에서는 최저한세를 실제 납부한 기업과 그렇지 않은 기업을 대상으로 하여 최저한세 이후의 법인세 및 이익유연화 현상을 다루고 있는데 비해, 본 연구에서는 최저한세의 납부가능성과 세무계획의 적극성 변수를 이용하여 이익조정에 대한 유인을 분석하고 있다. 그리고 최저한세의 납부가능성과 세무계획의 적극성이 각각 이익조정에 영향을 미치고 있는 것으로 판단하여 이를 두개의 모형으로 분리하여 분석하고 있다.

본 연구가 권순룡·심한택78)의 연구와 다른 점은 다음과 같다. 첫째, 그들의 연구에서는 최저한세의 납부가능성을 해당연도의 유효세율을 이용하여 판단하고 있다. 그러나 해당연도의 유효세율은 최저한세가 반영된 결과이므로 최저한세의 납부 가능성을 판단하기 위해서는 당해년도의 유효세율보다는 전 연도의유효세율을 이용하는 것이 타당하므로, 본 연구에서는 직전 연도의 유효세율을 최저한세의 납부 가능성에 대한 대용치로 이용하였다. 둘째, 그들의 연구에서는비재량적발생액의 추정기간으로 1986년부터 1992년까지 7년간의 자료를 통합하여 이용함으로써 추정기간과 검증기간이 일치하고 있는데, 본 연구에서는 후술

⁷⁷⁾ 장기용, 전게논문, 1998.

⁷⁸⁾ 권순용·심한택, 전게논문, 2000.

할 바와 같이 산업별·연도별 자료를 통합하여 비재량적 발생액의 추정기간과 검증기간이 일치하지 않도록 축차적으로 추정하는 방법을 사용하였다.

3. 변수의 측정

1) 재량적발생액

본 연구에서는 선행연구에서 많이 사용되고 있는 재량적발생액(discretionary accruals; 이하 DACC)을 이익조정의 측정치로 사용한다. 총발생액(total accruals; TACC⁷⁹⁾)은 Jones⁸⁰⁾ 등의 선행연구에서 사용되었던 모형을 이용하여다음과 같이 계산하였다.

 $TACC_{it} = \Delta CA_{it} - \Delta CL_{it} - \Delta CASH_{it} + \Delta STD_{it} - DEP_{it}$

· △CAit: t년도 기업 i의 유동자산 전기대비 증감분

· △CLit: t년도 기업 i의 유동부채 전기대비 증감분

· △CASHit : t년도 기업 i의 현금 전기대비 증감분

 \cdot $\Delta STDit$: t년도 기업 i의 유동성장기부채 전기대비 증감분

· DEPit: t년도 기업 i의 감가상각비(무형, 이연자산 상각, 특별상각비 포함)

재량적발생액의 추정은 수정된 Jones모형을 사용한다. 수정된 Jones모형은 본래 시계열 회귀모형으로 개발된 것이나 DeFond and Jiambalvo⁸¹⁾, Subramanyam⁸²⁾

⁷⁹⁾ Teoh외 다수, 최관·김문철이 사용한 유동발생액(Working capital accruals; WCA)을 TACC로 정의한 측정방법은 NACC를 계산하는데 있어 종속변수인 WCA나 독립변수인 매출액 모두 경영자가 단기적으로 이익조정에 사용될 수 있는 변수들이다. 반면에 Guay외 다수, 김권중외 다수가 사용한 TACC의 정의는 NACC를 계산하는데 있어 종속변수는 경영자가 단기적으로 이익조정에 사용될 수 있는 유동발생액이지만 독립변수는 매출액과 감가상각대상자산과 같은 단기·장기적으로 이익조정이 가능한 변수가 혼합되어 있기 때문에 장기적인 DACC 측정치의 부류에 속한다. Tech외 다수의 연구는 단기적 재량적발생액(discretionary current accruals)과 장기적 재량적발생액(discretionary long-term accruals 혹은 discretionary noncurrent accruals)을 구분하여 분석하고 있다.

⁸⁰⁾ Jones, J. J., "Earnings Management During Import Relief Investigations," *Journal of Accounting Research* 29(Supplement), 1991., pp.193~228.

⁸¹⁾ Defond. M., and J. Jiambalvo, "Debt covenant violation and manipulation of accruals," *Journal of Accounting and Economics* 17(January), 1994., pp.145~176.

등의 연구에서는 횡단면으로 수정된 Jones모형을 사용하였다. 시계열모형은 개별기업의 발생조정의 추세를 분석할 수 있는 장점이 있는 반면 회귀계수가 매기 일정하다는 가정을 해야 하고, 상당기간의 시계열자료를 필요로 하는 과정에서 표본기업의 확보에 어려움이 있으며, 경제환경의 구조적 변화에 따른 영향도 감안하여야 하나 이는 현실적으로 어렵다. 이에 비해 횡단면분석은 시계열분석이 지닌 상기 문제점들을 완화시키는 동시에 산업 전반의 경제환경변화가 발생조정에 미치는 영향을 감안할 수 있는 장점을 지닌다.

본 연구에서는 수정된 Jones모형과 1981~1995년의 자료를 이용하여 산업-연도별을 통합한 회귀분석으로 비재량적발생액(nondescretionary total accruals; NACC)을 추정하는 방법을 이용한다. 수정된 횡단면 Jones모형에서는 아래 (1) 식에서의 계수추정 위하여 산업-연도별을 통합한 회귀분석으로 비재량적발생액(nondescretionary total accruals; NACC)을 추정하는 방법을 이용한다. 이렇게 추정된 회귀계수는 각 기업을 대상으로 식(2)에 적용하여 TACC에서 DACC와NACC를 분리하는 방법으로 DACC가 계산된다.

$$\frac{TACC_{it}}{A_{jt-1}} = \alpha \left(\frac{1}{A_{jt-1}}\right) + \beta_1 \left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{A_{jt-1}}\right) + \beta_2 \left(\frac{PPE_{jt}}{A_{jt-1}}\right) + \varepsilon_{jt}$$
 (1)

$$DACC_{it} = \left(\frac{TA_{it}}{A_{it-1}}\right) - \left(a\left(\frac{1}{A_{it-1}}\right) + b_1\left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{A_{it-1}}\right) + b_2\left(\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}}\right)\right) \quad (2)$$

여기에서, $TACC_{ji} =$ 기업j의t연도의총발생액 $\triangle REV_{ji} =$ 기업j의t연도의매출액변화 $\triangle REC_{ji} =$ 기업i의t년도의매출채권의변화 $PPE_{ji} =$ 기업j의t년도의설비자산 $A_{jt-1} =$ 기업j의t년도의오차항 t0 등 주정기업t1 등 건증기업t2 등 건증기업t3 등 건승기업t4 등 건승기업t5 등 건승기업t7 등 건성t7 등 건성t7 등 건성t7 등 건성t8 등 건성t9 등 건성t

⁸²⁾ Subramanyam, K.R., "The Pricing of Discretionary Accruals," *Journal of Accounting and Economics* 22(Aug./Dec.), 1996., pp.249~281.

본 연구에서 구체적으로 NACC와 DACC를 계산하는 방법은 다음과 같다. 첫째, (1)식을 이용하여 산업별로 각 연도별 자료를 통합하여 회귀분석모형으로 회귀계수(a, b1, b2)를 추정한다⁸³⁾. (1)식이 산업별 연도별 자료를 통합하여 추정되기 때문에 전체 상장기업들도 산업별로 재분류되어 회귀식의 회귀계수 추정에 이용되었다. 회계계수의 추정에 사용된 기간은 1981년부터 1995년까지이고, 산업별 분류기준은 KIS-FAS의 산업분류를 사용하였으며, 선정된 산업은 총 14개이다⁸⁴⁾. 본 연구의 연구 대상기간으로 1989~1996년까지의 8년간을 선정하고 있으므로, 각 연도별로 14개씩 총 112개(=14개 산업×8년)의 회귀식에서 각각회귀계수가 추정된다. 둘째, 기업들을 연도-산업별로 구분한 후, 앞서 추정된 회귀계수를 이용하여 (2)식으로부터 DACC를 계산한다.

예를 들어, 1990년도의 DACC를 산출하기 위해서는 먼저 해당 산업에 속한기업의 1981년부터 1989년까지 연도별 자료를 통합하여 (1)식에서 NACC를 추정한다. 다음은 추정된 회귀계수를 (2)식에 대입한 후 1990년의 실제자료에 적용하여 1990년도의 NACC를 계산한다. 마지막으로 1990년도 실제의 TACC와 NACC의 차액으로 1990년도의 DACC를 계산한다.

이러한 절차는 축차적으로 진행되어 최고 연도의 DACC가 계산될수록 연도 별 자료가 계속 통합되기 때문에 장기의 시계열자료에 의하여 NACC의 산출이가능하다85).

⁸³⁾ NACC의 회귀계수를 추정할 때, NACC의 안정성 가정이 전제된다. 본 연구에서는 NACC의 안정성 가정을 완화시키고자 해당연도 추정기업에 대해서는 직전연도의 NACC를 항상 재 추정하는 방법을 사용한다.

⁸⁴⁾ 후술한 3절의 표본기업 선정 기준에 의해 추출한 KIS-FAS의 산업분류에 따르면 총 16개 산업으로 분류되었으나 의료정밀업과 전기·가스업의 경우 1개 기업에 불과해 이들은 기타 제조업에 포함시켰다.

⁸⁵⁾ NACC를 추정하는데 시계열모형은 개별기업의 발생조정액의 추세를 분석하는데 장점도 있지만 상당기간의 시계열 자료를 필요로 하는 과정에서 추정표본의 확보에 어려움을 초래할수 있다. 이에 따른 대안으로 DeFond와 Jiambalvo(1994), Subramanyam(1996) 등의 연구들에서 횡단면적으로 Jones 모형을 추정하였다. 그러나 미국의 연구들에서 이용된 산업-연도별 횡단면 회귀분석으로 NACC를 추정하는 것 역시 국내연구에 적용할 경우 산업별로 표본수가 작은 업종들이 상당히 존재하여 불안정한 추정이 될 수 있다. 따라서 본 연구에서 사용된 방법이 표본수 확보라는 방법론 상의 문제점을 완화시켜 줄 수 있다.

2) 최저한세 납부가능성

우리 나라의 최저한세는 최저한세 적용대상 조세혜택 적용이전의 과세소득에 최저한세율(15%)을 곱한 최저한세와 각종 조세특례 및 감면을 적용한 후의 정상세액중 큰 금액을 납부하게 된다. 만약 최저한세 적용대상 조세혜택을 적용하기 이전의 과세소득을 회계상 법인세차감전순이익(PTI)으로 정의하고, 각종 조세혜택 적용후의 과세소득을 법인세차감전순이익에서 조세혜택을 차감한 금액(PTI-TP)으로 정의할 경우 기업의 추가적인 조세부담은 다음과 같이 나타낼수 있다.



일반적으로 법정세율은 최저한세율보다 높기 때문에 (str-mtr)/str은 0과 1사이의 범위에 있게된다. 따라서 위 식(1)은 법인세차감전순이익 대비 조세혜택비율이(TP/PTI)이 법정세율과 최저한세율의 차이비율 (str-mtr)/str 보다 클 경우에 최저한세의 도입으로 인해 추가적인 조세부담이 높아짐을 의미한다.

$$ETR = \left[1 - \frac{TP}{PTI}\right] \times str \tag{2}$$

또한 Wilkie⁸⁶⁾가 제시한 유효세율은 식(2)와 같이 나타낼 수 있으므로 식(1) 과 관련시켜 볼 경우 법인세차감전순이익 대비 조세혜택비율이 높을수록, 또는

⁸⁶⁾ Wilkie, P. J., "Corporate average effective tax rates and inferences about relative tax preferences," The Journal of American Taxation Association 14(Spring), 1992., pp.97~116.

유효세율이 낮은 기업일수록 최저한세의 도입으로 인한 추가적인 조세부담, 즉 최저한세 납부가능성은 높아짐을 시사하고 있다. 본 연구에서는 전기유효세율을 기준으로 하위 25%의 기업은 최저한세 납부가능성이 있는 기업(AMT=1), 그리고 상위 25%의 기업은 최저한세 납부가능성이 없는 기업(AMT=0)으로 정의하였다. 그 이유는 해당년도의 유효세율은 최저한세가 반영된 결과이므로 최저한세 납부가능성을 판단하기에는 부적절하고, 오히려 전년도 유효세율이 타당하다고 판단되기 때문이다.

3) 세무계획의 적극성

본 연구에서는 연구가설 3을 검증하기 위하여 Lopez와 다수⁸⁷⁾의 연구에서 이용한 조세보조금(tax subsidy)⁸⁸⁾을 이용하였다. 조세상의 보조금을 많이 받을 것으로 예상되는 기업들은 법인세율이 인하될 경우 그렇지 않는 기업에 비해법인세율 인하 직전년도에 법인세율을 최소화하려는 유인이 강할 것으로 기대된다. 또한 최저한세제도 도입에 따라 법인세 유연화를 위해서 조세감면규정을 활용하기 어렵기 때문에 세율인하 이후에도 조세보조금을 많이 받는 기업들이 재량적 발생액을 이용하여 이익을 조정할 것으로 기대된다. 본 연구에서는 김경호에 의해 사용되었던 조제보조금의 추정치를 이용하여 다음의 (3)식과 같이 각연도별로 직전 3년간의 조세보조금 평균을 직전기 총자산으로 나눈 값을 조세보조금의 측정치로 활용하였다⁸⁹⁾.

⁸⁷⁾ Lopez, T.J., P.R. Regier, and T.Lee, op. cit., 1998.

⁸⁸⁾ Lopez외 다수(1998)의 연구에서는 세제상의 보조금(혜택)을 많이 받을 것으로 예상되는 기업을 공격적 세무계획기업(aggressive tax-planning firms)으로 간주하고, 법인세율 인하와 관련하여 이들 기업의 이익조정행태는 조세보조금을 적게 받을 것으로 예상되는 기업보다법인세최소화 동기가 강할 것으로 기대하였다.

⁸⁹⁾ 법인세유연화를 측정하기 위한 측정치로는 Moses(1987)의 측정치를 수정한 측정치도 많이 사용되는데, 이는 유연화된 이후와 이전을 비교하는 데는 유용하지만, 본 연구와 같이 사전 적으로 세무계획의 적극성을 판단하는 데는 이용하기 어려운 것으로 보인다. 또 다른 대용 치로는 법인세의 변동계수(coefficient of variation)를 고려할 수 있다.

조세보조금 =
$$\sum_{t=-1}^{-3} [(PTI \times tr - TAX) \div 3] / ASSET_{t-1}$$
 (3)

· PTI: 법인세차감전순이익

tr : 법정세율

· TAX: 손익계산서상의 법인세

· ASSET : 총자산

위 식에서 법정세율은 연도별 최고세율을 이용하여 측정한다. 이는 조세보조금의 추정치로써 각 연도별로 직전 3년간의 연도까지인 평균 조세보조금비율을 의미한다. Wilkie가 개발한 조세혜택(tax subsidy)의 측정치는 원래 총자산 대신 자기자본으로 표준화시켜 주고 있지만, Lopez외 다수는 비재량적발생액의 추정모형의 이분산성을 감소시키기 위해 총자산으로 표준화되어 있으므로 변수에 대한 동일한 표준화를 위해 총자산으로 표준화시켰다.

제2절 과세공평성에 대한 연구의 설계

1. 연구가설의 설정

1990년대에 이루어진 세율의 인하는 기업의 조세부담을 전체적으로 감소시킴으로써 기업의 수평적 공평성을 향상시킬 수 있을 것으로 기대된다. 반면에 조세부담의 증가 또는 감소 규정은 기업간의 조세부담의 차이를 가져오므로 다른조건이 일정하다면 기업간의 수평적 공평성에 영향을 미치게 된다.

최저한세 도입으로 인해 조세혜택을 받는 기업은 조세부담이 감소될 것으로 기대되며, 조세상의 불이익을 받는 기업은 조세부담이 커짐으로써 조세혜택과 조세불이익의 양극단에 위치하는 기업의 경우 기업간 조세부담에 대한 차이가 커지게 된다. 반면에 최저한세 도입에 따라 조세혜택이 적거나 조세부담이 크게 증가하지 않는 기업간에는 조세부담의 차이가 크지 않게 된다. 따라서, 세율의 인하 효과와 최저한세의 효과를 동시에 고려하는 경우 이에 따른 기업의 조세

혜택(불이익)이 변화할 것이므로 기업간 조세혜택(불이익)의 절대적인 크기에 따라 수평적 공평성은 차이를 보일 것으로 보이며, 이러한 조세혜택(불이익)의 절대적인 크기에 따라 수평적 공평성이 달라지는 것은 특정기간에 국한되는 현상이 아니라 세율인하 및 최저한세 도입에 따른 조세혜택의 차이가 존재하는 기간에는 언제나 존재할 것으로 보인다. 따라서, 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설IV: 조세혜택(불이익)의 절대적인 크기가 큰 기업의 수평적 공평 성이 조세혜택(불이익)의 절대적인 크기가 작은 기업의 수평 적 공평성보다 낮다.

세율 인하 및 최저한세 도입이 모든 산업에 동일하게 영향을 미치지는 않는다. 따라서, 세율인하 및 최저한세 도입은 산업간 조세부담에도 서로 다른 영향을 미칠 것으로 보인다. 그러므로 90년대에 이루어진 세율인하 및 최저한세 도입과 1994, 1995, 1996에 이루어진 세율인하에 영향을 받는 산업의 조세부담은 달라지게 됨으로써 산업 전체의 수평적 공평성에도 영향을 미칠 것으로 보인다. 세율의 인하는 전체 산업의 수평적 공평성을 향상시킬 것으로 보이나, 최저한세도입에 따라 특정 산업에 미치는 영향이 달라지므로 산업내 조세혜택(불이익)의크기에 따라 수평적 공평성도 달라질 것으로 보인다. 따라서, 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 V : 산업내 조세혜택(불이익)의 크기가 큰 집단의 수평적 공평 성이 조세혜택(불이익)의 크기가 작은 집단의 수평적 공평 성보다 낮다. 법인세율 인하는 기업의 부를 극대화하고자 하는 경영자에게는 재무제표상의 순이익을 조정하도록 하는 동기를 제공한다. 즉, 세율인하가 예상될 때 경영자는 세율이 인하되기 전의 높은 세율이 적용되는 회계연도의 이익을 낮은 이익이 적용되는 그 다음해의 회계연도로 이연시킴으로써 조세부담을 줄일 수 있다. 이러한 조세부담의 감소는 수평적 공평성에 영향을 미칠 것으로 판단된다.

또한 최저한세제도가 시행됨으로 인하여 최저한세 납부가능성이 있는 기업들은 최소한 최저한세 시행전의 납부세액(정상세액)이상의 세금을 부담하게 된다. 특히 조세감면제도를 많이 적용받는 기업은 상대적으로 더 많은 세금을 부담하게 되었다. 최저한세가 적용되면 조세감면제도를 많이 받아왔던 기업에 대해 감면효과를 줄여주므로 소득수준이 동일한 기업들에게 부과되는 납부세액의 차이를 줄여주는 현상이 나타나게 된다.

그리고, 최저한세는 감면을 받은 후의 결정세액과 감면을 받기 전 소득에 15%를 곱한 최저한세액 중 큰 것을 법인세액으로 한다. 따라서 조세감면혜택을 받는 기업들에게 일정수준까지만 조세감면을 허용함으로써 소득이 동일한 경우에도 조세감면의 차이로 인하여 발생하는 조세부담의 차이는 줄어들어 수평적 공평성을 향상시키는 결과를 가져올 것이다. 이에 근거해 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 VI : 유효법인세율로 측정한 소득수준별 수평적 공평성은 세율인 하와 최저한세 도입에 따라 점차 향상될 것이다.

기업을 산업별로 구분하여 연구하는 경우에는 어느 한 종류의 업종에만 종사하는 기업은 없으므로 산업분류가 임의적일 수 있다는 문제점이 있다. 그러나특정 산업으로 분류될 수 있는 제품의 판매비율이 한 기업의 매출에서 차지하는 비중이 높은 경우가 많으므로 산업별로 분석해도 무리가 없을 것으로 보인다. 우리 나라에서 조세지원 또는 억제정책은 기업단위보다는 산업을 단위로 하

여 이루어진다고 보는 것이 일반적이다. 예를 들어 비제조기업 보다는 제조기업이, 내수비중이 큰 기업보다는 수출비중이 큰 기업이 조세부담을 덜 받을 것이다. 따라서 산업별로 조세부담이 다를 것으로 예상되므로 다음과 같은 가설을설정 하였다.

가설 VII : 유효법인세율로 측정한 산업별 수평적 공평성은 세율인하와 최저한세 도입에 따라 점차 향상될 것이다.

2. 연구의 설계

공평성의 향상정도를 비교분석하기 위하여 우선 동일한 상태에 있는 집단을 분류할 기준이 있어야 한다. 그리고 분류된 집단을 대상으로 공평성에 대한 측 정도구를 이용하여 공평성 정도를 측정하여야 할 것이다. 공평성의 척도로서는 일반적으로도 변동계수가 널리 이용되어지고 있으며, 본 연구에서도 변동계수를 이용하여 공평성 정도를 측정하였다.

1) 집단 분류기준

수평적 공평성의 척도로 변동계수를 사용할 경우 표본기업들을 동일한 상태에 있는 집단으로 분류하여야 한다. 왜냐하면 수평적 공평성의 개념이 동일한소득을 가진 구성원은 동일한 세금을 내야 한다는 것이기 때문이다. 따라서 이경우 어떤 기준으로 집단을 구성하는가는 매우 중요하다. 동일한 상태에 있는 집단이란 소득상태에 있는 집단을 말하는데 이때의 소득은 세금을 납부할 능력을 나타낼 수 있어야 한다. 이상과 같은 내용을 종합하면 집단분류 기준은 수평적 공평성 측정에 있어서 중요한 요소이며 세금납부능력을 반영하는 척도이어야 한다.

우리 나라의 법인세 세액계산구조상 나타나는 소득금액은 공표소득90). 각 사업년도소득, 과세표준 세 가지이다. 이 중 앞서 언급한 세금을 납부할 능력에 가장 근접한 소득개념은 세무조정사항이 반영되기 전의 법인세차감전순이익이라고 할 수 있다.

따라서 본 연구에서는 기업분류기준으로 법인세차감전순이익을 사용하여 10개의 집단으로 구분하였고, 산업별 분류기준으로는 KIS-FAS 2001자료를 이용하여 14개의 산업으로 분류하였다.

이처럼 분석대상기업을 여러 집단으로 나누어야 하는 이유는 본 연구에서 정의한 공평성의 척도로 변동계수를 사용하고 있기 때문이다. 즉 변동계수를 계산하기 위해서는 비슷한 소득수준의 기업들을 한 집단으로 묶어야 한다. 만약 집단수가 너무 많으면 집단내의 표본기업수가 너무 작아 변동계수 계산 시 표본오차가 발생할 소지가 있으며 반대로 집단수가 적으면 최저한세 적용 전후의 변동계수 증감분석을 위한 관찰치(한 집단마다 하나씩 계산됨)가 너무 작아서 변동계수에 대한 유의성 분석이 불가능하게 된다. 집단을 몇 개로 할 것인가에 대해서는 특별한 기준은 없으나 본 연구에서는 표본 기업수와 산업특성 그리고유의성 분석방법을 고려함과 동시에 선행연구와 비교할 목적으로 집단 분류기준을 설정하였다.

2) 변동계수를 이용한 공평성 분석

소득의 분포가 평균치 부근에서 높은 밀도를 보이게 되는 경우 분포상태가 비교적 평등하다고 볼 수 있다. 반면에 그 분포가 아주 낮은 소득수준에서 아주 높은 소득수준에 이르기까지 넓게 흩어져 있다면 매우 불평등한 분배상태를 보 여주는 것이라고 볼 수 있다.

이와 같은 관점에서 볼 때 소득분포를 측정할 수 있는 통계치로 표준편차가 사용될 수도 있다. 그러나 표준편차는 각 관찰치의 크기와 관계없이 각 관찰치

⁹⁰⁾ 국세청 자료분류에 의하면 일반적인 기업회계상의 법인세차감전 순손익을 의미하며, 각 사업연 도소득은 공표소득에 손금산입·불산입, 익금산입·불산입 등의 세무조정금액을 의미한다.

와 평균과의 편차의 크기만을 고려하여 절대치 크기로 표시하기 때문에 측정단 위가 서로 다르거나 규모가 서로 다른 집단을 비교할 때는 적당하지 않다.

이와는 달리 변동계수는 다음의 식이 보여주고 있는 바와 같이 표준편차(SD)를 평균치(M)로 나눔으로서 이러한 결점을 시정하고 있기 때문에 공평성의 유용한 척도가 될 수 있다.

$$CV = \frac{SD}{M}$$

최저한세를 적용하는 경우의 변동계수에 의한 공평성 분석은 다음과 같은 순서와 내용으로 행하였다.

첫째, 본 연구에서는 기업별 집단분류 기준으로 공표소득 즉 법인세차감전순이익과 조세혜택을 기초로 유효세율의 변동계수를 계산하여 공평성 향상 여부를 분석하였고, 산업별 집단분류는 한국신용평가사가 분류하고 있는 산업분류코드에 기초하여 14개 집단으로 구분하여 유효세율의 변동계수를 계산하였다.

둘째, 분석대상 연도는 1989~1996년간의 8년을 최저한세제도 도입과 1차 세율인하가 이루어진 1990년을 기준으로 이전연도인 1989~1990년을 1기로 구분하고, 1991~1993년을 2기로, 1994~1996년까지를 3기로 구분하여 각 기간별 공평성 향상 여부를 분석하였다.

셋째, 각 집단에 소속된 기업별, 산업별로 각 기간에 따라 아래의 식에 의하여 유효세율을 계산한다.

$$ETR = \frac{CTE}{PTI}$$

넷째, 위에서 계산된 유효세율을 기초로 각각의 경우 변동계수를 다음의 식에 따라 계산한다.

$$CV_i = \frac{SD_i}{T_i}$$

· CV $_{i}$: i 집단에 대한 변동계수

 \cdot $SD_{i}:i$ 집단의 유효세율의 표준편차

 \cdot $T_i:i$ 집단의 유효세율의 평균값

이렇게 하여 계산된 변동계수를 가지고 세율인하 및 최저한세를 적용하는 경우의 공평성 향상 여부를 판단할 수 있다. 즉, 변동계수는 평균에 대한 표준편차의 비율로서 이 변동계수가 작을수록 그 집단의 수평적 공평성이 다른 집단에 비해 상대적으로 높다는 것을 나타내며, 반면에 변동계수가 클수록 수평적 공평성은 낮다는 것을 나타낸다.

본 연구에서는 각 집단별 수평적 공평성의 정도를 알아보기 위해 집단별 변동계수를 구하였고, 이어 각 기간별 수평적 공평성의 정도를 알아보기 위해 각집단내에 속한 기업의 수를 가중한 가중평균변동계수(Weighted Average Coefficient of Variation: WACV)를 구하였다.

$$WACV_{t} = \frac{\sum_{i=1}^{N} (\ n_{i,t} \times \ CV_{i,t})}{\sum_{i=1}^{N} n_{i,t}}$$
 $\cdot \ WACV_{t} = t \ \text{연도 가중평균변동계수}$
 $\cdot \ n_{i,t} = \text{집단 } i \text{의 } t \text{연도 표본기업의 수}$
 $\cdot \ CV_{i,t} = \text{집단 } i \text{의 } t \text{연도 변동계수}$
 $\cdot \ N = \text{집단의 수}$

위 식에 의하여 계산된 $WACV_t$ 가 작을수록 특정 기간의 수평적 공평성의 정도가 다른 기간에 비해 높다는 것을 나타낸다.

3. 변수의 측정

1) 유효법인세율(Effective Tax Rate : ETR)

법인세법상의 세율은 모든 기업에 동일하게 적용되지마 회계상의 이익과 과세소득의 차이, 소득공제, 세액공제, 세액감면 등으로 인하여 유효법인세율은 기업에 따라 차이가 발생하게 된다. 따라서 유효법인세율이 기업의 조세부담을 측정하는데 적절하리라 판단된다. 본 연구는 세법개정에 대한 기업들의 전반적인

세부담을 측정하는 것이 목적이므로 분모에 법인세차감전순이익을 분자에는 손 익계산서상의 법인세등을 사용하여 유효법인세율(ETR)을 계산하였다.

$$ETR_{i,t} = \frac{CTE_{i,t}}{PTI_{i,t}}$$
 $\cdot ETRl_{i,t} =$ 기업 i 의 t 연도 유효법인세율 $\cdot CTE_{i,t} =$ 기업 i 의 t 연도 법인세비용 $\cdot PTI_{i,t} =$ 기업 i 의 t 연도 법인세차감전순이익

손익계산서상의 법인세등의 수치는 세무조정을 통해 실제 납부하는 법인세액과는 다소간의 차이가 있다. 본 연구에서는 표본기업의 법인세 추납액과 환급액자료가 분석상의 잡음을 더할 수 있다는 판단 아래 추납액과 환급액을 고려하지 않은 법인세 측정치를 이용하여 연구결과를 제시하였다.

2) 조세혜택(불이익) 제조대학교 중앙도시관

조세혜택(불이익)은 고종권(1999)의 연구에서 사용되었던 정의를 이용하여 다음과 같이 계산하였다⁹¹⁾.

$$TP = PTI - \frac{CTE}{t}$$

· TP : 조세혜택

PTI : 법인세차감전순이익
 CTE : 손익계산서상의 법인세

· t: 법인세율

이와 같이 정의하는 경우 조세혜택은 법인세법상의 익금과 손금 조정항목 및 비과세, 소득공제뿐만 아니라 세액공제 등을 포함한 개념이다. 법인세율 t는 각 연도의 법인세율로 표본이 상장기업만을 대상으로 한 것이므로 상장법인의 연 도별 세율(방위세와 주민세 포함)을 고려하였다. 본 연구의 대상이 되는 표본기

⁹¹⁾ 고종권, 전게논문, 1999.

업 대부분의 과세표준금액의 법정 최고세율이 적용대상에 해당하므로 이를 기준으로 하여 적용연도별로 산출하였다. 1988년~1990년까지는 39.75%, 1991년~1993년까지는 36.55%, 1994년은 35.04%, 1995년은 32.85%, 1996년은 30.66%의법정세율로 이용하였다.

<표 3-1> 연도별 실제 최고세율의 변화

| 세율 연도 | 법인세율 | 방위세율 | 주민세율 | 법정세율 |
|-----------|------|--------------------|---------------------|--------|
| 1989~1990 | 30 % | 30% × 25% =7.5% | 30%× 7.5% =2.25% | 39.75% |
| 1991~1992 | 34 % | | 34%×7.5% = 2.55% | 36.55% |
| 1994 | 32 % | | 32%× 7.5% =2.40% | 35.04% |
| 1995 | 30 % | ruela xo | 30%×7.5% = 2.25% | 32.85% |
| 1996 | 28 % | ATIONAL UNIVERS | 28%×7.5% = 2.10% | 30.66% |

자료 : 채종화, "법인세율의 변경과 법인세평준화 성향에 관한 연구", 세무학 연구 제11호, 1998.

제3절 표본기업의 선정

본 연구에서는 2000년 12월말 KIS-FAS의 현재 한국증권거래소에 상장된 기업 중에서 다음의 기준을 충족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

1) 1986년부터 1996년까지의 재무제표를 구할 수 있는 기업

1986년부터 1996년까지 계속 상장된 기업으로서 한국신용평가사의 KIS-FAS자료에서 1986년부터 1996년까지의 재무제표를 구할 수 있는 기업을 표본으로 선정하였다. 이것은 자료의 입수가능성 때문에 적용된 기준인데, 이와 같은 기준을

선택하면 계속 존속하는 기업만 표본에 포함되어 생존기업편이(survivorship bias)가 발생할 수 있다.

2) 금융업, 금융관련 서비스업, 보험업 등이 아닌 제조업

금융관련 산업은 다른 산업에 비해 규제가 심하며 영업환경이 다르고 일반기 업과는 재무제표의 구성항목도 다를 뿐 아니라, 동일한 계정과목이라고 하더라 도 일반제조기업과는 다른 의미로 사용되는 것이 일반적이므로 일반제조기업과 비교하는 것이 어렵다. 따라서 표본에서 제외하였다.

3) 결산일이 12월 31일인 기업

12월 결산기업만으로 표본을 한정한 것은 표본의 동질성을 높이기 위한 것이다. 또 우리 나라에서 12월 결산법인이 아닌 기업은 특정 산업에 치중되어 있는 것이 일반적이고, 결산일이 다른 경우에는 세법개정의 효과가 미치는 영향이다를 수 있기 때문에 12월말 결산법인만 표본에 포함시켰다.

4) 법인세차감전순이익, 부채비율이 양(+)인 기업

법인세차감전순이익을 이용하여 유효법인세율을 계산할 때에는 분모로 사용되는 법인세차감전순이익이 0이면 계산이 불가능해지며, 음(-)이면 유효법인세율이 음(-)이 되어 경제적 해석이 곤란한 경우가 발생한다. 따라서 법인세차감전순이익이 0이거나 음(-)인 기업은 제외하였다. 그리고 부채비율이 0이거나 음(-)인 기업은 자본잠식 기업을 의미하므로 마찬가지로 표본에서 제외 시켰다.이와 같이 영업실적이 저조한 기업을 표본에서 제외하면 경영성과가 우수한 기업만이 표본에 존재하게 되는 문제가 발생할 수 있다. 마지막으로, 수식계산과정상에 결측값이 존재하여 계산의 결과가 무의미한 경우도 제외하였다.

이러한 제외 조건들이 한 기업내에 4개이상인 경우 해당 기업은 표본기업에서 제외하였으며, 3개이하인 경우는 기업은 존속시키되 제외조건에 해당하는 연도의 자료들을 결측처리 하였다.

<표 3-2> 표본기업의 선정과정

| ·2000년 말 현재 전체상장기업 ·86~96년 계속상장기업 ·금융, 보험, 금융관련서비스업 | 6947H 3367H (50) |
|---|------------------------|
| ·12월 결산이 아닌 제조기업 | (46) |
| | 240개 |
| ·법인세차감전순이익, 부채비율이 0이하인 기업 | (46) |
| Л | 194개 |

위 4가지 조건을 충족시키는 표본으로 선정된 기업을 한국신용평가사의 산업 분류기준에 따라 분류하면 다음과 같다.

<표 3-3> 산업별 표본기업 수

| 분류번호 | 산업 | 표본기업수 | |
|------|----------------------------|---------|--|
| 5 | 음싴료품 | 15 | |
| 6 | 음식료품 섬유,의복 | 13 | |
| 7 | JEJU MA 총 이,목재 VERSITY LIE | IRARY 6 | |
| 8 | 화학 | 34 | |
| 9 | 의약품 | 11 | |
| 10 | 비금속광물제품 | 15 | |
| 11 | 철강,금속 | 13 | |
| 12 | 기계 | 7 | |
| 13 | 전기,전자 | 19 | |
| 15 | 운수장비 | 10 | |
| 16 | 유통업 | 13 | |
| 18 | 건설업 | 21 | |
| 19 | 운수창고업 | 8 | |
| 99 | 기타제조업 | 9 | |
| | 194 | | |

주) KIS-FAS의 산업분류에 따르면 총 16개 산업으로 분류되었으나 의료정밀업과 전기·가스업의 경우 1~2개 기업에 불과해이들은 기타 제조업에 포함시켰다.

표본들이 각 산업에 고루 분포하고 있는 것으로 보아 표본추출 과정에서 편이(bias)는 없는 것으로 보인다.

제4장 실증분석

제1절 기초통계분석

1. 변수의 기술통계량

분석기간(1989~1996)중 주요변수에 대한 기술통계를 보면 <표 4-1>에 나타 난 바와 같이 이익조정의 수단인 DACC의 평균은 기초 총자산의 -0.52%로 나 타나 분석기간 중 대체로 재량적발생액을 이용하여 이익이 감소되고 있음을 보 여주고 있다. 최저한세 납부 가능성을 나타내는 AMT의 평균은 0.357, 세무회계 의 적극성을 나타내는 TAXBEH의 평균 -0.000565, SIZE의 평균은 19.04이며, LEV의 평균은 406%로 나타나 총부채가 자기 자본의 4배 수준임을 알 수 있 다. 또한 OWN은 평균 22.206으로 대주주 1인 지분율이 약 22%임을 보여주고 있다.

<표 4-1> 연구모형의 주요변수에 대한 기술통계

| 변수 | 평균 | 표준편차 |
|--------|-----------|----------|
| DACC | -0.005276 | 0.095448 |
| AMT | 0.357357 | 0.230715 |
| TAXBEH | -0.000565 | 0.004941 |
| SIZE | 19.0383 | 1.4600 |
| LEV | 4.0576 | 21.1038 |
| OWN | 22.206 | 11.613 |

· DACC : 수정된 Jones 모형을 이용하여 추정된 재량적발생액

• AMT : 최저한세 납부가능성
 • TAXBEH : 세무계획의 적극성
 • SIZE : 기업규모(순매출액의 로그값)
 • LEV : 부채비율(부채총액/총자본)
 • OWN : 소유집중도 (대주주 1인 지분비율)

한편 최저한세 납부가능성을 측정하기 위해 사용된 전기 유효세율과 세무회계의 적극성을 측정하기 위해 사용된 직전 3년간의 조세보조금의 평균치를 더미변수로 사용되기 전의 수치로 표시한 기술 통계량은 <표 4-2>에 나타난 바와 같다. <표 4-2>의 전기유효세율은 각년도별로 상위 1%를, 직전 3년간 평균조세보조금은 각년도별로 상하 1%를 이상치로 제거하였다. 1992년의 전기유효세율과 1995년 전기유효세율이 전년도에 비해 감소되고 있는데 이는 1991년부터 법정세율 인하 및 최저한세 도입과, 1994년 법정세율 인하(간격을 두고 인하)로 기업의 조세부담이 감소된 데에 따른 것으로 보인다. 직전 3년간의 평균조세보조금은 1990년 이후 음(-)의 값을 보이고 있는데 이는 1991년 이후 지속적으로 세율인하가 단행된 결과에 기인한 것으로 보인다.

<표 4-2> 전기유효세율과 조세보조금의 기술통계

| 변수 | 년도 이상치 제거전 이상치 제거후 | | | | |
|------------------|--------------------|-----------|----------|-----------|----------|
| 27 | TEJU - JEJU | 평균 | 표준편차 | 평균 | 표준편차 |
| | 1989 | 0.370176 | 0.169238 | 0.363394 | 0.156852 |
| | 1990 | 0.387659 | 0.183055 | 0.380742 | 0.171359 |
| | 1991 | 0.603724 | 2.043115 | 0.394634 | 0.251683 |
| 전기유효세율 전기유효세율 | 1992 | 0.379691 | 0.578148 | 0.334208 | 0.152171 |
| 선거규요제 플 | 1993 | 0.661454 | 2.904315 | 0.370644 | 0.224812 |
| | 1994 | 1.803079 | 18.82696 | 0.354333 | 0.364341 |
| | 1995 | 0.316519 | 0.169498 | 0.310966 | 0.162050 |
| | 1996 | 0.389555 | 0.481458 | 0.347169 | 0.276327 |
| | 1989 | 0.000154 | 0.006286 | 0.000222 | 0.004945 |
| | 1990 | -0.000035 | 0.006292 | -0.000076 | 0.004939 |
| | 1991 | 0.000029 | 0.006965 | -0.000136 | 0.004827 |
| 직전 3년간 평균 | 1992 | -0.000463 | 0.006371 | -0.000489 | 0.004173 |
| 조세보조금 | 1993 | -0.000611 | 0.006448 | -0.000491 | 0.004397 |
| | 1994 | -0.001206 | 0.008012 | -0.000945 | 0.005269 |
| | 1995 | -0.001453 | 0.007458 | -0.001232 | 0.005443 |
| | 1996 | -0.001527 | 0.006604 | -0.001366 | 0.005260 |

2. 상관관계분석

1989년부터 1992까지 주요변수간 상관관계는 <표 4-3>에 나타난 바와 같다. 상관관계의 분석기간을 4년으로 한정한 이유는 향후 최저한세 납부가능성과 DACC의 관계를 최저한세제도가 도입된 1991년을 전후한 시점으로 측정하고자 하기 때문이며 따라서 다른 변수와의 상관관계도 기간을 동일하게 측정하여 측 정오류를 제거하고자 하였기 때문이다. DACC와 연구모형에 투입된 변수간에 상관계수가 극히 미미한 것으로 나타났으며, AMT와 TAXBEH간에 높은 정(+) 의 상관관계를 보이고 있다. 이는 최저한세 납부 가능성이 높은 기업(AMT=1) 과 세무회계의 적극성이 높은 기업(TAXBEH=1)간 정(+)의 상관관계가 있음을 보여주는 것이다. 또한 기업규모와 대주주 1인 지분율 간에는 음(-)의 상관관계 를 보이고 있는데 이는 기업규모가 크면 대주주 1인 지분율은 낮게 나타남을 보여주는 것이다. 기타 AMT와 OWN간에는 음(-)의 상관관계(p<0.05 수준)를 보여주고 있고, TAXBEH와 SIZE간에는 정(+)의 상관관계(p<0.01), LEV간에는 음(-)의 상관관계를 나타내고 있으나 그 정도는 미미한 수준이다.

<표 4-3> 변수간 상관관계분석

| 변수 | DACC | AMT | TAXBEH | SIZE | LEV |
|--------|---------|---------|----------|----------|--------|
| AMT | -0.048 | | | | |
| TAXBEH | -0.068 | 0.560** | | | |
| SIZE | 0.018 | 0.092 | 0.139** | | |
| LEV | -0.006 | 0.066 | -0.118** | -0.022 | |
| OWN | -0.072* | -0.114* | -0.069 | -0.321** | -0.030 |

- * p<0.05, **p<0.01(양측검증)
- · DACC : 수정된 Jones 모형을 이용하여 추정된 재량적발생액
- · AMT: 최저한세 납부가능성(높으면 1. 낮으면 0)을 나타내는 더미변수 · TAXBEH: 세무계획의 적극성(높으면 1, 낮으면 0)을 나타내는 더미변수
- · SIZE : 기업규모(순매출액의 로그값)
- · LEV : 부채비율(부채총액/총자본)
- · OWN: 소유집중도 (대주주 1인 지분비율)

<표 4-4>는 1989년부터 1996년까지의 각 연도별 최저한세 납부가능성 (AMT)의 값에 따른 세무회계의 적극성(TAXBEH)의 값의 분포를 보여주고 있다. 본 연구에서는 AMT를 1989년부터 1992년까지 전기 유효세율을 기준으로 각 연도별로 상위 1%의 이상치를 제거한 후 상위 25%(AMT=0)와 하위 25%(AMT=1) 기업만을 표본으로 분석하고 나머지는 분석대상에서 제외하였다. 세무회계의 적극성은 1989년부터 1996년까지 직전 3개 연도의 조세보조금의 평 균치를 기준으로 각 연도별로 상하 1%의 이상치를 제거한 후 평균 이상인 기업(TAXBEH=1), 평균 미만인 기업(TAXBEH=0)으로 구분하여 분석하였다.

<표 4-4> 최저한세 납부가능성에 따른 세무회계의 적극성의 분포

| 년도 | TAXBEH | AMT=0 | AMT=1 | 계 |
|------|----------|------------------|-------|----|
| 1000 | TAXBEH=0 | 41 | 10 | 51 |
| 1989 | TAXBEH=1 | 5 | 32 | 37 |
| 1990 | TAXBEH=0 | 대학 36 중앙 | 도서관 | 47 |
| 1990 | TAXBEH=1 | ATIONAL 10 VERSI | 32 | 42 |
| 1991 | TAXBEH=0 | 39 | 10 | 49 |
| 1991 | TAXBEH=1 | 7 | 33 | 40 |
| 1992 | TAXBEH=0 | 31 | 10 | 41 |
| 1992 | TAXBEH=1 | 15 | 33 | 48 |
| 1993 | TAXBEH=0 | 34 | 11 | 45 |
| 1993 | TAXBEH=1 | 12 | 32 | 44 |
| 1994 | TAXBEH=0 | 30 | 19 | 49 |
| 1994 | TAXBEH=1 | 14 | 22 | 36 |
| 1995 | TAXBEH=0 | 29 | 14 | 43 |
| 1999 | TAXBEH=1 | 15 | 27 | 42 |
| 1996 | TAXBEH=0 | 28 | 13 | 41 |
| 1330 | TAXBEH=1 | 15 | 27 | 42 |

제2절 재량적발생액의 연구가설 검증

1. 세율인하와 이익조정에 관한 가설검증

<가설 1>은 "경영자들은 법인세율 인하 직전년도(1990, 1993, 1994, 1995)의이익을 감소시키는 방향으로 재량적발생액을 이용할 것이다"라는 것으로 T-test를 이용하여 검증하고자 한다. 먼저 T-test를 활용한 연도별 재량적발생액의 평균치를 비교한 결과를 보면 <표 4-5>에서 보는 바와 같이 1989년도와세율인하 직전년도인 1990년간의 재량적발생액의 평균치가 p<0.01의 유의수준에서 차이를 보이고 있다.</p>

<표 4-5> 연도별 재량적발생액의 평균차

| 종속변수 | 1989~1 | 990년 | 1990~1 | 991년 | 1991~1 | 1992년 | 1992~1 | 993년 |
|---------|--------|---------|---------|---------|------------|---------|--------|--------|
| 0707 | 1989 | 1990 | 1990 | 1991 | 1991 | 1992 | 1992 | 1993 |
| DACC | 0.1148 | -0.0177 | -0.0177 | -0.0148 | -0.0148 | 0.0014 | 0.0014 | 0.0191 |
| T-value | 3.116 |)*** | -0.3 | -0.302 | | -1.788* | | 79** |
| 종속변수 | 1993~1 | 994년 | 1994~1 | 995년 | 1995~1996년 | | | |
| 572T | 1993 | 1994 | 1994 | 1995 | 1995 | 1996 | | |
| DACC | 0.0191 | -0.0148 | -0.0148 | -0.0127 | -0.0127 | -0.0143 | | |
| T-value | 3.824 | 1*** | -0.2 | -0.202 | | 0.149 | | |

*p<0.1 **p<0.05 ***p<0.01

이는 1989년과 비교해 1990년에 경영자들이 재량적발생액을 이용하여 이익조정을 하였음을 의미한다. 1990년과 세율인하 연도인 1991년간에는 재량적발생액의 유의적인 차이를 보이고 있지 않지만 1990년에 비해 1991년의 재량적발생액을 이용한 이익조정의 평균치가 음(-)의 값을 보이다가 1992년에 양(+)의 값을

보이고 있는 점을 감안하면 1990년의 재량적발생액의 수치는 이상치임을 짐작케 한다. 한편 세율인하가 다시 단행된 1994년의 기점으로 한 T-test 결과, 세율인하 직전년도인 1993년의 재량적발생액의 평균치가 세율인하 시점인 1994년에 비해 높게 나타나 연구가설과는 반대 현상을 보이고 있다. 그러나 1994년과 1995년의 재량적발생액의 평균치가 음(-)으로 나타나 결국 세율인하 직전년도에 이익을 낮추는 방향으로 재량적발생액을 이용하고 있다. 결론적으로 1993년을 제외하고는 대체로 세율인하 직전년도에 재량적발생액을 낮추는 현상을 보이고 있으나 이러한 추이가 통계적으로 유의하게 나타나지는 않고 있다.

2. 최저한세 납부가능성과 이익조정에 관한 가설검증

가설 2는 '최저한세 시행연도인 1991년에 최저한세 납부가능성이 높은 기업은 납부가능성이 낮은 기업보다 재량적발생액을 이용하여 보고이익을 감소시킬 것이다'라는 것으로 회귀분석을 하기에 앞서 최저한세 납부가능성이 높은 기업과 낮은 기업간의 재량적발생액의 크기에 대한 평균차를 분석하고자 T-test를 실시하였다. 최저한세 납부 가능성은 연도별로 직전 연도의 유효세율이 하위 25%이하인 집단은 최저한세 납부 가능성이 높은 기업(AMT=1)으로, 상위 25%이상인 집단은 최저한세 납부 가능성이 낮은 기업(AMT=0)으로 구분하였다.

<표 4-6>는 최저한세 납부가능성이 높은 기업과 낮은 기업간의 연도별 평균 재량적발생액(DACC)의 크기를 비교한 결과이다. 1989년과 1990년에는 최저한 세 납부가능성에 따른 재량적발생액의 차이가 나타나지 않는 반면, 1991년의 경 우 최저한세 납부가능성이 높은 기업과 낮은 기업간에 재량적발생액의 평균값 이 각각 -0.0282와 0.0100으로 유의적인 차이를 보이고 있다(p=0.032). 또한 1992년의 경우는 최저한세 납부가능성이 높은 기업과 낮은 기업간에 재량적발 생액의 평균차이를 보이고 있지 않다. 이러한 분석결과는 최저한세 시행연도인 1991년에 최저한세 납부가능성이 높은 기업은 이익을 감소하는 방향으로 재량 적발생액을 이용한다는 <연구가설2>를 지지하는 것이다. 최저한세 시행전(198 9~1990년)과 시행후(1991~1992년) 2개년간의 최저한세 납부가능성과 재량적발생액의 평균차를 분석한 경우에도 시행전에는 유의적인 차이를 보이고 있지 않지만, 시행후 최저한세 납부가능성이 높은 기업과 낮은 기업간의 재량적발생액의 평균치가 p=0.1의 유의수준에서 차이를 보이고 있다. 즉 최저한세를 시행한후 최저한세 납부가능성이 높은 기업이 이익을 감소하는 방향으로 재량적발생액을 이용하고 있음을 알 수 있다. 이와 같은 분석결과는 당기 유효세율을 이용하여 최저한세 납부가능성을 측정한 권순룡·심한택의 연구결과와 직접적 비교는 어려우나 대체로 유사한 결과를 보이고 있다.

이상의 연구결과는 최저한세 납부 가능성이 높은 기업은 최저한세 시행으로 인한 추가적인 조세부담을 감소시키기 위하여 보고이익을 감소시키는 방향으로 재량적발생액을 이용하고 있음을 시사하고 있다.

<표 4-6> 최저한세 납부가능성에 따른 재량적발생액의 평균차

| | 최저한세 납투 | 부가능성(AMT) | | | |
|--------------|------------------|------------------|---------|---------|--|
| 년도 | AMT=1 높음(표본수) | AMT=0 낮음(표본수) | t-value | P-value | |
| 1989년 (N=92) | 0.0226(46) | 0.0076(46) | 0.744 | 0.459 | |
| 1990년 (N=92) | -0.0146(46) | -0.0070(46) | -0.365 | 0.716 | |
| 1991년 (N=92) | -0.0282(46) | 0.0100(46) | -2.177 | 0.032 | |
| 1992년 (N=92) | 0.0034(46) | 0.0085(46) | -0.264 | 0.793 | |
| 시행전(N=184) | 0.0040(92) | 0.0003(92) | 0.253 | 0.800 | |
| 시행후(N=184) | -0.0124(92) | 0.0093(92) | -1.654 | 0.100 | |

최저한세 납부가능성이 재량적발생액에 미치는 영향을 분석하기 위해 회귀분석을 실시한 결과는 <표 4-7>에 나타난 바와 같다. 1989~1992년의 4년간 자

료를 이용하여 재량적발생액을 종속변수로 하고 최저한세 시행 이전(YD=0)과 이후(YD=1)를 더미 변수화 한 YD, 그리고 AMT와 YD의 상호작용항인 AMT ×YD를 독립변수로 한 회귀분석 결과 종속변수인 DACC에 의미있는 영향을 미치는 변수가 없는 것으로 측정되었다.

그러나 분석기간을 1989~1991년의 4년간을 이용할 경우 지나치게 표본기간을 길게 선정함으로써 최저한세 시행에 따른 경영자의 이익 조정행위를 분석하는데 연구 자료상의 잡음이 나타날 수 있다는 판단하에 1990년과 1991년의 자료만을 가지고 회귀분석을 실시하고 그 결과를 <표 4-7>의 하단부에 제시하였다. 회귀모형의 설명력은 1989~1992년의 4년간의 설명력 0.7%에 비해 다소 증가하여 2.1%을 보여주고 있으며 AMT×YD가 p=0.049의 유의수준에서 재량적발생액에 음(-)의 영향을 미치고 있다. 이는 최저한세 납부가능성이 높은 기업의 경우 1991년에 법인세를 낮추기 위해 이익을 낮추는 방향으로 재량적발생액을 이용하였다고 해석할 수 있다. 따라서 <가설 2>는 채택되었다.

제주대학교 중앙도서관 JEJU NATIONAL UNIVERSITY LIBRARY

<표 4-7> 최저한세 납부가능성이 재량적발생액에 미치는 영향

| 측정연도 | 독립변수 | 회귀계수 | 표준오차 | Beta | t-value | Sig. T | |
|-------------------------------|--------------------|---------------------------|-------------------------|-----------------|---------------------------|-------------------------|--|
| 1989~1992 | 절편 YD AMT×YD | 0.002 0.007 -0.022 | 0.007 0.012 0.014 | 0.038 -0.100 | 0.306 0.596 -1.564 | 0.759 0.552 0.119 | |
| | R^2 : | 0.007 | F-value: | 1.294 | | | |
| 1990-1991 | 절편 YD AMT×YD | -0.011 0.021 -0.038 | 0.010 0.017 0.019 | 0.113 -0.179 | -1.127 1.250 -1.985 | 0.261 0.213 0.049 | |
| $R^2 : 0.021$ F-value : 1.979 | | | | | | | |

3. 세무회계 적극성과 이익조정에 관한 가설검증

가설 3은 "조세보조금을 많이 받을 것으로 예상되는 기업은 조세보조금을 적게 받을 것으로 예상되는 기업보다 법인세율 인하 직전년도 뿐만 아니라 이후에도 재량적발생액을 이용하여 보고 이익을 감소시킬 것이다"라는 것으로 T-test 및 회귀분석을 통하여 검증하고자 한다. 여기서 조세보조금을 많이 받을 것으로 예상되는 기업은 세무회계의 적극성이 높은 기업이라 할 수 있다. T-test 결과를 보면 <표 4-8>에 나타난 바와 같이 세율인하가 시행되기 직전년도, 시행년도, 시행후 연도에 세무회계 적극성이 높은 기업(TAXBEH=1)과 낮은 기업간(TAXBEH=0)에 재량적 발생액의 평균치가 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않고 있다.

<표 4-8> 세무계획의 적극성에 따른 재량적발생액의 평균차

| | 세무계획 | 의 적극성 | 서과 | |
|------------------|---------------------|---------------------|---------|---------|
| 년도 | TAXBEH=0 낮음(표본수) | TAXBEH=1 높음(표본수) | T-value | P-value |
| 1989년 (N=189) | 0.0155(90) | 0.0113(99) | 0.321 | 0.749 |
| 1990년 (N=189) | -0.0104(90) | -0.0297(99) | 1.469 | 0.144 |
| 1991년(N=190) | -0.0082(93) | -0.0215(97) | 0.933 | 0.352 |
| 1992년 (N=190) | 0.0111(78) | -0.0042(112) | 1.308 | 0.192 |
| 1993년 (N=190) | 0.0195(80) | 0.0165(110) | 0.284 | 0.777 |
| 1994년 (N=190) | -0.0106(78) | -0.0191(112) | 0.577 | 0.564 |
| 1995년 (N=190) | -0.0017(74) | -0.0158(116) | 0.959 | 0.339 |
| 1996년 (N=190) | -0.0107(71) | -0.0188(119) | 0.470 | 0.639 |
| 1989~1990(N=378) | 0.0025(180) | -0.0092(198) | 1.244 | 0.214 |
| 1991~1993(N=570) | 0.0066(251) | -0.0023(319) | 1.250 | 0.212 |
| 1994~1996(N=582) | -0.0077(223) | -0.0179(347) | 1.141 | 0.254 |

그러나 세율인하 직전년도(1990, 1993)와 세율인하 연도(1991, 1994, 1995, 1996)의 추이를 보면 비록 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않고 있지만 세무회계 적극성이 높은 기업이 낮은 기업에 비해 재량적 발생액의 평균치가 낮게나타나고 있음을 주목할 필요가 있다. 이러한 결과를 세율인하가 단행되기 전(1989~1990)과 단행된 후(1991~1993) 그리고 연속적으로 세율인하가 단행된기간(1994~1996)으로 구분하여 비교 분석한 결과와 비교해 보아도 유사한 양상을 보이고 있다. 결론적으로 조세보조금을 많이 받은 것으로 예상되는 기업(세무회계 적극성이 높은 기업)이 적게 받을 것으로 예상되는 기업에 비해 세율인하가 단행되기 직전년도 뿐만 아니라 이후에도 재량적 발생액을 이용하여 이익을 낮추는 추이를 보이고 있다.

한편 세무회계의 적극성이 재량적발생액에 미치는 영향을 분석하기 위해 회 귀분석을 실시한 결과는 <표 4-9>에 나타난 바와 같다. 분석기간인 1989~1996년의 8년간 자료를 이용하여 재량적발생액을 종속변수로 하고 세율인하 이후 연도(1991~1993)를 더미변수화 한 YD1, 연속적으로 세율인하가 단행된 연도(1994~1996)를 더미변수화 한 YD2, 세무회계의적극성을 더미화 한 TAXBEH, 그리고 TAXBEH와 YD1의 상호작용항인 TAXBEH×YD1과 TAXBEH와 YD2의 상호작용항인 TAXBEH×YD2를 독립변수로 한 회귀분석결과는 회귀방정식에 투입된 모든 변수들이 재량적발생액에 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 이는 각 연도별 T-test의 결과를 확인해 주고 있다.

<표 4-9> 세무계획의 적극성이 재량적발생액에 미치는 영향

| 측정연도 | 독립변수 | 회귀계수 | 표준오차 | Beta | t-value | Sig. T | | |
|------------------------------|--|--|--|---|--|--|--|--|
| 1989~1996 | 절편 YD ₁ YD ₂ TAXBEH TAXBEH×YD ₁ TAXBEH×YD ₂ | 0.0025 0.0041 -0.0102 -0.0117 0.0028 0.0015 | 0.007 0.009 0.009 0.010 0.013 0.013 | 0.021 -0.052 -0.062 0.012 0.007 | 0.361 0.445 -1.083 -1.212 0.224 0.123 | 0.718 0.656 0.279 0.226 0.823 0.902 | | |
| R^2 : 0.008 F-value: 2.454 | | | | | | | | |

주) YD₁: 1991~1993년의 더미변수, YD₂: 1994~1996년의 더미변수

4. 연구모형의 종합적 검증

본 연구모형은 2가지 회귀식을 검증하기 위한 것이다. 연구모형 1은 가설 2를 확장한 것으로 최저한세 시행전후(YD), YD와 최저한세 납부가능성의 상호작용 항(AMT×YD)에 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 소유집중도(OWN)를 추가하여 이들이 재량적발생액(DACC)에 미치는 영향을 검증하기 위한 것으로 이를 수식화 하면 아래와 같다

<연구모형 1>

 $DACC = \alpha + \beta_1 YD + \beta_2 AMT \times YD + \beta_3 SIZE + \beta_4 LEV + \beta_5 OWN + \varepsilon$

<표 4-10>에는 연구모형 1을 검증하기 위해 1989~1992년의 4개년간의 자료를 이용하여 YD, AMT×YD, SIZE, LEV, OWN를 독립변수로 하고 DACC를 종속변수로 한 회귀분석 결과를 제시하였다. 그 결과 AMT×YD가 DACC에 p=0.099 수준에서 음(-)의 영향을 미치는 것으로 검증되었다. 이는 최저한세 시행이후에 최저한세 납부가능성이 높은 기업의 경우 법인세를 낮추는 방향으로 재량적발생액을 이용하고 있음을 의미한다. 또한 OWN이 DACC에 p=0.097 수준에서 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 대주주 1인의 소유집중도가 높은 기업일수록 재량적발생액을 이용하여 이익을 감소시키는 방향으로 조정을 하였음을 보여주고 있다.

한편 지나치게 연구기간을 길게 선정함으로써 발생할 수 있는 연구자료상의 잡음을 해소하기 위해 1990년과 1991년의 자료만을 가지고 회귀 분석한 결과는 <표 4-10>의 하단부에 나타내었다. 그 결과를 4년간의 자료를 분석한 결과와비교해 보면 먼저 설명력이 3.4% 증대되었으며 AMT×YD가 p=0.049 수준에서 DACC에 음(-)의 영향을 미치고 있다. 이는 4년간의 연구결과와 대체로 일치하고 있어 가설 2의 연구결과를 뒷받침하고 있다.

한편 4년간의 자료를 분석한 결과 DACC에 영향을 미쳤던 OWN은 1990년과 1991년의 2년간의 자료를 분석한 경우 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 반면

SIZE가 DACC에 정(+)의 영향을 미치고 있다. 이는 최저한세 시행년도(1991년)에 기업규모가 작은 기업일수록 재량적발생액을 이용해 이익을 감소시키고 있음을 의미한다.

결론적으로 최저한세 시행전에 비해 시행후 최저한세 납부가능성이 높은 기업은 재량적발생액을 이용해 이익을 감소시키는 방향으로 조정하였으며, 최저한세 시행 직전·후간(1990년, 1991년)에는 기업규모가 작은 기업이, 시행전과 후(1989~1992년)에는 소유집중도가 높은 기업이 재량적발생액을 이용하여 이익을 감소시켰다.

<표 4-10> 연구모형 1 검증

| 측정연도 | 독립변수 | 회귀계수 | 표준오차 | Beta | t-value | Sig. T | | | |
|-----------|--|--|--|--|--|--|--|--|--|
| 1989~1992 | 절편 YD AMT×YD SIZE LEV OWN | 0.0290 0.0073 -0.0231 -0.0005 -0.0000 -0.0007 | 0.074 0.012 0.014 0.004 0.000 0.000 F-value: | 0.039 -0.107 -0.008 -0.007 -0.091 1.099 | 0.389 0.605 -1.656 -0.144 -0.140 -1.663 | 0.698 0.545 0.099 0.885 0.889 0.097 | | | |
| 1990-1991 | 절편 YD AMT×YD SIZE LEV OWN | -0.1749 0.0224 -0.0382 0.0090 -0.0013 -0.0001 | 0.106 0.017 0.019 0.005 0.001 0.001 | 0.121 -0.179 0.134 -0.091 -0.007 | -1.645 1.346 -1.982 1.705 -1.230 -0.091 | 0.102 0.180 0.049 0.090 0.220 0.927 | | | |
| | R^2 : 0.049 F-value: 1.817 | | | | | | | | |

연구모형 2는 가설 3을 확대한 것으로 세율인하 이후연도인 1991~1993년 (YD_1) 과 지속적인 세율인하 연도인 1994~1996년 (YD_2) , 세무계획의 적극성 (TAXBEH), 1991~1993년과 세무계획의 적극성의 상호작용항 $(TAXBEH \times YD1)$, 1994~1996년과 세무계획의 적극성의 상호작용항 $(TAXBEH \times YD2)$ 에 SIZE, LEV, OWN를 추가하여 이들이 DACC에 미치는 영향을 검증하기 위한 것으로 이를 수식화 하면 아래와 같다.

<연구모형2>

 $DACC = \alpha + \beta_1 YD_1 + \beta_2 YD_2 + \beta_3 TAXBEH + \beta_4 TAXBEH \times YD_1 + \beta_5 TAXBEH \times YD_2 + \beta_6 SIZE + \beta_7 LEV + \beta_8 OWN + \varepsilon$

<표 4-11>은 YD₁, YD₂, TAXBEH, TAXBEH×YD₁, TAXBEH×YD₂, SIZE, LEV, OWN을 독립변수로 하고 DACC를 종속변수로 한 회귀분석 결과를 제시하고 있다. 그 결과 회귀식에 투입된 모든 독립변수들이 DACC에 의미있는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 특히 TAXBEH×YD₁, TAXBEH×YD₂가 DACC에 영향을 미치지 않아 세율인하 이후 연도 및 지속적인 세율인하 년도가 세무계획의 적극성이 높은 기업으로 하여금 특별히 재량적발생액을 이용하게 하지는 않은 것으로 나타났다. 이는 가설 3의 검증결과를 뒷받침하는 것이다.

한편 8년간의 자료를 분석한 결과 SIZE는 정(+), OWN은 음(-)의 방향으로 DACC에 영향을 미치는 것으로 나타나 기업규모가 작은 기업과 소유집중도가 높은 기업의 경우 재량적발생액을 이용해 이익을 감소시키는 방향으로 조정하였음을 보여주고 있다.

<표 4-11> 연구모형 2 검증

| 측정연도 | 독립변수 | 회귀계수 | 표준오차 | Beta | t-value | Sig. T | | | |
|------------------------------|--|--|---|---|---|---|--|--|--|
| 1989~1996 | 절편 YD1 YD2 TAXBEH TAXBEH×YD1 TAXBEH×YD2 SIZE LEV OWN | -0.0539 0.0033 -0.0109 -0.0138 0.0017 -0.0018 0.0038 -0.0001 -0.0006 | 0.037 0.009 0.009 0.010 0.012 0.013 0.002 0.000 0.000 | 0.017 -0.056 -0.072 0.007 -0.008 0.059 -0.012 -0.069 | -1.474 0.366 -1.159 -1.426 0.136 -0.146 2.069 -0.461 -2.516 | 0.141 0.715 0.247 0.154 0.892 0.884 0.039 0.645 0.012 | | | |
| R^2 : 0.019 F-value: 3.592 | | | | | | | | | |

제3절 수평적 공평성의 연구가설 검증

수평적 공평성에 대한 가설 검증을 하기 전에 연구자료상의 잡음이 될 수 있는 자료들을 제외시켰다.

우선, 유효세율을 계산하는데 법인세차감전순이익이 음(-)이거나 이월결손금이 있는 경우 해석상의 문제가 있으므로 이와 같은 자료를 제외하였다. 이월결 손금은 세무상의 수치를 의미하나 이에 대한 정확한 자료를 얻을 수 없어서 재무제표상의 전기말 미처분이익잉여금이 양(+)이 아니거나 당기의 법인세가 0인 표본을 이월결손금이 있는 자료로 보고 제외하였다.

그리고 연구에 활용된 자료들 중 이상치가 미치는 영향을 제거하기 위해 각 기간별로 법인세와 유효세율 변수중 상하 1%를 제거하였다⁹²⁾.

1. 조세혜택(불이익)의 크기에 따른 기업별 수평적 공평성

가설 4 는 '조세혜택(불이익)의 절대적인 크기가 큰 기업의 수평적 공평성이 조세혜택(불이익)의 절대적인 크기가 작은 기업의 수평적 공평성보다 낮다'는 것으로 T-test를 이용하여 검증하였다. 가설 검증에 앞서 먼저 각 기간별로 조세혜택(불이익)의 절대치를 중위수를 기준으로 절대치가 큰 기업과 작은 기업으로 2등분한 후 이를 다시 법인세차감전순이익을 가지고 10등분하여 각 집단의 변동계수를 계산하였다. 조세혜택과 유효세율간의 관계를 변동계수에 의해 측정하는 것이므로 조세혜택이 없는 경우의 유효세율보다 조세혜택이 많은 경우의 유효세율이 작아지고, 반대로 조세불이익이 많은 경우는 유효세율이 커진다. 따라서 조세혜택이 많거나 반대로 조세불이익이 많은 경우 상대적으로 변동계수가 증가할 것이므로 조세혜택의 크기를 절대치를 가지고 측정하였다. 또한 조세혜택(불이익)의 절대치는 기업규모에 따른 차이를 통제하기 위해 기업의 총자산

⁹²⁾ 이 결과 1989~1996년 까지, 연도별로 각각 161, 160, 170, 161, 147, 143, 146, 130개의 기업 이 분석에 활용되었다.

으로 나누어 계산하였다93).

수평적 공평성은 유효세율의 변동계수를 계산한 결과로 측정하였는데 그 결과 <표 4-12>에 나타난 바와 같이 각 측정기간별로 조세혜택의 크기에 따라 p<0.01 수준에서 수평적 공평성의 차이를 보이고 있다. 즉 조세혜택의 절대치가 큰 기업이 절대치가 작은 기업에 비해 수평적 공평성이 낮게 나타나고 있다. 따라서 가설 4는 채택되었다. 이러한 연구결과는 1989~1996년 자료를 토대로 조세혜택의 절대치가 큰 기업이 작은 기업에 비해 수평적 공평성이 낮다는 고 종권(1999)의 연구결과를 지지해 주고 있다. 특이한 점은 조세의 수평적 공평성이 낮아지고 있다는 점이며, 세율인하 역시 수평적 공평성을 향상시킬 것으로 기대되었지만 측정결과 수평적 공평성이 낮게 나타나고 있다는 점이다.

<표 4-12> 조세혜택(불이익)의 크기에 따른 기업별 수평적 공평성의 차이분석

| 집단 | 12 (1989 - | All impos | (1991 - | 7 ~1993) | 32 (1994 ~ | 7 ~1996) |
|---------|---------------|-----------|---------|--------------|---------------|--------------|
| | 대 | 소 | 대 | 소 | 대 | 소 |
| 1(최소) | 0.4243 | 0.2677 | 0.6613 | 0.3682 | 0.6623 | 0.4426 |
| 2 | 0.3688 | 0.1887 | 0.6098 | 0.2283 | 0.6123 | 0.6381 |
| 3 | 0.4982 | 0.3353 | 0.3849 | 0.2464 | 0.5548 | 0.2687 |
| 4 | 0.3487 | 0.1892 | 0.5193 | 0.1783 | 0.5467 | 0.2447 |
| 5 | 0.4480 | 0.2257 | 0.5408 | 0.1711 | 0.4224 | 0.2376 |
| 6 | 0.3270 | 0.1745 | 0.3942 | 0.1902 | 0.3381 | 0.2491 |
| 7 | 0.4025 | 0.1899 | 0.5492 | 0.1844 | 0.4967 | 0.3313 |
| 8 | 0.3245 | 0.0860 | 0.3590 | 0.2261 | 0.3323 | 0.2021 |
| 9 | 0.4203 | 0.1346 | 0.5322 | 0.2000 | 0.5233 | 0.2908 |
| 10(최대) | 0.3952 | 0.1093 | 0.4546 | 0.2019 | 0.5686 | 0.2295 |
| 평균 | 0.3958 | 0.1901 | 0.5005 | 0.2195 | 0.5058 | 0.3135 |
| 가중평균 | 0.3958 | 0.1903 | 0.5007 | 0.2196 | 0.5055 | 0.3135 |
| T-value | 12.50 | 68*** | 9.40 |)8*** | 5.560*** | |

*** p<0.01, 조세혜택 = |TP| / Asset

⁹³⁾ 고종권, 상게논문, 1999.

2. 산업별 조세혜택의 크기에 따른 수평적 공평성

가설 5는 '산업내 조세혜택(불이익)의 크기가 큰 집단의 수평적 공평성이 조세혜택(불이익)의 크기가 작은 집단의 수평적 공평성보다 낮다'는 것으로 한국신용평가사의 산업분류 기준에 따라 조세혜택의 크기와 산업별 변동계수를 구한 결과는 <표 4-13>의 상단부에 제시되었다. 집단을 산업별로 구분한 이유는세법규정의 변화가 동일산업의 경우 대체로 같은 방향으로 영향을 미칠 것이라고 예상되기 때문이며, 또한 산업별 조세혜택(불이익)의 크기를 조세혜택의 절대값보다 조세혜택(불이익)의 값을 그대로 이용하는 것이 분석의 의미를 증가시킬 것으로 예상되기 때문에 원래 값을 가지고 측정하였다.

<표 4-13>에 나타난 바와 같이 조세혜택(불이익)의 값은 일부 산업을 제외하고는 대체로 양(+)의 값을 가지고 있고 기간별로는 2기에 가장 큰 수치를 보이고 있어 2기에는 세법규정에 따른 산업별 조세혜택이 평균적으로 가장 큰 것으로 보인다. 패널 B는 가설 5를 검증하기 위한 것으로 조세혜택의 최소와 최대값 간의 범위를 기준으로 각 산업을 조세혜택의 크기에 따라 최소, 최대, 그리고 중간의 3개 집단으로 구분한 후 각 기간별로 3개 집단의 유효세율의 변동계수를 구한 결과를 제시하고 있다. 또한 F 분석은 상기와 같이 분류된 집단내의산업별 변동계수를 가지고 각각의 집단간 변동계수(각 14개)의 평균차를 분석한결과이다.

<표 4-13>에 각 기간별로 3개 집단의 유효세율의 변동계수를 보면 1기의 경우 조세혜택(불이익)의 크기가 최대인 집단(3집단)이 수평적 공평성이 상대적으로 낮게 나타난 반면, 2기인 경우 중간인 집단(2집단)이, 3기인 경우 최소(1집단)이 수평적 공평성이 상대적으로 낮게 나타나고 있다. 즉 각 측정기간별로 집단간 수평적 공평성의 차이가 각각 다른 결과를 제시하고 있어 일정한 패턴을보이지 않고 있다. 한편 집단내 산업별 변동계수를 가지고 각각의 집단간 변동계수의 평균차를 분석한 결과도 통계적으로 의미 있는 차이를 보이지 않고 있다.

<표 4-13> 산업별 조세혜택(불이익)의 크기에 따른 수평적 공평성의 차이분석

| TILLE A | 1. | 7 | 2.2 | 기 | 3. | 기 |
|---------|---------|----------|--------------------------|--------|---------|--------|
| 패널A | (1989~ | ~1990) | (1991 ~ | ~1993) | (1994~ | ~1996) |
| 산업번호 | 조세혜택 | 변동계수 | 조세혜택 | 변동계수 | 조세혜택 | 변동계수 |
| 5 | -0.0019 | 0.3123 | -0.0005 | 0.4684 | -0.0003 | 0.6926 |
| 6 | 0.0025 | 0.3238 | 0.0000 | 0.3935 | -0.0008 | 0.7285 |
| 7 | 0.0017 | 0.4363 | 0.0066 | 0.3079 | -0.0002 | 0.4105 |
| 8 | 0.0017 | 0.2935 | 0.0062 | 0.3452 | 0.0006 | 0.4838 |
| 9 | -0.0131 | 0.2214 | -0.0029 | 0.4237 | -0.0047 | 0.3998 |
| 10 | 0.0022 | 0.1688 | -0.0010 | 0.3307 | -0.0014 | 0.6201 |
| 11 | 0.0054 | 0.2119 | 0.0067 | 0.2674 | 0.0064 | 0.4175 |
| 12 | 0.0052 | 0.2491 | 0.0049 | 0.5043 | -0.0004 | 0.2619 |
| 13 | 0.0106 | 0.3502 | 0.0077 | 0.4199 | 0.0091 | 0.5035 |
| 15 | 0.0068 | 0.4285 | 0.0048 | 0.4601 | 0.0067 | 0.4177 |
| 16 | -0.0014 | 0.2734 | -0.0022 | 0.4457 | 0.0006 | 0.3905 |
| 18 | -0.0050 | 0.5103 | 0.0013 | 0.4236 | -0.0038 | 0.4166 |
| 19 | -0.0114 | 0.1868 | -0.0099 | 0.3980 | -0.0016 | 0.2905 |
| 99 | -0.0024 | 0.0908 | -0.0010 | 0.5378 | -0.0015 | 0.4607 |
| 평균 | 0.0001 | 0.2898 | 0.0015 | 0.4090 | 0.0006 | 0.4639 |
| 가중평균 | 0.0007 | 0.2971 | 0.0023 | 0.3971 | 0.0008 | 0.4833 |
| 패널B | 11: | JEJU NAT | TONAL UNI 27 STTY LIBRAR | | 32 | 기 |
| 1(최소) | 0.25 | 555 | 0.3056 | | 0.4 | 195 |
| 2 | 0.23 | 372 | 0.3593 | | 0.4 | 179 |
| 3(최대) | 0.29 | 998 | 0.3 | 119 | 0.30 | 052 |
| F-value | 1.299(| 0.284) | 0.660(| 0.522) | 0.379(| 0.687) |

조세혜택 = TP / Asset

3. 소득수준에 따른 기업별 수평적 공평성

가설 6은 '유효법인세율로 측정한 소득수준별 수평적 공평성은 세율인하와 최 저한세 도입에 따라 점차 향상될 것이다'라는 것으로 최저한세 도입 후 전반적 으로 수평적 공평성이 향상되었는지를 검증하기 위해 유효세율의 변동계수를 이용하였다. 이를 위해 먼저 표본기업을 법인세차감전순이익을 기준으로 10개의 집단으로 분류하였다. 표본 기업을 10개 집단으로 분류한 이유는 변동계수를 이 용하여 수평적 공평성의 향상 정도를 분석하기 위해서는 유사한 조세부담능력 을 갖는 기업들을 대상으로 분석이 이루어져야 하기 때문이다.

《표 4-14》에 나타난 바와 같이 1기(1989~1990)와 2기(1991~1993)간의 수평적 공평성의 차이를 보면 최저한세 시행전(1기)의 변동계수가 0.3287이고 시행직후(2기)의 변동계수는 0.4003으로 다소 증가하고 있으나 1기와 2기의 변동계수의 차이는 통계적으로 유의하지 않다. 집단별로는 3, 6, 8 집단군을 제외하고는 나머지 7개 집단군이 최저한세 시행후 변동계수 값이 시행전에 비해 상대적으로 높게 나타났다. 2기와 3기(1994~1996)간에는 p<0.1 수준에서 수평적 공평성의 차이를 보이고 있는데 2기에 비해 세율인하가 계속적으로 행해진 3기의 변동계수가 상대적으로 높게 나타났다. 기업별로는 6, 7, 8집단군을 제외한 나머지 집단군에서 3기의 변동계수 값이 높게 나타나고 있다. 이러한 결과는 수평적 공평성 향상을 기대하며 시행된 세율인하가 수평적 공평성을 향상시키는데 제역할을 수행하지 못하고 있으며, 세율인하는 오히려 수평적 공평성을 낮게 하는 결과를 초래하고 있음을 의미한다. 따라서 가설 6은 기각되었다. 이러한 연구결과를 전규안(1997), 이양현(1999)등의 연구결과를 지지하는 것이다.

〈표 4-13〉 기업별 소득수준에 따른 수평적 공평성의 기간별 차이분석

| | 1. | 기 | 2.2 | 기 | 3. | 기 |
|---------|--------------------|---------------|--------------------|--------|--------------------|--------|
| 집단 | $(1989 \sim 1990)$ | | $(1991 \sim 1993)$ | | $(1994 \sim 1996)$ | |
| | 유효세율 | 변동계수 | 유효세율 | 변동계수 | 유효세율 | 변동계수 |
| 1 | 0.4223 | 0.3702 | 0.4398 | 0.5808 | 0.4793 | 0.6583 |
| 2 | 0.3868 | 0.3934 | 0.4153 | 0.5124 | 0.4612 | 0.6425 |
| 3 | 0.4098 | 0.3915 | 0.3824 | 0.3597 | 0.3822 | 0.4801 |
| 4 | 0.4349 | 0.2915 | 0.3680 | 0.3733 | 0.3408 | 0.4138 |
| 5 | 0.4020 | 0.2984 | 0.3709 | 0.3576 | 0.3755 | 0.3704 |
| 6 | 0.4552 | 0.3497 | 0.3710 | 0.3279 | 0.3642 | 0.3217 |
| 7 | 0.4120 | 0.2857 | 0.3732 | 0.4113 | 0.3193 | 0.3859 |
| 8 | 0.4122 | 0.3254 | 0.3317 | 0.3192 | 0.2907 | 0.2745 |
| 9 | 0.3612 | 0.2740 | 0.3491 | 0.3862 | 0.3322 | 0.4155 |
| 10 | 0.3518 | 0.3075 | 0.3034 | 0.3749 | 0.2537 | 0.4528 |
| 평균 | 0.4048 | 0.3287 | 0.3705 | 0.4003 | 0.3599 | 0.4416 |
| 가중평균 | 0.4048 | 0.3286 | 0.3705 | 0.4000 | 0.3602 | 0.4415 |
| T-value | | -2.983(0.015) | | | -2.192(0.056) | _ |

4. 산업별 수평적 공평성

가설 7은 '유효법인세율로 측정한 산업별 수평적 공평성은 세율인하와 최저한 세 도입에 따라 점차 향상될 것이다'라는 것으로 최저한세 도입 및 세율인하 후 산업별로 수평적 공평성이 향상되었는지를 검증하기 위해 가설 5와 같이 변동계수를 이용하였다. 이를 위해 먼저 한국신용평가사의 표준산업 분류에 의해 14개 집단으로 분류하였다.

<표 4-15> 산업별 수평적 공평성의 기간별 차이분석

| | 1. | | 22 | - | 3. | |
|---------|--------|---------------|---------|--------|---------------|--------|
| 산업번호 | (1989~ | - 1990) | (1991 ~ | ~1993) | (1994~ | ~1996) |
| | 유효세율 | 변동계수 | 유효세율 | 변동계수 | 유효세율 | 변동계수 |
| 5 | 0.4529 | 0.3123 | 0.3926 | 0.4684 | 0.4060 | 0.6926 |
| 6 | 0.4056 | 0.3238 | 0.3944 | 0.3935 | 0.3602 | 0.7285 |
| 7 | 0.3432 | 0.4363 | 0.3238 | 0.3079 | 0.2924 | 0.4105 |
| 8 | 0.4113 | 0.2935 | 0.3518 | 0.3452 | 0.3629 | 0.4838 |
| 9 | 0.5094 | 0.2214 | 0.4732 | 0.4237 | 0.4556 | 0.3998 |
| 10 | 0.3896 | 0.1688 | 0.3748 | 0.3307 | 0.3786 | 0.6201 |
| 11 | 0.3619 | 0.2119 | 0.3192 | 0.2674 | 0.2885 | 0.4175 |
| 12 | 0.3446 | 0.2491 | 0.3117 | 0.5043 | 0.3200 | 0.2619 |
| 13 | 0.2940 | 0.3502 | 0.2959 | 0.4199 | 0.2518 | 0.5035 |
| 15 | 0.3571 | 0.4285 | 0.2988 | 0.4601 | 0.2448 | 0.4177 |
| 16 | 0.4309 | 0.2734 | 0.4188 | 0.4457 | 0.3425 | 0.3905 |
| 18 | 0.4326 | 0.5103 | 0.3805 | 0.4236 | 0.4547 | 0.4166 |
| 19 | 0.5507 | 0.1868 | 0.5226 | 0.3980 | 0.3938 | 0.2905 |
| 99 | 0.4240 | 0.0908 | 0.3893 | 0.5378 | 0.4057 | 0.4607 |
| 평균 | 0.4077 | 0.2898 | 0.3748 | 0.4090 | 0.3541 | 0.4639 |
| 가중평균 | 0.4048 | 0.2971 | 0.3705 | 0.3971 | 0.3602 | 0.4873 |
| T-value | | -3.082(0.009) | | | -1.260(0.230) |) |

분석결과 <표 4-15>에 나타난 바와 같이 최저한세 시행전(1989~1990년)과 시행후(1991~1993)간에 p<0.05 수준에서 수평적 공평성을 측정하는 변동계수의 평균차이를 보이고 있다. 즉 최저한세 시행직후인 2기의 변동계수의 평균값이 0.4090으로 최저한세 시행전인 1기의 0.2898에 비해 상대적으로 높게 나타나고 있어 최저한세 도입 후 수평적 공평성이 더욱 낮아지고 있다. 산업별로는 종 이 · 목재산업(7)과 건설업(18)만이 2기의 변동계수 값이 1기에 비해 낮아 최저 한세 시행직후인 2기에 수평적 공평성이 상대적으로 향상되었고 나머지 산업에 서는 변동이 없거나 악화된 것으로 나타났다. 한편 2기와 지속적인 세율인하가 단행된 3기(1994~1996)간에는 변동계수의 평균차가 유의하게 나타나지 않고 있 지만 전체적으로 2기에 비해 3기의 변동계수의 평균값이 증대된 것으로 나타났 다. 산업별로는 의약품업(9), 기계업(12), 운수장비업(15), 유통업(16), 건설업 (18), 운수창고업(19), 기타업종(99)이 3기의 변동계수 평균값이 2기에 비해 낮아 3기의 수평적 공평성이 향상되었고 나머지 업종은 지속적인 세율인하가 단행된 3기에 조세부담에 따른 수평적 공평성이 낮아졌다. 이와 같은 검증결과는 전반 적으로 최저한세 시행 후와 세율인하가 단행된 후에 최저한세 시행전과 세율인 하가 단행되기 전보다 수평적 공평성이 낮아졌음을 의미한다. 따라서 세율인하 및 최저한세 도입에 따라 산업별 수평적 공평성이 향상될 것이라는 가설 7은 기각되었다. 그러나, 일부 산업별로 수평적 공평성의 차이를 보이고 있어 정부 의 정책적 지원 산업에 따라 그 결과는 다양하게 나타나고 있음을 암시해 주고 있다.

제5장 요약 및 결론

제1절 연구의 결론

1991년 우리 정부는 다양한 세원포착을 통해 안정적 재정수입을 확보하고 더불어 기업의 조세부담을 덜어줌은 물론 과세의 공평성을 기하기 위해 세율인하와 함께 최저한세제도를 도입하였다. 특히 최저한세제도가 도입 된지 10년이 지난 오늘날까지 이 제도의 효율성에 대한 의견이 분분하고 아직까지 그 효과성에 대한 결론을 내리지 못하고 있다. 또한 법인세율은 기업의 경쟁력을 향상시키기 위해 91년 이후 4차례에 걸쳐 인하되었지만 그 효과에 대한 측정도 미흡한 실정이다. 따라서 본 연구는 선행연구결과를 종합적으로 검토하고 세율인하및 최저한세의 효과를 실증적으로 검증하여 세무의사결정에 기여하고자 하는 목적에서 행해졌다.

본 연구는 크게 두 가지 측면에서 이루어 쳤다. 첫째, 최저한세제도의 도입과세율 인하가 기업의 이익조정에 어떤 영향을 미치는 지를 검증하는 것이다. 이를 위해서 최저한세 납부가능성과 세무회계 적극성에 따라 기업을 분류하여 수정된 Jones 모형을 이용하여 이들 기업들의 이익조정여부를 분석하고 또한 기업특성별로 이익조정에 어떠한 영향을 미치는 지를 분석하였다. 둘째, 최저한세제도 도입 및 세율인하가 수평적 공평성을 향상시켰는지를 검증하는 것이다. 이를 위해 최저한세 도입 및 세율인하 후의 조세혜택(불이익)의 절대적 크기에 따라 수평적 공평성의 차이가 있는지, 그리고 산업내 조세혜택(불이익)의 크기에따라 수평적 공평성의 차이가 있는지 분석하였으며, 세율인하와 최저한세 도입에 따라 소득수준별・산업별 수평적 공평성이 점차 향상되었는지를 분석하는 것이다. 연구가설 및 모형의 검증을 위해 한국신용평가사에서 제공되는 기업 중제조업 중 12월 결산기업을 표본으로 선정하였으며, 분석은 1989년부터 1996년의 자료를 활용하였다.

이익조정과 관련한 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 우리 나라 기업의 경영자들은 법인세율 인하 직전년도에 대체로 재량적 발생액을 이용하여 이익을 낮추는 경향이 있으나 이러한 경향은 통계적으로 뚜 렷한 차이를 보이지 않고 있다.

둘째, 최저한세 납부가능성이 높은 기업일수록 최저한세 시행시점(1991)에서 경영자들은 추가적인 조세부담을 완화하기 위해 재량적발생액을 이용하여 이익을 낮추는 방향으로 조정하고 있다. 이는 경영자들이 낮은 세율이 적용되는 연도에 최저한세 납부 대상기업에 속할 것으로 예상된다면 이익을 이연시킬 유인이 감소되어 오히려 보고이익을 감소시켜 조세부담을 줄이는 것이 기업의 세금전략 차원에서 유리할 것으로 인식하고 있기 때문인 것으로 여겨진다.

셋째, 세무계획의 적극성이 높은 기업은 세율인하가 재량적발생액을 이용하여이익을 조정하고 있는 요인으로 작용하고 있으나 낮은 기업에 비해 상대적으로정도의 차이는 없다. 이는 조세상의 보조금을 많이 받을 것으로 예상되는 기업들은 그렇지 않은 기업에 비해 상대적으로 법인세율인하 직전년도에 법인세를최소화하려는 유인이 강한 것을 의미한다. 본 연구는 이러한 추이를 읽을 수 있었지만 유인 강도의 뚜렷한 차이를 검증하지는 못하였다.

넷째, 소유집중도가 높은 기업과 규모가 작은 기업은 재량적발생액을 이용하여 이익을 낮추고 있다. 이는 대주주 1인 소유지분율이 높은 기업은 대주주의 의도가 작용해 재량적발생액을 이용해 법인세를 최소화하려는 유인이 강한데 따른 것으로 추측되고, 기업의 규모가 작은 기업일수록 조세부담을 많이 느끼는데 따른 것으로 추측된다.

또한 수평적 공평성과 관련된 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 조세혜택(불이익)의 절대치가 큰 기업이 작은 기업에 비해 수평적 공평성이 낮은 것으로 나타났다. 이는 최저한세 도입과 세율인하 등 세법규정의 변화로 조세혜택(불이익)의 절대치가 큰 기업들간에 조세부담에 대한 차이가 큰데기인한 것으로 여겨진다.

둘째, 산업내 조세혜택(불이익)의 크기에 따른 수평적 공평성의 차이는 측정기간별로 일정한 패턴을 보이지 않고 있으며, 각 산업별 조세혜택의 크기를 3등

분한 후 각 등분별(최대, 중간, 최소 집단) 수평적 공평성의 평균 차이도 없는 것으로 나타났다.

셋째, 세율인하 및 최저한세제도가 도입된 이후 도입전과 비교해 조세부담에 따른 소득수준별·산업별 수평적 공평성이 높아진다는 증거를 찾지 못하였다. 오히려 세율인하 및 최저한세가 시행된 후 수평적 공평성이 낮아지는 양상을 보여 주었으며, 이는 몇몇 선행연구(전규안, 1998; 이양현 등, 1999)결과에 동조하는 것이다. 그러나 일부 소득수준 및 산업별로 차이를 보이고 있어 정부의 정책적 지원 기능 그룹별로 그 결과는 다양하게 나타날 수 있음을 암시해 주고있다.

제2절 시사점 및 한계

이상의 연구결과는 다음과 같은 몇 가지 시사점을 내포하고 있다.

첫째, 본 연구결과는 통계적으로 의미 있는 차이를 보이지 않고 있지만 대체로 세율인하로 인해 경영자들이 보고이익을 감소시키는 추이를 보이고 있으며, 최저한세제도가 최저한세 납부가능성이 높은 기업의 보고이익을 감소시키는 유인으로 작용하고 있음을 검증하였다. 이 과정에서 선행연구 몇 가지 한계를 극복하였다. 먼저, 많은 연구들은 최저한세 납부가능성을 당해 연도의 유효세율을 가지고 측정하여 납부가능성 변수에 이익조정의 결과가 반영되는 모순을 범하였지만 본 연구에는 이러한 한계를 극복하고자 최저한세 납부가능성을 전기유효세율로 측정하였다. 또한 비재량적 발생액을 산업별·년도별 자료를 통합하여 추정기간(1981년~1995년)과 검증기간(1989~1996년)이 일치하지 않도록 축차적으로 추정하는 방법을 사용하여 선행연구들이 양기간을 일치시킨 선행연구의한계를 극복하였다.

둘째, 수평적 공평성을 향상시키기 위한 최저한세제도가 실제로 본연의 효과 를 거두지 못하고 있음을 밝혔다. 특히 논자의 연구 방법에 따라 상반된 결론에 도달하고 있는데 이는 여러 가지 방법론상의 이유가 있겠지만 재무제표상의 자료와 실제 과세 자료를 이용한 경우도 그 한 원인이 될 수 있음을 암시해 주고있다. 본 연구결과는 재무제표상의 자료를 이용하고 있고, 선행연구에서 수평적 공평성이 향상된 경우는 실제 과세 자료를 이용하기도 하였다. 따라서 양 자료에 대한 체계적인 비교연구를 제안한다.

이러한 시사점에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 한계를 포함하고 있다. 첫째, 본 연구는 조세부담의 대용변수로 유효세율을 사용하고 있으나 조세부담의 측 정치로는 불완전하므로 보다 개선된 조세부담의 측정치 개발이 필요하다. 둘째, 조세불공평성에 영향을 미치는 요인에 대한 체계적인 분석이 있어야 한다. 조세 공평성 여부를 확인하는 것도 중요하지만 불공평성의 원천을 밝혀야 이를 줄일 수 있는 정책을 입안할 수 있기 때문이다.



참고문헌

국 내 문 헌

- 고종권, "세율인하와 세법변경에 따른 과세공평성의 분석", 「세무학연구」제14호, 1999.
- 권순용·심한택, "최저한세 납부가능성과 이익조정", 「세무학연구」 제16호, 2000.
- 김경호·박종일, "법인세율인하에 따른 기업의 이익조정행위", 한국회계학회추계학술발표논문, 2000.
- 박춘래·김성민, "법인세율 인하와 이익관리", 「회계학연구」, 제21권 제4호, 1996.
- 박춘래·김성민, "최저한세 시행전후 기업들의 세무조정 형태", 「회계학연구」 제20권 제4호, 1995.
- 박춘래·장호영, "최저한세 제도의 과세공평성 분석", 「회계학연구」 제19호, 1994.
- 백원선·최관, "이익조정과 법인세 최소화 동기",「회계학연구」 제24권 1호, 1999.
- 변용환, "조세공정성에 대한 납세자의 인식기준", 박사학위논문, 고려대학교 대학원, 1990.
- 서성욱, "최저한세제도의 유효성에 관한 연구", 박사학위논문, 계명대학교 대학원, 1997.
- 심한택, "최저한세제도의 도입에 따른 기업특성별 조세부담과 이익조정", 박사학위논문, 영남대학교 대학원, 1999.
- 윤건영·임주영, "조세지원제도의 현황과 개선 방향", 「한국조세연구원」, 1993.
- 이만우, "공평성과 효율성의 제고에 중점을 두어야", 「공인회계사」, 1993.

- 이양현·김지범·김창수, "조세감면규제법 개정이 조세감면비율과 수평적공평성 에 미친 영향", 「세무학연구」제14호, 1999.
- 임주영, "균등희생가설에 따른 개인소득세의 수직적 형평성에 관한 연구", 「한 국조세연구원」, 1996.
- 장기용, '최저한세가 법인세 유연화와 이익유연화에 미치는 영향에 관한 실증적 연구', 「세무학연구」, 제12호, 1998.
- 장호영, "최저한세제도의 과세공평성 향상에 관한 연구", 박사학위논문, 동아대학교, 1994.
- 전규안, "기업특성이 조세부담에 미치는 영향",「회계학연구」제22권 제4호, 1997.
- 전규안, "법인세부담의 공평성과 기업특성요인에 관한 연구", 박사학위논문, 서울대학교 대학원, 1997.
- 전규안, "조세부담의 공평성 분석", 「세무학연구」제 11호, 1998.
- 정충영·최이규, 「SPSSWIN을 이용한 통계분석」, 무역경영사, 2001.
- 조달영,「법인세정해」, 조세통람사, 2000.
- 채종화, "법인세율의 변경과 법인세 평준화 성향에 관한 연구", 「세무학연구」 제11호, 1998.
- 현진권·나성린, "우리 나라 세제의 형평성 측정", 「경제학 연구」41-3호, 1993.

국 외 문 헌

- Anderson, K. E, "A Horizontal Equity Analysis of the Minimum Tax Provision: An Empirical Study," *The Accounting Review*(July), 1985.
- Arlinghaus, B. P., "An Evaluation of the Impact of the Minimum Tax Provisions on Tax Equity," Doctoral Dissertation (University of Cincinnati), 1978.
- Bazley, J. D. & J. C. Tripp, "The Corporate Alternative Minimum Tax: Impacts on Financial Reporting," *Accounting Horizons 3* (March), 1989.

- Beidleman, C. R., "Income Smoothing; The Role of Management," *The Accounting Review* 48(October), 1973.
- Boynton, C. E., P. S. Dobbins & G. A. Plesko, "Earnings Management and the Corporate Alternative Minimum Tax," The Journal of Accounting Research(Supplement), 1992.
- Choi, W. W., J. D. Gramlich, and J. K. Thomas, "Earnings Management in Response to the Book Income Adjustment of the Corporate Alternative Minimum Tax," Working Paper, Columbia Business School., 1991.
- Dechow, P., R. Sloan, & A. Sweeney, "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, 1995.
- Defond. M., and J. Jiambalvo, "Debt covenant violation and manipulation of accruals," *Journal of Accounting and Economics* 17(January), 1994.
- Dhaliwal, D. & S.W. Wang, "The Effect of Book Income Adjustment in the 1986 Alternative Minimum Tax on Corporate Financial Reporting," *Journal of Accounting and Econimic* 15(March), 1992.
- Dhaliwal, D. S., "The Effect of the Firm's Capital structure on the Choice of Accounting Methods," *The Accounting Review* 1(January):, 1980.
- Dhaliwal, D.S., G.L. Salamon and E.D. Smith, "The Effect of Owner versus Management Control on the Choice of Accounting Methods," *Journal of Accounting and Economics* 4, 1982.
- Feldstein, M., "On the Theory of Tax Reform," *Journal of Public Economics* 6(July~August), 1976.
- Gramlich. J., "The Effect of the Alternative Minimum Tax Book Income Adjustment on accrual Decisions," *The Journal of American Taxation Association* 13(Spring), 1991.
- Grasso, Lawrence P. and Peter J. Frischmann, "Measuring Horizontal Equity: A Regression Approach," The Journal of American Taxation Association 14(Fall), 1992.
- Guenther, D. A., "Earnings Management in Response to Corporate Tax Rate Change: Evidence from the 1986 Tax Reform Act," *The Accounting Review* Vol. 69, No. 1(January), 1994.

- Healy, P. M., "The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions," *Journal of Accounting & Economic*, 1985.
- Jones, J. J., "Earnings Management During Import Relief Investigations," Journal of Accounting Research 29(Supplement), 1991.
- Lopez, T.J., P.R. Regier, and T.Lee, "Identifying Tax-Induced Earnings Management Around TRA86 as a Function of Prior Tax-Aggressive Behavior," *The Journal of the American Taxation Association* (Fall), 1998.
- Madeo, S. A. & L. A. Madoe, "Some Evidence on the Equity Effects of the Minimum Tax on Individual Taxpayers," *National Tax Journal*(December), 1981.
- Manzon, G. B., "Earnings Management of Firms Subject to the Alternative Minimum Tax," *The Journal of American Taxation Association* (Fall), 1992.
- Northcut, W. D., and C. C. Vines, "Earnings Management in Response to Political Scrutiny of Effective Tax Rate," *The Journal of the American Taxation Association* (Fall), 1998.
- Nozick, R., Anarchy, State and Utopia, New York; Basic Books, 1974.
- Pierce, B. J., "Homeowner Preferences: The Equity and Revenue Effects of Proposed Changes in the Status quo," *The Journal of American Taxation Association* 10(Spring), 1989.
- Rosen, J. and S. Sadan, "Smoothing Income Numbers; Objectives and Implication", Addison-Wellesley, 1981.
- Scholes, M. S., and M. A. Wolfson, *Taxes and Business Strategy: A Planning Approach*, Prentice-Hall, Inc., 1992.
- Scholes, M., P. Wilson, and M. Wolfson, "Tax Planning, Regulatory Capital Planning and Financial Reporting Strategy," *The Review of Financial Studies* Vol. 3(4), 1990.
- Subramanyam, K.R., "The Pricing of Discretionary Accruals," *Journal of Accounting* and *Economics* 22(Aug./Dec.), 1996.
- Teoh, S., T. Wong, and G. Rao, "Incentives and Opportunities for Earnings Management in Initial Public Offerings, Working Paper, University of Michigan, 1994.

- Wang, S. W., "The Relationship Between Financial Reporting Practices and the 1986 alternative Minimum Tax," *The Accounting Review* 69(July), 1994.
- Watts, R.L., and J.L. Zimmerman, "Positive Accounting Theory: A Ten Year Perspective," *The Accounting Review*, January 1990.
- Wilkie, P. J., "Corporate average effective tax rates and inferences about relative tax preferences," *The Journal of American Taxation Association* 14(Spring), 1992.
- Zmijewski, M. E. & R. L. Hagerman, "An Income Strategy Approach to the Positive Theory of Accounting Standard Setting/Choice," *Journal of Accounting and Economics* 3, 1981.

