



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

2014년 2월  
박사학위 논문

법인세부담 완화를 위한  
전략적 회계선택에 관한 연구

조선대학교 대학원

회 계 학 과

박 성 각

법인세 부담 완화를 위한 전략적  
회계선택에 관한 연구

A study on the strategic selection of accounting  
method for mitigating corporate tax burden

2014년 2월 25일

조선대학교 대학원

회 계 학 과

박 성 각

법인세 부담 완화를 위한 전략적  
회계선택에 관한 연구

지도교수 김 문 태

이 논문을 경영학박사 학위신청 논문으로 제출함

2014년 2월

조선대학교 대학원

회 계 학 과

박 성 각

# 박성각의 경영학 박사학위 논문을 인준함.

심사위원장	전남대학교	교수	<u>위준복</u>	인
심사위원	군산대학교	교수	<u>최강득</u>	인
심사위원	조선대학교	교수	<u>김승용</u>	인
심사위원	조선대학교	교수	<u>조승제</u>	인
심사위원	조선대학교	부교수	<u>김문태</u>	인

2013년 12월

조선대학교 대학원

# 목 차

표 목 차 .....	i
ABSTRACT .....	ii
제1장 서론 .....	1
제1절 연구의 목적 .....	1
제2절 연구방법과 범위 및 논문의 구성 .....	3
제2장 이론적 배경 및 선행연구의 검토 .....	5
제1절 법인세율의 추정 .....	5
1. 한계유효세율 .....	5
2. 유효법인세율 .....	11
제2절 전략적 회계선택에 대한 선행연구: 이익관리 개괄 .....	15
1. 이익관리의 일반적인 동기 .....	15
2. 이익관리의 방법 및 수단 .....	22
가. 자산처분에 의한 이익관리 .....	22
나. 연구개발 지출의 회계처리에 의한 이익관리 .....	24
다. 대손충당금의 재량적 조정에 의한 이익관리 .....	27
3. 이익관리의 통제수단 .....	28

가. 외국인 투자자에 의한 이익관리 통제 .....	28
나. 신용평가기관에 의한 이익관리 통제 .....	29
다. 감독기관에 의한 이익관리 통제 .....	30
라. 기업지배구조에 의한 이익관리 통제 .....	33
4. 법인세 관련 이익관리의 동기 및 수단에 관한 선행연구	34
가. 법인세율 인하조치와 이익관리 동기 .....	34
나. 법인세 평준화에 의한 이익관리 동기 .....	35
다. 재무보고 전략과 세무보고 전략의 상충과 이익관리에 관한 연구 .....	40
라. 법인세 부담과 이익관리 연구 .....	41
마. 법인세 관련 이익관리 수단: 연구개발비 회계처리를 중심으로 .....	45
제3절 보고이익 수치의 비정상적 분포에 관한 연구 .....	46

## 제3장 연구방법론 .....

제1절 연구가설의 설정 .....	52
제2절 가설 검증모형의 설계 .....	54
1. 변수의 설정 .....	54
가. 재량적발생액의 추정 .....	54
나. 둘째 자리 이익숫자 .....	55
다. 법인세 부담의 측정 .....	56
라. 법인세 인하연도의 정의 .....	57
마. 목표이익의 측정 .....	57

2. 연구모형의 설계 .....	58
3. 표본의 구성 .....	60
제4장 실증분석 .....	63
제1절 기술통계량 .....	63
제2절 상관분석 .....	64
제3절 평균차이분석 .....	65
제4절 법인세 부담이 이익관리에 미치는 영향 .....	68
1. 선형회귀분석 결과 .....	68
2. 로짓분석 결과 .....	71
제5절 민감도 분석 .....	73
제6절 추가분석: 재량적 발생액의 절대값에 대한 회귀분석 .....	77
제5장 요약 및 결론 .....	80



# 표 목 차

<표 1> 표본의 선정기준 .....	60
<표 2> 표본의 업종-연도별 분포 .....	61
<표 3> 주요변수의 기술통계량(n=3,954) .....	63
<표 4> 상관분석표(n=3,954) .....	64
<표 5> ETR 중위수 구분에 의한 평균차이 분석 .....	66
<표 6> $\Delta$ ETR 중위수 구분에 의한 평균차이 분석 .....	66
<표 7> 목표이익 달성 여부에 의한 평균차이 분석 .....	66
<표 8> 법인세 인하연도에 의한 평균차이 분석 .....	67
<표 9> 선형회귀분석-전체 표본 .....	69
<표 10> 선형회귀분석-법인세 인하가 예상되는 경우 .....	69
<표 11> 선형회귀분석-목표이익이 달성되었을 경우 .....	69
<표 12> 로짓분석 결과-전체 표본 .....	71
<표 13> 로짓분석 결과-법인세 인하가 예상되는 경우 .....	71
<표 14> 로짓분석 결과-목표이익이 달성되었을 경우 .....	72
<표 15> 민감도 분석-성과를 반영한 재량적 발생액에 대한 분석 .....	74
<표 16> 민감도 분석-감가상각비를 반영한 법인세 부담에 대한 분석 .....	74
<표 17> 추가분석-재량적 발생액의 절대값에 대한 분석(전체 표본) .....	77
<표 18> 추가분석-재량적 발생액의 절대값에 대한 분석(법인세 인하가 예상되는 경우) .....	78
<표 19> 추가분석-재량적 발생액의 절대값에 대한 분석(목표이익이 달성되었을 경우) .....	78

# ABSTRACT

## A study on the strategic selection of accounting method for mitigating corporate tax burden

Park, Sung Gak

Advisor : Prof. Kim, Moon-Tae, Ph. D

Dept. of Accounting

Graduate School, Chosun University

### Abstract

The study aims to examine whether 1) the managers manage reported earnings to mitigate the tax burden 2) the managers attempt to defer earnings before tax rate reductions 3) the managers manage tax expense to reach earnings targets. The study sets three hypotheses, whose main point is that reported earnings are smaller under higher tax burden. In short, this study assume that managers sometimes should make decisions which way to regard more important either financial reporting costs or tax costs.

To test the hypotheses, the models include the discretionary accruals(DA) and the second digit earnings numbers(SDEN) as dependent variables. Also the test models contains the effective tax rates(ETR) and the change of ETR( $\Delta$ ETR) as a main independent variable, and other control variables are included such as debt ratio(DEBT), firm size(SIZE) and block-holders(BLOK).

To test if the managers intend to minimize the reported earnings because of high tax burden, the study uses two types of regression model, the multiple regression model and the logistics regression model. The test sample consists of 3,954 firm-year data, selected from the KRX listed companies of the fiscal year

during 2003–2012.

The study concludes the followings:

First, ETR and  $\Delta$ ETR negatively effects on the DA. This means that the manager intend to make reporting earnings downward to lighten the tax burden.

Secondly, ETR and  $\Delta$ ETR positively effects on the SDEN. This result shows that the managers don't choose the way to report round up earnings in order to mitigate the tax burden.

Thirdly, the additional tests by sensitibility analysis and absolute DA report the same conclusion showing the robust outcomes.

# 제1장 서론

## 제1절 연구의 목적

기업의 경영성과는 회계이익에 의해서 파악되며, 회계이익을 근거로 다양한 부수적 경제활동이 파급된다. 특히 회계이익 중 순이익(net income)은 포괄손익계산서의 가장 아래에 있다는 이유로 'bottom line earnings'이라고 언급되기도 한다. 순이익은 여러 계산과정을 통한 최종 성과의 산물이기 때문에, 잠정적으로 보고이익의 추정과정상 회계선택을 통한 이익조작의 가능성이 내재되므로, 이해관계자는 정보를 이용함에 있어서 세심한 분석이 필요하다. 물론 회계정보의 생산자이자 공급자인 기업(혹은 그 책임자인 경영자)은 회계정보의 유용성을 제고시키기 위하여 신뢰성을 확보해야하는 사회적인 공감도 소홀히 해서는 아니될 것이다.

이처럼 회계시스템의 최종정보로써 순이익은 '주주의 몫'으로써 일부는 배당을 통해 주주들에게 직접적으로 배분되는 형태로 사외로 유출되거나, 나머지는 이익잉여금으로 회사 내부에 쌓여 재투자를 위한 자본으로 유보되기도 한다. 주주와 투자자는 이를 근거로 기업의 지속성장을 가늠하고 미래의 현금흐름을 유입할 수 있는 가치투자의 정보로 인식한다. 만일 적절한 투자대상을 찾지 못하여 이익을 사내에 유보하는데 비중을 둔다면 향후 사업의 성장성 또는 신규 사업진출의 여부가 불투명할 뿐만 아니라 미래 현금흐름을 유입할 수 있는 자기자본이익률(ROE)이 감소할 것이다.

한편, 기업은 결산기말 이후 세무조정을 가한 미지급법인세를 설정한 후 차기 3개월 이내에 신고와 함께 납부하게 된다. 즉 기업은 존속기간 동안 다양한 유형의 조세 및 준조세 등 조세비용(tax costs)을 부담하게 된다. 이때 납부세액은 과세소득에 의하여 결정되며, 과세소득은 재무회계시스템에서 보고된 이익에서 기초한다. 조세비용은 현금 유출을 수반하여 기업가치의 하락을 조장하게 되므로 경영자는 주어진 조건 하에서 조세비용을 최소화하려고 노력할 것이다<sup>1)</sup>. 그런데 조세비용의 최소화는 과세소득의 감소를 의미하며 이는 이익의 감소를 통하여 이루어지므로 재무보고비용의 증가 요인이 된다. 여기에서 재무보고비용과 조세비용 간에는 상충관계(trade-off)가 존재한다는 점을

---

1) 주현기(1993)에 의하면, 경영자는 법인세를 결정할 때 세무조사를 면할 정도로 법인세를 조절하여 장기적으로 법인세를 평균화하려는 유인을 갖는다. 이는 적절한 수준의 이익을 보고하여 미래의 조세마찰(예를 들어 세무조사)위험을 방지하려는 의도가 포함되어 있다.

알 수 있다. 회계정보의 이용측면에서, 재무회계가 생산하는 회계이익은 세무당국만 활용하는 정보가 아니고 기업외부의 다양한 이해관계자들과 밀접한 관련을 맺고 있다. 특히 주주나 투자자 등 자본시장의 이해관계자들은 기업의 보고이익에 민감하게 반응하기 때문에(Ball and Brown, 1968; Beaver, 1968) 경영자가 이익을 감소시켜 보고하기는 어려울 것이다. 즉, 보고이익을 감소시켜 보고함으로써 발생하는 제반비용인 재무보고비용(financial reporting costs)을 부담하기 보다는 보고이익의 증가 유인에 매력을 가지게 될 것이다(위준복·김문태, 2005).

요컨대, 회계이익과 과세소득은 서로 다른 산출기준인 기업회계기준과 세법을 각각 적용하지만, 양자는 밀접한 연관을 가지고 있다. 납세액의 결정 근간인 과세소득은 회계이익을 기준으로 하여 조정하기 때문이다.

이러한 상충관계가 존재하는 경우에 기업의 재무보고전략 또는 세무전략은 일관된 하나의 방향으로만 결정될 수는 없다. 더구나 이익관리라는 선택적 수단을 활용할 수 있는 여지가 존재한다면 상황에 따라 경영자의 선택 방향은 달라질 수 있는 것이다. 만일 경영자가 회계이익에 대한 시장반응을 두려워하지 않으면 조세비용 증가를 초래하는 이익의 증가를 추구하지 않을 것이며, 반대로 조세비용보다는 재무보고비용을 더 중시한다면 법인세 부담의 증가를 감수하면서 이익을 상향조정하고자 할 것이다(위준복·김문태, 2005).

법인세 부담과 이익조정의 관련성은 회계기간(기초, 기중, 기말), 경영상황(차입, 배당, 신규상장 등)이나 시장기대 등 제반 경영의사결정 상황에 따라 성격을 달리할 수 있다. 일반적으로 경영자는 이익의 상향보고정책을 우선 추구하여 재무보고비용을 최소화하고자한다(최관·최국현, 2003). 최기호(2004)도 상장기업에서 재무보고비용의 최소화가 우선 수행되고 이차적으로 조세비용을 최소화 한다는 논리를 전개하였다. 또 재무보고비용과 세무보고비용의 최소화가 독립적으로 이루어진다고 보고 이를 '부분적 상충관계'로 명명하였다. 그러나 법인세는 회계기간 기말의 최종산물인 이익에서 기인되므로 당기의 이익이 크면 법인세 부담은 커질 수밖에 없다. 이때 경영자는 이 법인세 부담을 회피하려는 유인을 갖게 되며 따라서 적정수준의 이익보고전략을 강구할 것이다. 이러한 점으로 인하여 다른 목적이나 상황에 의하여 수행되는 이익정책과는 다를 수 있다는 것이다(위준복·김문태, 2005).

이와 같은 맥락에서 본 연구는 우선 법인세 부담과 전략적 회계선택의 설명관계를 규명하고자 한다. 전략적 회계선택은 이익조정의 대응변수로 재량적 발생액을 통하여 검증하였으며, 나아가 보고이익의 둘째자리 숫자가 의도적으로 조정되는지 여부를 살

펴보았다. 또한 본 연구는 법인세 인하 연도에 대한 위 재량적 발생액과 둘째자리 이익보고 수치의 연관성을 검증하였으며, 목표이익 달성여부에 따라 법인세 부담과 이익조정의 설명관계를 분석하였다.

궁극적으로 본 연구는 법인세 부담의 크기에 따라 재무보고비용의 전략적 선택차원을 분석하고자 한다. 이는 보고이익에 대한 시장압력, 법인세 인하의 활용, 목표이익의 달성여부에 따라 법인세 부담이 과중하다고 판단되면 경영자는 보고이익의 하향관리를 의도할 것이며, 반대의 경우에는 보고이익의 상향관리를 추구할 것으로 전제하고 있다.

본 연구는 법인세 부담으로 인한 이익조정에만 한정하여 연구를 수행한 선행연구(위준복·김문태, 2005)를 확장하여, 법인세 인하와 목표이익 달성여부에 따라 법인세 부담 의도가 다를 수 있는 추론을 반영한 연구로써 의의가 있다고 본다.

## 제2절 연구방법과 범위 및 논문의 구성

본 연구는 귀납적 접근방법으로서 자본시장을 대상으로 법인세 부담에 따른 이익관리 변수와의 설명관계를 실증분석 하고자 한다. 구체적으로 전통적인 성과측정치인 순이익에서 이익관리의 대용변수인 재량적 발생액을 추정하여 법인세 부담과의 설명관계를 규명할 것이다. 또한 순이익 보고 숫자의 둘째 자리의 절상(round-up) 현상을 이익관리의 대용변수로 간주하고 이에 대한 법인세 부담과의 설명관계도 검증하고자 한다. 이에 대한 결과는 단변량 상관분석, 평균차이분석, 선형회귀분석과 로지스틱 회귀분석(로짓분석)으로 제시하였다. 추가적으로 성과를 반영한 재량적발생액을 추정하고 법인세 부담변수를 다른 측정치로 산출하여 실증분석한 민감도 분석과 재량적 발생액의 절대값을 이용한 분석을 수행하였다.

본 연구의 수행에 필요한 표본은 NICE평가정보(구, 한국신용평가정보(주))에서 제공하는 KIS-VALUE Data Base를 통하여 입수하였다. 연구대상 기간은 최근 자료를 활용하여 결과해석의 오류를 최소화하고 기업특성과 법인세 전략을 반영할 수 있는 2003년부터 2012년까지 10년으로 한정하였다. 또한 1) 금융업을 제외한 제조업 2) 2003년~2012년 계속 상장된 기업 3) 결산일이 12월 31일인 기업 등의 조건을 모두 만족하는 기업으로 대상을 국한하였다. 1)은 회계원칙의 적용이나 재무제표의 보고형태, 계정과목 등에서 일관성을 도모하고자 금융업을 배제하였으며, 2)는 기업의 존속기간과 비례

하는 세무관습이나 추납·환급 등의 조정사항 등을 반영하고자 적용하였다. 3)은 세법의 개정에 따른 효과를 통제하여 표본기업의 동질성을 유지하기 위해서이다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 법인세 부담에 관한 이론적 배경 및 이익관리에 대한 선행연구를 고찰하고, 3장에서 가설설정 및 가설검증 모형의 설계 등 연구방법론을 제시하였으며, 4장에서는 실증분석 결과를 제시하고, 5장에서 연구결과 및 한계점을 기술하였다.

## 제2장 이론적 배경 및 선행연구의 검토

### 제1절 법인세율의 추정

#### 1. 한계유효세율<sup>2)</sup>

한계유효세율(marginal effective tax rate)은 기업이 한 단위의 자본을 투자하는 데 요구되는 수익 중에서 투자자에게 돌아가지 않고 정부에 귀속되는 부분의 비중으로 정의되며, Shevlin(1990)이 제시하고 Graham(1996b)에 의하여 보다 구체화된 측정방법을 응용하여 측정하였다. 따라서 한계유효세율은 법정세율뿐만 아니라 기업의 법인세 부담을 결정하는 감가상각의 현재가치, 투자세액공제 등의 세법 조항들이 반영된다. 그러나 한계유효세율은 활용가능한 자료의 제약으로 인해 일반적으로 손쉽게 추정할 수 없으며, 그 대안으로 법인세 납부액이 일정하게 규정된 소득에서 차지하는 비중으로 정의되는 평균유효세율을 사용하기도 한다<sup>3)</sup>.

법인세 한계유효세율은 법인세법에서 정하고 있는 법정세율에 의해 큰 영향을 받지만 법정세율과 동일하지는 않다. 한계유효세율은 기업들이 투자를 1단위 증가시킬 때 발생하는 수익에 대한 조세부담을 의미하지만, 법인세법에서 정하고 있는 세율 이외의 다른 소득공제 및 세액공제 등을 고려하고 있어서 법정 법인세율과는 다른 개념이다. 한계유효세율은 경제변수뿐만 아니라 세법상의 주요 제도가 반영되어 있기 때문에 한계유효세율을 구축하는 데 포함된 정책변수들이 기업들의 한계유효세율에 미치는 영향을 평가하는 데 중요한 자료가 된다. 그러나 기업이 직면하고 있는 한계유효세율은 관측되지 않고 기업의 재무제표에서 추정해야 한다. 그러한 추정에 가장 적합한 자료는 국세청과 개별 기업만이 가지고 있는 개별 기업의 납세자료와 부속서류들이다. 현실적으로 이러한 정보에 접근하는 것은 불가능하기 때문에 가능한 범위 내에서 기업들이 공개한 재무제표를 이용하여 기업들이 직면하고 있는 한계유효세율을 추정할 수밖에 없다.

2) 김학수(2009)의 연구보고서를 참조하여 재정리, 재기술함.

3) 일반적으로 기업 재무제표상에서 손쉽게 찾을 수 있는 법인세 차감 전 소득을 평균유효세율의 측정에 사용하지만, 기업의 경제적 소득과 회계상의 법인세 차감 전 소득에는 차이가 있다. 또한 회계상의 법인세 차감 전 소득과 세법상의 소득에도 차이가 있다. 이는 법인세법상 익금과 손금은 기업회계상의 수익과 비용의 정의와 정확히 일치하지 않기 때문이다.



재무제표를 이용한 한계유효세율 추정방법은 Gruber and Rauh(2007)에 기초하여 기업별 자본구조의 차이를 반영하여 각각의 보유 자산의 유형별로 한계유효세율을 추정한다. 기업 수준의 재무자료를 이용함으로써 얻을 수 있는 가장 큰 이점 중 하나는 기업별 재무구조와 자산보유구조를 파악하여 개별기업의 한계유효세율의 측정에 반영할 수 있으며 기존의 연구와는 달리 재무제표상에 나타나 있는 법인세 비용을 이용하여 한계유효세율에 큰 영향을 미치는 법정한계세율을 결정할 수 있다는 것이다. 기업의 재무제표상의 법인세 비용을 이용하면 중소기업도 높은 법정한계세율에 직면할 수 있으며 대기업도 낮은 법정한계세율에 직면할 수 있다. 기업들의 법정한계유효세율을 완벽하지는 않지만 일부는 정확하게 구분할 수 있다. 그러나 법인세법 중 투자세액공제 제도와 감가상각제도만을 반영하고 있을 뿐 여러 국가에서 운용되고 있는 최저한세(alternative minimum tax)와 같은 다른 조항을 포괄하지는 못한다는 단점도 있다.

최저한세는 한계투자자의 유인을 변화시킬 수 있지만 위에서 정의한 한계유효세율에는 반영되어 있지 않기 때문에 한계유효세율의 한계일 수 있다. 또한 개별 기업에서 공개한 재무제표만으로는 최저한세 적용 여부를 알 수 없다. 최저한세 적용 여부를 알기 위해서는 각종 비과세, 감면, 세액공제, 익금불산입, 소득공제 항목들에 대한 정보가 필요하지만 개별 기업들의 납세관련 부속서류가 공개되기 전에는 그러한 정보들을 알아낼 방법이 없다. 따라서 최저한세를 한계유효세율에 반영하지 못함으로써 투자자의 유인을 더 충실히 반영하지 못한다는 단점이 있다.

한계세율을 측정한 선행연구로, Shevlin(1990)은 시뮬레이션을 사용하여 1975년(200개 기업)의 한계세율을 추정하였다. 실증분석 결과에 의하면 한계세율은 평균 29.59%로 유효세율 19.23%와 상당히 차이가 있는 것으로 나타난다. 그러므로 유효세율은 한계세율의 대리변수로서 적합하지 않으며, 결손이 발생하였거나 이월결손금이 있는 기업의 한계세율이 평균 25.26%이어서 이월결손금이 있는 법인의 한계세율은 0이 아닌 경우가 많을 뿐 아니라 법인별 격차가 크다는 것을 확인하였다. 연구결과 시뮬레이션을 사용한 한계세율 측정치는 기업의 실제 사후과세이익을 사용하여 추정한 완전예측한계세율과 아주 유사한 결과를 나타내었다. 따라서 Shevlin(1990)의 시뮬레이션을 사용한 한계세율 측정방법은 한계세율에 대한 신뢰가능한 측정치를 제공한다고 본다.

Manzon(1994)은 조세가 부채의 조기상환에 미치는 영향을 분석한 연구에서, 이월결손금이 있는 기업의 한계세율을 추정하는 단순한 모형을 개발하였다. Manzon(1994)은 조세관련 기업특성이 부채의 기간별 변동에 미친 영향을 분석하였는데, 분석결과는 세금이 낮은 기업은 효율적으로 사용할 수 없는 이자감세수단(interest tax shields)을 줄이기 위하여 부채를

조기에 상환하고, 기업은 최적 수준을 초과하는 레버리지를 감소시키기 위하여 부채를 조기에 상환한다. 그리고 세금이 낮은(높은) 기업은 이익(손실)을 가져오는 부채조기상환을 선택할 가능성이 높다는 것이다. Manzon (1994)의 한계세율 추정치는 Shevlin(1990)의 시뮬레이션을 사용한 한계세율 추정치 보다 계산하기가 쉽다는 장점을 가지고 있다.

Graham(1996a)은 Shevlin(1990)의 연구를 확장하여, 시뮬레이션을 사용한 한계세율이 한계세율에 대한 최선의 대리변수인지 여부를 조사하였다. 시뮬레이션 절차는 연방 법인세법 규정에 따라 소급공제 및 이월공제의 특성을 포착하기 위하여 18년간의 과세소득의 예측과 22년 동안(3년은 역사적, 1년은 당해 연도, 18년은 예측)의 납부세액과 관련된다. 사용된 한계세율에 대한 대리변수에는 법정한계세율, 과세소득 또는 이월결손금의 여부에 대한 부호(sign)에 근거한 더미변수, 과세소득과 이월결손금의 여부에 따라 부호에 근거한 3분기 변수, 이월결손금공제와 조세이연의 연도수에 근거하여 Manzon(1994)이 개발한 변수, 그리고 유효세율에 대한 추정치 등이 있다. 분석결과는 시뮬레이션을 사용하여 추정한 한계세율은 진실한 한계세율(true marginal tax rate)에 대한 입수가능한 최선의 대리변수이며, 시뮬레이션을 사용한 한계세율을 입수할 수 없는 경우 계산하기 쉬운 3분 변수, 법정한계세율과 과세소득 더미변수가 합리적인 대안이라는 결론을 제시하였다.

기존의 국내 연구들은 한계유효세율을 추정하기 위해 기업유형별로 평균적 채원조달 구조와 자산보유구조를 기업경영분석과 같은 총계 수준의 거시자료로부터 구하고 기업의 법정유형에 따라 달리 적용되는 세법상 차이점을 반영하여 한계유효세율을 계산하고 있다. 결과적으로 기업유형별로 평균적 채원조달구조와 자산보유구조를 총계 수준의 자료로부터 먼저 가정하고 기업유형별 대표기업이 직면했을 것으로 예상되는 한계유효세율을 계산한 것이다. 또한 한계유효세율을 계산하는 데 필요한 법정한계세율은 대기업의 경우 높은 세율을 적용하고 중소기업의 경우 낮은 세율을 적용하고 있다. 또한 감가상각에 사용되는 기준 내용연수도 법인세법에서 허용하는 가장 짧은 내용연수를 적용하고 있으며, 기업의 할인율을 계산하지 않고 10%와 같은 특정 숫자로 가정하고 있다. 이러한 가정들은 모형구축의 비용으로 설명되고 있으며 산업별 한계유효세율의 분포를 제시하는 연구는 찾을 수 없다.

이준규(1997)는 Shevlin(1990)의 방법론을 사용하여 1989년(117개 기업)과 1990년(186개 기업)의 시뮬레이션 한계세율을 추정하고 실제 한계세율과 비교하였다. 분석결과 우리나라 상장기업의 한계세율은 대부분(88%) 법정최고세율과 같은 것으로 나타나, 소득이 발생하고 이월결손금이 없는 기업은 법정최고세율이 한계세율의 대리변수로 사

용될 수 있음을 보여주고 있다. 또한 결손금이나 이월결손금이 있는 기업의 한계세율은 평균 13%로 0에 가깝지 않다는 것을 확인하였다. 이준규(1997)의 연구에서는 시뮬레이션 한계세율과 실제 한계세율간에 통계적으로 유의한 차이가 없었으며 상관계수가 높은 것(1989년 0.82548, 1990년 0.86200)으로 나타나, 연구에서 사용된 한계세율 추정 방법을 관련연구에서 사용할 수 있을 것이라는 결론을 제시하고 있다.

고종권(2002)은 Shevlin(1990)과 Graham(1996)에서 논의된 추정한계세율이 한계세율의 대용치로 가장 우수한 예측치인지 여부와 추정한계세율을 이용할 수 없을 때 한계세율에 대한 대용치로 이용가능한 변수가 무엇인지를 파악하고자 하였다. 1989년부터 1993년까지의 5년간을 표본기간으로 한 연구결과는 Graham(1996)의 연구결과와 유사하게 추정한계세율이 한계세율의 대용치로 가장 우수한 것으로 나타났다. 완전예측한계세율을 비교기준으로 한 분석에서 추정한계세율은 다른 대용치들 보다 예측능력이 우수한 것으로 나타났다. 그리고 추정한계세율이 이용가능하지 않는 경우에는 법정세율이 완전예측한계세율에 가장 근접한 대용치로 나타났고, 다음으로 3분변수와 과세소득더미가 이용가능한 한계세율의 대용치로 나타났다. 반면, 이월결손금 더미변수와 Manzon(1994)이 개발한 변수, 유효세율 변수는 완전예측한계세율에 대한 설명력이 낮은 것으로 나타나 한계세율의 대용치로는 적절하지 않은 것으로 분석되었다.

노현섭 외(2004)는 우리나라의 법인세법 규정을 고려하고 기업의 재무자료를 사용하여 시뮬레이션을 사용한 한계세율을 측정하고, 시뮬레이션 한계세율 측정치를 기존연구에서 사용된 한계세율의 대리변수와 비교함으로써 시뮬레이션 한계세율이 합리적인 한계세율의 측정치인지 여부를 분석하였다. 분석결과를 요약하면, 시뮬레이션 한계세율이 완전예측 한계세율을 예측하는데 가장 우수한 측정치라는 것을 알 수 있으며, 시뮬레이션 한계세율을 추정하기 어려운 경우에는 법정한계세율, 4분변수, 3분변수, 과세소득 더미변수가 한계세율에 대한 대리변수로 이용가능한 대안이 될 수 있다는 것을 알 수 있었다.

신승묘(2005)는 내생성 문제를 통제한 한계세율 측정치를 구한 후 과연 이러한 한계세율 측정치가 높을수록 부채수준이 높은지 실증분석하였다. 한계세율은 Shevlin(1990)과 Graham(1996b)에서 제시된 측정방법을 응용하여 측정하였다. 그리고 이처럼 한계세율을 측정함에 있어서는 부채조달이 없었을 경우를 가정함으로써 한계세율의 내생성 문제를 피하도록 하였다. 실증분석한 결과, 내생성 문제를 통제한 한계세율 측정치가 높을수록 부채수준이 유의적으로 높게 나타났으며 이러한 결과는 분석대상기간을 달리한 모든 경우에서 일관되게 관찰되었다.

또한 내생성 문제를 통제하지 않고 통상적인 방식으로 구한 한계세율 측정치는 부채 수준과 음의 관계를 가지는 것으로 나타남으로써 한계세율의 내생성 문제가 존재함을 알 수 있었다. 이러한 결과는 조세부담이 부채수준에 영향을 준다는 기존연구 들에서의 실증결과와 부합하는 것이며, 아울러 부채수준에 대한 설명변수로서 한계세율을 사용하고자 함에 있어서는 내생성 문제를 통제하여야 함을 제시하였다.

고종권(2011)은 2009년에 이루어진 세율인하와 이월결손금 공제기간의 변화가 상장기업의 유동성과 한계세율, 부채조달의사결정에 미치는 효과를 분석하였고 추가적으로 표본기간에 대한 부채조달의 보수성 여부를 재검증하였다. 분석결과 상장기업에서 2009년에 최고세율을 3%p 인하함에 따른 유동성 개선효과는 평균 13.79억원이고 이월결손금 공제기간 연장에 따른 유동성 개선효과는 3.62억원으로 전체 유동성효과의 크기는 평균 17.41억원으로 나타났다. 이익기업과 손실기업으로 구분하여 분석하면 이익기업은 전체 유동성효과 17.58억원 가운데 세율인하 효과가 16.85억원인 반면 손실기업은 전체 유동성효과 16.99억원 가운데 이월결손금 공제기간 연장에 따른 효과가 11.02억원으로 나타났다. 따라서 2009년의 경우 법인세율 인하는 주로 이익기업에서, 이월결손금 공제기간의 연장은 손실기업에서 유동성을 개선하는 효과를 제공한 것으로 추정되었다. 상장기업 전체로는 2009년의 법인세율 인하에 따른 유동성 개선효과는 2조745억원, 이월결손금 공제기간 연장에 따른 유동성 개선효과는 5,453억원으로 유동성 개선효과의 총액은 2조6,198억원이며 상장기업 총자산의 0.24%에 해당하는 것으로 나타났다. 유동성 개선효과는 금융위기에 대응하여 정부가 2009년도에 기업의 투자를 활성화하고 경쟁력을 높이기 위해 세율인하와 이월결손금 공제기간 연장이라는 두 가지 정책대안을 제시한 것이 이익기업과 손실기업을 모두 고려한 것이라면 정부에서 기대한 유동성 개선효과가 소정의 성과를 거두고 있음을 의미한다. 특히 2009년의 경우 두 가지 정책을 동시에 사용됨으로써 이익기업은 주로 세율인하를 통해, 손실기업은 주로 이월결손금 공제기간의 연장을 통해 유동성을 개선하는 효과를 제공받은 것으로 추정되며 그 결과 이익기업과 손실기업간의 유동성 효과가 큰 차이를 보이지 않은 것으로 나타났다.

2009년의 법인세율 인하가 한계세율의 감소에 미치는 효과는 상장기업 평균 0.0203으로 추정되며 이월결손금 공제기간의 연장에 따른 한계세율 증가효과는 평균 0.0034로 추정되었다. 따라서 상장기업 전체로는 법인세율 인하로 인해 한계세율이 감소한 반면 이월결손금 공제기간이 연장됨에 따라 한계세율은 증가하여 두 효과가 한계세율에 미치는 영향은 일부 상쇄되는 것으로 나타났으며 순효과는 0.0169가 감소한 것으로

나타났다. 그러나 이익기업과 손실기업을 구분하면 이익기업은 법인세율 인하와 이월 결손금 공제기간의 연장에 따른 한계세율 증감의 순효과가 0.0235로 한계세율이 감소하는 반면 손실기업에서는 순효과가 0.0002로 0에 가까운 것으로 나타났다. 유동성 개선효과는 이익기업과 손실기업이 크게 다르지 않은 반면 한계세율에 미치는 효과는 큰 차이를 보이는 것으로 나타나 한계세율을 이용한 기업의 의사결정은 이익기업과 손실기업간에 차별적으로 나타날 것으로 예상된다. 2009년의 한계세율 감소에 대응하여 부채조달을 결정하는 경우 이익기업 전체로는 1조 7,200억원에 해당하는 부채를 감소해야 하는 것으로 추정된다. 손실기업의 경우에는 한계세율의 변화가 미미한 것으로 나타나 부채조달 의사결정에 영향을 미치지 못할 것으로 나타났다. 이익기업의 경우 한계세율의 변화에 대응하여 부채를 감소시키는 의사결정을 하는 경우 감소하는 부채의 총세금 효과는 3,200억원에 달하는 것으로 추정된다. 추가적으로 2008년과 2009년의 기업의 부채조달에 대한 보수성을 Graham이 제시한 kink를 이용하여 분석한 결과 유가증권상장기업에 비해 코스닥상장기업에서 부채조달을 보수적으로 하고 있으며, 손실기업의 kink는 이익기업의 30% 수준에 불과한 것으로 나타났다.

신승묘(2012)는 국내외 선행연구의 한계점을 개선함으로써 우리나라의 유가증권상장기업을 대상으로 하여 경영자 지분과 부채수준 사이에 대체효과가 존재하는지 그리고 이와 같은 대체효과가 한계세율의 크기에 따라 다른지에 대한 실증분석을 수행하였다. 아울러 부채수준과 경영자 지분 사이의 대체효과가 일방향적 인과관계로 인한 것인지 아니면 쌍방향적 인과관계로 인한 것인지 알아보았다. 주요 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 경영자 지분과 부채수준 사이에는 대체효과가 존재한다. 다시 말하여 부채수준이 높을수록 경영자 지분이 낮고 경영자 지분이 높을수록 부채수준이 낮다. 둘째, 경영자 지분이 높을수록 부채수준이 낮은 정도는 한계세율이 높을수록 더 크게 나타났다.

## 2. 유효법인세율<sup>4)</sup>

그 동안 세무회계 분야의 많은 연구들에서 기업특성의 차이에 따라 유효법인세율의 차이가 관찰되는가를 실증분석하였으며, 이때 유효법인세율의 차이를 야기하는 기업특성요인으로는 부채비율, 수출비율, 자본집약도, 기업규모 등이 언급되어 왔다.

유효법인세율은(effective tax rate, 이하 ‘ETR’로도 표기함)은 세전순이익에 대한 법인세 부담액의 비율을 말한다<sup>5)</sup>. 유효법인세율을 기업회계기준에 의해 법인세 부담액을 세전순이익으로 나누어 정의할 때 분자인 법인세 부담액은 법인세비용과 이연법인세자산·부채로 결정되고 세전순이익은 영업현금흐름과 발생액으로 구성된다.

유효법인세율의 이익구성요소는 영구적 재무보고이익-세무보고이익차이(이하 보고이익의 차이)를 포함한 ETR의 조정 효과를 포착한다. 그러나 ETR의 조정은 전략적 조세계획 및 조세 최적화 행위를 반영하고 장기적 효익을 유지할 수 있도록 제공한다. 외국 사례로, Enron Corporation은 조세회피(shelter)를 통하여 보고이익의 차이의 조사를 증가하고 그들의 이익의 질과 재무성과를 증가한다. 유효법인세율에는 조세혜택의 효과와 기업소득의 효과가 혼합되어 나타날 수 있으며 이로 인해 유효법인세율의 변동이 어떤 요인에 의해 야기되었는지에 대한 추정이 잘못 이루어질 수 있음이 보고되고 있다(Wilkie, 1988; 조현우, 2007). 즉, 조세혜택과 세전이익 사이에 완전한 비례관계가 성립되지 않을 경우 유효법인세율의 변동은 조세혜택의 변동뿐만 아니라 세전이익의 변동에 의해서도 발생할 수 있다는 것이다. 또한 최근 유효법인세율과 관련된 연구에서는 유효법인세율이 조세부담의 적절한 대용치(proxy)가 아님을 지적하고 있다(조현우, 2007).

유효법인세율을 법인세비용과 법인세차감전순이익으로 나누어 정의한다면, 유효법인세율의 분자를 구성하는 법인세비용과 분모를 구성하는 법인세차감전순이익은 모두 손익계산서 상의 항목으로서 당기순이익에 영향을 미치게 된다. 유효법인세율의 분자를 구성하는 법인세비용은 회계이익과 과세소득이 차이가 반영된 과세소득에 기업의

4) 김확열 외(2008), 김정호(2012)의 재기술

5) 법인세 부담액이란 법인세 산출세액에서 공제·감면세액을 차감하고 가산세를 더한 총부담세액(법인세 주민세 포함)을 말한다. 이는 기업회계기준에 이연법인세회계처리가 도입되기 전의 손익계산서상의 “법인세 등”으로 표시된 금액이다. 법인세등은 이연법인세회계처리가 도입된 후의 손익계산서상 “법인세비용”과는 다른 것인데, 법인세비용은 이연법인세차(대) 증감액을 가감함으로써 법인세 부담액으로 수정이 가능하다. 즉, 법인세비용에 이연법인세차 증가액(감소액)을 더하고(차감하고), 이연법인세대 증가액(감소액)을 차감하면(더하면) 법인세 부담액을 산출할 수 있다(김확열 외(2008)의 재기술).

한계세율을 적용하여 계산한 법인세 부담액과 회계이익과 과세소득의 일시적 차이에 대한 법인세효과인 이연법인세자산.부채로 결정된다. 법인세비용을 이용하여 보고이익을 조정하려는 경영자는 이연법인세 자산의 실현가능성에 부여된 재량권을 최대한 활용할 것으로 보인다. 유효법인세율의 분모를 구성하는 법인세차감전순이익에는 영업현금흐름과 발생액에 대한 정보를 내포하고 있다.

이익의 질(earnings quality)과 관련된 선행연구들에 의하면 회계이익에 발생액이 많이 포함되어 있는 경우에는 이익의 질이 낮을 수밖에 없다는 것이 일반적인 견해이다. 따라서 당기순이익의 변화와 직접적인 관계를 갖는 유효법인세율의 구성요소에 대한 변화는 이익의 질적인 측면에서 매우 중요한 역할을 하게 된다(조현우, 2007). 유효법인세율은 조세부담액의 계산에 있어서 소득이 발생한 연도에 부담 외형조세의 절대치만을 고려한 것이기 때문에 조세부담 정도를 나타내는데 적합하지 않다는 견해도 있다(이준규·이은상, 2001; 고종권, 2002).

김확열 외(2008)는 시장에서 유효법인세율 변동정보의 함축적 의미를 인식하고 있는지를 분석한 결과, 주식시장 참여자들이 주식가격을 결정할 때 유효법인세율 변동 정보의 의미를 효율적으로 평가하지 못하고 있음을 알 수 있었으며, 이는 유효법인세율 변동 정보에 대한 시장의 가격결정보류(mispricing)를 이용한 헷지포트폴리오 투자전략 시 유의한 초과수익률을 창출할 수 있는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 주식시장참여자들이 유효법인세율의 변동 정보에 대한 유용성을 인정하고 기업가치를 평가함에 있어서 실질적 경제적 의미를 갖는지 여부를 파악함으로써 유효법인세율변동의 정보 유용성을 확대하였으며, 이런 정보의 의미를 인식하고 투자할 수 있는지에 대해 분석한 것은 의의가 있다고 하겠다.

김정호(2012)는 우리나라의 일반적으로 인정된 회계원칙이 종전의 기업회계기준(KGAAP)에서 국제회계기준(K-IFRS)으로 변화함에 따라 K-IFRS의 도입이 이를 조기적용한 기업의 법인세비용과 유효세율에 어떠한 영향을 미치는지를 동일기업과 동일기간을 대상으로 서로 다른 회계기준을 적용하여 실증분석하였다. 2009년과 2010년에 각각 K-IFRS를 조기 적용한 기업을 중심으로 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, K-IFRS를 조기 적용한 별도재무제표 작성 기업들 중 당기순이익 등이 음(-)인 기업을 제외한 기업들의 K-IFRS에 의한 법인세비용은 KGAAP에 의한 법인세비용보다 유의하게 줄어들고 있는 것으로 나타났다. 둘째, K-IFRS를 조기 적용한 기업의 유효세율은 K-GAAP에 따른 유효세율보다 줄어들었으나 그 차이가 유의하지 않았다.

유효법인 세율의 측정에 대한 선행연구는 다음과 같다. Fullerton(1984)은 광의의 유효

효세율의 정의를 유효세율 (유효법인세율)과 한계세율(한계법인세율)로 분류하고 각 세율의 적절한 측정과 이용에 대하여 논의하였으며, 한계세율이 유효세율과 상이할 것으로 예상되는 이유로 법인세비용률의 세율체계, 투자세액공제와 감가상각누계액, 세법 변경, 인플레이션, 자본조달방법 등을 제시하였다. 이는 유효세율이 이익흐름을 측정하는 데 있어서 적절한 측정치이고, 한계세율은 투자유인을 측정하는 데 적절한 측정치라고 주장하였다.

Spooner(1986)는 재무제표자료를 이용하여 유효세율을 측정한 선행연구들을 정리하고 유효세율의 측정에 대한 개선안을 제시하였다. 재무제표자료를 이용하여 유효세율을 계산하는 것과 관련하여 표본선정 문제, 산업분류 문제, 근로소득세 및 소비세와 같은 다른 조세를 포함에 따른 문제, 조세와 이익 간의 관계에 따른 문제, 외국납부세액과 외국납부세액공제 간의 차이에 따른 문제, 손실이 발생한 기업을 포함하는 것과 관련된 문제 등을 제시하였다.

Omer et al.(1991)은 유효세율을 측정하는데 관련된 실증 정절차를 논의하고, 선행연구에서 사용된 유효세율의 측정치를 분석하였다. 각각의 유효세율 측정치 수준에 따라서 기업의 순위를 비교 분석한 결과 이러한 순위는 이용된 유효세율 측정치에 따라서 민감한 것으로 나타났다. 또한 이연법인세비용의 보고방식의 차이가 기업규모와 관련될 수 있다는 것을 시사하였다.

국내 연구로, 노현섭(1997)은 1984년부터 1993년까지 상장기업을 대상으로, 선행연구에서 사용된 유효세율 측정치를 요약하여 경제적 세율, 매출총이익률 및 회계이익률을 중심으로 측정하였다. 분석 결과 대기업의 유효세율이 소기업의 유효세율보다 낮은 것으로 나타났으며, 이러한 분석결과는 법인세비용 감면과 산업별 조세부담의 차이에 기인하는 것으로 제시하였다. 이들 측정에 대한 정의는 크게 세 가지로 요약된다. 첫째, 기업이 당기의 법인세비용을 다양한 보고이익(매출총이익, 법인세비용차감전순이익)으로 나누어 계산한 유효세율이다. 법인세비용을 매출총이익으로 나눈 유효세율과 법인세비용을 법인세비용차감전순이익으로 나눈 유효세율로 구분된다. 여기서 법인세비용은 개념상 이익에 비례하고, 법인세비용차감전순이익은 법인세 산정의 근거가 되는 과세표준에 가장 가까운 보고이익이다. 둘째, 기업의 조정 후 법인세비용을 다양한 보고이익으로 나누어 계산한 유효세율이다. 기업의 법인세비용을 산정하기 위하여 결산재무제표의 순이익에 세무조정을 통하여 과세소득을 계산한 후 기한 내에 법인세비용을 산출하여 납부한다. 법인세비용을 신고납부한 후 정부의 법인세비용에 관한 조사 및 결정에 의하여 소득이 과소신고 또는 누락된 경우에는 법인세비용을 추가 징수하며,



반대로 과오 납부한 경우에는 법인세비용을 환급하여 준다. 따라서 조정 후 법인세는 당해 연도 포괄손익계산서의 법인세 비용 등에 다음 연도의 이익잉여금처분계산서의 법인세 추납액을 가산하고 법인세환급액을 차감하여 계산한다. 조정 후 법인세비용을 매출총이익으로 나눈 유효세율과 조정 후 법인세비용을 법인세비용차감전 순이익으로 나눈 유효세율로 구분된다. 마지막으로, 기업의 납부한 당기법인세를 당해기간의 다양한 현금흐름으로 나누어 계산한 유효세율이다. 여기에는 법인세비용을 당기순이익과 감가상각비의 합으로 나눈 유효세율과 법인세비용을 영업활동으로 인한 현금흐름으로 나눈 유효세율이 있다.

한편 김갑순·정종욱(2009)은 우리나라의 법인세법 규정을 반영한 기업의 세무자료를 사용하여 한계세율을 측정하였다. 그리고 세무자료를 기초로 산정한 실제한계세율 측정치를 기존 연구에서 사용된 한계세율 대리변수와 비교.평가함으로써 선행 연구에서 사용된 한계세율의 대체측정치가 한계세율에 대한 합리적인 대리변수인지 여부와 가장 적합한 한계세율 대체측정치가 무엇인지를 제시하고자 하였다. 또한 대체측정치 중 추정한계세율의 경우 기존의 논문들이 Shevlin(1996)의 연구방법론에서 제시한 방법에 따라 한계세율을 추정하였으나, 이는 미래 과세소득을 예측하기 위해서 복잡한 계산과정을 거쳐야 하고 시간과 비용이 많이 들기 때문에, 보다 쉽게 추정한계세율을 구할 수 있고 이렇게 계산된 추정한계세율의 예측능력이 우수하다면 보다 활용 가능한 대안치가 될 수 있지 않을까라는 가정하에 측정방법을 단순화하여 한계세율을 추정하였다. 이 외에 본 연구에서 사용된 한계세율 대리변수는 재무제표 자료를 사용한 대표적인 한계세율 측정치인 세전이익을 기초로 산정한 실제한계세율, 더미변수(법정세율, 과세소득 더미변수, 이월결손금 더미변수, 3분기 변수)와 유효세율 측정치를 사용하였다. 분석 결과 법정세율이 세무자료를 이용한 실제 한계세율과의 상관관계수가 높은 것으로 나타났으며, 추정한계세율 및 세전이익을 이용한 실제한계세율 순으로 높게 나타난 것을 알 수 있다. 대체측정치들의 세무자료를 이용한 실제한계세율에 대한 예측능력은 법정세율의 설명력이 가장 높고, 추정한계세율, 세전이익을 이용한 실제한계세율 순으로 유의한 설명력을 갖는 것으로 나타나 한계세율에 대한 이용 가능한 대안이 될 수 있다는 것을 알 수 있다. 이는 기존의 선행 연구들의 결과에서 세전이익을 이용한 실제한계세율(완전 예측한계세율)이 가장 우수한 대체측정치로 분석되었던 결과와는 다소 차이가 있지만, 이용 가능한 대안으로 제시되었던 대체측정치들이 모두 유의한 수준으로 나타났다는 면에서 대체적으로 유사한 분석 결과를 보여주었다 할 수 있겠다.

이런 면에서 본 연구에서 활용하려는 유효법인세율은 법인세 부담의 측정치로 활용하는데 큰 무리는 없다고 본다.

## 제2절 전략적 회계선택에 대한 선행연구: 이익관리 개괄<sup>6)</sup>

### 1. 이익관리의 일반적인 동기

다수의 선행연구는 경영자가 자신의 이해관계 및 사적 목적에 부합하려는 다양하고 자의적인 의도로 회계이익을 조정 또는 수정하였음을 밝히고 있다.

이익관리(earnings management)란, 기업이 인정된 회계기준(GAAP: Generally Accepted Accounting Principles) 안에서 회계기법을 의도적으로 선택하여 이용하는 의사결정을 말한다.<sup>7)</sup> Schipper(1989)는 이익조정을 “어떠한 사적인 이득을 얻을 의도를 가지고 외부에 재무보고를 하는 과정에 의도적으로 개입하는 것”(·purposeful intervention in the external financial reporting process, with the intent of obtaining some private gain(as opposed to, say, merely facilitating the neutral operation of the process...))이라고 정의하였다. 이익관리의 정의는 연구자에 따라 다소 차이가 있으나 결국은 경영자에 귀속될 “사적 의도”에 따라 회계이익에 “변화”를 초래하는 것을 말한다. 대부분의 선행연구에서도 경영자의 “사적 의도”에 초점을 두고 이익관리의 유인이 무엇인가에 따라 다음과 같이 이익관리의 가설을 정리하고 있다.

첫째, 이익유연화가설(income smoothing hypothesis)이다. 이 가설은 이익의 변동성이 주가수익률에 부정적으로 작용한다고 전제하고 경영자가 극심하게 높거나 낮은 이익을 고르고 안정된(또는 평균화된) 이익흐름으로 유도한다고 주장한다. DeFond and Park(1997)은 경영자의 이익평준화를 기업의 현재와 미래 성과간의 관계 속에서 파악하고자 하였다. 구체적으로, 기업들은 현재의 성과가 나쁘고 미래의 성과가 좋을 것으

6) 이에 관하여 권수영 외(2010)와 김문태(2004)의 연구를 참조·발췌하였다.

7) APB 의견서 제22호에 의하면 회계정책이란, 보고실체의 경영자가 일반적으로 인정된 회계원칙에 입각하여 재무상태 및 재무상태의 변동, 경영성과 등을 특정 상황에서 가장 적절하게 나타내기 위하여 대체적 회계원칙을 선택·적용하여 처리하는 과정으로 정의된다(최강득 외, 2000). 그러나, 이익조작(earnings manipulation)의 경우 GAAP를 위반하여 이익조정을 하는 것을 가리킨다. 대부분의 연구자들은 이익관리와 이익조작을 구분하는 실제적·경제적 실익이 없으므로 이 두 개념을 혼용하고 있다.

로 예상되는 경우에는 미래의 회계이익 중에서 일부를 현재 시점으로 빌려와 양(+)  
 재량적 발생액을 취하지만, 현재의 성과가 좋고 미래의 성과가 나쁠 것으로 예상되는  
 경우에는 현재의 회계이익을 저축하여 미래에 사용하기 위해서 음(-)의 재량적 발생액  
 을 취한다는 것을 보고하였다. Hunt et al.(1995)은 이익평준화가 주시가격에 미치는  
 영향을 분석하였는데, 이익평준화 현상이 클수록 주식시장에서 우호적인 반응을 받음  
 을 나타내었다. 이와 유사하게 송인만·이용호(1997)도 이익평준화 현상의 정보효과를  
 분석하면서 재량적 발생액, 특별이익 및 전기손익수정손실 등이 이익평준화의 주요 도  
 구로 사용된다는 것과 평준화도니 이익에 대하여 주식시장 참여자들이 우호적인 반응  
 을 보인다는 것을 보고하였다. 또한 송인만·최관(1992)은 회계변경과 이익평준화 현상  
 간의 관계를 분석하였는데, 기업들은 회계변경 후의 보고이익이 정상이익 또는 기대이  
 익에 가까워지도록 하는 방향으로 회계변경을 하는 경향이 있음을 보고하였다. 이 가  
 설을 지지하는 연구로는 Ronen and Sadan(1981), Trueman and Titman(1988), 위준복  
 (1988)등의 연구가 있다.

둘째, 경영자보상가설(management compensation hypothesis)이다. 경영자보상가설의  
 전제는 회계수치가 여러 계약관계의 근거가 된다는 실증회계학(positive accounting  
 theory)적 사고<sup>8)</sup>에서 이론적 근거를 찾는다. Healy(1985)에 의하면 경영자가 자신의  
 보상을 극대화하려는 유인으로 성과가 나쁜 경우에는 보상기준의 하한을 초과하기 위  
 해 이익증가정책을 추구하려는 발생액의 조정이 일어나며, 반대로 성과가 너무 좋아서  
 보상기준의 상한을 초과하는 경우에는 오히려 이익감소정책을 선택한다고 주장하였다.  
 비슷한 맥락에서 McNichols and Wilson(1988)은 경영자보상체계의 상·하한선과 관련  
 하지 않고 이익이 극심하게 높거나 낮을 때 이익을 감소하는 방향으로 발생의 조정이  
 나타남을 보고하였다. 이 외에 경영자보상가설을 지지하는 연구로는 Holthausen et  
 al.(1995), Gaver et al.(1995), 나종길(1996) 등을 들 수 있다.

셋째, 자본시장과 관련된 동기를 들 수 있다. 회계정보는 투자자와 재무분석가에 이  
 용되어 기업의 주가와 자본비용에 영향을 줄 수 있기 때문에 경영자는 이익을 조정하  
 여 자신의 부를 극대화하거나 주주의 부에 영향을 줄 수 있다. DeAngelo(1986)는 경영  
 자 매수(management buyout)에 앞서 경영자가 이익조정을 하는지 여부를 조사하였다.

8) 실증회계학은 로체스터(Rochester)학파가 중심이 되어 자본시장에 관한 회계학 연구의 한계점을  
 극복하려는 시도로 진행되어 왔으며 경영자가 선택한 회계기법의 동인이 무엇인지를 알아내려는  
 연구분야이다. Watts and Zimmerman(1986)은 실증회계이론의 세 가설로 경영자보상가설, 부채계  
 약가설, 정치적비용가설을 설정하였다.

경영자는 주식을 매입한 후 기업을 잘 운영하여 비싼 값으로 되팔거나, 기업의 자산이나 공장을 분리하여 매각하고 매각차익을 얻게 된다. 주식매수에 앞서 경영자는 기업의 이익을 하향조정하려는 동기를 가진다. 왜냐하면 기업이 이익이 기업가치를 평가하는데 사용되고, 또한 주가에 간접적으로 영향을 주므로, 이익을 하향조정하면 주가가 하락하여 주식을 좀 더 싸게 살 수 있는 가능성이 높아지게 때문이다. 그는 1973년부터 1982년까지 경영자 매수가 발생한 64개 기업에 대하여 이익조정 여부를 분석하였다. 이익조정 여부는 총발생액의 차이를 재량적 발생액으로 보고 경영자 매수전에 재량적 발생액이 하락하는지를 검증하였다. 그러나 연구결과에 의하면, 경영자 매수 이전 경영자에 의한 이익조정은 발견하지 못하였다. 그러나 Perry and Williams(1994)는 DeAngelo(1986)의 연구가 표본기업의 수(64개)가 너무 적고 이익조정 여부를 검증하는 방법에 문제가 있다고 비판하고, 경영자 매수전의 이익조정 여부를 재연구하였다. 그들은 1981년부터 1988년까지 175개의 경영자 매수 기업을 연구대상으로 하고, 이익조정 여부의 검증은 Jones(1991)모형으로 재량적 발생액을 계산한 후 이의 통계적 유의성을 검증하였다. 연구결과는 선행연구와 다르게 재량적 발생액이 모두 음(-)으로 나타나서 경영자 매수전에 기업의 이익이 하향조정됨을 나타내었다. Erickson and Wang(2000)은 피합병회사를 인수하는 대가로 합병회사의 주식을 교부하는 합병을 연구대상으로 하여 합병직전에 합병회사가 이익을 상향조정하는지를 분석하였다. 합병기업은 자신의 주가가 높을수록 더 적은 수의 주식을 교부하고도 피합병회사를 인수할 수 있기 때문에 주가를 높일 목적으로 합병직전에 이익을 상향조정할 동기를 가진다. 연구결과에 따르면 합병직전 4분기에 합병기업이 이익을 상향조정함이 관찰되었다. 추가분석에 따르면 합병기업의 전체 주식 중에서 피합병기업에 교부하는 주식의 비중이 클수록 이익의 상향조정도 큰 것으로 나타났다.

주식발행과 관련된 이익조정 연구는 다시 신규상장기업의 경우와 유상증자기업의 경우로 나누어볼 수 있다. 신규상장기업의 경우, 아직 주식시장에서 기업의 가치가 정해지지 않았기 때문에 신주발행가액의 결정에 기업의 회계정보가 큰 영향을 미칠 수 있다. 신규상장기업의 입장에서는 가능한 발행가격이 높을수록 기업에 유입되는 현금이 많아지기 때문이 이익을 상향조정하여 발행가격을 높이려는 동기를 가지게 된다. Teoh et al.(1998b)은 상장과 상장후의 기간을 모두 분석대상으로 삼고 이익조정 여부를 연구하였는데 상장연도에 이익을 증가시키는 현상을 발견하였다. 여기에서 흥미로운 결과는 이익조정을 행하는 시기가 발행가격에 영향을 줄 수 있는 상징적인 연도가 아니라 상장연도라는 점이다.

최관·백원선(1999)은 유상증자기업을 대상으로 유상증자 2년전부터 2년후까지의 이익조정 여부를 분석하였는데, 여러 가지 모형에 의하여 측정된 재량적 발생액이 모두 유상증자연도까지 증가하다가 유상증자연도에 최대치가 되고 그 이후에는 감소하는 추세를 나타내어 기업들이 유상증자연도에 이익을 상향조정하고 있음을 발견하였다. 그들은 추가분석에서 유상증자연도에 이익을 상향조정한 기업일수록 유상증자 직후 연도에 순이익이 더욱 하락함을 보인다.

넷째, 정치적비용가설(political cost hypothesis)로써 이익관리를 설명하는 이론을 들 수 있다. 이 가설은 기업의 이해관계를 극대화하기 위해 이익관리를 한다는 가설로 정부의 규제대상이 될 가능성이 높은 기업일수록 또는 정부지원이 필요한 기업의 경우 이익을 감소시키는 회계정책을 구사한다고 주장한다. Jones(1991)는 관세를 인상하고 물량을 감축하는데 수입제한으로 혜택을 보는 기업들이 국제무역기구(ITC)에 의한 수입제한조사 기간 중 이익조정을 통해 보고이익을 감소시키는가를 검증하였다. 연구 결과는 수입제한 조사기간 중에 보고이익을 감소시키기 위하여 발생 항목을 이용할 것이라는 가설을 지지하였다. 결국 이 가설은 정치적으로 표적이 될 수 있는 기업이 추가적으로 부담해야 할 비용(예: 세무조사, 방송매체를 통한 공개)을 회피하거나 이해관계에서 유리한 입장을 점유하려는 유인이 작용되어 이익조정을 행한다는 관점이다. Cahan(1992)은 독점관련 규정 위반으로 조사받은 48개 기업의 이익조정을 연구하였다. 정부는 반독점규정 위반을 심사할 때 회계이익이 지나치게 높을 경우 독점력이 있다고 판단을 하기 때문에, 독점관련 규정 위반에 관한 조사를 받은 기업들은 독점관정을 피하기 위하여 이익을 하향조정할 것이라고 보았다. 연구결과에 따르면 이들 기업들은 실체를 검사를 받는 기간 동안에 이익을 하향조정한 것으로 나타났다. Jones(1991)와 Cahan(1992)의 연구는 앞선 언급된 실증회계이론의 정치적 비용가설을 지지하는 연구들로 볼 수 있다.

한편, 이러한 이익조정은 목표이익의 달성이나 적자회피를 위하여 수행된다는 연구도 다수 수행되었다. 송인만 외(2004)는 Burstahler and Dichev(1997)의 연구방법을 이용하여 우리나라 기업이 이익조정을 얼마나 널리 수행하고 있는지를 검증하였다. 연구결과에 의하면 영(0)에 약간 미달하는 기업의 50% 이상이 이익을 상향조정하여 흑자로 보고하고 있음을 보여주고 있다. 특히 우리나라 기업은 영(0)에 약간 미달하는 기업뿐만 아니라 적자규모가 상당히 큰 기업까지도 이익을 조정하여 흑자로 보고하고 있다는 증거를 발견하였다. 또한 적자를 회피하기 위한 이러한 이익조정은 유동자산 또는 유동부채가 많은 기업, 즉 이익조정수단이 풍부한 기업에서 더욱 빈번히 발생하며, 이

러한 이익조정이 영업현금흐름과 발생액 모두를 통해 달성되고 있는 것으로 나타났다. 특히 발생액을 통한 이익조정이 보편적이라는 증거는 우리나라의 회계제도를 개선해야만 한다는 당위성을 제시한다. 추가적으로 본 연구에서는 이익감소와 분기이익보고에서의 이익조정에 대해서도 언급하였으며, 적자보고에 관련한 앞으로 연구방향을 제시하였다.

이은철·손성규(2007)는 특정 임계치를 약간 초과한 구간은 이익조정 가능성이 크고, 약간 미달한 구간은 이익조정 가능성이 작다고 가정하는 분포접근법이 최근 들어 비연속적인 분포가 이익조정의 증거가 될 수 있는지에 대한 의문이 제기되고 있다. 이에 비재량적이익(nondiscretionary income)을 이익조정전 이익이라고 가정하고 이를 이용하여 횡단면적 분포도를 응용한 연구방법론의 타당성을 재검증하였다. 구체적인 분석 내용은 다음과 같다. 첫째, 비재량적이익(이익조정전 이익)을 기준으로 0을 약간 미달한 적자 표본들이 0을 약간 초과하기 위해 이익조정을 하는 경향이 큰지에 대한 분석이다. 둘째, 당기순이익을 기준으로 0을 약간 초과한 흑자 표본들이 이익조정의 결과라 할 수 있는지를 분석한다. 실증분석 결과 비재량적이익을 기준으로 0에 인접한 적자 표본들의 재량적 발생액이 이와 인접한 다른 구간과 차이가 있다는 증거를 발견하지 못하였다. 또한 당기순이익을 기준으로 0에 인접한 흑자 표본들의 재량적 발생액이 이와 인접한 다른 구간과 차이가 있다는 증거를 발견할 수 없었다. 본 연구 결과는 횡단면적 분포도 상에서 0을 기준으로 한 불연속적인 분포가 이익조정의 결과가 아닐 수 있음을 시사하는 것이다. 미국기업을 대상으로 한 횡단면적 분포도의 형태와 우리나라 기업을 대상으로 한 횡단면적 분포도의 형태가 상이하게 나타나고 있다. 이는 적자보고를 회피하기 위한 이익조정 구간이 상이함을 의미한다. 그럼에도 불구하고 이를 고려하지 않고 0을 약간 초과한 구간과 0에 약간 미달한 구간간의 이익조정 정도를 비교하는 것은 연구결과를 왜곡시킬 가능성이 있다. 본 연구의 결과는 이러한 점을 고려하여 횡단면적 분포도를 이용하여 이익조정 가능성을 구분하는 데 신중을 기해야 한다는 시사점을 제공한다.

박종일·전규안(2010)은 경영자가 이익조정을 할 수 있는 마지막 기회(last chance)인 4분기에 이익조정이 이루어지는가를 검증하였다. 즉 3분기말까지 소폭손실(small loss)을 기록한 기업이 부정적인 어닝 서프라이즈(negative earnings surprises)를 회피하기 위해 4분기에 이익조정을 하는가를 알아보았다. 구체적으로는 관리전 이익(unmanaged earnings)이 소폭의 적자이거나 전기보다 이익이 소폭 감소하거나 재무분석가의 이익예측치에 소폭 미달한 기업이 4분기에 이익조정을 하여 적자를 회피하거

나, 이익이 소폭 증가하거나, 재무분석가의 이익예측치를 달성하는가를 알아보았다. 2000년부터 2008년까지 9년간 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인 중에서 금융업을 제외하고 이용가능한 표본을 대상으로 분석하였다. 실증분석결과는 다음과 같다. 첫째, 3분기까지의 누적순손실이 소폭손실 상태에 있는 기업들은 4분기에 부정적인 어닝 서프라이즈를 회피하기 위해 연차 보고이익을 소폭이익으로 전환하여 적자보고를 회피하는 것으로 나타났다. 둘째, 3분기까지의 관리전 예상 연차이익이 전기순이익에 비해 미달된 소폭손실 상태에 있는 기업들이 4분기에 최종 연차 보고이익을 소폭이익으로 전환함으로써 전기보다 이익감소보고를 회피하는 것으로 나타났다. 셋째, 3분기까지의 관리전 예상 연차이익이 9월말에 예측된 재무분석가의 연차 순이익에 미달된 소폭손실 상태에 있는 기업들이 4분기에 최종 연차 보고이익을 소폭이익으로 전환함으로써 재무분석가의 이익예측치를 달성하는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 기업의 재무제표를 이용할 때 3분기까지 누적순손익이 소폭손실 상태에 있거나 또는 관리전 이익이 전기순이익에 비해 감소하거나 또는 관리전 이익이 재무분석가의 이익예측치에 미달된 기업이 특히 4분기에 이익조정을 할 가능성이 많다는 점에 유의하여야 한다는 것을 제시해 주고 있다.

심상규(2012)는 목표이익(영(0)의 이익 또는 전년도 이익) 이하의 경영성과를 보고한 기업과 그렇지 않은 기업의 경영자 스톡옵션 보상가치 차이를 검증함으로써 경영자들이 스톡옵션 부여시점에 목표이익 이하의 경영성과를 보고하기 위해 이익조정을 실시하는지에 대해 검증하였다. 즉, 스톡옵션 부여시점의 당기순이익이 적자 또는 전년도보다 감소했으면 1, 그렇지 않으면 0으로 측정하여 종속변수로 사용하였다. 실험변수인 스톡옵션 보상가치는 Black-Sholes 모형을 이용하여 추정된 값으로 측정하되, 자료는 기업들이 사업보고서에 공시한 자료를 이용하였다. 실증분석은 2000년부터 2010년까지 한국거래소에 상장된 기업 중에서 경영자에게 신규로 스톡옵션을 부여한 234개 표본을 대상으로 진행하였다. 분석은 먼저 전체표본을 대상으로 로지스틱 회귀분석을 진행하였다. 전체표본 대상의 분석은 목표이익 이하의 경영성과 보고를 위해 이익조정을 실시하였는지에 대한 증거를 제시하지 못하기 때문에, 전체표본 중에서 이익의 하향조정을 실시한 기업을 대상으로 추가분석을 진행하였다. 검증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 전체표본을 대상으로 진행한 분석에서 스톡옵션 보상가치는 전년도 이익을 목표이익으로 사용한 경우에만 유의적인 영향이 있었다. 이는 경영자들이 스톡옵션 부여시점에 전년도보다 감소한 이익을 보고하면 스톡옵션 보상가치가 증가하지만 적자의 이익을 보고하는 경우에는 증가하지 않는다는 것을 의미한다. 둘째, 이익의 하향조정을

실시한 표본을 대상으로 한 분석에서도 스톡옵션 보상가치는 전년도 이익을 목표이익으로 사용한 경우에만 유의적인 영향이 있었다. 이는 경영자들이 스톡옵션 보상가치를 높이고자 부여시점에 이익의 하향조정을 실시하지만, 보고이익이 전년도 이익에 비해 감소하는 수준까지만 진행하고 적자가 되는 수준까지는 진행하지 않는다는 사실을 보여준다.

심호석(2011)은 우리나라 상장제조기업의 임계이익의 달성정도에 관해 비교, 분석하였다. 임계이익은 재무분석가 이익예측치, 제로이익, 전기이익을 말한다. 우리나라의 기업들이 세 가지 임계이익 중 어느 것을 가장 많이 충족시키는지 시계열/횡단면 분석을 실시하였다. 시계열/횡단면 임계이익충족율을 계산하여 2000년부터 2010년까지 그 추세를 비교한 결과, 우리나라 상장기업이 지난 10여년 동안 가장 많이 충족시킨 임계이익은 적자회피, 이익감소회피, 마지막으로 재무분석가 이익예측치 순이었다. 우리나라 상장기업은 거의 80%에 이르기까지 흑자를 보고하였다. 이익감소회피는 약 60-70%에 달하며, 이익예측치 충족은 30-40%에 달하였다. 이는 우리나라에서는 흑자보고가 가장 높고, 그 다음이 이익감소회피이며, 마지막으로 이익예측치 충족이 달성되는 증거를 제공한다. 또한 본 연구는 분기임계이익의 달성과 연차임계이익의 달성을 비교하였다. 분기임계이익의 달성이 연차보다 높을 것으로 기대하였으나, 결과는 기대와 일치하지 않았다. 1-2분기의 예상 밖 손실회피율만이 연차 예상 밖 손실회피율보다 높은 수치를 보였다. 그리고 적자회피, 이익감소회피, 예상 밖 손실회피가 이익조정 에 미치는 영향을 분석하였다. 세 가지 중 적자회피가 이익조정에 미치는 영향력이 가장 높은 것으로 나타났다. 이익감소회피와 이익예측치 충족은 분기와 연차마다 다른 영향력을 보여주었다.

유순미(2012)는 발생액 이익조정을 통하여 목표이익을 간신히 달성한 기업(just meet and beat earnings benchmark by earnings management)의 내재자본비용이 목표이익 미달 기업의 내재자본비용보다 더 높은가를 검증하였다. 분석 결과, 당기순이익을 보고한 기업이나 전기 대비 이익이 증가한 기업에 대해서는 시장에서 긍정적인 신호로 보아 보다 낮은 내재자본비용을 요구한다. 그러나 이러한 목표이익의 최소 달성이 발생액 이익조정으로 인한 것이라면 이에 대해서는 경영자의 기회주의적인 이익조정으로 보아 이에 목표이익 달성에 대한 프리미엄을 초과하는 패널티를 부과한다는 증거를 발견하였다. 즉, 보고한 당기순이익과 전기 대비 증가한 이익이 이익조정의 결과라면 당기의 이익조정으로 인하여 미래의 이익이 감소할 수 있음을 함의한다면 이에 대해서는 달리 평가할 수 있다는 것을 시사한다.



박종성·남지희(2010)는 자발적으로 이익예측치를 공시한 경영자가 목표이익을 달성할 목적으로 이익조정을 수행하는지를 분석하였다. 경영자들은 실제이익이 사전에 공시한 이익예측치에 미달될 것으로 판단되는 경우 발생액에 대한 조정 뿐만 아니라 실물활동을 통한 이익조정활동도 수행할 것으로 기대된다. 이 연구는 이익조정 여부를 확인하기 위해 재량적 발생액에 대한 검토뿐만 아니라 매출액증가율, 매출원가율, 판매비와관리비율 및 영업외손익비율 등도 검토하였다. 특히 실물활동을 통한 이익조정은 4사분기에 집중될 것으로 예상되므로 이익예측연도의 4사분기 재무비율이 이익예측치를 공시하지 않은 연도의 재무비율과 차이를 보이는지 검토하였다. 분석결과, 일관되게 과소예측기업이 이익예측연도에 이익을 증가시키는 이익조정활동을 수행하고 있음을 보여준다. 반면에 과대예측기업이 이익예측연도에 이익조정을 한다는 증거는 발견되지 않았다. 이러한 결과는 과소예측기업의 경우 실제 보고이익이 예측이익을 초과한 것은 양호한 영업성과에 기인할 수도 있지만 이익조정의 결과일 수도 있음을 시사한다.

## 2. 이익관리의 방법 및 수단

### 가. 자산처분에 의한 이익관리<sup>9)</sup>

많은 선행연구에서 경영자가 자산의 처분으로 미실현보유손익을 실현하여 이익관리 수단으로 활용하는 것을 보고해왔다. Hand(1989)는 채무증권의 지분증권 전환(debt-equity swap)거래에서 발생하는 이익을 수단으로 전년 대비 이익의 감소를 보전하는 유연화를 제시하였다. Bartov(1993) 또한 기초시점 주식의 시장가치로 표준화한 자산처분이익이 전기이익 대비 자산처분손익 제외 후 당기이익의 변화와 음의 관계에 있음을 보여 이익유연화가설을 지지하였다. Moyer(1990), Scholes et al.(1990), Beatty et al.(1995), Collins et al.(1995)은 은행이 이익관리 목적을 달성하기 위하여 투자유가증권의 보유손익 실현시기를 전략적으로 조절한다고 주장하였다. Herrmann et al.(2003)은 일본 기업을 대상으로 현행 영업이익이 재무분석가의 이익예측치에 미치지 못할 경우 이를 달성하기 위해 고정자산 및 시장성 유가증권의 매각시점 및 선별적 처

9) 김문태·김현아(2011)의 연구를 재정리 기술함.

분을 통해 이익조정을 하고 있는지를 검증하였다. 실증분석 결과, 조정전 당기이익이 재무분석가의 이익예측치보다 하회(상회)하는 경우 고정자산 및 시장성 유가증권의 자산처분이익을 실현시킴으로써 이익을 상향(하향)조정한다는 사실을 검증하였다.

매도가능증권의 실현과 이익조정을 검증한 연구는 각국의 보유손익에 관한 회계규정이 상이하기 때문에 많은 결과를 제시하지는 못하였다. Jordan et al.(1998)은 보험회사가 이익을 유연화 하기 위하여 매도가능증권의 처분이익을 실현한다는 결과를 제시하였다. 나아가 Hunton et al.(2006)는 62개 회사의 재무담당자와 최고경영자의 약 3분의 2가 재무분석가의 이익예측치에 부합하기 위하여 매도가능증권의 처분을 지시한다는 점을 밝혔다. 또한 이들은 경영자가 매도가능증권과 관련된 보유손익을 손익계산서에 표시하기보다 자본변동표에 표시하는 경향이 강하다는 것을 보고하였다. 즉 자본변동표에 포괄손익을 표시하는 경우 전문가인 재무분석가도 포괄손익의 존재를 파악하기 힘들고, 비전문가인 일반 투자자의 경우 자본변동표에 나타난 포괄손익보다 손익계산서에 나타난 포괄손익에 더 큰 관심을 두기 때문에 경영자 입장에서는 투자자의 관심을 회피하기 위하여 포괄손익을 자본변동표에 표시하는 방법을 선호한다는 것이다.

국내의 연구로 박한순(2001)은 이익유연화가설과 부채비율가설의 예측대로 예상이익이 적거나 부채비율이 높은 기업의 경영자가 부동산 처분이라는 실질거래에서 발생하는 이익을 이용하여 보고이익을 증가시킨다는 결과를 제시하였다.

윤순석(2004)은 한국 상장기업들이 이익관리를 할 때 어느 수단을 이용하는지를 실증적으로 연구하였다. 실증분석결과 보고이익증가집단과 보고이익감소집단 간에는 기업들이 활용하는 이익관리수단에 상당한 차이가 있는 것으로 나타났다. 구체적으로 보면 이익증가집단은 자산처분차익을 주로 활용하는 반면, 이익감소집단은 대손상각비와 자산처분차손을 주로 활용하는 것으로 나타났다.

김길훈·강내철(2006)에서도 당기이익이 기대치에 미치지 못하는 기업의 경우 미실현보유이익이 발생한 매도가능증권을 매각하여 당기이익을 늘리고, 당기이익이 기대치를 초과하는 기업의 경영자는 평가손실이 발생한 증권을 매각하여 매도가능증권평가손실을 실현시킴으로써 당기이익을 줄이는 현상이 나타났다.

지현미·송인만(2009)은 2004년부터 2005년 사이에 유가증권시장에 상장된 기업 중 금융업에 속하지 않는 12월 결산법인(1,000개 기업-년도)을 대상으로 기업이 매도가능증권의 처분이익을 통해 보고이익을 조정하고 있는지를 검증하였다. 분석결과, 매도가능증권의 처분손익과 평가손익이 모두 기업가치에 통계적으로 유의한 증분설명력이 있으나, 처분손익 회귀계수가 평가손익 회귀계수보다 유의하게 큰 것으로 나타났으며, 기

업은 매도가능증권의 처분손익으로 보고이익을 조정하고 있는 것을 보였다. 이러한 이익조정이 만기보유증권의 처분이나 유·무형자산 및 리스자산의 처분을 통한 이익조정  
에 비해 더 크다고 하였다.

김문태·김현아(2011)는 경영자가 매도가능증권의 선택적 처분을 통한 이익거래로 이익관리를 수행하는지 분석하였다. 2004년부터 2009년까지 12월말 결산 상장 제조기  
업을 대상으로 재량적 발생액을 추정하고 이를 매도가능증권처분이익과 처분손실의 차  
이(GAIN)와 대응하여 분석하였다. 또한 목표이익을 달성하지 못한 경영자가 매도가능  
증권의 선택적 처분을 통하여 이익관리를 수행하는지 분석하였으며, 이러한 이익거래  
가 발생항목을 통한 전반적인 이익관리와 연관이 있는지를 검증하였다. 분석결과는 다  
음과 같다. 첫째, GAIN은 재량적 발생액과 높은 상관관계를 보였으며, 회귀분석 결과  
1% 수준에서 재량적 발생액에 유의하게 영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있었다. 이  
는 경영자가 매도가능증권의 선택적 처분을 통하여 이익의 상향조정을 의도한다는 것  
으로 해석된다. 둘째, 경영자는 목표이익을 달성하기 위하여 매도가능증권처분차익을  
피하는 이익거래를 수행하며, 이와 같은 의도가 이익관리와 연관성을 갖는 것으로 나  
타났다. 셋째, 영업활동으로 인한 현금흐름과 순이익의 방향이 다를 때, 매도가능증권  
처분차익이 이익관리와 유의한 양(+)<sup>10)</sup>의 설명관계를 보였다. 이는 매도가능증권의 이익  
거래가 발생항목을 이용한 순이익의 상향조정과 관련성이 있다는 것을 의미한다.

## 나. 연구개발 지출의 회계처리에 의한 이익관리<sup>10)</sup>

연구개발비에 대한 회계규정은 보고이익에 직접적으로 영향을 미칠 수 있다. 미국의  
경우, 연구개발 관련지출을 전액 비용 처리하도록 규정하고 있기 때문에(FASB 2,  
1974), 연구개발비에 대한 회계선택 차원보다는 연구개발 지출수준이 목표이익(기대이  
익)에 따라 조정되는지 여부가 중요한 논점이 된다. 가령, 목표이익에 도달하지 못한  
경영자는 연구개발 지출수준을 줄이거나 연구개발 지출 자체를 지연함으로써 당기의  
기대이익을 실현할 수 있다.

이에 대하여 Baber et al.(1991)은 연구개발비 지출의 감소를 통하여 경영자가 이익  
을 상향 조정하는지를 분석하였다. 이들은 1977~1987년 미국기업표본 4,818개를 대상

---

10) 김문태 외(2006)를 재기술함.

으로 1)연구개발 지출과 상관없이 목표이익을 상실한 표본 2)연구개발비 지출과 상관없이 목표이익을 초과달성한 표본 3)연구개발 지출수준을 줄임으로서 목표이익에 근접하는 표본 등 세 분류집단의 이익조정 유형을 검증하였다. 연구결과, 당기에 순이익을 기대하거나 전기의 이익수준을 유지하려는 경영자는 연구개발비 지출을 억제(cutting)함으로써 이익을 유지하려는 현상이 있음을 밝혔다.

Perry and Grinaker(1994)는 Baber et al.(1992)의 연구에서 사용된 집단구분 한계점을 지적하고, 비기대이익에 대한 연구개발비 조정의 크기와 방향을 동시에 분석하였다. 이들은 비기대이익과 연구개발비 지출규모가 비례적으로 변화하는 것을 관측하였으며, 예상이익이 목표이익과 차이가 있을 때 기대이익에 부응하기 위하여 연구개발 지출이 수정되는 것을 보였다.

이 두 연구는 연구개발비에 대한 회계처리규정(전액 비용화)이 연구개발 활동을 위축시킬 수 있음을 보여주는 사례이다. 영국, 일본, 우리나라의 경우, 연구개발비에 대하여 선택적 자본화를 허용하고 있으므로, 연구개발비의 지출수준보다는 연구개발비에 대한 회계처리 방법이 더 민감한 논점이 될 수 있다. Oswald(2000)는 연구개발 지출에 대한 회계선택의 여지가 존재하는 영국(UK)에서 연구개발비에 대한 회계처리(자본화 또는 비용화)가 경영자의 재량에 의하여 선택된다고 보고하고 있다. 나아가 Oswald and Zarowin(2005)은 연구개발비 지출이 당기 이익이나 기대이익의 달성여부에 따라 재량적으로 자본화 또는 비용화된다는 논거를 제시하고 있다. Mande et al.(2000)은 일본에서 연구개발비가 경영자에 의하여 재량적으로 회계처리되는지 분석하였다. 일본의 기업들은 계열사 지배시장(Keiretsu-type market)과 기관투자자로부터 이익의 상향조정 압박을 받고 있기 때문에, 연구개발비를 자산처리함으로써 이익을 상향조정하는 것으로 나타났다.

국내연구로 최광현(1997)은 경영자가 목표이익을 달성하기 위하여 당기 연구개발 투자금액을 조정하거나 연구개발비의 회계처리 방법을 임의적으로 선택하는지 분석하였다. 연구결과, 당해 연도 이익이 기대이익보다 적은 경우 연구개발 투자액을 예상보다 감소시키고, 연구개발 지출을 자본화하는 것으로 나타났다. 그러나 당해 연도 이익이 기대이익보다 높은 경우 연구개발지출을 비용화하여 이익을 감소시킨다는 증거는 얻지 못하였다.

미국과는 달리, 현행 우리나라 기업회계기준은 선택적 자본화를 규정하고 있다. 현행 기업회계기준이 연구개발 지출의 자산화와 비용화에 대한 일정요건을 규정하고 있을지라도, 연구개발 활동과 관련된 모든 활동을 자산 또는 비용으로 분류할 정의와 측정기준은 여전히 모호한 경우가 많다. 따라서 연구개발 지출에 대한 회계선택에 직면하여, 기업회계기준을 적용하는 것은 그다지 쉬운 일은 아니며, 경영자의 재량적 판단이 개입될 여지가 있다. 조성표(1997)도 현행 연구개발비에 대한 회계기준이 존재할지라도, 기업에서는 부채비율과 연구개발비 비중에 따라 회계기준을 자의적으로 선택하는 경향이 있음을 밝혔다. 또한 조성표(2000)는 연구개발비를 포함한 무형자산이 이용자의 회계의사결정에 유용한 정보가치를 지니고 있음에도 불구하고, 이에 대한 측정방법이나 공시방법이 미흡함을 지적하면서, 객관적으로 측정하기 어려운 중요한 무형항목이 많다고 보고하였다.

이와 같은 상황에서 경영자는 당해 연도의 영업성과와 관련하여 연구개발 지출을 자산 또는 비용으로 선택할 동기를 가질 것이다. 연구개발 지출이 미래의 경제적 효익을 가져올지라도 당기에 비용으로 처리되는 연구개발비는 당기 이익을 감소시키며, 반대로 자산으로 처리되는 연구개발비는 당기에 일시적으로 비용처리 되지 않는 만큼 이익을 증가시키는 작용을 한다.

김문태 외(2006)는 연구개발비의 자산화가 이익의 상향조정 신호를 반영하는지 분석하는 데 일차적인 목적을 두었으며, 나아가 순이익의 증가 또는 감소집단에 따라 연구개발비의 자본화가 이익조정에서 어떠한 형태로 반영되는지 분석하였다. 또한 직전년 대비 연구개발비의 자본화 배분 증가가 이익의 상향조정을 의도하는지 추가적으로 분석하였다. 연구대상 기간은 현행 회계기준이 적용된 1998년부터 2003년까지이며, 연구개발 관련지출이 있는 표본 1,123개를 대상으로 상대적 자본화 배분비중(BSRD)을 측정하였다. 이익조정 대응변수는 수정 Jones(1995)모형으로 추정된 재량적 발생액(DA)을 활용하였다. 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 연구개발비의 자본화 배분비중이 상대적으로 높을 때, 재량적 발생액과의 상관성이 유의적으로 높았다. 둘째, 연구개발비의 자본화 배분비중은 재량적 발생액에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 셋째, 직전년에 비하여 순이익이 증가할 때, 연구개발비의 자본화가 재량적 발생액에 양(+)의 방향으로 유의하게 반영되었다. 넷째, 직전년에 비하여 자본화 비중이 증가하는 것은 이익의 상향조정 신호로 간주할 수 있다. 요컨대, 연구개발비의 자본화가 이익 상향조정 신호를 반영한다고 볼 수 있다.

## 다. 대손충당금의 재량적 조정에 의한 이익관리

McNicols and Wilson(1988)은 부실채권에 대한 비재량적 대손설정액을 기초대손충당금과 두 개 연도의 대손상각비를 이용하여 추정한 후, 이를 실제 대손설정액에서 차감하고 재량적 대손설정액(즉 보고된 대손충당금과 GAAP에 따른 측정치간의 차이를 재량적 발생이라고 정의하였다)을 구하여 이익관리 현상을 연구하였다. 즉 대손설정액이라는 개별 발생항목의 재량성 여부를 이익관리 변수로 파악하였다.

문현주(2005)는 국내 일반은행을 대상으로 경영자의 재량적 활용이 높은 대손충당금 기말추가설정액의 은행가치 관련성에 관한 실증분석 및 재량적 조정유인을 분석하였다. 1995년부터 2003년까지 각 연도말에 상장된 은행을 표본으로 97개의 pooled cross-sectional regression을 사용하였다. 분석결과 첫째, 대손충당금 기말추가설정액의 재량적 부분과 은행가치와는 긍정적인 관계를 보이는 반면 비재량적부분은 부정적인 관계를 보여 주었다. 이는 재량적 부분의 유의한 긍정적인 관계는 당기순이익의 감소에도 불구하고 시장에서는 미래 수익성이 양호할 것이라는 것을 의미한다. 비재량적 부분의 경우는 대출채권의 손실이 실제로 반영되는 것으로 부정적인 관계를 보인 것이다. 둘째, 대손충당금 기말추가설정액의 재량적 부분의 조정유인을 검증한 결과 재량적 대손충당금설정액의 조정유인이 자본관리보다는 이익유연화에 활용됨을 볼 수 있었다. 이는 경영자가 전기대비 당해연도 이익이 높다면 재량적 부분인 대손충당금 기말추가설정액을 높게 보고하여 이익의 변동을 감소시키는 이익조정을 구사했다고 볼 수 있다.

### 3. 이익관리의 통제수단

#### 가. 외국인 투자자에 의한 이익관리 통제

전영순(2003)은 외국인 및 국내 기관이 그 투자의사결정에 있어 회계이익의 질적 분석을 한다면 이들 전문투자자들이 투자하는 기업의 회계이익의 질은 그렇지 않은 기업의 회계이익의 질과 체계적으로 다를 수 있다고 전제하고, 외국인 및 국내 기관의 투자와 이익의 질과의 관계에 대하여 검토하였다. 실증분석 결과, 외국인투자자는 투자대상 기업분석에서 회계이익의 질적 분석을 하며 질적으로 우수한 회계이익을 선호하는 것으로 나타난다. 하지만 국내 기관투자자는 일반적으로 투자대상 기업선정에 있어 회계이익의 질적 수준을 중요하게 고려하지 않는 것으로 보고하였다. 이익반응계수의 결정요인을 통제한 후 회계이익의 질을 측정하는 일부 변수들과 이익반응계수 사이에는 유의한 관계가 있다. 외국인지분 및 국내 기관지분 또한 이익반응계수와 정(+)의 관계를 보인다. 이는 자본시장개방 이후 시장 전체적으로 증가한 이익반응계수가 부분적으로만 회계이익의 질과 관련이 있으며, 전문투자자는 이익의 주가전환율이 높은 기업을 식별할 수 있는 능력이 있음을 의미한다. 외국인지분이 증가함에 따라 투자기업의 이익변동성은 감소하고 회계이익의 현금전환가능성은 증가한다. 즉, 외국인의 경우 투자기업에 대해 기업경영의 감시자로서의 역할을 담당하여 회계이익의 질적 향상을 유도한다. 그러나 국내 기관에 대해서는 이러한 긍정적인 효과가 훨씬 미비하였다.

김문태(2004)는 외국인 지분참여의 여파로 인하여 국내 기업의 이익관리가 어떠한 행태로 전개되는지 실증분석하였다. 외국인투자자는 선진투자기법을 통하여 기업의 내재가치를 추출하고, 이러한 정보를 시장전체의 준거기준으로 제공한다는 점에서 본래보다 더 큰 영향력을 갖는다고 볼 수 있다. 이에, 외국인의 지분참여 비중이 큰 기업의 경영자는 외국인투자자가 관심을 가지는 이익에 대하여 재량적 의사결정을 실행할 여지가 있다. 즉 외국인투자자가 회계이익의 “크기” 또는 “질”에 따라 대규모로 주식을 매도(수) 한다고 염려한 경영자는 무엇보다도 이익조정에 대한 관심을 가질 수 밖에 없을 것이다. 이에 외국인이 15% 이상 지분소유한 기업(FC)과 순수한 국내 투자자만 지분소유한 기업(KC)들의 이익관리 크기의 평균차이를 검증하였다. 분석결과, 이익관리의 크기를 측정하는 발생변수 절대값과 발생변수 자체수치 둘 다 외국인의 지분참여가 15%이상 이루어진 FC의 평균이 KC의 평균보다 유의적으로 낮은 값을 나타내었다.

따라서 KC와 FC의 이익관리에 차이가 있으며, 이익관리는 FC가 KC보다 덜 하는 것을 알 수 있었다. 한편 외국인투자자의 유입으로 인하여 이익관리의 방향(이익의 상향조정 또는 이익의 하향조정)이 중요한 연구 대상인 바, 본 연구는 다중회귀분석을 통하여 이를 검증하였다. 외국인지분비율이 이익관리 크기만을 고려한 발생액의 절대값에 영향을 미치는 것을 토대로, 이익관리의 방향에 대하여 “발생변수 자체수치”의 설명력을 분석하였다. 분석결과, 발생변수와 외국인지분비율의 계수는 매우 유의한 음(-)의 설명력을 지니는 것으로 나타나, 외국인투자자의 유입으로 인하여 경영자가 이익을 하향 조정하거나 또는 이익을 상향 조정하려는 의도를 억제한다고 할 수 있다.

## 나. 신용평가기관에 의한 이익관리 통제

김문태 외(2006)는 신용평가기관이 경영자의 이익조정을 기회주의적 동기로 인식한다면, 이를 호의적으로 평가하지 않는 결과, 신용등급이 양호한 기업의 이익조정 정도가 상대적으로 낮을 것으로 기대하였다. 수정 Jones 모형(1995)과 Yoon and Miller 모형(2002)으로 추정한 채량적 발생액을 이익조정의 대응으로, 당해 년(t기)의 신용등급에 직전 년(t-1기)의 이익조정 정도를 대응하여 분석하였다. 연구대상 표본으로, 1995년도부터 2002년도까지 금융업을 제외한 12월말 결산 상장기업 중에서, 신용등급을 부여받은 998개 기업별-연도별 횡단자료를 활용하였다. 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 상관분석에서 신용등급과 채량적 발생액은 유의한 음(-)의 상관관계를 보였으며, 단변량 차이분석에서 신용등급이 양호한 집단일수록 이익조정 정도가 유의하게 낮게 나타났다. 둘째, 선형회귀분석과 로짓분석에서 신용등급에 대하여 이익조정변수는 유의한 음(-)의 설명력을 나타내었다. 연구결과를 통하여, 신용등급이 양호(불량)한 기업일수록 영업실적이 우수(불량)하고 이익조정 정도가 낮은(높은) 것을 알 수 있었다.



이들 연구는 신용등급이 양호하게 부여된 기업일수록 이익조정 정도가 낮은 사실을 밝혀내어, 회사채 발행기업이 보다 건실한 이익을 보고하도록 유도하는 데 공헌할 것이다. 또 이익조정에 대한 신용평가기관의 감독기능과 객관적 평가기능을 강화하는 합리적 근거를 제시하는데 공헌하였다.

최국현·신안나(2006)는 1998년부터 2003년까지 회사채를 발행한 기업 중 은행 및 금융관련기업을 제외한 회사채 신용등급 변화를 파악할 수 있는 579개의 거래소 상장 기업들을 대상으로 해당 기업들의 이익조정 행위를 분석하여 기업에 대한 신용등급평가가 경영자의 이익조정 행위에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 연구결과는 신용등급 평가가 재량적 발생액으로 측정된 경영자의 이익조정 행위와 유의적인 관련성을 갖고 있음을 보고한다. 특히, 재량적 발생액에 영향을 미칠 것으로 예상되는 주요 변수들을 통제 한 후에도 신용등급이 상향 및 유지된 기업의 재량적 발생액이 신용등급이 하향된 기업의 재량적 발생액보다 유의적으로 큰 것으로 나타나고, 신용등급 상향(하향)기업의 재량적 발생액이 등급 무변화기업의 재량적 발생액보다 유의적으로 큰(작은) 것으로 나타난다. 이러한 결과는 신용등급의 상향평가 및 등급유지를 위하여 경영자는 신용등급 평가의 주요 요인인 회계이익을 상향조정하고 있음을 시사한다.

#### 다. 감독기관에 의한 이익관리 통제

정태범(2008)은 2004년부터 2007년까지 금융감독원(금감원)의 감사보고서 감리결과 감리조치를 받은 회사를 대상으로 하여 각 제재사항의 이행 내역을 조사, 분석하였으며 그 이행이 재무제표작성 책임자에 대한 적절한 사후 조치로서의 기능을 완벽히 수행하는지 검토하였다. 분석결과, 회사에 대한 과징금 부과 수준이 낮고, 감사인 지정 조치가 감리조치와 관련성이 결여되어 있으며, 대표이사 해임권고 조치 또한 효과성이 퇴색되고 있다고 보고하였다. 유가증권발행제한 조치의 경우 회사는 제한기간 동안에 소액공모 제도를 통하여 소액의 자금은 조달할 수 있으며, 실제로 회사가 동 제한으로 인해 자금조달에 영향을 받을 수 있었던 경우는 약 12%정도로 추정되었다. 추가적으로 감리조치 전후의 재무제표에서 재량적 발생액의 변화를 검증한 결과 유의적인 감소 현상을 발견하지 못함으로써 현행의 감리조치방법이 회사의 투명한 재무제표 작성 의지에 큰 변화를 주지 못하고 있는 것으로 보고하였다. 반면, 이재은(2008)은 금감원이 2001년 감리양정기준을 발표하여 이 규정에서 정한 징계조치 중요성 기준을 감리징계

조치에 엄격하게 적용한 이후, 국내 기업 및 감사인들이 감리양정 기준을 사용하여 회계감사 중요성 기준을 정하게 되었고, 따라서 감리양정기준은 중요성 기준에 대한 사실상의 권위있는 지침(authoritative guidance)이 되었다고 언급하였다. 그는 감리양정 기준 시행 이후 중요성기준 적용방식의 변경이 이익조정에 미친 영향을 감사인-피감사회사 협상관점에서 실증분석한 결과, 감리양정기준의 시행 이후 재량발생액의 절대값은 시행 이전의 값에 비해 유의하게 감소하였다는 점을 밝혔다.

김문태(2011)는 금융감독원의 감리지적 기업을 대상으로 그 지적이 적발된 ‘감리조치 기업-조치연도’에 이익관리 행태를 분석하였다. 2003년부터 2009년까지 유가증권시장에 계속 상장된 12월 31일 결산 제조기업을 대상으로, 감리조치 표본 27개에 대하여, 동일기업과 동종산업 내에서 이익조정 행태를 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 동일기업의 감리조치 연도에 대한 이익조정 분석결과, 동일기업일지라도 감리조치가 부과된 ‘연도’에 이익의 상향조정을 억제했다는 것을 알 수 있었다. 둘째, 동종산업에 속하는 기업 중 감리에 적발되어 그 시정과 규제를 부과받은 기업은 당국의 집중적이고 일시적인 감독과 감시를 회피하기 위하여 이익의 상향조정을 억제했다고 볼 수 있었다. 추가적으로, 본 연구는 감리지적 사항이 해당되는 연도-기업에서 이익상향조정이 보다 활발히 구사되었음을 밝혔다.

김영철 외(2012)는 감리지적기업이 회계이익과 세무이익의 차이를 증가시키는 이익조정 뿐만 아니라 실제 이익조정을 수행하는가를 분석함으로써 일시적 차이와 실제이익조정이 감리지적기업을 설명하는 유용한 지표인가를 검증하였다. 구체적으로 감리지적기업과 일시적 차이 및 실제이익조정 측정치(비정상 영업현금흐름, 비정상 생산원가, 비정상 재량적비용, 실제이익조정 통합측정치)간의 관련성을 검증하였다. 선행연구에서 감리지적기업과 재량적 발생액간의 관계에 대한 분석결과는 일관되지 않고 혼재되어 있으므로 재량적 발생액이 감리지적기업의 이익조정을 효과적으로 선별하기 어려운 것으로 보여 감리지적기업의 이익조정을 탐지할 수 있는 대체적인 측정치로 일시적 차이의 유용성을 검증할 필요가 있다. 그리고 감리지적기업은 적발위험이 큰 발생액 이익조정뿐만 아니라 실제이익조정을 다른 기업보다 상대적으로 많이 사용할 것이므로 실제이익조정이 감리지적기업을 설명하는지를 분석할 필요가 있다. 연구 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 감리지적기업과 감리지적 되지 않은 기업 간에 일시적 차이는 유의하게 나타나지 않았다. 이는 감리지적기업이 이익조정을 수행하는 과정에서 자의적으로 증가시키는 이익에 대한 세금을 회피하기 위하여 회계이익을 증가시키면서 세무이익은 증가시키지 않는 이익조정을 수행하지 않는다는 것을 의미한다. 감리지적기

업의 경우, 자의적인 이익조정을 외부에 은폐하기 위하여 세금 효율적인 이익조정을 수행하지 않는다는 것을 암시한다. 그리고 경영자가 실제이익조정을 사용하는 경우에는 자산·부채의 실질적인 변동이 발생하므로 세무이익도 영향을 받기 때문에 일시적 차이가 증가하지 않을 수 있다. 그러므로 감리지적기업의 경우 일시적 차이는 이익조정을 설명하는 유용한 지표가 아닐 수 있음을 의미한다. 둘째, 감리지적기업과 실제이익조정 측정치 가운데 비정상 영업현금흐름은 유의한 음(-)의 관계가 나타났으며, 비정상 생산원가 및 실제이익조정 통합측정치와는 유의한 양(+)의 관계가 나타났다. 이는 과도한 발생액이익조정은 감사의견의 변형 및 감리지적에 따른 상장폐지, 외부감사인 지정, 임직원 고발조치 등의 위험과 비용을 수반하므로 경영자는 발생액 이익조정만으로 과도한 이익조정을 수행하지 않으며, 실제이익조정을 같이 수행하고 있다는 것을 의미한다. 또한, 감리 지적된 결과는 경영자가 행한 이익조정 일부일 뿐이며, 매출과 관련된 실제이익조정은 감리지적기업에 중요한 이익조정수단임을 의미한다. 또한 발생액 이익조정보다 실제이익조정이 증가할수록 회계이익과 세무이익의 차이에 미치는 영향은 감소할 것이다.

## 라. 기업 지배구조에 의한 이익관리 통제<sup>11)</sup>

DeFond and Jiambalvo(1991)는 감사위원회가 설치된 경우 이익의 과대계상이 통제되는 것을 발견하였으며, Wild(1996)는 감사위원회의 검증을 거친 이익보고에 대한 시장반응이 더 높다는 것을 제시하였다. McMullen(1996)과 Dechow et al.(1996)은 기업이 자행하는 회계부정(financial fraud)이 감사위원회가 설치된 기업에서 덜 발견된다는 점을 시사하였다. Klien(2002)은 미국 기업 687개를 대상으로 이익조정과 감사위원회의 독립성의 관계를 검증하였다. 분석결과, 감사위원회의 독립성이 높은 기업에서 이익조정이 통제되는 것을 보고하였다.

국내연구로, 이상철·이경태(2003)는 감사위원회 도입으로 인한 이익조정 감소효과를 발견하지 못하였다. 김병호(2006) 역시 감사위원회의 존재가 이익의 상향조정 및 하향조정에 미치는 영향에 대해서는 유의적인 결과를 발견하지 못했다. 전규안 등(2004)의 결과에서도 감사위원회 설치기업의 경우 도입 전과 비교하여 감사위원회 도입 후 기간 동안 기업의 이익조정이 유의하게 감소되지는 않았다. 또한 감사위원회 설치기업과 그렇지 않은 기업간의 이익조정은 유의적인 차이가 나타나지 않았으며, 감사위원회 의무 설치기업과 자율 설치기업을 구분한 검증결과에서도 일관되게 유의적인 차이가 없었다. 이러한 결과에 대하여 이들 연구자들은 감사위원회 도입의 짧은 역사로 인한 운영의 미숙과 이에 따른 연구 표본의 제한으로 해석하였다. 이에 반하여, 신호영(2006)은 감사위원회 제도가 시행된 이후의 표본기간을 2003년까지 확장하여 연구하였다. 그 결과, 감사위원회 도입 1년 전과 도입연도 그리고 도입 이후연도(도입연도, 도입 후 1년)와 도입 1년 전을 비교했을 때 기존 연구와 다르게 기업의 이익조정이 유의하게 감소하는 것으로 보고하였다. 이러한 결과를 통해 감사위원회 도입 후 그 운용이 보다 효율적으로 이루어지고 있다고 추론하여 감사위원회의 무용론을 반박하였다.

---

11) 고대영 외(2007)를 재기술 함.

고대영 외(2007)는 감사위원회의 도입시점, 감사위원회의 존재유무, 감사위원회의 독립성 등 기업지배구조개선 요인이 경영자의 재량적인 이익 상향조정을 통제하는 역할을 담당하는지 분석하였다. 연구대상기간은 감사위원회가 도입된 이후인 2000~2005년으로 하였으며, 이익조정에 대한 대응변수는 수정 Jones(1995)모형으로 추정된 재량적 발생액을 활용하였다. 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 감사위원회를 도입한 기업만을 대상으로 도입시점에 대한 분석을 실행한 결과, 감사위원회 도입연도에 경영자의 재량적 이익조정이 도입 이전연도에 비하여 유의하게 낮아지는 것을 관측하였다. 둘째, 감사위원회 설치기업과 미설치기업을 대상으로 분석한 결과, 감사위원회 설치기업은 재량발생액에 음(-)의 영향을 미쳤지만 통계적 유의성은 존재하지 않았다. 셋째, 감사위원이 모두 사외이사로 구성된 경우 재량발생액을 낮추는 결과를 보였다. 이는 감사위원회의 설치보다는 그 독립적 운영이 더 중요하다는 것을 시사한다.

#### 4. 법인세 관련 이익관리의 동기 및 수단에 관한 선행연구

##### 가. 법인세율 인하조치와 이익관리 동기

법인세 감소유인으로 이익관리를 행하는 것을 들 수 있다. 기업은 장기적으로 법인세를 최소화하려고 한다. 이러한 목적으로 대부분의 우리나라 경영자들은 기업의 보고이익을 회계기간 간에 큰 변동성 없이 유지시키려고 한다. 만약 당해 회계기간에 과세표준이 크게 증가하면 법인세가 증가할 것이므로 과세표준을 하향조정할 여유가 있으면 과세표준을 감소시키게 된다. 반대로 과세표준이 크게 하락하면 이를 그대로 보고할 경우 세무당국으로부터 세금을 과소 납부하려는 의도를 가진 기업으로 의심받을 수 있기 때문에 이익을 어느 정도 상향조정시킬 동기를 가지게 된다.

Scholes et al.(1992)은 미국의 TRA(Tax Reform Act)에서 1986년의 세율이 46%에서 1988년 34%로 대폭 인하된 시점에 초점을 맞추어 기업들이 보고이익을 조정하는가를 실증분석하였다. 연구결과 세율인하를 예상한 기업들이 매출인식을 이연하고 비용을 조기 인식함으로써 이익을 이연한다는 점을 보였다.

또 Guenther(1994)는 세율변화 직전 연도에 기업들이 매출액의 증가로 인한 재량적 유동발생액을 축소함으로써 회계이익을 감소시키는 점을 밝혔다. Maydew(1997)은 결손금이 있는 기업을 실험집단으로 설계하여, 이들 기업이 TRA 1986의 세율인하 조치에 따라 당기의 이익을 이연하는 사실을 보였다.

국내의 연구로서 백원선·최관(1999)은 이익조정 전 법인세비용을 추정하여 법인세 부담이 클 것으로 예상되는 기업들은 법인세 부담을 낮추는 방향으로 이익을 조정한다는 가설을 검증하였다. 실증분석의 결과, 재량적 발생액과 법인세 부담은 역(-)의 관계에 있으며, 이러한 역(-)의 관계는 법인세최소화 동기와 계약변수 관련 동기를 가산적으로 보거나 혹은 상호의존적으로 보거나 공히 존재하고 있는 것으로 나타났다.

박춘래·김성민(1996)은 1994년 우리나라의 법인세율 인하와 관련하여 기업의 이익하향조정을 가정하고 연구하였으나, 연구결과는 오히려 표본기업들이 재량적 발생액을 증가시키는 것으로 나타났다. 이에 박종일·김경호(2002)는 연구대상 기간을 확장하여 검증한 결과, 법인세율 인하에 직면한 기업들이 이익을 감소하는 정책을 시도한다고 하였다.

고종권(2001)의 연구는 1991년의 법인세인하시점에 대응하는 1990년의 이익조정 현상을 검증하였다. 연구결과, 1991년에 시행되는 최저한세의 납부가능성이 높은 기업일수록 재량적 발생액을 이용하여 이익을 감소시키는 전략을 구사함을 보였다. 그러나 신승묘(2002)는 이전 연구에 비하여 연구대상기간을 확장하고 다양한 이익조정 기법을 동원하여 분석하였음에도 불구하고, 세율변경에 따른 유의한 이익조정현상을 발견하지 못하여, 우리나라 기업이 세율인하에 큰 반응을 보이지 않음을 시사하였다.

## 나. 법인세 평준화에 의한 이익관리 동기<sup>12)</sup>

경영자의 세무조정 의사결정을 설명하는 이론으로 법인세 평준화 가설이 오래전부터 설득력을 얻고 있다. 원래 세무조정과 관련된 기업의 합리적 행동은 법인세를 최소화하는 것이라고 보는 것이 타당하다. 법인세를 많이 납부한 경영자에게 정부나 시장에서 획기적인 보상을 제공하지 않는 상황에서 법인세 최소화는 기업과 경영자의 공동의 목표가 될 것이다. 그러나 대부분의 경제현상이 그렇듯이 법인세에 대한 이 예상은 장

---

12) 이효섭·박희석(2008), 양규혁 외(2009), 이윤상(2012)를 정리하여 재기술 함.

기적으로는 타 당하지만 단기적으로는 그렇지 않을 수 있다.

이용호(1993)는 1990년부터 1992년까지 3개년 동안 179개회사 458개 표본을 대상으로 법인세평준화 현상, 이익평준화 현상, 법인세평준화와 이익평준화의 관계 및 기업특성에 따른 법인세평준화 현상을 검증하였다. 연구결과 준비금을 이용하는 경우 이익평준화보다 법인세평준화를 더 많이 활용하고 있으며, 상호 독립적인 관계가 있는 것으로 나타났다. 법인세평준화 현상은 기업규모와 기업통제 유형변수로 나타났는데, 기업규모가 클수록 또한 소유자 통제기업의 경우에 법인세평준화를 실행할 확률이 높은 것으로 나타났다. 그러나 부채비율은 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다.

전춘옥 외(1996)는 간접감면인 특별상각과 준비금을 이용하여 1984년부터 1993년까지의 상장기업의 166개 표본기업을 대상으로 법인세평준화를 실시하고 있는지를 연구하였다. 연구결과 경영자는 간접감면수단을 이용하여 법인세평준화를 시도하고 있는 것으로 나타났으며, 또한 특별상각을 이용한 이익평준화와 법인세평준화의 관계는 서로 독립적인 것으로 나타났다. 그리고 기업규모가 크고 부채비율이 높을수록 평준화 성향의 가능성이 높은 것으로 나타났다.

김명희·김상호(2000)의 연구는 경영자의 소유지분율이 달라질 경우에 법인세평준화 행위에 대해 연구하였다. 연구결과 경영자들이 조세감면항목을 이용하여 법인세를 평준화하고 있는 것으로 나타났다. 또한 경영자 소유구조와 법인세평준화의 관련성은 경영자 소유 지분율이 0~5% 사이인 기업의 경우에는 경영자 지분이 증가할수록 법인세평준화 성향을 보였으나 통계적 유의성은 없었으며, 경영자 소유지분율이 5~20% 사이인 기업의 경우에는 경영자 지분이 증가할수록 법인세 비평준화 성향을 보이는 것으로 나타났으나, 경영자 소유지분율이 20% 이상인 기업인 경우에는 경영자 지분이 증가할수록 법인세평준화 성향을 보이는 것으로 나타났다.

이태희 외(2002)는 개선된 법인세평준화 현상의 방법론을 기초로 기업의 특성에 따라 법인세평준화 현상에 차이가 있는지를 검토하였다. stock 개념일 경우의 분석결과에 의하면 기업은 조세부담이 적을수록, 유효법인세율이 작을수록 법인세평준화를 하는 것으로 나타났고, 기업규모와 부채비율, 소유자통제 여부는 법인세평준화에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

윤재원 외(2004)는 세전순이익 증감액에 대한 법인세 증감액의 비율로 측정한 법인세평준화 척도를 이용하여 세전순이익이 증가한 경우의 법인세 하향 평준화의 정도가 세전순이익이 감소한 경우의 법인세 상향 평준화의 정도보다 큰 것으로 나타나 이익증감에 따라 법인세 평준화 정도의 비대칭성이 존재함을 확인하였다.

이효섭·박희석(2008)은 간접감면이 법인세평준화 성향에 미치는 영향과 이연법인세제도 도입에 대한 법인세평준화 성향의 차이를 분석하였다. 분석의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 기업규모가 작은 기업이 법인세평준화 성향이 낮은 것으로 나타났다. 기업규모가 크고 제조업에 속하는 기업은 법인세평준화 성향이 높은 것으로 나타났다. 그리고 이연법인세제도 도입 후 기간에서 기업규모가 큰 기업일수록 법인세평준화 성향이 높은 것으로 나타났다. 둘째, 대주주 지분율이 낮을수록 법인세평준화 성향이 높은 것으로 나타났다. 그리고 이연법인세제도 도입 후 기간에서 법인세평준화 성향이 높은 것으로 나타났다. 셋째, 부채비율이 높은 기업의 경우 이연법인세제도 도입 후 기간에서 법인세평준화 성향이 높은 것으로 나타났으며 통계적 유의성이 높은 것으로 분석되었다. 넷째, 이연법인세제도 도입 후 기간이 도입 위 기간보다 평균적으로 법인세평준화 성향은 높은 것으로 나타났으며, 통계적 유의성도 높았다.

양규혁 외(2009)는 법인세평준화와 이익조정이 한국 상장기업의 세무조정에 미치는 영향을 연구하였다. 이 연구에서는 효과적 세무계획가설이 의미하고 있는 맥락에서 경영자가 세무조정 관련 의사결정에서 세금비용과 비세금비용을 동시에 고려하고 있는가를 검토하였다. 회계이익과 과세소득의 차이관련 선행연구들에서는 회계이익과 과세소득의 차이 중에서 경영자가 재량으로 결정할 수 있는 부분과 재량으로 결정할 수 없는 부분을 구분하지 못한다는 한계를 가진다. 본 연구에서는 이익조정 관련 연구에서 사용하고 있는 재량발생액 측정방법을 원용하여 재량 세무조정(DTR)을 측정하여 이러한 한계를 극복하였고, 세무조정에 영향을 미치는 세금비용 변수로는 기업들의 법인세평준화 경향을 감안 하여 법인세납부액의 예상변동(TAXVAR)을 사용하였다. 또 비세금비용 변수로는 기업의 이익조정액(DA)을 사용하였다. 실증분석에는 2000년부터 2002년까지 한국증권선물거래소에 상장된 1,001개 기업의 세금신고서를 사용하였다.



실증분석에서 세무조정액을 측정하기 위한 과세소득은 각 사업연도 소득금액과 과세표준의 두 가지로 정의하여 측정하였다. 분석결과 과세표준을 적용하여 계산한 재량세무조정액(DTR2)은 세금비용과 비세금비용, 그리고 세금비용과 비세금비용의 상호작용변수 세 가지 모두와 유의한 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 각 사업연도 소득금액을 적용하여 계산한 재량세무조정액(DTR1)은 비세금비용과 상호작용변수의 두 가지에서만 유의한 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기업의 경영자들이 세무조정 의사결정에서 세금비용 뿐만 아니라 비세금비용도 동시에 고려하고 있음을 의미하는 것이며, 각 사업연도 소득금액 보다는 과세표준을 기준으로 세무조정 의사결정을 하고 있음을 의미하는 것이다.

한편, 세무조사와 관련된 연구에서, 법인세 평준화 현상을 설명하면서 기업은 장기적인 관점에서 법인세 납부액의 변동 폭을 안정적으로 조정함으로써 세무조사의 위험을 감소시켜 세무조사와 관련된 비세금비용을 포함한 장기적 세금비용을 최소화하려는 경향을 보인다고 주장한 정규언(1993)은 (1)법인세의 증가와 감소에 대해 상반된 세무당국의 태도와 (2)안정적인 조세확보를 선호하는 세무당국의 태도, (3)이월결손금의 공제 허용기간에 대한 제한, (4)손실발생에 따른 기납부 법인세의 환급제도가 없는 것 등을 법인세 평준화의 동기로 보고, 기업들이 법인세 평준화를 추구하고 있는 단적인 예로 외부감사 대상법인(상장법인 포함)들이 당기순이익에 미치는 영향 없이 세무조정만으로 설정할 수 있는 조세특례제한법상의 각종 준비금을 최대한도까지 설정하지 않고 있음을 지적한다.

이윤상(2012)은 세무조사를 전후로 세무조사와 이익조정의 관련성을 이론적으로 검토하고 실증분석하였다. 이를 위하여 세무조사 전후기간 변수로서 세무조사 직전연도 세무조사 연도, 세무조사 연도와 세무조사 직후연도, 세무조사 직전연도와 세무조사 직후연도의 더미변수를 각각 설정하였고, 이익조정의 대응치로는 이익조정의 방향성을 나타내는 재량적 발생액(DA)과 이익조정의 정도를 나타내는 재량적 발생액의 절대값(DA\_ABS)을 사용하였다.

2001년부터 2010년까지 금융감독원 전자공시시스템(DART)에 세무조사에 의한 벌금 등 부과기업으로 공시된 기업을 대상으로 진행한 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 세무조사 직전연도와 세무조사 직후연도 더미변수는 재량적 발생액(DA)과 재량적 발생액의 절대값(DA\_ABS) 모두 음의 관련성을 보이지만 세무조사 직전연도와 세무조사 연도 더미의 경우 재량적 발생액(DA)만이 음의 관련성을, 세무조사 연도와 세무조사 직후연도 더미의 경우 재량적 발생액의 절대값(DA\_ABS)만이 음의 관련성을 보여주었다. 둘째, 추가로 세무조사 전후 기간 더미변수와 법인세추징세액의 상호작용변수가 이익조정에 미치는 영향을 분석시 세무조사 직전연도와 세무조사 직후연도 더미변수를 포함한 상호작용변수의 경우 재량적 발생액(DA)만이 음의 관련성을 보이며, 세무조사 연도와 세무조사 직후연도 더미변수를 포함한 상호작용변수의 경우 재량적 발생액과 (DA) 재량적 발생액의 절대값(DA\_ABS)모두 유의한 관련성을 보이지 않고 있으며, 세무조사 직전 연도와 세무조사 직후연도 더미변수를 포함한 상호작용변수의 경우 재량적 발생액의 절대값(DA\_ABS)만이 유의한 음의 관련성을 나타내었다.

김문현(2007)은 세무조사 여부와 이익조정의 관련성 분석에 있어 기간의 확장을 통하여 세무조사 이전과 이후의 일정기간에 대하여 재량적 유동발생액을 이용하여 이익조정의 양상을 실증하였으며 방법론상으로는 단일변량에 의한 이익조정 여부를 검증하였다. 실증결과는 첫째, 세무조사 이전 세무조사기업의 이익조정은 유의적인 양(+ )의 값이었으며 세무 조사를 받지 않은 기업의 이익조정은 '0'과 다르지 않았으며, 둘째, 세무조사 이전 세무조사 기업의 이익조정은 조사된 3기간 동안 상승하였으나 세무조사 이후 기간에는 세무조사를 받지 않은 기업처럼 이익조정이 '0'과 다르지 않았고, 셋째, 기업특성을 고려한 유동발생액 설명 모형에서는 세무조사 이전에는 일부 이익조정이 증가(-2 기간)하며, 세무조사 이후에는 세무조사를 받지 않은 기업과 차이가 없었다는 실증결과를 보고하였다.

## 다. 재무보고 전략과 세무보고 전략의 상충과 이익관리에 관한 연구

Scholes and Wolfson(1992)은 세무계획(tax planning)은 조세비용의 최소화만을 고려해서는 달성할 수 없고 조세비용 이외에 비조세비용(non-tax costs)까지 고려해야 기업의 전반적인 비용을 최소화할 수 있다고 하였다. 마찬가지로 이익조정을 할 경우 이익조정 효과의 효익은 물론 이익조정의 비용까지 고려해야만 이익조정의 순효과(net effect)를 파악할 수 있다고 주장하였다.

Manzon and Plesko(2001)는 1988년부터 1998년까지의 재무자료를 이용하여 과세소득을 추정하고, 회계이익과 과세소득간 차이의 크기와 차이발생원인을 조사하였다. 연구결과에 의하면, 회계이익과 과세소득간 차이는 과거와는 달리 점차 양(+)의 차이로 과세소득에 비해 회계이익이 증가되는 추세로 나타났지만, 이러한 양(+)의 차이발생원인은 발견하지 못하였다. 즉, 그들은 회계이익과 과세소득간 양(+)의 차이의 원인을 기업의 조세회피행위(tax sheltering behavior)에서 찾고자 했지만 기업의 조세회피행위의 증가는 발견되지 않았다. 이러한 결과에 기초하여 그들은 재무자료에 기초한 과세소득에 대한 추정치가 기업의 실제 과세소득의 대용변수로서 적합하지 않다는 결론을 보고하였다.

Phillips et al.(2001)은 경영자의 이익조정이 회계이익과 과세소득의 차이에 반영된다고 예상하였다. Phillips et al.은 세법하에서의 엄격한 규정보다는 일반적으로 인정된 회계원칙(GAAP)하에서 경영자가 더 많은 재량권을 갖는다는 점에 착안하여 이연법인세비용(deferred tax expense)을 이용하여 기업의 이익조정을 발견할 수 있을 것으로 생각하였다. 그들의 가정은 회계이익과 과세소득간 일시적 차이는 주로 경영자의 수익과 비용에 관련된 회계상 발생액이 회계이익과 과세소득에 영향을 미치고, 이 결과로 이연법인세비용이 발생한다고 보았다.

또한 전규안·박종일(2002)은 이연법인세 정보와 기업의 이익조정간에 관련성이 있는지를 조사한 결과, 기업의 재량적 발생이 높을수록 이연법인세대가 증가하고, 기업의 회계이익이 과세소득보다 클수록 이연법인세대가 증가하는 것으로 보고하였다.

이세용(2003)은 재무보고비용을 이익조정 의 유인으로, 세금비용을 이익조정의 비용으로 하는 모형을 수립하고 재무보고비용과 세금비용 사이의 상충관계를 분석하였다. 표본은 1992년부터 1999년까지 12월 결산 상장 제조업을 대상으로 하였다(표본수 2,407 기업-년). 분석결과 관찰되는 이익조정액은 재무보고비용이라는 유인에 의하여 나타날 뿐만 아니라 세금비용이라는 이익조정의 비용에 의해서도 영향을 받는 것으로 나타났다. 즉, 재무보고비용과 세금비용은 이익조정액의 크기에 대하여 상충관계를 갖는 것으로 확인되었다. 이러한 상충관계는 항상 균형상태에 있는 것이 아니라 법인세율 인하와 같은 외부환경의 변화에 따라 그 균형이 변화하는 것으로 나타났다.

## 라. 법인세 부담과 이익관리 연구

위준복·김문태(2005)는 재무보고비용과 세무보고비용이라는 상충된 상황에서 경영자가 “법인세 부담의 정도”에 따라 보고이익을 어떠한 방향으로 조정하는가를 분석하였다. 종속변수인 이익조정변수로 재량적 발생액, 회계이익과 과세소득의 차이, 이연법인세부채 등을 설정하였으며 설명변수로는 법인세 부담을 나타내는 유효법인세율과 기타 통제변수 등을 활용하였다. 유효법인세율은 재무보고이익에 세무조정이 가미된 사업보고서의 법인세 부담액을 활용함으로써 실제 조세부담에 근접한 결과를 얻을 수 있었다. 1999년부터 2002년까지 표본기업 747개를 대상으로 선형회귀모형과 로짓모형으로 분석하였다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 선형회귀분석과 로짓분석에서 법인세 부담은 재량적 발생액에 대하여 통계적으로 1%의 수준에서 유의한 음(-)의 영향력을 가지는 것으로 나타났다. 둘째, 두 분석모형 모두에서 법인세 부담이 높을수록 회계이익과 과세소득의 차이가 유의하게 작아지는 것으로 관찰되었다. 셋째, 선형회귀분석에서 법인세 부담이 높을 때 이연법인세부채가 유의하게 작아지는 것으로 나타났다. 요컨대, 법인세 부담이 높을수록 재량적 발생조정을 이용하여 이익의 하향을 유도하고 또한 보고이익을 감소시켜 과세소득과의 차이를 축소시키는 전략을 구사한다고 볼 수 있다.

조현우(2007)는 유효법인세변동액이 법인세 부담액을 고려한 이익조정에 대한 발견능력이 있는지를 분석하였다. 이익조정에 대한 대부분의 선행연구들은 경영자의 재량적인 이익조정은 발생액을 통해서 이루어지고, 영업현금흐름은 경영자가 재량적으로 조정하기 어려운 것으로 가정하고 있다. 즉, 발생액 중에서도 재량적인 발생액이 기업

의 이익조정과 밀접한 관련성이 있다는 것이다. 이와 관련하여 본 연구는 Burgstahler and Dichev(1997)의 방법론에 따른 이익조정기업을 대상으로 발생액관련 이익조정 측정치인 재량적 발생액과 회계이익과 과세소득의 차이관련 이익조정측정치들에 비해 유효법인세변동액이 법인세 부담액을 고려한 이익조정의 발견에 추가적인 유용성을 갖는 지에 대해 분석하였다. 2000부터 2002년 사이에 거래소시장에 상장되어 있는 기업 중 금융업에 속하지 않고 관련 재무자료가 존재하는 기업(779개 기업-년)을 대상으로 통제집단의 실제이익수준(변화)분포를 이용하여 유효법인세변동액이 법인세 부담액을 고려한 적자회피 또는 이익감소회피 이익조정의 발견에 추가적인 유용성을 가질 것이라는 가설을 검증하였다. 분석결과는 가설의 예상대로, 유효법인세변동액이 회계이익과 과세소득의 차이관련 이익조정측정치와 발생액관련 이익조정측정치인 재량적 발생액을 통제하고도 법인세 부담액을 고려한 이익조정 발견에 추가적인 정보를 제공하는 것으로 나타났다. 본 연구의 결과는 이익조정측정치로서 널리 알려진 재량적 발생액이 측정오차 문제로 인해 신뢰성이 다소 의문시 되고 있는 현시점에서 재무제표정보를 통해 파악된 유효법인세정보가 법인세 부담액을 고려한 이익조정 기업의 발견가능 정보로 활용될 수 있음을 시사해 준다. 특히 효율성 측면에서 투자자, 채권자 등 주된 정보이용자를 비롯해 회계감사인 등 회계실무에서 현실적으로 적용 가능한 이익조정측정치를 제시하였다는 점에서 공헌점을 찾을 수 있다. 또한 유효법인세율의 구성요소(법인세비용/법인세차감전순이익)가 기업특성요인이 아닌 경영자의 기회주의적인 행위로 인해 변경될 수 있음에 유의할 필요가 있다.

정운오 외(2011)는 K-IFRS를 조기 도입한 국내기업들을 대상으로 K-GAAP 하에서와 K-IFRS 하에서 법인세비용의 부담이 유의적인 차이를 보이는지 조사하였다. 만일 동일한 영업활동에 대해서 KIFRS가 K-GAAP 보다 더 많은 법인세를 납부하도록 유도한다면 K-IFRS의 도입에 따른 기업의 법인세 부담이 증가하여 기업경쟁력을 악화시킬 수 있다. 이와 반대로 K-IFRS 하에서 오히려 법인세 부담이 감소한다면 기업경쟁력의 제고에는 도움이 될 것이나, 세수의 감소로 정부예산의 집행에는 어려움을 초래할 수 있다. 이러한 새로운 회계제도 변경에 따른 법인세 부담의 변화는 K-IFRS의 도입을 앞두고 있는 기업들이나 과세당국 등의 실무계 및 학계에서 큰 관심의 대상이 되고 있다. 본 사례연구의 조사 대상기업은 2009년도에 K-IFRS를 조기적용한 기업 13개사(유가증권시장상장기업과 코스닥시장상장기업) 중 감사보고서의 주석 자료원이 이용 가능한 12개 기업이다. 본 연구는 이들 12개 기업을 이익이 발생한 기업과 손실이 발생한 기업으로 구분하여 분석을 수행하였다. 2009년도에 K-IFRS를 조기 적용한 기업들은 비교목적으로 2008년도 재무제표도 K-IFRS를 적용하여 재작성 하였으므로, 이를 전년도(2008년)에 K-GAAP으로 작성한 재무제표와 비교하게 되면, 동일한 영업활동에 대해 두 회계기준 간의 차이로 인한 재무적 영향과 이로 인한 법인세 영향을 분석할 수 있게 된다. 따라서 본 사례연구의 분석기간은 2008 회계연도가 된다. 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, K-IFRS를 조기도입한 12개 기업은 K-GAAP을 적용하는 경우에 비해 평균적으로 761,327천원의 법인세가 감소(감소율은 -3.08%)하는 것으로 나타났다. 법인세 부담감소액이 큰 기업을 제외한 11개 기업을 분석하거나 법인세 부담액이 있는 9개 기업만을 대상으로 분석하여도 유사한 결과를 얻었다. 둘째, 이익발생기업은 법인세 부담이 조금 감소하고 손실발생기업은 법인세 부담이 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 손실발생기업은 KGAAP을 적용하는 경우의 법인세 부담액의 절대금액이 작으므로 증가율은 높아도 실제 증가금액은 그리 크지 않았다. 본 사례연구는 표본수의 제한으로 인해 분석결과를 일반화 할 수는 없지만, 해당 결과는 K-IFRS의 도입이 기업에 따라서는 법인세 부담에 큰 영향을 주지 않을 수도 있음을 시사한다.

전봉걸·송호신(2012)은 법인세 부담이 기업의 장기성장기반을 결정하는 투자활동과 혁신활동에 어떠한 영향을 주는지에 대하여 분석하였다. 상장기업만을 대상으로 분석하였던 기존의 연구와는 달리 금융·보험업종을 제외하고 외부감사를 받는 제조업 및 서비스업 등 모든 기업을 대상으로 2000년부터 2010까지의 재무정보를 활용하였다. 법인세 부담 변화가 투자에 미치는 영향은 투자성향이 강한 기업과 투자성향이 약한 기업 간에 차이가 있을 것으로 판단된다는 점에서 통상 회귀분석 방법 이외에 분위수 회귀모형을 이용하여 분석하였다. 기업의 투자성향 정도에 따라 법인세 부담의 기업투자에 대한 영향도 다를 수 있다는 점에서 분위수 회귀분석을 실시한 결과 계수값의 절대치가 모든 위수에서 통계적으로 유의하지만 위수 순으로 작아지는 모습을 보였다. 혁신활동에 대한 법인세 부담의 경우 연구개발투자 성향이 낮은 기업일수록 법인세 부담의 변화에 혁신활동이 민감하게 영향을 받는 것으로 나타났다.

한편 오광욱·기은선(2012)은 법인세비용의 불확실성이 커 정확한 예측이 어려울 때 재무분석가가 법인세비용 예측치를 제공할 가능성이 높아지는지를 살펴본다. 법인세비용은 당기손익에 직접적인 영향을 미칠 뿐만 아니라 경영자가 목표이익을 달성할 수 있는 최후의 수단이 되기 때문에 투자자가 기업의 법인세비용을 정확히 예측하는 것은 중요하다. 재무분석가가 이러한 투자자의 수요에 적절히 대응하고 있다면 법인세비용의 불확실성이 클수록 재무분석가가 법인세비용 예측치를 제공할 가능성이 높아질 것이다. 또한 법인세비용 예측치의 제공은 재무분석가가 자신이 제공한 이익 예측치의 정확성에 관해 확신이 있다는 것을 보여주기 때문에 단순히 이익 예측치만 제공하는 경우보다 순이익과 법인세 비용 예측치를 동시에 제공하는 경우에 투자자는 재무분석가의 이익 예측치를 더 신뢰할 것이다. 이들은 유가증권 및 코스닥시장 상장기업 중 2005년부터 2010년까지 기간에 양(+)의 이익 예측치를 가지는 2,042개의 기업-연도 자료를 분석에 이용했다. 실증결과 재무분석가는 체계적으로 법인세 비용관련 예측치를 제공하고 있음을 통계적으로 검증하였으며, 재무분석가가 법인세비용 예측치를 제공할 가능성은 유효세율의 변동성이 높고, BTD가 크며 BTD의 변동성이 높을수록 감소했다.

아울러, 순이익과 법인세비용 예측치를 동시에 제공하는 경우 이익 예측치만 제공하는 경우에 비해 비기대이익과 초과수익률 간 양(+)의 상관관계가 더 크게 나타났다. 이러한 실증결과는 법인세비용 예측치 제공여부에 관한 재무분석가의 의사결정에 정보 수요자보다 정보공급자 입장이 더 크게 작용하며, 법인세비용 예측치가 재무분석가의 이익 예측치에 대한 투자자의 신뢰도를 높이는 역할을 한다는 것을 보여준다.

#### **마. 법인세 관련 이익관리 수단: 연구개발비 회계처리를 중심으로**

Mande et al.(2000)은 일본 기업을 대상으로 연구개발비가 법인세 부담을 완화할 수단으로 회계선택되는지 분석하였다. 이들의 연구에 의하면, 당해 연도의 영업성과가 양호하다면 이익 증가수단을 탐색하기보다 오히려 연구개발비를 비용처리함으로써 이익을 낮추고 세금비용을 최소화하려는 경향이 있다고 보고하였다.

국내의 대표적 연구로 최성규·최광현(1998)을 들 수 있다. 이들은 법인세 부담이 낮을 경우 경영자는 R&D 지출을 자본화하여 최소한의 세금을 부담하고 추후 법인세 부담이 높을 때 R&D 지출을 비용화 함으로써 장기적 세부담을 최소화한다고 가정하였다. 연구결과, 법인세 부담이 낮은 기업은 당기 연구개발비를 자산화하여 오히려 보고이익을 증가시킴으로써 세무당국이 기대하는 조세납부수준을 유지하려는 전략을 구사하는 것으로 나타났다.

이들의 연구를 확장하여 나인철(1999)은 매출총이익 대비 법인세등과 연구개발비의 자본화율이 높은 상관성을 가지는 것을 재확인하였을 뿐만 아니라, 기술개발준비금제도의 당기 활용도가 낮을수록 자산화가 선호되는 것을 제시하였다. 이는 기업이 연구개발과 관련된 기술개발준비금을 장기적인(단기가 아닌) 관점에서 절세 수단으로 활용하는 것을 의미한다. 채종화·김종민(2001)의 연구도 일관된 결과를 보였다. 이들은 당기의 법인세 부담률이 낮을 것으로 예상되는 기업은 연구개발비 지출을 자본화함으로써 법인세를 유연화하려는 유인이 존재하는 것을 확인하여 최성규·최광현(1998)의 연구를 지지하였다.



김문태·조인선(2006)은 연구개발비가 비용으로 회계 처리되기 이전 시점으로 법인세 부담을 조정하여, 그 법인세 부담으로 인하여 사후적으로 연구개발비가 비용 처리되는지 분석하였다. 또 직전년 대비 이익의 증가 또는 감소상황에서 법인세 부담을 줄이기 위하여 연구개발비가 비용 처리되는지 분석하였으며, 법인세 부담에 따라 직전년 대비 당기 연구개발비의 비용화가 증가 또는 감소되는지 분석하였다. 1999년도부터 2002년까지 연구개발관련 지출자료를 입수하여, 당기 비용화 표본 506개와 변동 비용화 표본 258개를 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 선형회귀분석과 로짓분석을 통하여 연구개발비가 비용으로 처리되기 이전에 사전법인세 부담이 높을 때 이를 줄이기 위하여 연구개발비가 비용 처리되는 유의한 증거(1% 유의수준)를 관측하였다. 둘째, 직전년 대비 이익증가집단에서 사전법인세 부담이 높을 때 연구개발비가 비용화 동기가 유의하였으나, 이익감소집단에서 연구개발비의 비용화는 법인세 부담과 유의한 설명관계를 가지지 못하였다. 셋째, 법인세 부담이 높을 때 직전년 대비 연구개발비의 비용화가 상향되었다.

### 제3절 보고이익 수치의 비정상적 분포에 관한 연구13)

숫자의 기대빈도는 직관적으로 균등하게 관찰될 것으로 기대하기 쉽지만, 숫자가 인지행태에 영향을 미치는 현실에서는 반드시 그러하지만은 않고, 오히려 특정자리에 특정숫자가 비정상적으로 기록되는 특징이 있다. 특히, 첫째자리 숫자는 실제 측정 등가(equal value) 이상의 대표성을 지니기 때문에, 보고자의 의도에 따라 조정된 금액으로 기록될 수 있다.

선행연구자들은 자리숫자의 비정상적 빈도에 호기심을 갖고, 이를 과학적으로 검증해왔다. 이에 대한 최초의 연구는 Newcomb(1881)에 의하여 제기되었다. 그는 두꺼운 대수학 교재의 앞부분이 뒷부분보다 더 더럽다(grimier)는 사실에 주목하면서, 과학자들이 높은 수보다는 낮은 수를 살펴보는 경향이 강하다고 주장하였다. 이후, 자릿수 특성은 Benford(1938)에 의해 체계화되었다.

---

13) 김문태·위준복(2007)의 연구를 참조하여 기술함.

그는 다양한 분야의 자료- 강 유역 면적, 야구 통계수치, 원소의 무게, 잡지 기사에 나타난 숫자 등-에서 20,229개의 관측치를 무작위로(randomly) 수집하여, 특정 숫자가 특정 자리(단위)에서 강조된다는 대수적 법칙(logarithmic law)을 제시하였다.<sup>14)</sup>

Benford's law는 회계부정(accounting fraud)이나 데이터의 위조(fabrication)를 탐색하는 기법으로도 활용되었다. Carslaw(1988)는 1981년부터 1985년까지 4년간 뉴질랜드의 220개 이익보고(손실기업 제외) 기업을 대상으로, 이익 수치가 비정상적으로 보고되는지 분석하였다. 연구결과, 기대빈도와 달리 둘째자리에는 0에 가까운 숫자의 발생빈도가 유의하게 높았으며, 9에 가까운 숫자의 빈도는 낮게 나타났다. 그는 이러한 결과가 경영자의 목표달성지향성(goal achieving behavior)에서 비롯된다고 하였다.

Thomas(1989)는 Carslaw (1988)의 연구를 확장하여, 미국기업을 대상으로 손실기업과 분기이익 및 주당순이익(EPS; earnings per share)을 포함하여 동일한 분석을 시행하였다. 연구결과, 손실을 보고한 기업은 0의 빈도가 낮고 9의 빈도가 높은 것으로 조사되었으며, 분기이익 자료에서도 비슷한 양상을 보였다. 또한 주당순이익은 이익수치 자체보다 더 빈번한 절상(round up)을 행한 것으로 나타났다.

Das and Zhang(2003)는 Carslaw(1988)와 Thomas(1989)의 연구를 더욱 확장하였다. 이들은 운전자본발생액이 높은 기업의 경영자가 재무분석가의 예측, 이익보고(positive profits), 최근 이익(recent performance)에 부합하기 위하여 보고된 EPS를 round up 하는 것으로 보고하였다.

한편, Nigrini(1996)은 납세자에 의하여 보고된 소득수치와 탈세와의 관계를 분석하였다. 탈세를 목적으로 소득수치를 조작한다면, 특정 자리숫자의 기대빈도가 정상적인 Benford's law를 이탈할 것으로 간주하였다. 분석결과, 첫째자리에 낮은 수가 관측되는 빈도가 Benford's law의 기대빈도를 초과하였으며, 소득수치가 하향으로 조작되었음이 밝혀졌다.

국내의 연구로, 정규언(1991)은 상장기업을 대상으로 보고이익 올림조정행위를 분석하였다. 실증분석 결과, 우리나라 상장기업에서 첫 번째 자리수를 크게 보이게 위하여 두 번째 이익수치의 올림조정행위를 관측하였으며, 썸 단위에 있어서도 억 단위를 크게 보이게 위하여 천만 단위에서 올림조정 현상이 일어나는 것을 제시하였다. 위준복

---

14) Benford's law는 여전히 유효한 것으로 여겨진다. 그의 연구결과는 특히 자연과학과 사회과학 전반에 걸쳐 제시된 '첫째자리 숫자'에서 매우 타당한 것으로 증명되어, 숫자의 비정상성이 내포하는 오류를 탐색하는데 크게 공헌하였다(Drake and Nigrini, 2000). 재무분야에서도 Ley(1996)은 Dow Jones 산업평균지수와 S&P Index 등 주식시장의 수치들이 Benford's law에 매우 근접하는 것을 보였다.

(1995)은 상장기업뿐만 아니라 등록기업까지 표본을 확대하여 당기순이익을 대상으로 그 비정상성이 존재하는지 살펴보았다. 그는 상장기업이나 등록기업 모두에서 순이익의 과시효과를 부각하기 위하여, 둘째 자리를 첫째 자리로 절상한 결과 둘째 자리에 0의 관찰빈도가 많고 9의 관측빈도가 적은 것을 보여 정규언(1991)의 결과를 지지하였다. 한편, 윤재원(2000)은 분포 및 빈도분석을 통하여 결손을 회피하기 위하여 경영자가 당기순이익을 조정하는 것을 보임으로써 Burgstahler and Dichev(1997)의 결과가 우리나라에서도 유사하다는 것을 실증하였다.

이에 관한 국내의 최근 연구로 김문태·위준복(2007)을 들 수 있다. 이들은 경영자가 영업성과의 대표치인 순이익의 첫째자리 숫자를 높게 보고함으로써, 자신의 실적을 호의적으로 평가받고자 하기 때문에, 둘째자리 이익수치를 첫째자리로 절상(round-up)할 유인을 갖는다고 전제하였다. 이들은 이익을 보고한 집단의 둘째자리에 낮은 숫자(0, 1, 2)의 빈도가 비정상적으로 많고, 높은 숫자(7, 8, 9)의 빈도가 비정상적으로 적은 것을 살펴보았다. 반면에 손실을 보고한 집단은 이러한 인위적 절상행위를 실행하지 않는 결과 둘째자리에 높은 숫자의 빈도가 더 많게 나타나도록 하는지를 분석하였다. 또한 이러한 결과가 이익의 상향조정과 어떤 관련성을 가지는가를 검증하기 위하여 재량적 발생액을 이용한 분석도 수행하였다. 둘째자리 숫자의 비정상적 빈도는 실제 관측빈도에서 기대빈도의 차이로 검증하였으며, 이때 기대빈도는 Benford's law와 균일 분포로 예측하였다. 또한 재량적 발생액은 수정 Jones 모형으로 추정하였으며 1995년부터 2003년까지의 2,951개 연도-기업 표본을 대상으로 분석하였다. 주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 이익보고 기업은 둘째자리 이익수치에 낮은 숫자(0, 1, 2)의 관측빈도가 기대치보다 유의하게 높은 반면, 높은 숫자(7, 8, 9)는 기대치보다 낮게 나타났다. 손실보고 기업은 이익보고 기업과 정반대로 둘째자리 이익수치에 낮은 숫자가 기대보다 덜 발생되었으며, 높은 숫자는 기대보다 더 많이 관측되었다. 이와 같은 둘째자리 숫자의 비정상성은 높은 이익을 보고하기 위한 경영자의 의도적인 조정의 결과일 가능성이 있다. 둘째, 이익을 보고한 기업의 낮은 둘째자리 숫자(0, 1, 2)는 재량적 발생액에 유의한 양(+)의 설명력을 보였다. 낮은 둘째자리 숫자와 이익의 상향조정 간의 유의한 양(+)의 상관관계는 이익의 상향보고를 위해 둘째자리 이익수치를 첫째자리로 절상했을 가능성을 적극적으로 주장하였다.

김문태(2011)는 금융감독원의 감리지적기업을 대상으로 보고이익 수치의 비정상성이 감리대상 연도에 이익관리와 관련되어 있는지 분석하였다. 경영자는 회계기준 위반 이전에 이미 위험부담이 낮은 재량적인 이익관리를 시도했을 유인이 충분히 있을 것으로 전제하였다. 2003년부터 2009년까지 유가증권 시장에 상장기업 중 감리에 지적된 41개 연도-기업을 대상으로, 동일기업에서 감리에 지적되지 않는 다른 연도와 동종산업에서 감리에 지적되지 않는 다른 기업을 대응하여 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 동일기업이라 할지라도 감리에 지적된 '연도'에 이익의 상향조정이 더 많이 구사되었으며, 동종산업 내에서 이익의 상향조정이 높은 기업이 감리에 지적될 확률이 큰 것으로 나타났다. 둘째, 동일기업에서 보고이익의 둘째 자리의 숫자가 앞자리로 round-up되었다고 추론된 연도에 감리에 지적될 확률이 큰 것으로 나타났으며, 동종산업에서 보고이익의 둘째 자리 숫자가 낮은 기업이 감리에 지적될 가능성이 컸다. 마지막으로, 보고이익의 둘째자리 숫자가 낮은 경우의 재량적 발생액이 감리에 지적될 확률이 유의적으로 높았다.

김동욱(2012)은 벤포드 법칙을 이용하여 KSE와 KOSDAQ의 보고이익 숫자의 신뢰성 차이가 있는지를 알아보는데 있다. 실증 분석 결과에 의하면 전체 이익보고 기업의 이익수치 첫째자리는 벤포드 분포를 따르지 않았다. 그러나 기업군을 좀 더 세분하여 분석해 보면, 거래소 기업은 벤포드 분포를 따르고 코스닥 기업은 벤포드 분포를 따르고 있지 않아 코스닥 기업이 거래소 기업에 비해 상대적으로 이익조정 가능성을 많음을 보여주고 있다. 또한 손실보고 모든 상장기업의 손실수치 첫째 자리는 벤포드 분포를 따르고 있지 않았다. 그러나 거래소 및 코스닥 각 각의 기업군별 분석에서는 모두 벤포드 분포를 따르고 있음을 확인 하였다. 다만 코스닥 기업이 거래소 기업에 비해 상대적으로 이익조정을 많이 하고 있음을 확인하였다. 모든 상장기업의 이익보고 기업과 손실 보고 기업의 둘째자리는 벤포드 분포를 따르고 있지 않음을 확인하였고, 거래소 기업과 코스닥 기업으로 세분류한 분석에서도 벤포드 분포를 따르고 있지 않았다. 결론적으로 이 연구의 결과는 한국의 많은 기업들이 회계수치에 대한 기술적인 조정이나 조작이 일부 이루어지고 있음을 보여주고 있고, 특히 코스닥 기업들이 거래소 기업들에 비해 더 그렇다는 것을 보여주고 있다.

이장건(2013)은 정보이용자의 인지적 측면에 영향을 미치기 위해 기업이 이익을 조정하는지 여부를 분기, 반기, 결산시점 이익수치의 빈도분포를 통해 분석하였다. 또한 이러한 이익조정이 기존의 이익조정 측정치인 재량발생액과 실질활동을 통한 이익조정과 관련성을 가지는지를 분석하였다. 이익수치 빈도분포의 비정상성을 확인하기 위해 Benford 법칙을 이용하였고, 재량발생액은 수정 Jones 모형(Dechow et al. 1995)으로 추정하였으며, 실질활동을 통한 이익조정은 Roychowdhury (2006) 모형을 이용하였다. 분기 재무자료가 이용 가능한 2003년부터 2011년까지 5,106개 유가증권시장 및 코스닥 시장 상장 기업-년을 대상으로 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 결산 순이익을 보고한 기업은 낮은 자리 숫자의 관측빈도가 기대빈도보다 유의하게 높게 나타났고 순손실을 보고한 기업은 높은 자리 숫자의 관측빈도가 기대빈도보다 유의하게 높게 나타났다. 특히 공시되지 않는 4분기 이익과 공시되는 결산 순이익을 비교하였을 때 4분기 이익은 기대빈도와 유의한 차이를 보이지 않은 반면 결산 이익은 유의한 차이를 보여 인지 행태적 측면을 고려한 이익조정이 이루어지고 있는 것으로 나타났다. 둘째 이익의 비정상적인 빈도분포가 재량 발생액 및 실질활동을 통한 이익조정과 관련성이 있는지를 분석한 결과 유의적인 관련성이 나타나지 않았다. 이는 발생액을 통한 이익조정 측정치 및 실질활동을 통한 이익조정 측정치는 비정상적인 빈도분포에서 보인 이익조정 현상을 포착하지 못하는 것으로 판단된다.

박진모·강내철(2013)은 벤포드 규칙을 이용하여 주당손익의 둘째자리 숫자의 분포에 어떤 비정상적인 패턴이 나타나는지를 분석한다. 이와 함께 주당손익의 끝자리 숫자의 분포에도 어떤 비정상적인 패턴이 나타나는지를 분석한다. 이러한 비정상성이 주당손익의 첫 자리나 끝자리 숫자를 한 단위 높은 값으로 표시하려는 이익조정과 관련이 있는지를 규명한다. 이 분석에는 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업의 최근 13개 연도(2004년~2011년) 분기자료(26,669개 기업-분기)가 사용되었다. 주요 연구결과를 요약하면, 주당손익의 둘째자리에 0의 빈도는 비정상적으로 많고 9의 빈도는 비정상적으로 적은 것으로 나타났다. 특히 주당손익이 흑자이면서 전년 동기 대비 실적이 개선된 경우에 비정상성이 뚜렷하게 나타났으며, 재량적 발생액을 이용한 이익조정 검증결과 이러한 비정상성이 이익조정과 관련이 있다는 증거가 확인되었다. 그러나 주당손익의 끝자리나 소수 첫자리에는 어떤 비정상성이 관측되지 않았다.

강내철(2013)은 벤포드 규칙을 이용하여 매출액과 영업이익의 둘째자리 숫자에 9가 표시되는 것을 기피하는 패턴이 나타나는지를 살펴보고, 이것이 매출액과 영업이익의 첫자리 숫자를 한 단위 높은 값으로 표시하기 위한 조작행위와 관련이 있는지를 규명한다. 이 분석에는 최근 3개연도 (2009년~2011년) 1,707개의 상장기업 및 12,791개의 비상장기업의 총 43,494 기업-연도자료가 사용되었다. 주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 매출액의 둘째자리 숫자는 낮은 수인 0의 빈도가 높고, 높은 수인 7과 9의 빈도가 유의하게 낮았다. 둘째, 영업이익의 둘째자리 숫자는 낮은 수인 0과 1의 빈도가 기대빈도보다 유의하게 높게 나타났다. 즉 영업이익과 매출액 둘째자리 숫자의 분포에 비정상성이 있음이 확인되었다. 이것은 매출액이나 영업이익의 첫자리를 한 단위 높은 숫자로 표시하기 위하여 상향조작과 관련이 있을 것으로 추정된다. 이러한 추정을 확인하기 위해 매출액과 영업이익의 둘째자리 숫자의 비정상성이 매출액이나 영업이익을 상향 조작하는지를 추가로 분석하였다. 그 결과 매출액이나 영업이익의 둘째자리 숫자가 0이면서 첫 두자리 숫자가 기대빈도보다 높은 경우에는 유의한 양의 비정상매출채권과 비정상영업발생액이 나타난다는 점을 확인할 수 있었다.

## 제3장 연구방법론

### 제1절 연구가설의 설정

Scholes et al.(1992)과 Klassen(1997)이 제시한 바와 같이 경영자가 단지 세금비용, 즉 세금절감 효과만을 생각하지 않고 비세금비용(특히 재무보고 전략)의 측면을 함께 고려하여 세무전략을 수행한다면 결과는 다르게 나타날 수 있다. 만일 비세금비용의 영향이 법인세절감 효과보다 더 중요하다면 경영자가 이익의 귀속기간 변경을 통해 이익 이연전략을 수행할 가능성은 낮아진다.

재무회계가 제공하는 회계이익은 세무당국만 활용하는 정보가 아니고 기업외부의 다양한 이해관계자들과 밀접한 관련을 맺고 있다. 특히 주주나 투자자 등 자본시장의 이해관계자들은 기업의 보고이익에 민감하게 반응하기 때문에(Ball and Brown, 1968; Beaver, 1968) 경영자가 이익을 감소시켜 보고하기는 어려울 것이다. 즉, 보고이익을 감소시켜 보고함으로써 발생하는 제반비용인 재무보고비용(financial reporting costs)을 부담하기 보다는 보고이익의 증가 유인에 매력을 가지게 될 것이다(위준복·김문태, 2005).

한편 기업은 존속기간 동안 다양한 유형의 조세 및 준조세 등 조세비용(tax costs)을 부담하게 된다. 조세비용은 현금유출을 수반하여 기업가치의 하락을 조장하게 되므로 경영자는 주어진 조건 하에서 조세비용을 최소화하려고 노력할 것이다. 그런데 조세비용의 최소화는 과세소득의 감소를 의미하며 이는 이익의 감소를 통하여 이루어지므로 재무보고비용의 증가 요인이 된다. 여기에서 재무보고비용과 조세비용 간에는 상충관계(trade-off)가 존재한다는 점을 알 수 있다.

이러한 상충관계가 존재하는 경우에 기업의 재무보고전략 또는 세무전략은 일관된 하나의 방향으로만 결정될 수는 없다. 더구나 이익관리라는 선택적 수단을 활용할 수 있는 여지가 존재한다면 상황에 따라 경영자의 선택 방향은 달라질 수 있는 것이다. 만일 경영자가 회계이익에 대한 시장반응을 두려워하지 않으면 조세비용 증가를 초래하는 이익의 증가를 추구하지 않을 것이며, 반대로 조세비용보다는 재무보고비용을 더 중시한다면 법인세 부담의 증가를 감수하면서 이익을 상향조정하고자 할 것이다.

한편, 보고이익 수치가 조작되지 않고 정상적이라면, 둘째자리에 위치하는 숫자는

1/10의 확률로 기록될 것이며, 경험적으로 최소한 Benford's law를 따를 것으로 기대된다. 그러나 경영자가 첫째자리 숫자를 크게 보이기 위하여 이익보고 이전에 둘째자리의 높은 숫자를 절상(round up)하는 이익조정을 행사하였다면, 둘째자리 숫자에 낮은 숫자가 보고될 가능성이 커진다. 이 경우 상향된 이익보고로 인하여 재무보고비용은 감소한 반면, 세무보고비용(즉 법인세 부담)은 증가할 것이다.

그러나 경영자가 이익보고보다 법인세 부담을 상대적으로 중요하게 생각한다면, 세무전략 차원에서 굳이 이익의 상향조정을 구사하지 않을 것이다. 그 결과, 둘째자리 숫자는 어떠한 의도된 조정이 개입되지 않는 채로 7, 8, 9 등 높은 숫자는 높은 숫자대로 랜덤(random)하게 보고될 것이다.

본 연구는 법인세 부담과 재량적 발생액 사이에는 경영자가 재무보고와 세무보고 이전에 달성하려는 사전적 이익수준이 전략적으로 결정되어 있다고 가정하며, 다음과 같은 가설1을 설정한다.

가설1-1: 당기의 법인세 부담률이 높게(낮게) 예상되면 보고이익을 하향(상향)조정한다.

가설1-2: 당기의 법인세 부담률이 높게 예상되면 당기순이익의 둘째자리 숫자는 7, 8, 9 등 높은 숫자로 보고된다.

세율인하 직전연도와 세율인하 기간에 재무보고비용(비세금비용)과 조세비용 중 어떤 영향이 보다 더 경영자의 의사결정에 중요한 영향을 미쳤는지는 실증으로 검증할 사항이다. Lopez et al.(1998)은 조세혜택이 큰 기업들이 적극적으로 세무계획을 추진하는 것으로 전제하고, 세율인하 직전연도에 법인세를 최소화하려는 더 큰 유인을 가질 것으로 예상하였으며, 예상과 일치되는 검증결과를 보고하였다. 다만, 적극적인 세무계획 기업들에 대한 명시적인 정의를 내리지 않았다. 따라서 본 연구는 세율인하와 같은 절세유인이 존재할 경우에 보다 더 적극적으로 법인세 부담을 경감하려는 의도를 가질 것으로 예상하고(김경호·박종일, 2003), 다음과 같은 가설2를 설계하여 이를 검증하고자 한다. 가설2의 논리는 가설1과 같은 맥락이다.



가설2-1: 차기에 법인세 인하가 예상되면 당기의 보고이익을 하향조정한다.

가설2-2: 차기에 법인세 인하가 예상되면 당기순이익의 둘째자리 숫자는 7, 8, 9 등 높은 숫자로 보고된다.

법인세비용 계산의 복잡성과 법인세비용 계산시의 시간제약, 미래이익을 추정하는데 있어서의 자의성은 경영자와 감사인 및 주주 사이에 정보불균형을 가져오며, 따라서 경영자가 목표이익을 달성하기 위하여 법인세비용을 마지막 기회로 이용하는 것이 가능하다(Dhaliwal et al. 2004; 박종일·전규안, 2010). 본 연구에서는 당기 보고이익을 최종 공시하기 전에 이익조정 전 이익이 전년 대비 목표이익을 충족하였다면, 상대적으로 법인세 비용을 감소 전략을 강구하는가를 검증하기 위하여, 다음과 같은 가설3을 설정한다. 가설3의 논리는 가설1과 같은 맥락이다.

가설3-1: 목표이익이 달성되었다면 법인세 부담을 회피하는 이익조정이 이루어진다.

가설3-2: 목표이익이 달성되었다면 당기순이익의 둘째자리 숫자는 7, 8, 9 등 높은 숫자로 보고된다.

## 제2절 가설 검증모형의 설계

### 1. 변수의 설정

#### 가. 재량적발생액의 추정

본 연구는 법인세 부담률과 이익관리 사이의 관계를 검증하는 것에 초점을 두고 3개의 가설을 설정하여 실증분석하고자 한다.

법인세 부담률에 영향을 받아 이익관리가 어떻게 변하는 방향과 정도를 살펴보고자 한 것이므로 먼저 이익관리의 대응변수를 명확히 정의할 필요가 있다. 본 연구에서는 수정Jones(1995)모형을 이용하여 다음 (식 1)과 같이 재량적 발생액을 추정하였다. 이 모형은 다른 모형에 비하여 개념상으로 뿐만 아니라 실증적으로도 그 우수성이 검증되어 많이 인용되고 있다(Dechow et al. 1995; Subramanyam 1996)<sup>15)</sup>.

$$DA_t = \frac{TA_t}{A_{t-1}} - [\beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{A_{t-1}}\right) + \beta_2 \left(\frac{\Delta REV_t - \Delta AR_t}{A_{t-1}}\right) + \beta_3 \left(\frac{PPE_t}{A_{t-1}}\right)] \quad (\text{식 1})$$

<변수의 정의>

TA(total accrual): 총발생액=당기순이익(net income, NI)-현금흐름(cash flow, CFO)

DA(discretionary accrual): 재량적 발생액

ΔREV(change of revenue): 매출액의 변동=당기매출액-전기매출액

ΔAR(change of accounting receivable): 매출채권의 변동=당기매출채권-전기매출채권

PPE(plant, property and equipment): 감가상각이 가능한 설비자산

ROA(return on asset): 당기순이익/총자산

A<sub>t-1</sub> : 전년도 총자산,

\* 모든 변수에 임의의 기업을 나타내는 아래첨자는 기술편의상 생략함.

## 나. 둘째 자리 이익숫자

어떤 자리에 있어서 특정 숫자가 비정상적으로 많게 혹은 적게 발견되는가를 판단하기 위해서는 기대빈도와 관측빈도를 비교하는 방법으로 수행되어야 할 것이다. 본 연구에서는 여러 연구에서 대표적으로 이용한 Benford's law를 통하여 기대빈도를 구하고자 한다.

Benford(1938)에 의하면, 첫째자리에서 특정숫자  $x$ 가 발견될 기대비율은 자료의 원천과는 관계없이 다음과 같은 관계를 가지는 것으로 추정하고 있다.

$$\text{Log}_{10}(x+1) - \text{Log}_{10}(x) \quad (\text{식 2})$$

15) 그러나 이 모형은 매출액 변동과 관련 없는 항목을 재량적 발생액으로 분류하는 구조적 문제를 안고 있으며 매입채무나 판매비와 관리비 등을 반영하지 않는 등 누락변수(omitted variables)에 의한 오차를 극복하지 못한다는 지적도 있다(백원선, 2000).

마찬가지의 논리를 확장하여 첫째자리 숫자가  $x$  이고 둘째자리 숫자가  $y$ 일 기대확률은 다음과 같이 계산된다.

$$\text{Log}_{10}\left(x+\frac{y+1}{10}\right)-\text{Log}_{10}\left(x+\frac{y}{10}\right) \quad (\text{식 3})$$

둘째자리 숫자가  $y$ 일 확률은 위의 (식 3)으로부터 둘째자리 숫자가  $y$ 이고 첫째자리 숫자가  $x$ 가 1부터 9가지일 가능성의 합이 될 것이다. 따라서 둘째자리 숫자가  $y$ 일 확률은 다음과 같이 계산될 것이다.

$$\sum_{x=1}^9 \left\{ \text{Log}_{10}\left(x+\frac{y+1}{10}\right)-\text{Log}_{10}\left(x+\frac{y}{10}\right) \right\} \quad (\text{식 4})$$

위 (식 4)에 의하여, 아래와 같은 기대비율이 산출되고, 이 비율에 연구표본의 총 도수를 곱한 것이 기대빈도가 될 것이다.

이러한 논리를 바탕으로 본 연구는 순이익의 둘째 자리 보고숫자가 7, 8, 9 등 높은 숫자이면 이를 더미변수 1로 처리하였다.

## 다. 법인세 부담의 측정

회계시스템에서 측정된 이익은 법인세의 산출과 밀접한 연관성을 갖고 있기 때문에 많은 선행연구는 이익에 대한 법인세의 비중, 즉 법인세 부담률에 관심을 가져왔다. 이 중 유효세율(effective tax rates, 이하 ETR)은 세제의 효율성과 공평성에 관심을 갖는 연구자들과 조세정책 입안자들이 조세부담의 측정치로 많이 사용해왔다. 일반적으로 유효세율은 이익에 대한 납부세액의 비율로 정의된다. 그런데 유효세율의 계산방법에는 여러 가지가 사용가능하므로 어떤 방법이 적용되었는지에 따라 산출된 유효세율이 차이가 날 수 있다는 점을 간과해서는 아니 된다(위준복·김문태, 2005).

유효세율은 전형적으로 이익측정치에 대한 납부세액 측정치의 비율이므로 분자인 조세와 분모인 이익의 측정이 연구결과의 신뢰성을 결정하는 관건이다. 유효세율은 일반적으로 재무제표 자료에서 추출된 조세와 이익을 사용하여 연도별로 계산되어왔다.

Kern and Morris(1992)는 재무제표 정보를 이용하여 측정한 유효세율이 정책입안자 뿐만 아니라 회계연구자에게도 중요하다고 하였다<sup>16)</sup>.

본 연구에서 법인세 부담은 (식 5)이서 정의한 유효세율(effective tax rates, 이하 ETR)로 측정하고자 한다. ETR은 세제의 효율성과 공평성에 관심을 갖는 연구자들과 조세정책 입안자들이 조세부담의 측정치로 많이 사용해왔다. ETR은 영업성과 대비 법인세의 비중을 나타내는 바, 연구자에 따라서 다양한 방법이 제시되었다. 본 연구는 아래와 같이 정의한 ETR을 연구에 활용하였으며, 이 측정치가 경영자가 최종적으로 부담할 법인세 실제 납부액 사전(ex-ante)예측에 의한 것으로 전제한다.

$$ETR = \frac{\text{법인세비용}}{\text{법인세차감전순이익}} \quad (\text{식 } 5)$$

## 라. 법인세 인하연도의 정의

법인세율 인하는 기업의 경쟁력 강화를 위한 정책수단으로 활용되고 있다. 법인세 인하는 세금 차감 후 수익률을 증가시켜 장기적으로 투자를 활성화시킴으로써 일자리 창출과 경제성장에 효과가 있다는 것이 가장 기본적인 개념으로, IMF, G-20에서도 경제 위기 극복을 위해 감세와 재정지출 확대 정책을 동시에 추진할 필요성이 있다는 것에 대해 공감대가 형성되었다. 우리나라도 법인세율 인하를 유보할 경우 정책의 일관성이 훼손되어 정부 정책에 대한 국내외의 신뢰성이 떨어지고, 국제적으로 법인세율을 지속적으로 인하하는 추세이기 때문에 우리 기업의 국제경쟁력을 위해서도 법인세율 인하를 지속적으로 추진해왔다. 본 연구는 최저 과세구간 인하연도인 2002년, 2005년, 2008년, 2010년을 법인세 인하연도로 지정하였다.

## 마. 목표이익의 측정

본 연구에서 목표이익은 전년 대비 당기의 성과달성 여부로 (식 6)과 같이 측정하였다. 목표이익의 값이 (+)의 값이면 당기의 이익조정전 이익수준이 목표이익을 충족시

16) 위와 같은 방법으로 산출된 유효세율이 조세혜택의 기업별, 기간별 및 산업별 차이를 설명하지 못하기 때문에 실제 과세자료를 입수하여 실질적인 조세부담을 측정할 필요성이 있다고 하였다(위준복·김문태, 2005). 그러나 본 연구의 검증시점에서는 과세자료의 불공시로 인하여 이를 검증할 수는 없다.

킨 것으로 보고, 가설3을 검증하기 위하여 이들 집단에 대한 별도의 실증분석을 실행할 것이다. 즉 목표이익을 달성한 경영자가 재무보고 목적을 달성하였다면 세무보고 비용을 줄이기 위하여 이익을 감소시키는지 분석할 것이다.

목표이익 달성여부

$$= \{(\text{당기 3분기까지 이익}/3 \times 4) / \text{기초총자산} - (\text{전기 보고이익}/\text{기초총자산})\} > 0 \quad (\text{식 6})$$

## 2. 연구모형의 설계

가설을 검증하기 위한 기본 모형은 이익관리변수를 종속변수, 유효세율을 독립변수로 하며 여기에 몇 개의 통제변수를 추가한 다중회귀분석 모형으로 설계한다. 종속변수인 DA와 SDEN은 이익관리의 대응변수이다. DA는 선형회귀분석을 위한 연속변수이며, SDEN은 로지스틱회귀분석(이하 로짓분석)을 위한 범주형 변수(더미변수)이다. 선형회귀분석을 통하여 주 설명변수 ETR이 DA에 미치는 계수 설명력이 포착될 것이며, 로짓분석을 통하여 주 설명변수 ETR의 특성이 SDEN에 포함될 확률적 유의성을 파악할 수 있을 것이다. 이 두 가지 검증방법을 통하여 결론의 강건성(robustness)을 제시하고자 한다.

또한 전기 대비 당기의 ETR 변동과 세무보고 전략 및 재무보고 전략의 상호작용을 검증하기 위하여 유효법인세율의 변동으로 측정된  $\Delta ETR$ 변수를 추가하였다.

다중회귀분석의 주목적은 주설명변수인 유효법인세율(ETR)이 종속변수인 이익관리에 미치는 영향을 파악하기 위해서이다. 그러나 이익관리에 영향력을 미칠 가능성이 존재하는 것으로 기존의 연구에서 제기되었던 요소들을 통제변수에 포함하지 않으면 유효법인세율의 영향력이 그릇되게 도출될 위험이 있다. 따라서 부채비율(DEBT), 기업규모(SIZE), 대주주지분율(BLOK) 등 이익관리에 관련된 변수를 통제변수로 포함하여 누락변수로 인한 오차를 줄이고 통계적 추론에 정확성을 기하고자 한다. 모형의 도출과정에서 필요한 경우 몇몇 변수는 총자산으로 표준화(deflate)하여 등분산성을 기하고 규모효과를 제거하였다.

$$DA = \alpha_0 + \alpha_1 ETR(\text{또는 } \Delta ETR) + \alpha_2 DEBT + \alpha_3 SIZE + \alpha_6 BLOK + \epsilon \quad (\text{식 7})$$

$$SDEN = \beta_0 + \beta_1 ETR(\text{또는 } \Delta ETR) + \beta_2 DEBT + \beta_3 SIZE + \beta_6 BLOK + \epsilon \quad (\text{식 } 8)$$

<변수의 정의> \*임의의 기업 i 에 대한 t 시점을 가정, 편의상 아래첨자는 생략함.

- 1) DA: 이익관리 대응변수로서 재량적 발생액,  
SDEN: 순이익 둘째자리 숫자가 7, 8, 9이면 1, 그렇지 않으면 0,
- 2) ETR: 유효법인세율 = 법인세 비용/법인세차감전순이익,  
ΔETR: 유효법인세율의 변동 = 당기 ETR-전기 ETR
- 3) SIZE: 기업규모 = 총자산의 자연대수,  
DEBT: 부채비율 = 총부채 / 당기총자산,  
BLOK: 대주주지분율 = 1대주주 + 2대주주 + 특수관계인의 지분

ETR이 크다는 것(혹은 ΔETR의 증가)은 이익 대비 법인세 부담액이 많다는 것을 의미한다. 이러한 경우 경영자는 재무보고비용보다는 세무보고비용의 절감에 상대적으로 더 큰 비중을 둔 전략을 취할 것으로 기대되기 때문에 경영자는 이익의 하향조정 정책을 추구할 것이다. 선형회귀분석에서 설명변수 ETR(혹은 ΔETR의 증가)이 DA에 음(-)의 방향으로 유의한 영향력을 미친다면 본 연구의 가설은 지지될 것이다. 즉 ETR이 높을수록(혹은 ΔETR이 증가할수록) DA는 낮아지는 결과로 이어질 것이다. 로짓분석모형에서 SDEN은 순이익의 둘째자리가 7, 8, 9 등 높은 숫자일 때 1의 더미 변수로 설계하였으므로, ETR(혹은 ΔETR의 증가)이 이들에게 양(+)의 방향으로 유의한 설명력을 가진다면 더욱 강건한 결론을 얻을 수 있다. 즉 법인세 부담이 높거나 전년도보다 그 부담이 증가한다고 추정하면 순이익의 둘째자리의 7, 8, 9 등 높은 숫자는 이익의 상향을 위하여 조정되지 않는다는 것을 반증한다.

DEBT는 당기의 총자산으로 표준화된 부채비율을 나타내는 통제변수로서 이익관리 변수와 음(-)의 관계가 예상된다<sup>17)</sup>. 기업규모(SIZE)가 이익관리변수에 미치는 부호는 일관되지 않다<sup>18)</sup>. BLOK는 대주주지분율을 나타내는 변수로서, 기업 지배구조에 영향을 미칠 수 있는 1대주주 및 2대주주, 특수관계자들의 지분을 포함하였다. 박종일(2003)은

17) Becker et al.(1998)은 재무적 곤경에 처한 기업에 있어서 높은 부채비율은 이익을 오히려 줄이는 작용을 한다고 주장하였다. 특히 우리나라의 상황에서 부채비율과 재량적 발생액 사이에 유의적인 음(-)의 관련성을 보고한 선행연구(윤순석, 2001; 박종일, 2003)가 있다.

18) Watts and Zimmerman(1986)은 기업규모가 클수록 경영자는 정치적 표적가능성에 따른 정치적 비용 (political costs) 부담이 증가하여 이를 줄이기 위해서 이익감소의 방향으로 회계처리방법을 선택한다고 보고한 바 있다.

최대지분율과 재량적발생액 사이에 유의적인 양(+)의 관련성이 있는 것을 보고한 바 있다.

### 3. 표본의 구성

본 연구의 수행에 필요한 표본은 NICE평가정보(구, 한국신용평가정보(주))에서 제공하는 KIS-VALUE Data Base를 통하여 입수하였으며, 연구대상 기간은 최근 기업특성과 법인세 전략을 반영할 수 있는 2003년부터 2012년까지 10년으로 한정하였다<sup>19)</sup>. 또한 1) 금융업을 제외한 제조업 2) 2003년~2012년 계속 상장된 기업 3) 결산일이 12월 31일인 기업 등의 조건을 모두 만족하는 기업으로 대상을 국한하였다. 1)은 회계원칙의 적용이나 재무제표의 보고형태, 계정과목 등에서 일관성을 도모하고자 금융업을 배제하였으며, 2)는 기업의 존속기간과 비례하는 세무관습이나 추납·환급 등의 조정사항 등을 반영하고자 적용하였다. 3)은 세법의 개정에 따른 효과를 통제하여 표본기업의 동질성을 유지하기 위해서이다.

<표 1> 표본의 선정기준

표본선정단계	내 용	개체 수
최초표본 기업	표본조건을 만족한 기업 (670개 × 10년)	6,700
제거표본	재무자료 누락기업 (72개 × 10년)	720
	당기순이익이 음(-)인 표본	1,639
	ETR이 없거나 음(-)인 표본	315
	부채비율이 2 이상인 표본	72
<b>최종표본</b>		<b>3,954</b>

19) 2002년까지는 금융감독원에 보고하는 사업보고서의 법인세등명세서에서 사업연도의 과세소득과 법인세 부담액을 비교적 현실적으로 파악할 수 있었으므로 이에 대한 실질적인 연구가 수행되었다(위준복·김문태, 2005). 해당 연구 기간에는 이에 대한 자료가 공시되지 않기 때문에 재무제표 자료를 이용하였다.

<표 2> 표본의 업종-연도별 분포

산업 / 연도	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	합계
화학물질 및 화학제품	24	42	41	40	46	47	48	50	54	47	439
1차 금속	16	28	32	35	32	33	32	38	40	37	323
전문서비스업	19	29	33	29	34	25	32	40	30	34	305
의료용 물질 및 의약품	17	27	30	29	31	31	31	29	31	25	281
자동차 및 트레일러	11	19	18	21	24	26	25	29	30	26	229
식료품	12	19	14	17	19	20	22	24	28	30	205
기타 기계 및 장비	11	17	19	21	22	20	27	25	25	21	208
전자부품, 통신장비 등	13	18	18	19	24	24	21	22	21	17	197
도매 및 상품중개업	8	16	15	15	18	18	20	22	21	21	174
종합 건설업	11	23	20	20	20	17	14	15	10	9	159
비금속 광물제품	10	17	19	17	13	11	16	14	16	16	149
고무제품 및 플라스틱제품	8	9	15	14	15	9	12	13	15	14	124
펄프, 종이 및 종이제품	7	11	10	9	10	10	12	12	13	13	107
전기장비	6	8	8	11	10	11	12	12	9	9	96
의복 및 모피제품	4	6	7	8	10	11	11	15	14	11	97
소매업	4	7	8	9	9	9	9	10	12	14	91
전기, 가스, 증기 등	6	7	7	7	8	8	8	8	9	10	78
섬유제품	5	8	8	7	7	4	8	7	5	6	65
운송업	5	5	5	5	6	6	7	7	6	6	58
출판업	2	4	5	5	5	7	7	6	6	6	53
금속가공제품	0	4	5	5	6	6	6	5	7	4	48
코크스, 석유정제품	3	4	4	4	4	4	4	4	4	4	39
어업	2	4	4	3	3	2	4	4	4	5	35
가구	1	3	3	4	4	4	4	3	5	4	35
음료	2	3	4	4	4	2	4	4	4	4	35
프로그래밍, 시스템 등	1	3	4	2	4	2	4	3	5	3	31
기타	10	20	19	27	32	30	33	39	45	38	293
총합계	218	361	375	387	420	397	433	460	469	434	3,954

\* 한국신용평가정보(주)의 중분류기준에 따라 산업을 분류하였음.

위 기준을 통하여 입수한 표본은 기업-연도 횡단면 자료(cross-sectional data)로써, 손익계산서의 법인세차감전순이익이 양(+)으로 보고된 기업만을 대상으로 하였다. 법인세차감전순이익이 0 또는 음(-)인 경우는 법인세 부담률이 무한대 또는 음(-)으로



산출되어 해석에 일관성을 유지하기 어렵기 때문이다<sup>20</sup>). 조세부담율의 대응변수 ETR은 평균 $\pm 3 \times$ 표준편차의 범위에서 winsorizing 하였다. 한편, 총부채를 자기자산으로 나눈 부채비율이 2를 초과한 기업은 자본잠식 및 재무적 불안정성으로 인해 다른 변수에 까지 편의적(biased) 영향을 미칠 수 있으므로 표본에서 제거하였다<sup>21</sup>). <표 1>은 표본의 선정기준을 나타내며, <표 2>는 표본의 연도별 및 산업별 구성을 보여준다.

---

20) 영업손실과 이월결손금 등의 결과로 음(-)의 이익이 분모로, 음(-)의 법인세비용이 분자로 동시에 계산되면 ETR은 양(+)의 값으로 산출되는 오류를 낳게 된다는 점에 주의해야 한다.

21) 외환위기 이후 정부(금융감독원, 공정거래위원회 등)는 자기자본 대비 부채비율을 200% 이내로 낮추도록 권고하였으며, 이러한 구조조정 규제조치에 의하여 부채비율은 지속적으로 하향하였다. 한국은행의 자료에 의하면, 주권상장법인 1,386개에 대한 자기자본 대비 부채비율(제조업)이 2008년에 108.9%(104.8%), 2009년에 100.8%(89.6%)이다(자료, <http://www.bok.or.kr>). 따라서 본 연구에서 정부권고 부채비율 200% 초과기업은 재무건전성이 다소 취약한 경우로 전제하고 이에 대한 법인세 부담사항을 통제하고자 하였다.

## 제4장 실증분석

### 제1절 기술통계량

<표 3> 주요변수의 기술통계량(n=3,954)

	평균	중앙값	표준 편차	최소값	최대값
DA	0.004	0.004	0.086	-1.384	0.672
SDEN	0.262	0.000	0.440	0.000	1.000
ETR	0.301	0.244	0.587	0.001	9.844
△ETR	0.085	0.002	0.846	-9.855	9.900
DEBT	0.771	0.676	0.492	0.001	1.999
SIZE	26.627	26.306	1.461	23.149	32.523
BLOK	36.812	35.570	15.282	2.270	93.540

DA: 이익관리 대응변수로써 재량적 발생액,

SDEN: 순이익 둘째자리 숫자가 7, 8, 9이면 1, 그렇지 않으면 0,

ETR: 유효법인세율 = 법인세 비용/손익계산서의 세전이익,

△ETR: 유효법인세율의 변동 = 당기 ETR-전기 ETR,

SIZE: 기업규모 = 총자산의 자연대수,

DEBT: 부채비율 = 총부채 / 당기총자산,

BLOK: 대주주지분율 = 1대주주 + 2대주주 + 특수관계인의 지분

표본의 기술통계량은 <표 3>과 같다. 손익계산서의 세전이익 대비 법인세 부담을 나타내는 ETR의 평균(중앙값)은 30.1%(24.8%)로 나타나 법인세 부담이 다소 높다고 볼 수 있고, 최소값과 최대값에 이르는 범위도 넓게 분포되어 있는 점으로 미루어 각 표본기업들이 차별적인 세금부담이나 세금혜택을 받는 것으로 판단된다<sup>22)</sup>. 표본자료에서 보인 법인세 부담액(△ETR)은 대체로 증가하는 것으로 보인다.

이익조정된 대응변수 재량적 발생액을 나타내는 DA의 평균(중앙값)은 0.004(0.004)로 양수(+)를 보이는 바, 이는 기업이 적자회피 등을 이유로 우선 이익을 증가시키는 재

22) 위준복·김문태(2005)의 연구에서도 재무제표 자료로 산출한 유효법인세율(즉 법인세비용/세전이익)의 평균과 중위수는 30.5%와 29.8%로 나타났다. 그러나 동 연구의 사업보고서의 유효법인세율(즉 당기 법인세 부담액/사업연도과세소득)의 평균과 중위수는 각각 27.1%와 27.9%로 나타나, 실질을 반영한 유효법인세율이 상대적으로 더 낮은 수치를 보이는 것은 세법상 조세혜택의 영향이 반영된 결과로 해석하였다.

무보고 전략을 취한 것으로 해석된다.

부채비율을 나타내는 DEBT의 평균과 중위수는 각각 0.771, 0.676으로 자기자본 대비 부채비율이 높은 비중을 차지하는 것으로 나타난 바, 제반 회계학 연구표본에 비해 부채비율이 상당히 낮은 것을 알 수 있는데, 이러한 결과는 회계이익이 양(+)인 기업만을 대상으로 분석하였고, 또 재무구조가 열악한 표본을 제외하여 생존기업편의 (survivorship bias)가 반영된 까닭으로 여겨진다. 총자산에 자연로그를 취한 SIZE의 평균은 26.627이며, BLOK의 평균은 36.8%로 나타나는 바, 우리나라 상장기업들의 소유지분이 제대로 분산되지 않음을 짐작할 수 있고 또 표준편차의 수치가 높은 점으로 미루어 기업 간 소유구조의 편중이 심하다고 할 수 있다.

## 제2절 상관분석

<표 4> 상관분석표(n=3,954)

	DA	SDEN	ETR	△ETR	DEBT	SIZE
SDEN	-.052 .001					
ETR	-.165 .000	.104 .000				
△ETR	-.123 .000	.055 .000	.628 .000			
DEBT	-.025 .100	-.018 .244	.057 .000	.045 .003		
SIZE	.016 .294	-.010 .520	-.033 .032	-.028 .070	.206 .000	
BLOK	.028 .066	-.007 .657	.031 .043	.041 .007	-.012 .426	-.086 .000

DA: 이익관리 대응변수로써 재량적 발생액,

SDEN: 순이익 둘째자리 숫자가 7, 8, 9이면 1, 그렇지 않으면 0,

ETR: 유효법인세율 = 법인세 비용/순익계산서의 세전이익,

△ETR: 유효법인세율의 변동 = 당기 ETR-전기 ETR,

SIZE: 기업규모 = 총자산의 자연대수,

DEBT: 부채비율 = 총부채 / 당기총자산,

BLOK: 대주주지분율 = 1대주주 + 2대주주 + 특수관계인의 지분

\*각 셀의 위는 상관계수, 아래는 유의수준을 나타냄(양측검증)

<표 4>는 주요 변수간의 피어슨 상관관계를 제시한 것인데 전반적으로 변수 간에 유의한 결과를 보여 주고 있다. 우선 전략적 이익관리를 유추할 수 있는 DA와 SDEN의 상관계수는 음(-)으로 1% 수준에서 유의한 상관성을 보이고 있다. SDEN이 이익보고의 둘째 자리에 7, 8, 9 등 높은 숫자가 자리할 때만 더미변수 값을 취하도록 설계되었으므로, 상관분석의 결과는 이들 숫자가 이익의 하향을 내포하는 것을 의미한다.

법인세 부담 ETR과 DA의 상관계수는 -0.165로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보이고 있는 바, 이는 법인세 부담이 클수록 이익이 하향 조정될 가능성을 제시하고 있다. 또한  $\Delta$ ETR과 DA의 상관계수도 -0.123으로 직전 연도에 비하여 법인세 부담이 증가될 때 이익의 하향조정이 전략적으로 취해진다는 것을 유추할 수 있다.

이익조정을 간접적으로 반영하는 SDEN과 ETR,  $\Delta$ ETR의 상관계수는 각각 0.104, 0.055로 유의한 양(+)의 상관관계를 보이는 것으로 미루어, 최종 이익보고 이전에 개산(概算)한 법인세 부담이 높을 때 이익보고 수치의 둘째자리 절상(round-up)을 통한 인위적 이익의 상향조정이 수반되지 않는다는 것을 짐작하게 한다.

이익관리변수와 통제변수의 상관관계는 대부분의 선행연구와 동일한 방향으로 일관된 결론을 얻었다. 대표적으로 DA는 DEBT와 음(-)의 상관관계를, DA와 SIZE 변수는 양(+)의 상관관계로 나타났다(윤순석, 2001; 박종일, 2003; 최성규·김경민, 2005).

### 제3절 평균차이분석

<표 5, 6, 7, 8>은 <표 3>의 ETR 중위수(0.244)를 기준으로 ETR이 낮은 집단과 ETR이 높은 집단으로 구분하여 두 집단간의 주요변수의 평균 차이 및 중위수 차이를 분석한 결과이다. ETR이 높은 집단은 재무보고비용에 대한 부담보다는 과도한 조세비용의 회피에 더 비중을 둘 것으로 예상되기 때문에 이익을 하향조정하려는 의도를 가질 것으로 기대된다.

<표 5> ETR 중위수에 의한 구분에 의한 평균차이 분석

구분	ETR<중위수(n=1,977)		ETR>중위수(n=1,977)		t통계량	p값 (양측)
	평균	표준편차	평균	표준편차		
DA	0.008	0.087	-0.009	0.080	6.035	0.000
SDEN	0.265	0.441	0.253	0.435	0.748	0.454
DEBT	0.733	0.479	0.895	0.514	-8.903	0.000
SIZE	26.638	1.488	26.590	1.373	0.971	0.332
BLOK	37.229	15.248	35.472	15.319	3.201	0.001

<표 6> △ETR 중위수 구분에 의한 평균차이 분석

구분	ETR 감소 (n=1,906)		ETR 증가 (n=2,048)		t통계량	p값 (양측)
	평균	표준편차	평균	표준편차		
DA	0.009	0.082	-0.001	0.090	3.665	0.000
SDEN	0.267	0.443	0.258	0.438	0.652	0.514
DEBT	0.748	0.482	0.794	0.502	-3.014	0.003
SIZE	26.620	1.443	26.632	1.482	-0.285	0.775
BLOK	36.668	15.263	36.924	15.278	-0.546	0.585

<표 7> 목표이익 달성 여부에 의한 평균차이 분석

구분	미달성 (n=1,651)		달성 (n=2,303)		t통계량	p값 (양측)
	평균	표준편차	평균	표준편차		
ETR1	0.354	0.810	0.264	0.349	4.380	0.000
△ETR1	0.145	0.942	0.043	0.767	3.779	0.000
DA	-0.002	0.087	0.008	0.086	-3.968	0.000
SDEN	0.272	0.445	0.255	0.436	1.193	0.233
DEBT	0.773	0.502	0.770	0.486	0.221	0.825
SIZE	26.573	1.422	26.665	1.487	-2.058	0.040
BLOK	36.975	15.475	36.697	15.145	0.584	0.559

<표 8> 법인세 인하연도에 의한 평균차이 분석

구분	인하없음 (n=2,722)		인하연도 (n=1,232)		t통계량	p값 (양측)
	평균	표준편차	평균	표준편차		
ETR	0.297	0.524	0.311	0.703	0.660	0.509
△ETR	0.086	0.820	0.084	0.897	0.078	0.938
DA	0.006	0.082	0.001	0.095	1.770	0.077
SDEN	0.256	0.437	0.275	0.446	-1.269	0.205
DEBT	0.774	0.494	0.766	0.489	0.469	0.639
SIZE	26.636	1.459	26.608	1.467	0.569	0.570
BLOK	36.877	15.355	36.674	15.132	0.410	0.682

DA: 이익관리 대응변수로써 재량적 발생액,

SDEN: 순이익 둘째자리 숫자가 7, 8, 9이면 1, 그렇지 않으면 0,

ETR: 유효법인세율 = 법인세 비용/손익계산서의 세전이익,

△ETR: 유효법인세율의 변동 = 당기 ETR-전기 ETR,

SIZE: 기업규모 = 총자산의 자연대수,

DEBT: 부채비율 = 총부채 / 당기총자산,

BLOK: 대주주지분율 = 1대주주 + 2대주주 + 특수관계인의 지분

ETR이 높은 집단과 낮은 집단간의 DA의 평균차이 및 중위수차이에 대한 분석에서는 ETR이 높은 집단의 재량적 발생액이 1%의 수준에서 유의하게 낮았다. 이는 법인세 부담률이 높은 집단이 법인세 부담률이 낮은 집단에 비해 상대적으로 보고이익을 감소시키려는 노력을 더 하였을 가능성을 암시한다. 그러나 SDEN의 평균은 유의한 차이를 보이지 않았다.

△ETR의 경우도 전년도보다 ETR이 높은 집단이 1%의 수준에서 DA가 유의하게 낮아 ETR의 경우와 동일한 결론을 제공한다. 즉, 법인세 부담률이 증가한 기업이 감소한 기업에 비해 보고이익을 낮추기 위한 노력을 하였을 가능성을 암시한다.

한편, <표 7>에서 목표이익을 달성하지 못한 경우와 달성한 경우의 ETR 평균은 각각 0.354와 0.264로 나타나 1% 수준에서 유의한 차이를 보였다. 이는 목표이익 달성 여부에 따라 조세회피의 유인이 다를 수 있음을 의미한다. 즉 목표이익을 달성한 경우에는 재무보고 전략보다는 세무보고 전략에 비중을 더 둔다는 것을 암시한다. 또한 목표이익을 달성한 경우 △ETR에서도 직전년도보다 낮은 값으로 조정된다는 것을 시사한

다. 다만, 목표이익을 달성한 경우에는 목표이익을 달성하지 못한 경우에 비하여 DA의 값이 더 높아졌음을 알 수 있다. 목표이익 달성여부와 ETR, DA의 관계에서 기업은 재무보고 전략과 세무보고 전략을 동시에 구사한다고 볼 수 있다. 그러나 SDEN은 기대한 부호는 보였으나, 유의한 차이를 보이지는 않았다.

<표 8>은 법인세 인하가 이루어진 연도를 구분하여 평균차이를 분석한 결과를 제시 결론적으로 법인세 부담률이 높은 기업이 낮은 기업에 비해 보고이익을 감소시키기 위한 노력을 하였을 가능성을 제시하고 있다.

## 제4절 법인세 부담이 이익관리에 미치는 영향

### 1. 선형회귀분석 결과

<표 9>는 선행연구에서 이익관리에 관계를 가지는 것으로 주장된 기업규모, 부채비율, 대주주지분을 등 여러 통제변수들을 고려한 상태에서 법인세 부담률이 DA에 미치는 영향을 분석한 결과이다.<sup>23)</sup> 전체적으로 모형의 F값이 유의하여 모형의 타당성이 담보되고 해석에 지장을 초래하지 않을 것으로 본다.<sup>24)</sup>

---

23) 가설의 검증방향은 법인세 부담률이 이익관리에 미치는 영향이기 때문에, 종속변수와 주설명변수를 맞추어 설계하는 것은 본 연구의 모형으로 적합하지 않다. 즉, 이익관리가 법인세 부담률에 미치는 영향을 보고자 한 것이 본 연구의 목적이 아니기 때문이다.

24) 설명변수간의 선형관계를 나타내는 다중공선성(multicollinearity)은 분산확대지수(VIF: variance inflation factor)로 검토하였다. 일반적으로 p개의 VIF 중 가장 큰 값이 5~10을 넘거나 개별 설명변수의 계수가 VIF보다 클 경우 다중공선성에 심각한 문제가 있다고 판정한다. 본 연구에서 VIF가 가장 높은 값은 1.453으로 다중공선성 문제는 없다고 본다. 또한 F검정에 의한 회귀선이 유의한데도 불구하고 결정계수가 다소 낮은 것은 회귀선 주위로 관측값이 넓게 퍼져있기 때문이다.

<표 9> 선형회귀분석-전체 표본

	모형 1			모형 2		
	회귀계수	t통계량	p값	회귀계수	t통계량	p값
(상수)		-0.847	0.397		-1.258	0.208
ETR	-0.165	-10.897	0.000			
△ETR				-0.123	-8.118	0.000
DEBT	-0.019	-1.227	0.220	-0.023	-1.511	0.131
SIZE	0.018	1.133	0.257	0.020	1.313	0.189
BLOK	0.034	2.280	0.023	0.035	2.277	0.023
수정 R <sup>2</sup> (F 값)	0.028	31.882	0.000	0.016	18.643	0.000
표본수	3,954			3,954		

<표 10> 선형회귀분석-법인세 인하가 예상되는 경우

	모형 1			모형 2		
	회귀계수	t통계량	p값	회귀계수	t통계량	p값
(상수)		-1.089	0.276		-1.329	0.184
ETR	-0.147	-5.187	0.000			
△ETR				-0.103	-3.611	0.000
DEBT	-0.046	-1.600	0.110	-0.047	-1.616	0.106
SIZE	0.039	1.350	0.177	0.043	1.496	0.135
BLOK	0.031	1.094	0.274	0.031	1.076	0.282
수정 R <sup>2</sup> (F 값)	0.023	8.232	0.000	0.012	4.474	0.001
표본수	1,232			1,232		

<표 11> 선형회귀분석-목표이익이 달성되었을 경우

	모형 1			모형 2		
	회귀계수	t통계량	p값	회귀계수	t통계량	p값
(상수)		0.728	0.467		0.251	0.802
ETR	-0.154	-7.480	0.000			
△ETR				-0.076	-3.650	0.000
DEBT	-0.027	-1.291	0.197	-0.030	-1.396	0.163
SIZE	-0.004	-0.172	0.863	0.001	0.049	0.961
BLOK	0.027	1.299	0.194	0.025	1.207	0.228
수정 R <sup>2</sup> (F 값)	0.024	14.979	0.000	0.006	4.305	0.002
표본수	2,303			2,303		



$$\text{검증모형 } DA = \alpha_0 + \alpha_1 ETR(\text{또는 } \Delta ETR) + \alpha_2 DEBT + \alpha_3 SIZE + \alpha_6 BLOK + \epsilon$$

DA: 이익관리 대응변수로써 재량적 발생액,

ETR: 유효법인세율 = 법인세 비용/손익계산서의 세전이익,

$\Delta ETR$ : 유효법인세율의 변동 = 당기 ETR-전기 ETR,

SIZE: 기업규모 = 총자산의 자연대수,

DEBT: 부채비율 = 총부채 / 당기총자산,

BLOK: 대주주지분율 = 1대주주 + 2대주주 + 특수관계인의 지분

<표 9>에 대한 선형회귀분석의 결과는 다음과 같다. 첫째, DA에 미치는 ETR의 회귀계수는 -0.165 t 통계량은 -10.897로 나타나, 여러 통제변수를 고려한 상태에서도 1% 수준에서 유의하게 음(-)의 방향을 제시하고 있다<sup>25)</sup>. 이러한 결과는 법인세 부담률이 클 때 상대적으로 보고이익을 하향하여 보고하려는 가능성을 암시하는 증거로 볼 수 있어 가설 1을 지지한다.<sup>26)</sup> DA에 미치는  $\Delta ETR$ 의 회귀계수는 -0.123, t 통계량은 -8.118로 나타나, 여러 통제변수를 고려한 상태에서도 1% 수준에서 유의하게 음(-)의 방향을 제시하고 있다. 이는 직전 연도보다 법인세 부담률이 증가할 때 상대적으로 보고이익을 하향하여 보고하려는 가능성을 의미하며, 가설을 지지한다. 둘째, 목표이익을 달성하고도 동시에 법인세 부담이 이전 연도에 비하여 증가할 때 1% 수준에서 유의한 양(+)의 결과로 나타났다. 이는 연구대상 기업들이 세무보고 전략보다는 재무보고 전략에 더 비중을 둔다는 것으로 풀이된다. 즉 기업들은 이전 연도에 비하여 법인세 부담이 가중되더라도 목표이익의 달성을 더 우선시 한다는 것을 암시한다.

<표 10>에서는 법인세에 대한 인하조치와 법인세 부담 변동을 동시에 고려한 분석 결과이다. ETR의 회귀계수는 -0.147로 추정되고 t 통계량은 -5.187로 매우 유의한 음(-)의 반응을 보였다. 이는 차기에 최저한 법인세 인하가 예상될 때, 법인세 부담이 높을수록 재량적 발생액을 하향시키는 재무보고 전략을 취하는 것을 의미한다. 또한  $\Delta ETR$ 의 회귀계수는 -0.103, t 통계량은 -3.611로 나타나, 법인세 부담이 증가할 때 법인세 인하효과를 기대하면서 이익을 하향조정하라고 볼 수 있다.

25) 이익관리를 검증하는 모형에 CFO를 통제변수에 포함하는 경우가 있다. 본 연구에서도 설명변수에 CFO를 포함하여 검증한 결과, 유의한 결과를 도출하였다.

26) ETR이 높을 때 이익의 하향정책을 취한다고 해석하는 것은 성급한 판단일 수 있다. 이익조정 기준변수인 TA에는 감가상각비, 퇴직급여, 대손상각비 등 많은 비현금성 비용이 반영되어 있기 때문에(Dechow et al. 1995) DA가 음수인 경우가 많다. 즉, 경영자가 이익조정을 시도하지 않았더라도 DA값이 음수(-)로 산출될 가능성이 크다. 따라서 DA값이 음수(-)인 경우라 하더라도 이익의 하향조정으로 단정 짓기보다는 이익의 상향조정을 자제 또는 회피한 것으로 해석하는 것이 타당할 수도 있다(김문태, 2004; 위준복, 김문태, 2005).

<표 11>에서 ETR의 회귀계수는 재량적 발생액에 -0.154, t 통계량은 -7.480으로 추정되어 매우 유의한 음(-)의 반응을 보였다. 이는 3/4분기 목표이익이 달성되면 법인세를 절감할 전략을 위하는 것을 의미한다. 또한  $\Delta$ ETR의 회귀계수는 -0.076, t 통계량은 -3.650으로 1% 유의수준에서 유사한 결과를 보였다. 즉 목표이익이 달성되었다면, 전년 대비 법인세 부담이 증가할 때 법인세 인하전략을 취하여 이익을 의도적으로 상향조정할 전략을 취하지 않는다고 해석할 수 있다.

전반적으로 통제변수 DEBT는 DA에 전체적으로 음(-)의 설명력을 보였으며, SIZE와 BLOK는 DA와 양(+)의 설명관계를 보였다.

## 2. 로짓분석 결과

<표 12> 로짓분석 결과-전체 표본

	모형 1			모형 2		
	회귀계수	Wald	p값	회귀계수	Wald	p값
상수항	-0.915	1.921	0.166	-0.719	1.198	0.274
ETR	0.400	26.874	0.000			
$\Delta$ ETR				0.140	12.587	0.000
DEBT	-0.110	2.257	0.133	-0.092	1.606	0.205
SIZE	-0.004	0.023	0.879	-0.008	0.098	0.754
BLOK	-0.002	0.474	0.491	-0.002	0.436	0.509
카이제곱	44.033		0.000	14.422		0.002
표본수	3,954			3,954		

<표 13> 로짓분석 결과-법인세 인하가 예상되는 경우

	모형 1			모형 2		
	회귀계수	Wald	p값	회귀계수	Wald	p값
상수항	-0.539	0.194	0.659	-0.291	0.057	0.811
ETR	0.333	8.393	0.004			
$\Delta$ ETR				0.134	4.207	0.040
DEBT	-0.001	0.000	0.993	0.005	0.001	0.972
SIZE	-0.022	0.225	0.635	-0.028	0.376	0.540
BLOK	0.002	0.183	0.669	0.002	0.196	0.658
카이제곱	14.499		0.006	5.260		0.267
표본수	1,232			1,232		

<표 14> 로짓분석 결과-목표이익이 달성되었을 경우

	모형 1			모형 2		
	회귀계수	Wald	p값	회귀계수	Wald	p값
상수항	-0.282	0.097	0.755	-0.069	0.006	0.939
ETR	0.445	7.312	0.007			
△ETR				0.042	0.516	0.472
DEBT	-0.021	0.043	0.836	-0.010	0.009	0.924
SIZE	-0.031	0.865	0.352	-0.036	1.124	0.289
BLOK	-0.001	0.191	0.662	-0.001	0.145	0.704
카이제곱	12.089		0.017	1.830		0.767
표본수	2,303			2,303		

검증모형  $SDEN = \beta_0 + \beta_1 ETR(\text{또는 } \Delta ETR) + \beta_2 DEBT + \beta_3 SIZE + \beta_6 BLOK + \epsilon$

ETR: 유효법인세율 = 법인세 비용/손익계산서의 세전이익,

△ETR: 유효법인세율의 변동 = 당기 ETR-전기 ETR,

SIZE: 기업규모 = 총자산의 자연대수,

DEBT: 부채비율 = 총부채 / 당기총자산,

BLOK: 대주주지분율 = 1대주주 + 2대주주 + 특수관계인의 지분

<표 12, 13, 14>는 법인세 부담이 둘째 자리 이익보고 수치와의 설명관계를 분석한 결과이다. 종속변수 SDEN은 둘째 자리 이익보고 수치가 7, 8, 9일 때 1을 취하는 더미변수로써 이를 의도적으로 이익의 상향조정을 피하기 위하여 round-up(반올림 절상)하지 않는 숫자로 보았다. 따라서 주 설명변수 ETR이 SDEN에 양(+)의 설명관계를 보인다면 법인세 부담이 높을 때 인위적인 이익의 상향조정을 취하지 않는 것으로 해석할 수 있다.

이분형 로지스틱 회귀분석(로짓분석) 결과는 다음과 같다.

우선 <표 12>에서 ETR의 회귀계수는 0.400, wald 통계량이 26.874로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 결과로 나타났다. △ETR의 회귀계수는 0.140, wald 통계량은 12.587로 나타나, 여러 통제변수를 고려한 상태에서도 1% 수준에서 유의하게 양(+)의 방향을 제시하고 있다. 이는 사전에 추정된 법인세 부담이 높을 때 혹은 이전 연도에 비하여 법인세 부담이 가중되었을 때, 이익의 상향보고를 위한 인위적인 round-up을 시도하지 않을 확률가능성을 의미한다.

<표 13>에서 ETR의 회귀계수는 0.333으로 추정되었으며 1% 수준에서 유의한 양(+)의 결과를 보였다. 이는 법인세 인하가 예상된다면, 보고이익의 상향을 의도한

round-up을 취하지 않는 것을 암시한다. 또한  $\Delta ETR$ 의 회귀계수는 0.134로 5% 수준에서 유의하게 나타났다. 이는 전년 대비 법인세 부담이 증가하고 동시에 법인세 인하가 기대된다면 보고이익을 상향조정하기 위하여 둘째 자리 이익숫자를 절상하려는 회계선택을 취하지 않는 것을 암시한다.

<표 14>는 목표이익이 달성되었을 때, 법인세 부담을 수반한 경영자의 전략이 보고이익의 둘째 자리 숫자에 어떻게 반영되는지를 보여주는 결과이다. ETR의 회귀계수는 0.445 wald 통계량은 7.312로 1% 수준에서 유의한 결과로 나타났다. 이는 3/4분기에 목표이익이 달성되었다면 경영자는 이미 재무보고 목적을 만족하였다고 여겨지므로 더 이상 보고이익을 상향하기 위한 회계선택을 취하지 않는다는 것을 유추할 수 있으며, 법인세 인하전략을 모색할 것이라는 추론을 가능하게 한다.

통계변수는 <표 9, 10, 11>의 결과와 크게 다르지 않았다.

## 제5절 민감도 분석

본 연구 가설에 대한 결과를 강건하게 도출하기 위하여 민감도 분석을 실시하였다. 민감도 분석(sensitivity analysis)이란 목적함수의 계수 또는 제약조건의 우변 상수값의 변화에 따라 현재의 최적해가 어떻게 변하는가를 분석하는 것으로 사후분석으로도 일컬어진다. 미래의 상황이 불확실한 상황이라면 이용되는 모든 변수가 확실한 상황임을 가정하고 분석하는 것은 오류를 발생시킬 우려가 있기 때문이다. 이러한 오류를 감소시키기 위하여 다른 조건이 일정한 경우에 어느 한 투입 요소가 변동할 때 종속변수가 어느 정도 변동하는가를 분석할 필요가 있다<sup>27)</sup>.

---

27) 민감도 분석은 가설검증을 위한 분석에 부수적으로 수행되므로 본 연구의 주된 변수인 ETR과  $\Delta ETR$ 만을 주 분석대상으로 하였다.

<표 15> 민감도 분석-성과를 반영한 재량적 발생액에 대한 분석

	모형 1			모형 2		
	회귀계수	t통계량	p값	회귀계수	t통계량	p값
(상수)	0.012	-0.478	0.633	-0.017	-0.702	0.483
ETR	-0.095	-6.253	0.000			
△ETR				-0.079	-5.167	0.000
DEBT	-0.034	-2.193	0.028	-0.036	-2.334	0.020
SIZE	0.013	0.807	0.420	0.014	0.897	0.370
BLOK	0.023	1.484	0.138	0.023	1.506	0.132
수정 R <sup>2</sup> (F값)	0.010	11.942	0.000	0.007	8.836	0.000

<표 16> 민감도 분석-감가상각비를 반영한 법인세 부담에 대한 분석

패널 B-a. 수정 Jones 모형의 재량적 발생액에 대한 회귀분석 결과

	모형 1			모형 2		
	회귀계수	t통계량	p값	회귀계수	t통계량	p값
(상수)	-0.071	-2.473	0.013	-0.074	-2.571	0.010
ETR2	-0.046	-3.157	0.002			
△ETR2				0.012	0.837	0.402
DEBT	-0.035	-2.384	0.017	-0.035	-2.357	0.018
SIZE	0.039	2.622	0.009	0.039	2.644	0.008
BLOK	0.030	2.046	0.041	0.030	2.096	0.036
수정 R <sup>2</sup> (F값)	0.010	11.942	0.000	0.007	8.836	0.000

패널 B-b. 둘째자리의 비정상 수치에 대한 회귀분석 결과

	모형 1			모형 2		
	회귀계수	t통계량	p값	회귀계수	t통계량	p값
상수항	-0.681	1.189	0.276	-0.595	0.911	0.340
ETR2	0.264	26.176	0.000			
△ETR2				0.169	20.937	0.000
DEBT	-0.076	1.230	0.267	-0.075	1.219	0.270
SIZE	-0.014	0.343	0.558	-0.014	0.351	0.554
BLOK	-0.001	0.115	0.735	-0.001	0.231	0.630
카이제곱	32.334		0.000	24.867		0.000

ETR: 유효법인세율 = 법인세 비용/손익계산서의 세전이익,  
 $\Delta$ ETR: 유효법인세율의 변동 = 당기 ETR-전기 ETR,  
 ETR2: 유효법인세율 = 법인세 비용/ (손익계산서의 세전이익+감가상각비),  
 $\Delta$ ETR2: 유효법인세율의 변동 = 당기 ETR2-전기 ETR2,  
 SIZE: 기업규모 = 총자산의 자연대수,  
 DEBT: 부채비율 = 총부채 / 당기총자산 ,  
 BLOK: 대주주지분율 = 1대주주 + 2대주주 + 특수관계인의 지분

본 연구는 수정 Jones(1995)모형으로 추정한 재량적 발생액을 활용하였기 때문에 추정의 편의로부터 자유로울 수 없다. 이에 수정 Jones 모형으로 추정한 재량적 발생액 대신 Kothari et al.(2005)의 성과관련 변수를 조정한 모형(performance matched)을 민감도 분석에 활용하였다. 수정 Jones 모형이 횡단면 분석의 많은 관측치의 확보로 생존편의(survivorship bias)의 위험이 낮은 장점이 있으나(윤순석, 2004), 상수항과 경영성과를 통제하지 못한 오류 우려가 있으므로, Kothari et al.(2005)는 재량적 발생액을 추정하는데 총자산이익율(ROA)을 추가하였다<sup>28)</sup>.

$$DA_t = \frac{TA_t}{A_{t-1}} - [\beta_0 + \beta_1(\frac{1}{A_{t-1}}) + \beta_2(\frac{\Delta REV_t - \Delta AR_t}{A_{t-1}}) + \beta_3(\frac{PPE_t}{A_{t-1}}) + \beta_4 ROA_t] \quad (\text{식 9})$$

#### <변수의 정의>

TA(total accrual): 총발생액=당기순이익(net income, NI)-현금흐름(cash flow, CFO),  
 DA(discretionary accrual): 재량적 발생액,  
 $\Delta$ REV(change of revenue): 매출액의 변동=당기매출액-전기매출액,  
 $\Delta$ AR(change of accounting receivable): 매출채권의 변동=당기매출채권-전기매출채권,  
 PPE(plant, property and equipment): 감가상각이 가능한 설비자산,  
 ROA(return on asset): 당기순이익/총자산,  
 $A_{t-1}$  : 전년도 총자산, a는 모수, a는 추정회귀계수  
 \* 모든 변수에 임의의 기업을 나타내는 아래첨자는 기술편의상 생략함.

분석 결과는 <표 15>의 패널 A에 제시하였다. 먼저 ETR의 회귀계수는 성과를 반영한 재량적 발생액에 -0.095, t 통계량은 -6.253으로 1% 수준에서 여전히 유의한 음

28) 본 연구는 선형회귀분석에 한정하였으며 다중공선성의 문제는 중요하지 않은 것으로 나타났다.

(-)의 설명관계를 보였다.  $\Delta ETR$ 의 회귀계수 또한  $-0.079$ ,  $t$  통계량은  $-5.167$ 로 성과를 반영한 재량적 발생액에 1%의 수준에서 유의한 음(-)의 결과를 보여주고 있다. 이 결과는 앞의 분석결과와도 일관되게 당기의 법인세 부담이 높으면 혹은 당기의 법인세 부담이 전기에 비하여 높게 추정되면 발생조정, 특히 재량적 발생액을 통하여 당기의 이익을 감소 또는 이연시키는 회계방법을 선택한다고 할 수 있다.

<표 16>의 ETR 변수를 달리 측정하여 이익관리에 미치는 영향을 살펴본 분석결과이다. 본 연구의 민감도 분석에서는 기업의 당기 법인세비용을 당해기간의 현금흐름으로 나누어 유효세율을 계산하기 위하여, 현금흐름에 가장 크게 영향을 미칠 수 있는 감가상각비를 반영하였다(노현섭, 1997; 김정호, 2012). 그 산출식은 다음과 같다.

$$ETR2 = \text{법인세비용} / (\text{당기순이익} + \text{감가상각비}) \quad (\text{식 } 10)$$

<표 16>의 패널 B-a는 ETR2가 수정 Jones 모형으로 추정된 재량적 발생액에 미치는 영향을 선형회귀분석한 결과이다. ETR2는 종속변수 DA에  $-0.046$ 의 회귀계수로 추정되었으며 1% 수준에서 유의한 음(-)의 설명력으로 본 분석의 가설 검증결과와 일관되게 나타났다. 이는 순이익에서 감가상각비를 조정한 추정치라 하더라도 법인세 부담이 높게 추산되면 이익의 상향조정이 억제되거나 낮은 이익보고 전략을 취하는 것으로 추론할 수 있다. 그러나  $\Delta ETR$ 은 유의한 결과를 보이지 못하였다.

<표 16>의 패널 B-b는 ETR2와 이익보고 숫자의 높은 둘째 자리(SDEN)와의 관련성을 로짓분석한 결과를 나타낸다. ETR2의 추정 회귀계수는  $0.264$ , wald 통계량은  $26.176$ 으로 1% 수준에서 유의한 결과를 보였다. 이는 현금흐름을 반영하기 위하여 감가상각비로 이익을 조정한 ETR2이 높을 경우에 보고이익 숫자의 둘째 자리에 7, 8, 9 등이 자리할 확률유의성이 높다는 것을 의미한다. 또한  $\Delta ETR2$ 의 회귀계수도  $0.169$ 로 추정되어 직전 연도보다 법인세 부담이 증가한다면, 보고이익의 둘째 자리가 높은 숫자로 올 가능성이 높다는 것을 암시한다. 즉 경영자는 보고이익의 둘째 자리가 7, 8, 9 등으로 높을지라도 조세부담을 완화하기 위하여 인위적인 숫자 반올림(절상, round-up)을 구사하지 않는다는 것을 유추할 수 있다.

## 제6절 추가분석: 재량적 발생액의 절대값에 대한 회귀분석

Warfield et al.(1995), 최성규·김경민(2001) 등은 이익관리의 대응변수로 재량적 발생액의 부호(signed DA)가 아닌 절대값(absolute DA)을 사용하여 연구결과를 제시하고 있다. 본 연구는 법인세 부담과 관련하여 이익의 하향보고 혹은 상향보고 억제를 주된 주제로 다루고 있으므로, 부호로 표시된 재량적 발생액을 활용하였다.

그러나 법인세 부담과 관련하여 경영자의 세무보고 전략은 정확히 파악할 수는 없다. 세금의 환급을 위하여 혹은 경영자 교체기의 보고이익의 부담을 회피하기 위하여 소위 Big-bath 전략을 위하는 경우 경영자는 이익을 급격히 줄이는 정책을 구사할 수도 있다. 이러한 사례에 대하여 부호로 검증한 재량적 발생액은 정확한 해석을 놓칠 수 있는 우려가 있다. 따라서 본 연구는 법인세 부담과 관련하여 이익관리의 존재여부나 크기를 파악하기 위하여 재량적 발생액의 절대값을 통하여 추가적인 분석을 수행하였다<sup>29)</sup>.

<표 17> 추가분석-재량적 발생액의 절대값에 대한 분석(전체 표본)

	회귀계수	t통계량	p값	회귀계수	t통계량	p값
(상수)		6.311	0.000		6.499	0.000
ETR	0.095	6.032	0.000			
△ETR				0.090	5.736	0.000
DEBT	0.120	7.483	0.000	0.121	7.574	0.000
SIZE	-0.066	-4.122	0.000	-0.067	-4.179	0.000
BLOK	-0.004	-0.284	0.776	-0.005	-0.329	0.742
수정 R <sup>2</sup> (F값)	0.026	26.876		0.025	25.990	
표본수	3,954			3,954		

29) 이에 대한 논거는 김문태(2004)의 연구를 참조한다. 이에 앞서 Warfield et al.(1995, pp.78)는 다음과 같이 기술하였다. "Since our hypothesis does not rely on the direction of accrual, but the magnitude of the accrual adjustments, test statistics are based on the absolute value of the abnormal accrual."를 참조한다.



<표 18> 추가분석-재량적 발생액의 절대값에 대한 분석(법인세 인하가 예상되는 경우)

	회귀계수	t통계량	p값	회귀계수	t통계량	p값
(상수)		3.552	0.000		3.614	0.000
ETR	0.059	2.090	0.037			
△ETR				0.080	2.846	0.005
DEBT	0.171	6.005	0.000	0.169	5.927	0.000
SIZE	-0.072	-2.524	0.012	-0.072	-2.535	0.011
BLOK	0.012	0.410	0.682	0.010	0.359	0.719
수정 R <sup>2</sup> (F 값)	0.032	11.209		0.035	12.170	0.000
표본수	1,232			1,232		

<표 19> 추가분석-재량적 발생액의 절대값에 대한 분석(목표이익이 달성되었을 경우)

	회귀계수	t통계량	p값	회귀계수	t통계량	p값
(상수)		5.074	0.000		5.220	0.000
ETR	0.049	2.382	0.017			
△ETR				0.042	2.022	0.043
DEBT	0.103	4.868	0.000	0.103	4.856	0.000
SIZE	-0.069	-3.268	0.001	-0.070	-3.318	0.001
BLOK	0.008	0.404	0.686	0.009	0.410	0.682
수정 R <sup>2</sup> (F 값)	0.014	9.230		0.013	8.828	
표본수	2,303			2,303		

SDEN: 순이익 둘째자리 숫자가 7, 8, 9이면 1, 그렇지 않으면 0,

ETR: 유효법인세율 = 법인세 비용/손익계산서의 세전이익,

△ETR: 유효법인세율의 변동 = 당기 ETR-전기 ETR,

SIZE: 기업규모 = 총자산의 자연대수,

DEBT: 부채비율 = 총부채 / 당기총자산,

BLOK: 대주주지분율 = 1대주주 + 2대주주 + 특수관계인의 지분

<표 17>에 대한 선형회귀분석의 결과는 다음과 같다. 첫째, |DA|에 미치는 ETR의 회귀계수는 0.095, t 통계량은 6.032로 나타났으며, 1% 수준에서 유의한 양(+)의 설명관계를 보였다. 이러한 결과는 법인세 부담률이 클 때 이익의 상향 혹은 하향 어느 방향으로든지 전략적으로 이익관리가 구사된다는 것을 의미한다. DA에 미치는 △ETR

의 회귀계수는 0.087, t 통계량은 5.769로 나타나, 1% 수준에서 유의하게 양(+의 방향을 제시하고 있다. 이는 직전 연도보다 법인세 부담률이 증가할 때 이익의 상향 혹은 하향 어느 방향으로든지 전략적으로 이익관리가 구사된다는 것을 의미한다.

<표 18>은 법인세 인하나 기대될 때 이익관리가 구사되는지 여부이다. ETR의 회귀계수는 0.059, t 통계량은 2.090으로 나타났으며, 5% 수준에서 유의한 양(+의 설명관계를 보였다. 또한 DA에 미치는  $\Delta$ ETR의 회귀계수는 0.080, t 통계량은 2.846으로 나타나, 1% 수준에서 유의하게 양(+의 방향을 제시하고 있다. 이는 차기에 법인세 인하나 예상될 때, 경영자는 전략적으로 이익의 상향조정 및 하향조정을 모두 포함하는 이익관리를 실행한다고 볼 수 있다. 즉 이익관리의 방향보다는 이익관리의 정도에 비중을 두고 당기의 이익을 차기로 이연시키는 이익관리 전략을 구사한다고 볼 수 있다.

<표 19>는 목표이익 달성과 법인세 부담을 이익관리의 크기로 살펴본 결과를 제시하고 있다. ETR의 회귀계수는 0.049, t 통계량은 2.382로 5% 수준에서 유의한 양(+의 설명관계를 보였다. 또한 DA에 미치는  $\Delta$ ETR의 회귀계수는 0.042, t 통계량은 2.022로 나타나, 5% 수준에서 유의하게 양(+의 방향을 제시하고 있다. 이는 당기에 목표이익이 달성되었다면, 경영자는 이익의 상향조정 및 하향조정을 모두 포함하는 이익관리를 실행하며, 법인세 부담을 완화하는 전략을 강구한다고 볼 수 있다.

## 제5장 요약 및 결론

기업은 존속기간 동안 기업성과에 대한 조세비용(tax costs)을 부담하게 된다. 이때 조세비용의 대표적인 결과인 법인세 납부세액은 과세소득에 의하여 결정되며, 과세소득은 재무회계시스템에서 보고된 이익에서 기초한다. 그러므로 기업의 최종이익은 법인세 부담의 시초가 되며, 단순히 법인세 부담 측면에서만 판단하자면, 이익이 많을수록 법인세 부담이 증가한다고 볼 수 있다.

그런데 재무회계가 생산하는 회계이익은 세무당국만 활용하는 정보가 아니고 기업외부의 다양한 이해관계자들과 밀접한 관련을 맺고 있다. 특히 주주나 투자자 등 자본시장의 이해관계자들은 기업의 보고이익에 민감하게 반응하기 때문에 경영자가 이익을 감소시켜 보고하기는 어려울 것이다. 즉, 보고이익을 감소시켜 보고함으로써 발생하는 제반비용인 재무보고비용(financial reporting costs)을 부담하기 보다는 보고이익의 증가 유인에 매력을 가지게 될 것이다.

이러한 조세비용 완화와 이익보고 유인에 대한 상충관계가 동시에 발생하기 때문에, 기업의 재무보고전략 또는 세무전략은 일관된 하나의 방향으로만 결정될 수는 없다. 더구나 이익관리라는 선택적 수단을 활용할 수 있는 여지가 존재한다면 상황에 따라 경영자의 선택 방향은 달라질 수 있는 것이다. 만일 경영자가 회계이익에 대한 시장반응을 두려워하지 않는다면 조세비용 증가를 초래하는 이익의 증가를 추구하지 않을 것이며, 반대로 조세비용보다는 재무보고비용을 더 중시한다면 법인세 부담의 증가를 감수하면서 이익을 상향조정하고자 할 것이다.

이러한 맥락에서 본 연구는 법인세 부담과 재무보고 전략의 상충과계를 이익관리(earnings management) 차원에서 고찰하였다. 본 연구는 우선 법인세 부담과 전략적 회계선택의 설명관계를 규명하였다. 전략적 회계선택은 이익조정의 대용변수로 재량적 발생액을 통하여 검증하였으며, 나아가 보고이익의 둘째자리 숫자가 의도적으로 조정되는지 여부를 살펴보았다. 또한 본 연구는 법인세 인하 연도에 대한 위 재량적 발생액과 둘째자리 이익보고 수치의 연관성을 검증하였으며, 목표이익 달성여부에 따라 법인세 부담과 이익조정의 설명관계를 분석하였다.

본 연구는 전통적인 성과측정치인 순이익에서 이익관리의 대용변수인 재량적 발생액을 수정 Jones 모형(Dechow et al., 1995)으로 추정하여 법인세 부담과의 설명관계를 규명하였으며, 또한 순이익 보고 숫자의 둘째 자리의 절상(round-up) 현상을 이익관리

의 대응변수로 간주하고 이에 대한 법인세 부담과의 설명관계도 검증하였다. 이에 대한 결과는 단변량 상관분석, 평균차이분석, 선형회귀분석과 로지스틱 회귀분석(로지트분석)으로 제시하였다. 추가적으로 법인세 부담변수를 다른 측정치로 산출하여 실증분석한 민감도 분석과 재량적 발생액의 절대값을 이용한 분석을 수행하였다.

본 연구의 수행에 필요한 표본은 NICE평가정보(구, 한국신용평가정보(주))에서 제공하는 KIS-VALUE Data Base를 통하여 입수하였다. 연구대상 기간은 최근 자료를 활용하여 결과해석의 오류를 최소화하기 위하여 기업특성과 법인세 전략을 반영할 수 있는 2003년부터 2012년까지 10년으로 한정하였다.

2003년부터 2012년까지 표본기업 3,954개를 대상으로 선형회귀모형과 로짓모형으로 분석하였다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 상관분석 및 선형회귀분석에서 법인세 부담은 재량적 발생액에 대하여 통계적으로 1%의 수준에서 유의한 음(-)의 영향력을 가지는 것으로 나타났다. 즉 법인세 부담이 높을수록 재량적 발생조정을 이용하여 이익의 하향을 유도하였을 가능성이 있다는 것을 시사하고 있다.

둘째, 상관분석 및 로짓분석에서 이익보고의 둘째자리 수치가 7, 8, 9 등 높은 숫자일 때 법인세 부담에 유의한 양(+)의 설명관계를 보였다. 이는 법인세 부담이 높을 때 보고이익의 높은 수치를 인위적으로 절상(round-up)하는 이익조정을 구사하지 않는 것을 암시하였다.

셋째, 위의 분석결과는 법인세 인하를 기대하였을 때와 목표이익을 달성하였을 때 유사한 결과를 보였으며, 이는 단변량 평균차이분석에서와 동일한 결과이다. 즉 법인세 인하연도 이전에는 보고이익을 하향조정하며, 목표이익이 달성되었다면 법인세 부담 완화 전략을 구사한다고 볼 수 있다.

넷째, 순이익에 감가상각비를 조정하여 법인세 부담에 대한 측정치를 달리한 민감도 분석에서도 위의 분석결과와 유사한 결론을 도출하여 결과의 강건성을 확보하였다.

다섯째, 재량적 발생액의 ‘부호’뿐만 아니라 재량적 발생액의 절대값을 통하여 법인세 부담의 설명관계를 규명한 결과에서도, 재량적 발생액의 절대값은 법인세 부담에 양(+)의 설명관계를 보였다. 이는 ‘이익관리의 방향’뿐만 아니라 ‘이익관리의 크기’ 또한 법인세 부담 완화와 밀접한 연관성이 있다는 것을 암시한다.

궁극적으로 본 연구는 보고이익에 대한 시장압력, 법인세 인하의 활용, 목표이익의 달성여부에 따라 법인세 부담이 과중하다고 판단되면 경영자는 보고이익의 하향관리를 의도할 것이며, 반대의 경우에는 보고이익의 상향관리를 추구한다는 것을 제시하고 있

다.

본 연구는 법인세 부담률이 높을 때 재량적 발생액을 통하여 이익하향정책을 시도하였을 가능성이 높다는 것을 규명한 데에 의의가 있다. 이 연구결과는 세무당국의 입장에서 기업이 부담할 법인세율의 수준을 보다 현실성 있게 책정하여 재무보고이익과 과세소득의 신뢰성을 확보하도록 하는 계기가 될 것이다. 또한 본 연구는 법인세 부담으로 인한 이익조정에만 한정하여 연구를 수행한 선행연구(위준복·김문태, 2005)를 확장하여, 법인세 인하와 목표이익 달성여부에 따라 법인세 부담 의도가 다를 수 있는 추론을 반영한 연구로써 의의가 있다고 본다.

본 연구의 한계점은 표본기업을 연구의 목적에 맞게 조정함으로써 표본에서 제거되는 사례가 많아 표본의 대표성 문제를 야기할 수 있다는 점이다. 당기순손실을 보고한 기업, 이월결손금이 존재한 기업, 그리고 음수(-)의 유효법인세율이 산출된 경우 등을 표본에서 제외하였다. 그러므로 연구는 순이익과 법인세 부담이 동시에 있는 표본에 한정하여 수행되었다. 또한 법인세 부담의 측정을 순이익을 중심으로 산정한 유효세율로만 정의한 한계점이 있다. 향후 다양한 측정치로써 기업성과와 조세부담에 대한 유효측정치로 유사한 연구가 수행되고, 나아가 한계세율이나 법인세 부담을 추정하여 본 연구의 한계성이 극복되기를 제언한다.

## 참 고 문 헌

- 강내철. 2013. 매출액과 영업이익 둘째자리 숫자의 비정상성에 대한 연구. 회계저널 제 22권 4호. 81-103.
- 강내철·박진모. 2013. 주당손익 둘째자리 숫자의 비정상성. 국제회계연구 50집. 283-304.
- 고대영·김문태·윤순석. 2007. 감사위원회의 도입과 감사위원회의 독립성이 이익조정 통제에 미치는 영향. 회계와 감사연구 제45호. 69-90.
- 고종권. 2001. 세율인하 및 최저한세와 이익조정. 세무학연구 제18권 2호. 167-200.
- 고종권. 2002. 한계세율의 대응치. 경영학연구 제31권 4호. 859-879.
- 고종권. 2011. 법인세율 인하 및 이월결손금 공제기간의 연장에 따른 세금효과와 한계 세율의 변화. 회계저널 제20권 4호. 123-156.
- 권수영·김문철·손성규·최관·한봉희. 2010. 자본시장에서 회계정보의 유용성. 신영사.
- 김갑순·정종욱. 2009. 기업의 실제한계세율을 가장 잘 반영하는 대체측정치는 무엇인가? 한국조세연구포럼 조세연구 9-2. 34-61.
- 김경호·박종일. 1999. 기업부실화 이전의 이익조정에 관한 연구. 회계저널 제8권 1호. 259-288.
- 김길훈·강내철. 2006. 유가증권 회계처리와 이익조정. 회계연구 제11권 3호. 229-246.
- 김동욱. 2012. 벤포드 법칙을 이용한 거래소 및 코스닥 기업의 보고이익 수치의 신뢰성 평가. 회계정보연구 제30권 3호. 89-113.
- 김명희·김상호. 2000. 경영자 소유구조가 법인세평준화에 미치는 영향. 세무학연구 제 15 권. 239-270.
- 김문태. 2004. 외국인 지분참여기업의 이익관리. 전남대학교 박사학위논문.
- 김문태. 2004. 외국인의 지분참여가 이익관리의 크기와 방향에 미치는 영향. 회계학정보연구 제22권 4호. 2004. pp 85-109.
- 김문태. 2011. 감리지적기업의 이익관리와 보고이익 수치의 비정상성에 관한 연구. 국제회계연구 제38집. 1-22.
- 김문태. 2011. 금융감독원 감리조치가 이익조정에 미치는 영향. 회계정보연구 제29권 4호. 59-80.

- 김문태 · 김현아. 2011. 매도가능증권의 이익거래와 이익관리의 관련성에 관한 연구. 회계정보연구 제29권 2호. 31-61.
- 김문태 · 위준복. 2007. 순이익 수치의 비정상적 분포를 통한 이익관리의 고찰. 회계학연구 제32권 1호. 33-59.
- 김문태 · 위준복 · 전성일. 2006. 회사채신용등급의 이익조정 통제효과. 증권학회지 제35권 5호. 47-74.
- 김문태 · 전성일 · 고대영. 2006. 연구개발비의 자본화를 통한 이익조정의 고찰. 회계정보연구 제24권 3호. 77-96.
- 김문태 · 조인선. 2006. 법인세부담 감소를 위한 연구개발비의 비용화 유인. 회계정보연구 제24권 4호. 1-23.
- 김문현. 2007. 세무조사 전후 이익조정의 양상. 세무와 회계저널 제8권 4호. 243-260.
- 김병호. 2006. 우리나라 기업에서 이사회 구성이 이익 조정에 미치는 영향에 대한 실증적 연구. 이익의 상향과 하향 조정 유인의 경우를 중심으로. 회계학연구 제31권 1호. 1-32.
- 김영철 · 강정연 · 고종권. 2012. 감리지적기업과 회계이익과 세무이익의 차이 및 실제이익조정. 세무학연구 제29권 4호. 191-224.
- 김정호. 2012. 조기 국제회계기준 도입이 법인세비용과 유효법인세율에 미친 영향. 세무와 회계연구 제1권 2호. 71-99.
- 김학수. 2009. 법인세 한계유효세율의 추정 및 시사점. 한국경제연구원 연구보고서. 연구 09-11.
- 김확열 · 최미화 · 김은주. 2008. 유효법인세율변동과 자본시장반응. 국제회계연구 제23권. 203-222.
- 나인철. 1999. 연구개발비 회계처리의 선택요인에 관한 연구. 한양대 경제연구소 경제연구 제20권 1호. 181-202.
- 나종길. 1996. 이익조작에 대한 경영자보상가설과 이익유연화가설의 비교. 회계학연구 제21권 4호. 1996. pp4 7-66.
- 노현섭. 1997. 상장제조기업의 유효세율의 측정에 관한 연구. 대한경영학회지 제15권 제1호. 101-126.
- 노현섭 · 김동욱 · 서갑수 · 서종길. 2004. 한계세율의 대체추정치에 대한 평가. 회계정보연구 제22권 1호. 73-97
- 노현섭 · 이승호 · 조상구. 2007. 유효세율의 측정과 결정요인에 관한 이론연구. 재무와

- 회계정보저널 제17권 2호. 29-56.
- 문현주. 2004. 개발발생액접근법을 통한 은행의 이익관리연구. 회계학연구. 제29권 2호. 111-131.
- 박종성 · 남지희. 2010. 경영자 이익예측과 이익조정. 대한경영학회지 제23권 1호. 487-510.
- 박종일 · 전규안. 2010. 부정적인 어닝 서프라이즈를 회피하기 위한 이익조정. 회계정보연구 제28권 1호. 135-174.
- 박춘래 · 김성민. 1996. 법인세율 인하와 이익관리. 회계학연구 제21권 4호. 143-175.
- 박한순. 2001. 부동산처분이익을 이용한 이익조정. 회계학연구 제26권 1호. 87-104.
- 백원선 · 최관. 1999. 이익조정과 법인세 최소화 동기. 회계학연구 제24권 1호. 115-139.
- 송인만 · 이용호. 1997. 이익유연화현상과 정보효과. 투자자가 유용한 정보를 얻을 수 있는가? 회계학연구 제22권 4호. 193-220.
- 송인만 · 최관. 1992. 회계변경의 이익유연화 현상과 주가 반응. 회계학연구 제14호. 232-233.
- 신승묘. 2002. 법인세율 인하에 대응한 회계이익의 조정여부에 관한 실증연구. 세무학연구 제19권 2호. 7-34.
- 신승묘. 2005. 유효법인세율과 부채비율 사이의 인과관계 분석과 세법상 지급이자 손금 불산입 규정의 유효성 평가. 회계학연구 제30권 4호. 77-108.
- 신승묘. 2012. 경영자지분과 부채수준 사이의 대체효과와 기업의 한계세율. 회계학연구 제37권 4호. 121-155.
- 신호영. 2006. 감사위원회 도입과 이익조정의 관련성에 관한 연구. 회계정보연구 제24권 1호. 43-66.
- 심상규. 2012. 스톡옵션부여시 목표이익 이하의 경영성과 보고를 위한 이익조정. 회계정보연구 제30권 4호. 237-258.
- 심호석. 2011. 임계이익 달성비율과 이익조정. 분기 대 연차. 회계정보연구 제29권 3호. 229-248.
- 양규혁 · 최강득 · 선정규. 2009. 법인세평준화와 이익조정이 세무조정에 미치는 영향. 경영연구 제24권. 1-32.
- 오광옥 · 기은선. 2012. 재무분석가의 법인세비용 예측여부 결정 요인 및 예측정보의 유용성에 관한 실증연구. 세무학연구 제29권 2호. 137-163.
- 위준복. 1988. 한국상장기업의 이익유연화에 관한 연구. 전북대학교 박사학위 논문.



- 위준복. 1995. 순이익 수치의 비정상성. 산업경제연구 제18집. 1-19.
- 위준복 · 김문태. 2005. 법인세부담 완화를 위한 재량적 발생액의 조정. 회계와 감사연구 제42호. 1-25.
- 유순미. 2012. 발생액이익조정을 이용한 이익감소회피 및 손실회피가 내재자본비용에 미치는 영향. 국제회계연구 제45집. 251-272.
- 윤순석. 2001. 상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구. 증권학회지 제29집. 57-85.
- 윤순석. 2004. 이익관리수단에 관한 연구. 회계학연구. 제29권 3호. 33-59.
- 윤재원. 2000. 결손회피를 위한 이익조정과 무납부회피를 위한 법인세조정에 관한 연구. 고려대학교 박사학위 논문.
- 윤재원 · 유상열 · 이석영. 2004. 세전순이익의 증감에 따른 법인세평준화 정도의 비대칭성. 세무학연구 제21권 4호. 7-37.
- 이상철 · 이경태. 2003. 감사위원회 도입이 이익조정에 미치는 영향. 회계학연구 제28권 3호. 143-172.
- 이세용. 2003. 이익조정에 대한 재무보고비용과 세금비용의 상충관계에 대한 연구. 회계학연구 28권 4호. 1-28.
- 이용호. 1995. 법인세유연화 연구. 회계학연구 제20권 2호. 25-58.
- 이운상. 2012. 세무조사와 이익조정의 관련성에 관한 연구. 대한경영학회지 제25권 6호. 2687-2704.
- 이은철 · 손성규. 2007. 재량적 발생액을 이용한 횡단면적 분포도상의 적자회피 이익조정에 대한 재조명. 회계학연구 제32권 2호. 61-87.
- 이장건. 2013. Benford 법칙을 통한 이익조정의 탐지에 관한 연구. 회계저널 제22권 4호. 1-49.
- 이재은. 2008. 감리양정기준 시행 및 중요성기준 변경과 이익조정의 관련성. 회계학연구 제33권 3호. 189-227.
- 이준규. 1997. 한계세율의 추정에 관한 연구. 세무학연구 제10호. 129-148.
- 이준규 · 이은상. 2001. 기업의 조세전략. 조세통람사.
- 이태희 · 이준규 · 김갑순. 2002. 기업특성과 간접감면을 이용한 법인세평준화 성향. 세무학연구 제19권 1호. 77-100.
- 이호섭 · 박희석. 2008. 조세특례제한법상 간접감면수단을 이용한 법인세평준화에 관한 연구. 경영연구 제23권 4호. 341-363.

- 전규안 · 박종일. 2003. 순이연법인세 변동액과 이익조정에 관한 연구. 한국세무학회 창립 15주년 기념 학술대회 및 세계개혁 심포지엄.
- 전규안 · 최종학 · 박종일. 2004. 감사위원회의 설치와 이익조정사이의 관계. 회계학연구 제29권 1호. 2004. 143-177.
- 전봉걸 · 송호신. 2012. 법인세 부담이 기업의 행태에 미치는 영향. 韓國經濟研究 第30卷 第2號. 141-166.
- 전영순. 2003. 외국인투자자 및 국내 기관투자자의 투자의사결정과 회계이익의 질 (Quality). 경영학연구 제32권 4호. 1001-1032.
- 전춘옥 · 조현연 · 백승산. 1996. 법인세유연화 연구. 세무학연구 제7권. 63-95.
- 정규언. 1991. 보고이익의 올림조정행위. 경영연구 제25권 1호. 94-107.
- 정규언. 1997. 법인세법의 구조적인 영향을 고려한 법인세평준화 연구. 세무학연구 제9권. 251-281.
- 정운오 · 전규안 · 박종일. 2011. IFRS 도입으로 인해 기업의 법인세 부담이 변하는가? K-IFRS 조기도입기업의 사례연구. 회계저널 제20권 2호. 313-347.
- 정태범. 2008. 우리나라의 회사에 대한 감리조치방법의 실효성 검토. 회계저널 제17권 3호. 323-352.
- 조성표. 1997. 연구개발비에 대한 회계정책 결정요인 분석. 기술혁신연구 4월호. 67-89.
- 조성표. 2000. 지식자본시대 회계의 과제. 무형자산의 측정과 보고. 회계저널 제9권 2호. 135-163.
- 조현우 · 백원선. 2007. 유효법인세변동액과 법인세부담액을 고려한 이익조정. 세무학연구 제24권 1호. 81-112.
- 주현기. 1993. 조세감면제도를 이용한 법인세 평준화. 세무학연구 제18권. 277-301.
- 지현미 · 송인만. 2009. 매도가능증권의 선별적 처분을 통한 이익조정. 회계학연구 제34권 1호. 1-26.
- 채종화 · 김종민. 2001. 연구개발비 회계처리 선택에 관한 결정요인 연구. 세무회계연구 제7권. 403-429.
- 최 관 · 백원선. 1999. 유상증자기업의 이익조정에 관한 실증적 연구. 회계학연구 제24권 4호. 1-27.
- 최강득 · 안홍복 · 송준협 · 이응석. 2000. 회계정책과 이익반응계수에 대한 소유구조의 차별적 영향요인 분석. 회계정보연구 제14권. 189-208.
- 최관 · 최국현. 2003. 회계부정기업의 특성에 관한 연구. 감리지적기업을 중심으로. 회계

- 학연구 제28권 2호. 211-245.
- 최광현. 1997. 연구개발비의 투자결정과 회계처리방법 선택을 통한 이익조정. 세무회계 연구 제23권. 193-222.
- 최국현 · 신안나. 2006. 신용등급평가가 경영자의 이익조정 행위에 미치는 영향에 관한 실증연구. 회계정보연구 제24권 1호. 125-158.
- 최기호. 2004. 조세비용과 재무보고비용의 상충관계. 세무학연구 제21권 1호. 103-131.
- 최성규 · 김경민. 2001. 소유와 경영의 분리와 경영자의 이익조절. 회계학연구 제26권 1호. 153-175.
- 최성규 · 최광현. 1998. 연구개발비 회계처리방법 선택유인에 관한 연구. 회계학연구 제 23권 3호. 193-222.
- Baber, W., P. Fairfield. and J. Haggard. 1991. The Effect of Concern About Reported Income on Discretionary Spending Decisions. the case of Research and Development. *The Accounting Review* 66. 818-829.
- Ball, R. and P. Brown. 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research* 6. 159- 178.
- Bartov, E. 1993. The Timing of Asset Sales and Earnings Manipulation. *The Accounting Review* 68(October). 840-855.
- Beatty, A., S. Chamberlain. and J. Magliolo. 1995. Managing the Financial Reports of Commercial Banks. The Influence of Capital Earnings and Taxes. *Journal of Accounting Research* 33(2). 231-262.
- Beaver, W. 1968. The Information Content of Annual Earnings Announcements. *Journal of Accounting Research* 6(Supplement). 67-92.
- Becker, C., M. DeFond, J. Jiambalvo and K. Subramanyam. 1998. The Effect of Audit Quality on Earnings Management. *Contemporary Accounting Research* 15(Spring). 1-24.
- Benford, F. 1938. The law of anomalous numbers. *Proceedings of the American Philosophical Society* 78. 551 - 572.
- Burgstahler, D. and I. Dichev. 1997. Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses. *Journal of Accounting and Economics* 24. 99-126.
- Cahan, S. 1992. The Effect of Antitrust Investigations on Discretionary Accruals. A Refined Test of The Political Cost Hypothesis. *The Accounting Review* 67.

77-95.

- Carslaw, C. 1988. Anomalies in income numbers. evidence of goal oriented behavior. *The Accounting Review* 63 (April). 321 - 327.
- Collins, J., D. Shackelford. and J.Wahlen. 1995. Bank Differences in the Coordination of Regulatory Capital. Earnings and Taxes. *Journal of Accounting Research* 33(2). 263-292.
- Das, S. and H. Zhang. 2003. Rounding-up in reported EPS. behavioral thresholds. and earnings management. *Journal of Accounting and Economics* 35. 31-50.
- DeAngelo, L. 1986. Accounting Number as Market Valuation Substitutes. A Study of Management Buy-outs of Public Shareholders. *The Accounting Review* 61(July). 400-420.
- Dechow, P., R. Sloan and A. Sweeney. 1996. Causes and consequences of earnings manipulation. An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research* 13(1). 1-36.
- Dechow, P., R. Sloan. and A. Sweeney. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70(April). 193-225.
- DeFond, M. and J. Jiambalvo. 1991. Incidence and circumstances of accounting errors. *The Accounting Review* 17. 643-655.
- DeFond, M. L and C. W. Park. 1997. Smoothing Income in Anticipation of Future Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 23(July). 115-139.
- Erickson, M. and S. Wang. 2000. The Effect of Transaction Structure on Price. Evidence from Subsidiary Sales. *Journal of Accounting and Economics* 30(1). 59-97.
- Fullerton, D. 1984. Which effective tax rate? *National Tax Journal* 37. 23-41.
- Gaver, J. J., K. M. Gaver and J. R. Austin. 1995. Additional Evidence on Bonus Plans and Income Management. *Journal of Accounting and Economics* 19. 3-27.
- Graham, J. R. 1996a. Debt and the Marginal Tax Rate. *Journal of Financial Economics* 41. 41-73.
- Graham, J. R. 1996b. Proxies for the Corporate Marginal Tax Rate. *Journal of Financial Economics* 42. 187-221.

- Gruber, J. and Joshua Rauh. 2007. How Elastic is the Corporate Income Tax Base?. in Auerbach. Alan J., James R. Hines. and Joel Slemrod (eds.). Taxing Corporate Income in the 21st Century. Cambridge and New York. Cambridge University Press. 140-163.
- Guenther, D. A. 1994. Earnings Management in Response to Corporate Tax Rate Changes. Evidence from the 1986 Tax Reform Act. *The Accounting Review* 69. 230-243.
- Hand, J. 1989. Did Firms Undertake Debt-Equity Swaps for an Accounting Profit or True Financial Gain? *The Accounting Review* 57(October). 587-623.
- Healy, P. 1985. The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7. 85-107.
- Herrmann, T., D. F. Inoue. and W. B. Thomas. 2003. The sale of assets to manage earnings in Japan. *Journal of Accounting Research* 41 (1). 89-108.
- Holthausen, R., D. Larcker and R. Sloan. 1995. Annual Bonus Schemes and the Manipulation of Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 19 (February). 29-74.
- Hunt, A., S. E. Moyer. and T. Shevlin. 1995. Earnings smoothing and equity value. Working Paper. University of Washington.
- Hunton, J. E., R. Libby. and L. M. Mazza. 2006. Financial reporting transparency and earnings management. *The Accounting Review* 81(1). 135-157.
- Jones, J. J. 1991. Earnings Management during Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research* 29. 193-228.
- Jordan, C. E., S. J. Clark. and W. R. Smith. 1998. Earnings management under SFAS No. 115. evidence from the insurance industry. *Journal of Applied Business Research*. 14(1). 49-56.
- Klassen, K.. 1997. The Impact of Inside Ownership Concentration on the Trade-off between Financial and Tax Reporting. *The Accounting Review* 72. 455-474.
- Klien, A. 2002. Economic determinants of audit committee. *The Accounting Review* 77(2). 30-56.
- Mande, v., R. File. and W. Kwak. 2000. Income Smoothing and Discretionary R&D Expenditures of Japanese Firms. *Contemporary Accounting Research* 17.

263-302.

- Manzon, G. 1994. The Role of Taxes in Early Debt Retirement. *The Journal of the American Taxation Association* 16. 87-100.
- Manzon, G. and G. Plesko. 2002. The relation between financial and tax reporting measures of income. *Tax Law Review* 55. 175-214.
- Maydew, E. L. 1997. Tax-Induced Earnings Management by Firms with Net Operating Losses. *Journal of Accounting Research* 35. 83-96.
- McMullen, D. 1996. Audit Committee Performance. An Investigation of the Consequences Associated with Audit Committee. *Auditing. A Journal of Practice & Theory* 15(Spring). 87-103.
- McNichols, M and P. Wilson. 1988. Labor Union Contract Negotiations and Accounting Choices. *The Accounting Review* 61. 692-712.
- Moyer, S. 1990. Capital Adequacy Ratio Regulations and Accounting Choices in Commercial Banks. *Journal of Accounting and Economics* 13(2). 123-154.
- Newcomb, S. 1881. Note on the frequency of the use of digits in natural numbers. *American Journal of Mathematics* 4. 39-40.
- Nigrini, M. 1996. A Taxpayer Compliance Application of Benford's Law. *The Journal of American Taxation Association* 18(1). 92-91.
- Omer, T., K. Molloy. and D. Ziebart. 1991. Measurement of effective corporate tax rates using financial statement information. *The Journal of the American Taxation Association* 13(1). 57-72.
- Oswald, D. R and P. Zarowin. 2005. Capitalization vs Expensing of R&D and Earnings Management. New York University Working paper. 1-32.
- Oswald, D. R. 2000. The Determinants and Value Relevance of the Choice of Accounting for Research and Development Expenditures in the United Kingdom. London Business School Working paper. 1-42.
- Perry, S and T. Williams. 1994. Earnings Management Preceding Management Buyout Offers. *Journal of Accounting and Economics* 18(2). 157-179.
- Perry, S. and R. Grinaker. 1994. Earnings Expectations and Discretionary Research and Development Expenditures. *Accounting Horizons* 4. 43-51.

- Phillips, J., M. Pincus, S. Rego, and H. Wan. 2003. Decomposing Changes in Deferred Tax Assets and Liabilities to Isolate Earnings Management Activities. Working paper. 1-44.
- Ronen, J and S. Sadan. 1981. Smoothing Income Numbers; Objectives, Means, and Implications. Addison-Wesley.
- Schipper, K. 1989. Commentary on earnings management. *Accounting Horizons* 3 (December). 91-102.
- Scholes, M. and M. Wolfson. 1992. Taxes and Business Strategy. A Planning Approach. Prentice Hall.
- Scholes, M., G. P. Wilson, and M. A. Wolfson. 1990. Tax Planning. Regulatory Capital Planning and Financial Reporting Strategy for Commercial Banks. *The Review of Financial Studies* 4. 625-650.
- Shevlin, T. 1990. Estimating Corporate Marginal Tax Rate with Asymmetric Tax Treatment of Gains and Losses. *The Journal of the American Taxation Association*. 12. 51-67.
- Spoooner, G. 1986. Effective tax rates from financial statements. *National Tax Journal* 39. 293-306.
- Subramanyam, K. R. 1996. The Pricing of Discretionary Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 22. 249-281.
- Teoh, S., I. Welch and T. Wong. 1998. Earnings management and the under performance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics* 50. 63-99.
- Thomas, J. K. 1989. Unusual Patterns in Reported Earnings. *The Accounting Review* 64(October). 773-787.
- Trueman, B. and S. Titman. 1988. An Explanation of Accounting Income Smoothing. *Journal of Accounting Research* 26(Supplement). 127-139.
- Warfield, T. D., J. J. Wild and K. L. Wild. 1995. Managerial Ownership, Accounting Choices, and informativeness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 20. 61-91.
- Watts, R. L. and J. L. Zimmerman. 1986. Positive Accounting Theory. Englewood Cliffs, N. J. Prentice-Hall.

- Wild, J. J. 1996. The audit committee and earnings quality. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 11(2). 247-276.
- Wilkie, P. J. 1988. Corporate average effective tax rates and inferences about relative tax preferences. *The Journal of American Taxation Association* 10(Fall). 75-88.
- Yoon, S. S. and G. Miller. 2002. Earnings Management of Seasoned Equity Offering Firms in Korea. *International Journal of Accounting* 37(1). 57-78.