

企業의 資本構造, 持分構造 및 規模와  
經營者의 利益修正誘引과의 關係\*  
— 韓國의 上場企業들에 대한 實證的 證據 —

Corporate Capital Structure, Ownership Structure  
and Firm Size in Relation to the Managerial  
Incentives For Income Adjustment:  
An Empirical Evidence  
for Korean Listed Companies

崔鍾序\*\*

초 록

본 연구는 경영자의 이익수정유인으로서 기업의 자본구조, 지배구조 및 규모가 우리나라의 상장기업들에 대하여 설명력을 갖는지를 실증분석하였다. 방법론 상으로 대응설계 및 공분산분석기법을 채용하였으며 업종 등의 외생변수를 통제함으로써 기존연구들이 지닌 결함을 개선하였다. 그러나 분석 결과 상기 세 변수는 전반적으로 통계적 유의성을 결여하는 것으로 나타났다. 이에 따라 본 연구에서는 자본구조가설, 지배구조가설, 규모가설 등이 한국의 기업환경하에서는 성립하지 않을 수 있다는 잠정적 결론에 도달하게 되었다. 그리고 이러한 결과를 얻게 된 근본적 원인으로 우리나라의 회계제도의 미비와 회계에 대한 일반적 인식부족, 그리고 한국 상장기업의 구조적 특성요인들을 고찰해 보았다.

\* 이 논문은 1990년도 문교부 지원 한국학술진흥재단의 자유공모과제 학술연구조성비에 의해 연구된 있음.  
\*\* 부산대학교 상과대학 회계학과 조교수

## I. 序 論

### 1.1 연구목적 및 필요성

현행의 회계제도 하에서는 동일한 회계현상에 대해 여러가지 대체적인 회계절차의 적용이 허용되고 있다. 예컨대 감가상각방법으로 정액법과 정률법, 재고자산 평가방법으로 선입선출법과 각종 평균법이 함께 인정되고 있다. 물론 이 밖에도 경영자가 회계적 재량을 행사할 수 있는 여지는 얼마든지 존재한다. 그런데 이러한 회계대체안의 선택은 기업 또는 업종별로 상이한 양상을 보이는데 그 이유는 무엇일까? 기업경영자에 의한 회계절차의 선택이 무작위적으로 이루어지는 것은 아니라고 한다면 경영자로 하여금 특정의 대체안을 선호하도록 하는 동기는 무엇일까? 이러한 문제에 대해서 1970년대 후반 이후 많은 회계학자들이 관심을 쏟아왔고 우리나라에서도 최근 이와 관련된 수편의 논문이 발표된 바 있다.<sup>1)</sup>

경영자의 회계선택 또는 변경의 요인에 대해서는 일찌기 기업성격연구, 학습집합이론, 혁신확산이론 등에 의해서도 설명되어 온 바가 있으나, 최근의 실증연구들에서는 주로 회계절차선택의 결과로서의 회계이익수치의 증감과 경영자의 부(wealth)사이에 관련성이 있음을 전제로 하면서 다양한 논의가 이루어지고 있다. 만일 경영자가 자신의 부의 증가를 도모할 목적으로 보고이익을 수정하려는 경향을 지니며 또 회계절차가 그러한 목적에 이용되고 있음이 사실이라면, 보다 건전한 회계실무의 정착을 위해서는 회계적 재량의 여지를 축소시키는 방향으로 제도화가 추진될 필요가 있을 것이다. 우리나라의 기업상황에서 경영자의 분식결산에 대한 시비가 끊임없이 제기되어 왔고 감사인의 독립성 여부에 대해서도 많은 의혹의 시선이 던져지고 있는 현실을 감안할 때, 이러한 불건전한 회계적 풍토의 쇄신, 나아가서는 부의 분배적 정의의 실현에 보다 적극적인 관심을 가져야 할 때가 되었다고 본다. 본 연구에서는 한국적 기업환경하에서 경영자들의 회계적 의사결정을 좌우하는 요인이 무엇인지를 규명하려는 노력의 일환으로, 지난 10여년간 미국의 Rochester 학파<sup>2)</sup>를 중심으로 가설화되고 실증되어 온 이른바 자본구조가설, 지배구조가

1) 예컨대 다음을 참조할 것. 안기명(1988), 통일권(1988), 이정연(1988), 최종서(1990) 등.

2) Rochester 학파의 연구 동향은 다음 문헌에 잘 정리되어 있음.

Watts와 Zimmerman(1986).

설 및 정치적 비용가설이 우리나라의 상장기업들에 대해서도 적용되는지를 검증함에 목적을 둔다.

## 1.2 연구방법과 범위

최중서(1990)는 1988년 결산법인들을 대상으로 경영자의 회계정책결정요인에 대한 실증적 분석을 실시한 바 있다.<sup>3)</sup> 이 연구에서는 규모가설, 부채/지분비율가설, 상여계획가설 중 규모가설 하나만이 성립하는 것을 확인할 수 있었다. 상여계획가설은 자료의 입수 불가능으로 말미암아 기업의 지분구조를 그 대용변수로 하여 분석이 이루어졌다. 기업의 지분구조, 즉 지배유형과 이익수정유인 간에는 어느 정도의 관련성이 있음을 확인하였으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 부채/지분비율가설은 우리나라의 기업상황에서는 성립하지 않을 뿐 아니라 부채의존도가 극히 높은 기업의 경우에는 오히려 이익감소적인 경향이 발견되었다.

그러나 위의 연구는 단 1개년도만으로 분석대상을 국한시켰을 뿐 아니라 업종별 회계관행의 차이가 통제되지 않았다는 점에서 분석의 한계를 지닌다. 뿐만 아니라 주된 이익수정도구변수로 사용된 표준화 발생계정은 경영자의 비재량적 발생조정요소를 통제해 주지 않았다는 문제점도 지니고 있었다. 그러므로 본 연구는 위 연구의 이러한 한계점들을 보완함과 아울러 추가적인 증거를 확인하고자 하는 의미를 갖는다. 특히 본 연구를 통하여 시도하고자 하는 방법론상의 개선점은 다음과 같다.

첫째, 동종산업별로 표본기업군을 추출한다. 업종별로 별도의 예측모형을 추출하여 당해업종 내에서 가설상의 관계들이 발견되는지를 확인하고 나아가서는 업종별로 모형의 구조적 차이를 비교 분석한다. 만일 특정 업종에서 가설적 관계가 현저한 것으로 나타난다면 이는 업종별 회계기준을 제정함에 있어서 유력한 지침이 될 수 있을 것이다.

둘째, 전술한 연구에서 각 가설이 성립할 수 있는 일종의 반응역(threshold)이 존재할 수 있다는 단서를 얻은 바 있으므로 자본구조, 지분구조, 규모 등 주요 독립변수별로 분포상의 구간별 분석을 실시하고자 한다. 즉 독립변수 값의 4분위수를 기준으로 하여 최상위, 중상위, 중하위, 최하위 집단으로 나누어 집단간의 차이를 비교해 보려는 것이다.

3) 최중서, 우리나라 기업경영자들의 회계정책결정요인에 관한 실증적 연구, 회계학연구, 제10호, 1990. 9. pp.207-236.

이러한 시도는 반응역가설을 보다 구체화할 수 있는 단서를 제공해 줄 것이다.

세제, 전술한 연구에서 사용된 순발생조정변수를 다시금 종속변수로 사용하되 비재량적 발생조정요소를 통제하기 위한 일련의 조치를 취하고자 한다. 이에는 외생변수를 통제하기 위한 실험설계법으로서의 대응기법(matching)과 공분산분석의 적용이 포함된다.<sup>4)</sup> 대응설계에 있어서는 독립변수의 값을 2개의 범주형 변수로 취급한 경우와 4개의 범주형 변수로 취급한 경우의 두 경우를 함께 분석대상으로 삼는다.

이상과 같은 일련의 시도들이 기존의 실증연구가 내포한 한계점을 모두 제거해 줄 수 있을 것으로 기대하지는 않는다. 그러나 적어도 이러한 노력은 이 분야에서 지금까지 수행되어 온 여러 선행연구들보다는 방법론적으로 개선된 분석을 가능케 해 줄 것으로 믿으며, 또 그 결과를 기존의 연구결과들과 비교해 봄으로써 한국적 기업상황에서 과연 가설상의 구조가 존재하는지를 재확인해 보는 기회로 삼고자 한다.

연구방법은 주로 통계적 분석에 의존하며 패키지로는 SAS Release 6.03을, 그리고 사용 기법은 PROC NPAR1WAY를 이용한 Wilcoxon 부호순위검정, PROC ANOVA와 PROC GLM을 이용한 분산분석 및 공분산분석을 적용한다. 논문의 구성은 제2장에서 자료수집과 연구설계의 내용을 설명하며, 제3장에서 제통계적 분석결과를 요약하고 해석한다. 제4장에서는 분석결과에 대한 토론을 제시하고 제5장에서 결론을 맺는다.

## Ⅱ. 資料收集 및 研究設計

### 2.1 표본의 선택

본 연구를 위하여 선택된 모집단은 1986년 1월 1일부터 1989년 12월 31일까지의 기간 동안 한국증권거래소에 상장상태를 유지하고 있는 기업들 중 1차산업, 금융업, 및 서비스업을 제외한 총 351개 상장사들이다. 표본추출을 위하여 1988년 한국신용평가주식회사간행의 한국기업재무총람 상장편에 수록된 상장기업의 리스트로부터 1985년도부터 1989년도까지 자료의 일관성이 비교적 잘 유지되고 있는 12월 결산법인들을 목표 표본프레임으

---

4) W. R. Kinney, Jr., "Empirical Accounting Research Design for Ph.D. Students," Schroeder, R. G., McCullers, L. D., and M. Clark (eds.), *Accounting Theory: Text and Readings*, (John Wiley and Sons, 1987), pp. 46-58.

로 설정하였다. 단 산업효과를 통제할 목적으로 전체업종을 소비재제조업, 생산재제조업, 건설업 및 도소매업의 4개산업으로 구분한 다음,<sup>5)</sup> 각 산업별로 약 30개사씩을 임의 추출하였다.<sup>6)</sup> 추출된 표본기업의 수와 표본프레임의 크기, 추출비율 등을 요약한 것이 다음의 표이다.

<표 II - 1> 표본기업의 수

업 종	표본프레임의 크기	표본기업의 수	추출비율(%)
소비재제조업	92	32	35
생산재제조업	199	34	17
건설업	35	25	71
도소매업	25	22	88
합 계	351	113	32

분석대상기간에는 1986년초부터 1989년말까지의 4개결산기가 포함되므로 분석대상관찰치의 수는 소비재제조업이 128개년-기업, 생산재제조업이 136개년-기업, 건설업이 100개년-기업, 그리고 도소매업이 88개년-기업으로 총 452개년-기업이 된다. 각 표본년-기업에 대해서는 전술한 한국기업재무총람 1988년판, 1989년판 및 1990년판에 수록된 대차대조표, 손익계산서, 재무상태변동표, 기타 보충자료들로부터 종속변수로서의 이익수정도구변수와 독립변수로서의 자본구조, 지배구조, 조세부담율, 규모 및 평준화변수의 조작적 정의를 위하여 필요한 각종 재무자료를 수집하였다.

## 2.2 변수의 측정 및 가설의 설정

### 2.2.1 이익수정도구변수의 조작화

이익수정의 대리변수로서는 다음의 두가지 회계선택변수를 상호보완적으로 사용하였

5) 이러한 업종구분은 조성표(1989)에 따른 것이다. 여기서 소비재제조업에는 음식료품산업, 섬유, 의복 및 가죽산업, 목재산업 및 제지 및 인쇄출판산업을 포함시켰고 생산재제조업에는 화학 및 석유, 석탄, 고무, 플라스틱산업, 비금속광물제품산업, 제1차금속산업, 조립금속, 기계장비산업 및 기타제조업이 포함되었다.

6) 전체표본프레임을 4개의 동질적인 소집단(strata)으로 나눈 다음 각 소집단별로 단순무작위표본추출법을 적용하는 층화표본추출법(stratified random sampling)이 적용된 셈이지만, 각 소집단 간에는 크기에 현저한 차이가 있어 업종별로 불균형적인 표본추출이 이루어질 수 밖에 없었다.

다. 하나는 순발생조정(net accruals)변수로서 당기순이익수치와 순영업활동조달현금의 차로 정의된다. 이는 발생주의에 입각한 기간성과지표로서의 당기순이익으로부터 현금 기준에 의한 성과라 할 수 있는 순현금흐름을 차감함으로써 발생주의 회계시스템하에서 현금흐름을 수반하지 않고 도출되는 명목상의 성과부분을 집약하는 의미를 갖는다. 재고자산, 수취계정, 지불계정의 증감분 및 감가상각비 등이 이를 구성하는 주요 요소들이 되며 이는 근사적으로 경영자의 명목적 회계재량의 정도를 반영하게 된다.

$$ACC_t = (NIt - NCF_t) / TSt$$

단,  $ACC_t$  : t기의 순발생계정

$NIt$  : t기의 당기순이익

$NCF_t$  : t기의 순영업활동조달현금

$TSt$  : t기의 총매출액

여기서 발생조정변수를 총매출액으로 나누어 준 것은 규모를 통제하기 위함이다. 이 변수는 Healy(1985)에 의해 회계적 재량에 대한 총괄적인 척도로서 고안된 것이나 재량적 발생조정요소와 비재량적 발생조정요소가 혼재하여 순수한 경영자의 이익수정유인을 포착하기가 곤란하다는 한계점을 갖는다(Kaplan, 1985). 본 연구에서는 이를 보완해 줄 수 있는 대체적인 이익수정도구변수로서 다음과 같이 정의되는 발생조정편차(accruals deviation)변수를 도입하였다.

$$ACCDEV_t = \frac{\sum_{i=t-n}^{t-1} ACC_i/n}{\left| \sum_{i=t-n}^{t-1} ACC_i/n \right|} \times 100 \quad (n=1, 2, 3)$$

단,  $ACCDEV_t$  : 발생조정편차

$n$  : 이동평균을 구하기 위한 년수

분자의 우변 2항 및 분모는 순발생조정의 과거  $n$ 개년도 간의 이동평균을 나타낸다. 즉, 발생조정편차는 특정 년-기업의 순발생조정과 이에 대한 과거 수개년 간의 이동평균의 편차를 구한 것으로서 발생조정의 비기대증감분을 측정하고자 하는 것이다. 단, 이 변수

는 기준치 대비 증감율로 측정되기 때문에 분모는 절대값을 취하였다.<sup>7)</sup> 또 과거의 순발생조정액의 이동평균을 산출함에 있어서는 직전년도, 과거 2개년도, 과거 34개년도의 평균치를 대체적으로 고려하였는데 편의상 이들을 1기간이동평균모형, 2기간이동평균모형, 3기간이동평균모형이라 명명하기로 한다.

이를 보다 개선된 이익수정도구변수로 간주할 수 있다고 생각하는 근거는 다음과 같다. 전술한 바와 같이 순발생조정변수는 재량적 발생조정요소와 비재량적 발생조정요소가 혼합된 성격을 지니고 있는데, 이 중의 비재량적 요소는 대체로 정상적인 영업활동의 수준을 반영하므로 기간별로 급격한 등락을 보이지 않을 것이다. 이익조작을 목적으로 한 재량적 발생조정이 행해지지 않는 한, 특정 년도기업에 대해 측정된 순발생조정액의 크기는 과거의 평균적인 추세로부터 크게 벗어나지 않을 것으로 기대된다. 만일 발생조정변수가 과거의 추세로부터 양방향의 편차를 보이면 이익증가적인 재량적 발생조정이, 또 음의 편차를 보일 경우에는 이익감소적인 재량적 발생조정이 행해진 증거로 간주된다.<sup>8)</sup>

## 2.2.2 독립변수의 측정 및 연구가설의 도출

독립변수로서는 전통적인 부채/지분비율가설, 상여계획가설, 정치적 비용가설 등을 검정하기 위한 대용변수로서 기업의 부채비율, 대주주지분율, 조세부담율, 총매출액과 종업원수의 5개변수와 경상이익의 편차로 측정되는 평준화변수 등을 고려하였다.<sup>9)</sup>

### 2.2.2.1 자본구조가설

Rochester 학파에서는 업종에 따라 최적자본구조가 상이한 이유를 설명하기 위해 부채

- 7) 이 때 분모의 값이 0에 가까운 값을 가질 때에는 측정치가 무한대에 가까운 값을 가질 우려가 있고 이러한 극단적인 값은 분석결과를 왜곡시킬 수 있으므로, 예비적 분석과정에서 그 분포도를 시각적으로 조사하여 전체적인 모집군에서 크게 이탈하는 관측치들은 적절한 상, 하한값(본 연구의 경우  $\pm 500\%$ 로 함)으로 수정해 주었다.
- 8) 기업의 매출액이나 영업성적이 매년 일정하게 증감하는 경우 단순히 과거 평균치로부터의 편차만을 고려하는 것은 체계적인 양 혹은 음방향의 편의를 발생하게 할 수도 있다. 이 때는 이러한 추세를 반영하는 예측치, 이를테면 OLS를 이용한 예측치와 관측치의 편차를 통해 편차값을 구하는 것이 더욱 적절할 것이다. 그러나 본 연구에서는 과거의 장기적인 시계열자료를 이용할 수 없었을 뿐만 아니라 분석에 사용된 4개년간의 발생조정항목의 시계열추세에서 일정한 방향성을 관찰할 수도 없었으므로 편의상 단기적 시계열의 랜덤성을 가정하였다.
- 9) 이상의 제변수들은 미국의 기업환경에서 어느정도 설득력있는 것으로 주장되고 그에 대한 경험적 증거도 축적되어 온 바 있는 것들이지만 이들이 우리나라의 상황에서도 적합할 것인지의 여부는 분명하지 않다. 만일 이들로부터 도출되는 가설들이 우리나라의 기업들에 대해서도 유사한 설명력을 갖는다면 이는 양국의 기업환경이 유사함을 사후적으로 확인해 주는 결과가 될 것이고, 반대로 검정 결과에 현저한 차이가 발견될 경우에는 그러한 차를 초래한 근본적 원인이 무엇인지를 규명하는 것이 또 하나의 연구과제가 될 것이다.

/지분비율에 따라 부채비용이 증가한다는 개념을 도입하였다. 최초로 도입된 부채비용은 파산비용과 대리비용이었는데 이 중에서도 특히 후자의 대리비용이 회계연구가들의 관심을 끌었다. 그 이유는 회계수치에 기초를 두는 변수가 이를 최소화하는데 기여하는 것으로 보였기 때문이다. 부채계약은 명백히 회계수치의 역기능적인 사용을 억제하려는 목적을 지향하고 있는 것으로 나타났으며, 부채계약의 체결시에는 일반적으로 차입자의 활동을 제한하는 조항을 포함시키게 된다. 부채비용이 높을수록 부채계약상의 제한조항에 대한 접근도도 높아지고,<sup>10)</sup> 부채제한조항이 엄격해 질수록 조항위반 및 기술적 지불불능에 의한 비용발생의 가능성도 높아진다.<sup>11)</sup>

우리나라의 각급 금융기관에서도 여신업체의 경영실태를 조사하고 신용도를 측정하여 최종적으로 지급능력이 있는가를 판단하기 위한 신용조사를 관행화하고 있다. 이는 금융통화위원회가 제정한 “금융기관 여신운영 규정”에 따라 모든 은행에 의해 실시되도록 하고 있는데, 그 조사내용을 바탕으로 융자의 적격여부를 검토하기도 하고 한국은행의 상업어음재할인과 관련한 적격업체 선정 등 금융지원을 받을 수 있는 일반적 요건을 구비하고 있는가를 판정하기도 한다. 이러한 목적을 위해 작성되고 있는 이른바 기업체 종합평가표는 신용조사서의 재무비율 분석내용을 기초로 하는 계량적 평가 요소와 비계량적 평가요소로 구성되어 있다. 이 중 계량적 평가요소에는 70%의 비중이 두어지고 있는데 그 중에서도 자기자본비율, 유동비율을 비롯한 재무상태항목들에 50%의 가중치가 부여되고 있는 점을 감안할 때 이들 재무비율은 우리나라의 경영자에게 있어서도 이익수정유인을 초래하게 할 가능성이 있다고 생각된다. 이러한 논거에 따라 본 연구에서 채택한 연구가설은 다음과 같다.

자본구조가설 : 다른 조건이 동일할 때, 부채비용이 높은 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 이익증가적인 수정유인을 지닐 것이다.

$$\text{단, 부채비용} = \text{부채/지분} \times 100$$

### 2.2.2.2 지배구조가설

10) Kalay(1982).

11) 그러나 우리나라의 경우 금융기관으로부터의 차입과정에서 이루어지는 여신거래기본약관 및 부속명세서에는 회계수치에 대한 재무제한조항을 대부분 명시하지 않고 있다. 다만 산업은행의 경우 일정수준의 운전자본의 확보, 은행이 요하는 기준이상의 재무비율의 유지 등을 명시하고 있으며 구체적인 비율지표는 보조평가수단으로 취급되고 있을 뿐이다.

우리나라의 기업공시자료로부터 성과비례적인 상여계획의 채택여부를 확인할 수 있는 방법은 없다. 본 연구에서는 상여계획가설에 대신하여 보다 포괄적인 의미에 있어서의 지배구조가설을 검정하고자 한다. 즉 기업의 지배구조가 전문경영자지배형에 가까울수록 소유주지배형에 비하여 이익증가적인 이익수정의 유인을 지닐 것이라는 것이 그 내용이다. 이에 대한 한 가지의 근거는 다음과 같다. 소유경영자에 비하여 고용경영인은 경영노동시장에 있어서의 자신의 인적자본가치를 높이려는 동기를 가지며, 경영자의 평판은 재무제표에 나타나는 과거의 성과기록에 의해 결정되는 경향이 있으므로 전문경영인은 성과를 상대적으로 낙관적으로 표현하려는 유인을 갖는다. 또 한 가지의 근거는 경영자지배형의 기업에서는 소유주와 경영자간의 대리인 문제가 발생할 가능성이 커지며 이를 완화하기 위한 장치로서 각종의 유인보상계획 등을 채택하고 있을 확률도 높아진다. 다시 말해 기업의 지배구조는 상여계획의 유무를 어느정도 대리해 줄 수도 있다는 것이다.

그러나 소유와 경영의 분리가 극히 미비한 우리나라의 기업상황에서 소유주지배형의 기업과 경영자지배형의 기업을 엄밀히 구분하기란 어려운 작업이라 생각된다. 본 연구에서는 한국기업의 소유구조에 관한 몇몇 선행연구들에서와 마찬가지로 주로 대주주1인에 의한 주식소유 집중정도를 조사함으로써 기업의 지배구조를 간접적으로 파악하고자 하였다.<sup>12)</sup> 이를 위하여 한국기업재무총람에 제시된 개별기업의 지분구조자료와 주요주주현황표를 자료로 활용하였다. 이러한 자료를 토대로 하여 측정된 대주주지분율은 다음과 같이 정의된다.

대주주지분율 = 대주주1인지분 + 관계회사지분 + 문화재단, 장학회, 학교재단지분

여기서 대주주1인지분이란 단지 대주주1인으로 신고된 자의 지분만을 말하는 것이 아니라 그와의 특수관계자, 예컨대 대주주1인으로 신고된 자와 동일주소에서 거주하는자, 대주주1인과의 인척관계가 확실시되는 자, 한 법인의 대주주1인인 동시에 동일계열인 타기업의 주요주주인 자의 지분을 망라한 것으로 계산된다. 또 문화재단, 장학회, 학교재단 등의 사회복지기관들이 소유한 지분을 광의의 대주주1인지분에 포함시킨 것은 이러한 주

12) 임용기(1988) 등 참조.

주들의 의결권행사는 항상 대주주1인의 지배하에 통제되고 있다고 보아지기 때문이다.<sup>13)</sup>

대주주지분율과 이익수정유인간의 관계는 다음의 연구가설로 요약된다.

지배구조가설 : 다른 조건이 동일할 때, 대주주지분율이 높은 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 이익감소적인 수정유인을 지닐 것이다.

### 2.2.2.3 조세부담율가설

Zimmerman(1983)은 유효법인세율을 정치적 비용의 한 중요한 구성요소로 보고 이를 규모변수의 정치적 비용에 대한 대리성여부를 판단하기 위한 척도로 이용한 바 있다. Rochester학파에서 말하는 정치적 비용이란 기업과 기업을 둘러싼 제이해관계자 집단간의 경제적 이해갈등에서 파생되는 일체의 부이전을 총칭한다고 보았을 때, 광의의 정치적 비용에는 기업과 정부, 공공기관, 종업원, 소비자, 일반대중과의 사이에서 발생하는 일체의 비용요소가 포괄되어야 할 것이다. 기업의 재무제표상 이러한 모든 비용요소가 적절히 표시되고 있는지에 대해서는 의문의 여지가 있지만 본 연구에서는 법인세 등 뿐만 아니라 세금공과, 기부금, 홍보비, 접대비 및 복리후생비도 광의의 조세로 간주함으로써 가능한 한 포괄적인 정치적 비용변수를 구하고자 하였다.<sup>14)</sup> 이 중 법인세 등의 항목은 명시적 조세항목 내지는 유효법인세요소로, 그 밖의 제 항목은 암묵적 조세항목 내지는 준조세요소로 구분될 수 있다. 이에 따라 조세부담율변수는 다음과 같이 계산되었다.<sup>15)</sup>

$$\text{유효법인세율} = \text{법인세 등} / \text{매출총이익}$$

$$\text{준조세부담율} = (\text{세금공과} + \text{기부금} + \text{접대비} + \text{복리후생비}) / \text{매출총이익}$$

$$\text{총조세부담율} = \text{유효법인세율} + \text{준조세부담율}$$

13) 상계서, pp. 65-68참조. 그럼에도 불구하고 상기 산식을 통해서도 파악되지 못한 대주주1인의 지분이 존재할 가능성은 매우 크다. 예컨대 신고되지 않은 회사임원들 소유의 주식, 대주주1인이 아닌 개인투자자로서는 도저히 납득하기 어려울 정도로 많은 지분을 소유한 경우, 또 기관투자자의 성격이 아니면서 막대한 양의 주식을 소유한 기업등에 대해서도 일단 동일계열의 지분으로 의심해 볼 여지가 있을 것이다. 그러나 본 연구에서는 기초자료의 미비로 말미암아 개괄적인 지분을 파악하는데 그치고 말았다.

14) 이는 조성표(1989)의 연구결과를 응용한 것이다.

15) 세부회계와 재무회계는 별도의 규칙에 입각하여 기간이익을 산정하고 있으므로 재무제표상의 당기의 양호한 실적이 곧바로 당기의 높은 조세부담으로 이어지는 것은 아니다. 재무제표의 수치와 세 부담간의 관련성은 간접적인 것이며 이러한 의미에서 과거의 세 부담율과 당기의 이익수정을 결부시키는 것이 보다 적절할지도 모른다. 본 연구에서는 명시적 조세 뿐만 아니라 각종 준조세를 망라함으로써 세 부담이란 차원보다는 정치적 비용부담이란 차원을 반영시키고자 했기 때문에 당기의 이익수정=f(당기의 정치적 비용)이란 관계를 전제로 하였다. 그러나 정치적 비용개념 자체의 모호함과 더불어 총조세부담율의 대리변수로서의 부적절성의 여지를 전적으로 배제할 수는 없다.

연구가설은 다음과 같이 설정된다.

조세부담율가설 : 다른 조건이 일정할 때, 유효법인세율, 준조세부담율 및 총조세부담율이 높은 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 이익감소적인 수정 유인을 가질 것이다.

#### 2.2.2.4 규모가설

전통적으로 정치적 비용을 대리하기 위하여 사용되어 온 규모변수로는 매출액, 총자산장부가액, 고정자본시가, 자본화가치, 종업원수 등을 들 수 있다. 본 연구에서는 전술한 조세부담율가설에 대한 보완적인 가설로서 총매출액과 종업원수를 대상으로 한 규모가설의 검정을 분석에 포함시키고자 한다. 조세부담율과 규모변수들은 정치적 비용이라는 동일한 내재적 구조를 반영하기 위해 도입된 변수이나 그 검정결과가 반드시 일치하지는 않을 가능성도 배제할 수 없다. 그 이유는 많은 선행연구들에서 규모변수와 회계선택에 의한 이익수정방향 간에 일관성있는 음의 관련성이 보고되어 왔음에도 불구하고, 이는 특정산업에 의해 주도되기도 하고(Zimmerman, 1983), 최대규모의 기업들에 대해서만 성립하는 것으로 나타난 바도 있기 때문이다(Zmijewski와 Hagerman, 1981).

또 지금까지의 연구들에서는 규모를 반영하기 위해 다양한 변수들을 무차별적으로 사용하여 온 감이 없지 않으나 모든 규모변수들이 반드시 동일한 현상을 대리한다고는 할 수 없을 것이다. 예컨대 매출액은 외형상의 실적이 중요시되는 기업상황에서 기업의 외부이해관계자 일반에 대한 정치적 노출도를 어느정도 반영해 준다고 볼 수도 있다. 그러나 종업원수는 매출액과 높은 양의 상관관계를 갖는 변수이지만 기업내부에 있어서의 경제적 이해대립, 즉 노사갈등이라는 또 다른 차원의 문제를 대리하고 있을 수 있다. 특히 본 연구에서 분석대상기간으로 설정한 1986-1989년 기간 동안 우리나라의 기업들은 전례없이 극심한 노사분규에 휩쓸렸으며 노조활동이 비교적 체계화된 대기업들일수록 첨예한 노사대립의 양상을 보여왔다. 따라서 노사갈등으로부터 야기될 부이전효과를 감소시키고자 회계이익수치의 수정을 포함한 다방면의 노력이 경주되었을 가능성도 배제할 수 없다. 이상과 같은 논거에 따라 본 연구에서는 다음 두가지의 상호보완적인 규모가설을 설정한다.

규모가설1 : 다른 조건이 동일하다면, 매출규모가 큰 기업일수록 그렇지 않은 기업에 비

해 이익감소적인 수정유인을 갖는다.

규모가설2 : 다른 조건이 동일하다면, 종업원수가 많은 기업일수록 그렇지 않은 기업에 비해 이익감소적인 수정유인을 갖는다.

### 2.2.2.5 이익평준화가설

Gordon(1964) 이후 많은 연구자들은 경영자가 이익수치의 시계열을 평준화함으로써 자신의 효용증대를 피할 것이라고 가설화하였고, 이 과정에서 회계절차의 선택이 이익평준화의 도구로 사용될 수 있음을 주장해 왔다. 지금까지의 경험적 연구들의 결과가 반드시 일관성을 갖는 것은 아니지만 그 개념적 타당성은 충분히 인정된다. 특히 이해관계가 상충하는 다양한 이해관계자 집단을 거느리는 상장기업의 경우, 이익의 흐름을 안정시킴으로써 안정배당 및 꾸준한 주가의 상승을 도모하고자 하는 것은 중요한 결산 정책의 일환일 수 있다.

뿐만 아니라 경영노동시장에서의 전문경영자에 대한 업적평가는 비대칭적 특성을 지녀 이익수준이 허용가능한 최저한도를 하회할 경우에는 경영자로서의 지위 자체가 위협을 받게 되는 반면에, 거액의 이익을 보고하더라도 이에는 그다지 보상되지 않는 일이 많다. 따라서 경영자는 장래의 긴급한 경우에 대비하여 자원의 풀을 만들어 두고 이를 이용하여 보고이익이 정상수준을 하회하는 것을 회피하고자 하는 경향이 있음이 지적되고 있다 (Smith, 1976). 본 연구에서는 이익평준화변수를 다음과 같이 정의하였다.

평준화변수 = 0, 경상이익편차 < 0일때,

= 1, 경상이익편차 ≥ 0일때.

단, 경상이익편차 = 당기 경상이익의 과거 n개년도의 이동평균대비 증감을

즉, 평준화변수는 당기의 실제경상이익이 과거의 경상이익 이동평균치를 상회할 경우에는 이익감소적 수정유인이, 하회할 경우에는 이익증가적 수정유인이 존재할 것이라고 가설화하기 위하여 0, 1의 값을 갖는 가변수로 정의되었다. 연구가설은 다음과 같이 설정된다.

이익평준화가설 : 다른 조건이 동일하다면, 양의 경상이익편차를 나타내는 기업들은 이익 감소적 수정유인을, 음의 경상이익편차를 나타내는 기업들은 이익증가적 수정유인을 나타낼 것이다.

### 2.2.3 통제변수의 설정

본 연구에서 주된 종속변수로 사용되고 있는 것은 발생조정변수 및 이를 이용한 발생조정편차변수이다. 발생조정변수는 경영자의 이익수정유인을 포착함에 있어서 단일 절차선택모형, 회계절차 포트폴리오모형, 회계변경모형 등에 비해서는 개선된 척도라 할 수 있다. 그러나 발생조정변수는 재량적 발생조정요소뿐만 아니라 비재량적 발생조정요소까지 함께 포함하고 있어 경영자의 재량적 이익수정 측정상 오차를 수반하게 된다. 이러한 측정오차는 기업의 영업활동으로부터의 현금흐름 및 당기순이익과 상관관계를 갖는다. 그리고 이러한 관계가 가설검정의 결과를 설명해 주는 것으로 나타날 수도 있다. 예컨대 재고자산 발생조정은 물리적 재고수준의 증감을 반영한다. 따라서 경영자는 자신의 부를 최대화하기 위하여 회계적 재량을 행사하려 할 뿐만 아니라 재고수준 자체를 조절하려는 유인을 가질 수도 있다. 수요에 예상치 못한 증가가 있을 경우에도 물리적 재고수준 및 비재량적 발생조정은 하락하고 영업활동으로부터의 현금흐름은 증가한다. 반대로 수요에 비기대 감소가 발생하면 물리적 재고수준과 비재량적 발생조정은 증가하고 영업활동으로부터의 현금흐름은 감소한다(Healy, 1985).

따라서 발생조정은 경영자에 의한 재량적 회계선택변수로서는 잡음요소를 내포한 척도가 될 수 밖에 없다. 발생조정에 영향을 미칠 수 있는 일부의 회계외사건정은 이미 내러져 있으며 측정시점에 있어서는 이미 경영자의 재량권 범위를 벗어나 있을 수도 있다. 이상적으로는 이익수정이 전혀 이루어지지 않았을 때의 발생조정을 원점으로 하여 측정함으로써 잡음요소를 종속변수로부터 배제할 수 있어야 하나 이는 현재로서는 존재하지 않는 발생조정모형을 요한다(Watts와 Zimmerman, 1990).

본 연구에서는 종속변수가 지닌 이러한 문제점을 완화하기 위하여 다음과 같은 대응설계를 통하여 비재량적 조정요소를 통제하고자 한다. 예컨대 자본구조가설이 타당하다면 경영자는 다른 조건이 동일할 경우 부채비율이 높을수록 이익증가적인 재량적 발생조정을 선택할 것이다. 이것은 재량적 발생조정이 이루어지기 전의 이익수치를 일정한 것으로 고정시켰을 때, 부채비율이 높은 기업의 재량적 발생조정은 부채비율이 낮은 기업의 그것에 비해 높을 것임을 의미한다. 그러나 재량적 발생조정전 이익수치를 재무제표 상에서 측정할 수는 없으므로 편의상 순영업활동조달현금의 상대적 수준을 이에 대한 대응

척도로 사용하고자 한다. 즉, 동일한 현금흐름수준을 지나되 부채비율만이 상이한 년-기업에 대해 순발생조정계정을 측정하여 비교한다면 비재량적 발생조정요소로 말미암은 측정오차는 어느정도 제거될 수 있을 것으로 기대된다. 이를 위한 통제변수의 정의 및 구체적인 대응검정설계과정을 요약하면 다음과 같다.<sup>16)</sup>

통제변수1 : 현금흐름수준 = 순영업활동조달현금 / 평균총자산장부가액

통제변수2 : 현금흐름 시계열편차 = 당기 현금흐름의 과거 n개년도이동평균대비 증감율

즉, CTRL 1 =  $NCF_t / \{(TA_{t-1} + TA_t) / 2\}$

$$CTRL 2 = (NCF_t - \sum_{i=t-n}^{t-1} NCF_i/n) / | \sum_{i=t-n}^{t-1} NCF_i/n | * 100$$

- ① 각 독립변수의 값을 중위수를 기준으로 하여 2구분, 혹은 4분위수를 기준으로 4구분하여 관측치들을 2개 내지 4개의 부분집합으로 나눈다.
- ② 관측치를 2개 부분집합으로 나눈 경우는 중위수 상회집단(이하 상위집단이라 함), 4개 부분집합으로 나눈 경우는 제3사분위수를 상회하는 집단(이하 최상위집단이라 함)에 속하는 개별 관측치들을 통제변수의 크기 순으로 정렬한 다음, 통제변수의 값에 대한 10분위수를 구한다.
- ③ 관측치를 2개 부분집합으로 나눈 경우에는 중위수 하회집단(이하 하위집단이라 함), 4개 부분집합으로 나눈 경우에는 최상위집단을 제외한 나머지 집단(이하 이들을 독립변수의 크기 순으로 중상위, 중하위, 최하위집단 등으로 약칭함)에 속하는 관측치들을 전술한 제2단계에서 구한 통제변수 값의 10분위수를 절사점(cut-off point)으로 사용하여 각각 10개집단의 하나에 할당한다. 이러한 과정을 통해 형성된, 예컨대 상위집단의 각 10분위집단들의 통제변수의 평균은 하위집단의 대응되는 10분위집단들의 그것과 근사적으로 일치하게 될 것이다.
- ④ 마지막으로 상위집단과 하위집단, 혹은 최상위, 중상위, 중하위, 최하위집단들의 서로 대응되는 10분위집단들간의 발생조정변수의 평균에 유의적인 차가 존재하는지를 검정한다.

16) 두 가지의 통제변수 중에서 첫째 변수는 대응설계에 의한 Wilcoxon 부호순위검정과 난괴설계법에 의한 분산분석에서, 그리고 둘째의 변수는 공분산분석에서의 공변량으로 사용될 예정이다.

분석에 들어가기에 앞서 전술한 제연구가설을 기초로 하여 주요변수들간의 인과관계를 다음과 같이 요약해 두기로 한다.

통제변수		CTRL1 : 현금흐름수준 CTRL2 : 현금흐름편차	
독립변수		종속변수 및 예상부호	
변수명칭	변수의 의미	ACC(순발생조정)	ACCDEV(발생조정편차)
LR	부채비율(연속형, 범주형)	(+)	(+)
EQR	대주주지분율(연속형, 범주형)	(-)	(-)
TXR	총조세부담율( " " )	(-)	(-)
TS	매출액규모 ( " " )	(-)	(-)
EMP	종업원규모 ( " " )	(-)	(-)
SMT	평균화변수 (범주형)	(-)	(-)

### 分析 結果

본 장에서는 세가지 유형으로 실증분석을 수행한 결과를 제시하고 그 통계적 의미를 해석한다. 첫째의 분석은 대응설계에 의한 Wilcoxon 부호순위검정으로서 이는 모수검정법의 짝지은 t 검정과 사실상 동일한 논리에 입각해 있다. 즉, 현금흐름 수준을 일정한 것으로 고정시켜 놓았을 때, 상위집단의 발생조정의 크기와 하위집단의 그것과의 사이에 유의한 차가 있는지를 검정하는 방법이다.<sup>17)</sup>

두번째의 난괴법(randomized block design)에 의한 분산분석<sup>18)</sup>도 사실상 2집단 비교를 위한 Wilcoxon 부호순위검정법을 4집단 비교를 위해 확장시킨데 불과하다. 2집단 비교로 그치지 않고 4집단 비교를 추가적으로 실시해 본 이유는 독립변수와 종속변수간에 단순

17) 비모수적인 기법을 적용한 것은 예비조사의 과정에서 부채비율, 순매출액, 종업원수 등 대부분의 주요 분석대상변수들이 정규분포로부터 크게 이탈하고 있음을 관찰할 수 있었기 때문이다. 분포의 정규성 여부에 대한 검정은 Shapiro-Wilk의 W 통계치에 의하였으며 유의수준은 p-value < 0.1을 기준으로 삼았다.

18) 난괴법은 균일 또는 동등한 실험단위들을 동질적인 집단으로 묶고 이러한 실험집단들에 각 처리가 골고루 배치되도록 하는 실험계획법이다. 난괴법에 의한 분산분석에서는 처리효과, 즉 범주형 독립변수의 값이 달라짐에 따른 종속변수값 평균치의 유의적인 차이유무의 검정이 주목적이 된다. 단, 블럭효과(본 연구의 경우 현금흐름효과)가 작을 경우는 난괴법이 통상적인 완전임의배열법에 비해 상대적 효율성이 떨어진다.

한 선형관계가 존재하는지, 혹은 반응역효과와 같은 특수현상이 관찰되는지를 확인하기 3위함이다.

마지막으로 발생조정편차변수를 종속변수로 하고 전장에서 제2통제변수로 고안된 현금흐름편차를 공변량으로 한 공분산분석은 종속변수에 대한 외생변수의 영향을 통계적으로 추정하고 이를 제거시키기 위한 방법으로서, 전술한 사후적 대응설계에 의한 검정결과에 한층 신뢰도를 더하기 위해 적용되었다.<sup>19)</sup>

#### 4.1 Wilcoxon 부호순위검정

일차적으로 시도된 검정은 각 업종별로 독립변수의 값을 중위수를 기준으로 양분한 후, 상위집단의 현금흐름의 10분위수를 절사점으로 하여 하위집단에 속하는 표본 관찰치들로 이에 대응하는 10개 집단을 구성한 다음, 대응쌍을 이루는 각 10분위 집단들 간의 발생조정평균에 유의적인 차가 존재하는지를 조사하였다. 가설에 의하면 현금흐름을 일정한 것으로 고정시켰을 때, 부채비율이 높은 년-기업의 발생조정은 낮은 년-기업의 그것에 비해 높을 것으로 예상된다. 또 대주주지분율이 높은 년-기업의 순발생 조정은 낮은 년-기업의 그것에 비해 낮을 것이다. 마찬가지로 조세부담율, 총매출액, 종업원수 등에 있어서도 측정치가 높다거나 큰 년-기업은 그렇지 않은 년-기업에 비해 순발생조정이 낮을 것으로 기대된다.

분석은 소비재제조업, 생산재제조업, 건설업, 도소매업의 4개 업종을 별도의 부표본집단으로 하고, 전술한 5개 독립변수의 각각에 대하여 총 20회의 부호순위검정을 실시하였다.<sup>20)</sup> 지면관계로 종업원을 독립변수로 하였을 때의 생산재제조업에 대한 규모가설 검정의 결과만을 제시하고 나머지에 대해서는 Wilcoxon 부호순위와 p-value 및 가설과의 일치여부를 밝히는 요약표로 대신하고자 한다.

- 
- 19) 사후적 대응설계시에는 대응쌍의 기여로 말미암아 검정의 정도(precision)가 저감될 소지가 있음에 비하여 공분산분석에서는 범주형의 독립변수 값에 따른 공변량값의 차로 말미암아 정도가 낮아질 가능성이 있다. 그러나 일반적으로는 공분산분석이 대응설계법에 비하여 더 낮은 통계적 편의를 갖는 것으로 알려져 있다(Cook and Campbell, 1979, pp. 177-182; Cochran, 1983, pp. 127-128).
- 20) 부분적으로는 년도별 패널에 대해서도 각각 별도의 분석을 실시하여 보았으나, 5개년 통합표본에 대한 검정결과와 그다지 차이가 없었을 뿐 아니라 이러한 분석을 제대로 수행하자면 총 80회의 검정을 되풀이해야만 하는 결과가 되어 편의상 년도별 분석은 생략하였다.

<표 III-1> 현금흐름을 고정시켰을 때 종업원수에 따른 상하위집단간의

평균발생조정 비교(생산재제조업의 경우)

십분위집단	십분위집단별 평균현금흐름		십분위집단별 평균발생조정		평균발생조정차
	상위집단	하위집단	상위집단	하위집단	
1	-0.08341	-0.10555	0.08176	0.16891	-0.087148
2	-0.00629	-0.00948	0.03606	0.03197	0.004092
3	0.03068	0.03350	-0.05239	0.00053	-0.052919
4	0.05365	0.04976	-0.02744	0.00109	-0.028526
5	0.06652	0.06779	-0.01665	-0.02542	0.008770
6	0.07781	0.07844	-0.02423	0.00780	-0.032039
7	0.11099	0.10218	-0.03494	-0.06049	0.025550
8	0.13146	0.13545	-0.07063	-0.07375	0.003117
9	0.16217	0.16404	-0.10494	-0.08183	-0.023109
10	0.20590	0.22400	-0.14240	-0.13599	-0.006412

평균 현금흐름차에 대한 부호순위 : 1.5 (0.9219)  
 평균 발생조정차에 대한 부호순위 : -14.5 (0.1602)

<표 III-2> Wilcoxon 부호순위검정결과 : Signed Rank(p-value)

업종	소비재제조업	생산재제조업	건설업	도소매업
독립변수(예상부호)	(위는 현금흐름차, 아래는 발생조정에 대한 통계치를 나타냄)			
부채비율(+)	-5.5(0.6250)	0.0(1.0000)	-0.5(1.0000)	-8.5(0.4316)
	-19.5(0.0448)	-18.0(0.0078)	-3.5(0.7695)	-10.5(0.3223)
대주주지분율(-)	4.5(0.6953)	-16.5(0.1055)	13.5(0.1934)	-0.5(1.0000)
	-4.5(0.6953)	11.5(0.2754)	-13.5(0.1934)	2.5(0.8457)
조세부담율(-)	11.5(0.2754)	-12.5(0.2324)	-8.5(0.4316)	7.5(0.4922)
	24.5(0.0098)	18.5(0.0645)	1.5(0.9219)	-3.5(0.7695)
총매출액(-)	11.5(0.2754)	8.5(0.4316)	-7.5(0.4922)	-8.5(0.4316)
	-2.5(0.8457)	-11.5(0.2754)	-5.5(0.6250)	-0.5(1.0000)
종업원수(-)	16.5(0.1055)	1.5(0.9219)	-7.5(0.4922)	-14.5(0.1602)
	-3.5(0.7695)	-14.5(0.1602)	-10.5(0.3223)	-7.5(0.4922)

표에서 보는 바와 같이 대부분의 에서 검정결과는 비유의적이었을 뿐만 아니라 부채비율과 조세부담율을 독립변수로 한 검정의 경우에는 가설과 반대되는 결과도 일부 나타났

다.<sup>21)</sup>

먼저 부채비율을 기준으로 표본을 양분했을 때, 부채비율 상위집단의 평균발생조정은 하위집단의 그것에 비해 오히려 낮은 것으로 나타나고 있다. 이러한 경향은 전 업종에 걸쳐 발견되고 있으나 소비재 및 생산재 제조업의 경우를 제외하고 통계적으로 유의하지는 않다. 이는 부채의존도가 높을수록 상대적으로 이익감소적인 경향이 있음을 시사하는 것으로서 자본구조가설과는 상반된다. 최종서(1990)는 한국기업의 레버리지와 표준화발생계정간에 음의 상관관계가 존재하며, 이러한 현상은 부채비율이 극도로 높은 기업집단에 의해 주도될 수 있음을 보고한 바 있다. 우리나라의 기업경영자들은 부채계약에 따른 제약조건을 완화시키고자 이익증가적인 회계선택을 행하는 일반적 경향을 갖고 있지 않을 뿐만 아니라, 재무상태가 극히 불량한 기업의 경우에는 현금흐름효과 등을 고려하여 반대로 이익감소적인 정책을 선택하려는 경향이 있다는 것이다. 이러한 사실은 한국의 기업상황 하에서는 자본구조와 회계이익수정유인간에 이익감소적인 반응역효과가 존재할 수 있음을 시사하는 것이며 이에 대해서는 후술할 난괴설계법에 의한 분산분석을 통하여 확인할 것이다.

( $P \leq 0.1$ )

둘째로 조세부담율이 높은 년-기업의 평균발생조정은 부담율이 낮은 년-기업에 비해 낮음을 관찰할 수 있다. 이는 조세부담율이 높을수록 오히려 이익증가적인 회계선택을 한다는 모순된 관계를 의미한다. 이러한 결과를 얻게 된 원인에 대하여 숙고한 결과 다음과 같이 반전된 인과연쇄의 흐름을 추론할 수 있었다. 이익의 증가  $\equiv$  발생계정의 증가  $\rightarrow$  법인세 부담의 증가. 즉, 현금흐름을 일정하게 고정시키더라도 발생조정과 당기순이익수치는 비례적인 관계를 갖는다. 따라서 발생조정이 크게 측정되었다는 것은 당기순이익이 높았음을 의미하고 이는 당연히 높은 법인세의 부담과 결부된다.

이에 따라 조세부담율이 높은 집단의 발생조정이 상대적으로 더 높게 나타난 것은 당기순이익과 비례적인 관계에 있는 법인세 항목의 영향에 의해 초래된 결과였을 것으로 보고, 조세부담율을 유효법인세율과 암묵적 조세부담율로 분리시켜 그 각각에 대하여 앞서와 동일한 분석을 적용하여 보았다. 그 결과, 암묵적 조세부담율에 있어서는 상하위 집

21) 표에서 평균현금흐름차에 대한 부호순위도 함께 제시한 것은 대응설계에 의한 현금흐름의 통제효과를 확인하기 위함이다. 전검정에 걸쳐 상위집단과 하위집단간의 평균현금흐름에는 유의적인 차이가 발견되지 않아 대응에 의해 현금흐름에 의한 영향은 적절히 통제되었음을 확인할 수 있다.

단간에 유의적인 차가 발견되지 않았음에 비하여( $p \leq 0.1$ ), 유효법인세율에 대해서는 상위집단일수록 현저하게 높은 발생조정을 시현하여 전술한 추론이 타당함을 뒷받침하였다. 그러나 암묵적 조세부담율의 검정에서 유의적인 차가 발견되지 않았다는 것은 광의의 조세부담율로써 측정되는 정치적 비용이 우리나라의 경영자들에게 이익수정유인을 유발하지 못하고 있음을 시사하는 결과로서 주목을 요한다.

요컨대 유효법인세율 및 그에 의해 주도된 조세부담율의 검정에서 위와 같은 결과를 얻었다는 사실은 당기의 조세부담율의 고저에 따른 경영자의 이익수정유인을 파악하고자 함에 있어서 당기의 발생조정을 이익수정도구변수로 사용함에 한계가 따름을 뜻한다. 이 문제에 대해서는 장을 바꾸어 구체적으로 논의하기로 한다.<sup>22)</sup>

셋째, 총매출액과 종업원수의 상하위집단간에 있어서는 통계적인 비유의성에도 불구하고, 모든 업종을 막론하고 규모가 큰 집단의 평균발생조정이 규모가 작은 집단의 그것에 비해 대체로 작은 값을 나타내어 이른바 규모가설이 성립하고 있음을 보여 주었다. 즉, 총매출액이나 종업원수가 많은 대기업일수록 중소기업에 비해 이익을 하향 수정하려는 경향이 발견된다. 다만, 상기 분석에서 통계적 유의성이 낮게 나타난 원인의 일단은 상장기업들만을 표본으로 하였기 때문일 수 있다. 분석대상을 상장, 비상장을 망라하여 다양한 규모의 기업군으로 확장시킨다면 보다 유의적인 결과를 얻을 수 있을 것으로 기대된다.<sup>23)</sup>

넷째, 대주주1인지분율과 발생조정간에는 업종별로 이익수정의 방향이 일관성없이 나타났을 뿐만 아니라 통계적인 유의성도 찾을 수 없어 우리나라 기업의 지배구조와 경영자의 이익수정유인 간에 아무런 관계도 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없었

22) 이에 대한 한가지 대안으로는 당기의 발생조정과 과거년도의 조세부담율을 관련시키는 방법을 생각해 볼 수 있다. 법인세는 법인세 공제전 순이익이 결정되고 난후에 부과되는 것이므로 이익수정에 대한 원인변수로서 조세부담율을 고려하려면 시기적으로 이익의 산정시점에 선행하여 조세부담율의 측정이 이루어져야만 할 것이다. 즉 법인세와 최종적인 당기순이익이 관련되는 것이 아니라 수정이 행해지기 전의 이익추정액과 조세부담추정액의 관련성이 규명되어야만 하는 것이다. 즉, 수정전 이익추정액 --> 조세부담추정액 --> 이익수정 --> 수정후 보고이익 --> 실제의 법인세 부과 --> 보고된 당기순이익이라는 연쇄관계가 전제되어야 하고, 따라서 조세부담추정액이 높을수록 이익감소적 수정유인이 발생할 것이라는 추론이 성립할 수 있다. 그러나 수정전 이익추정액과 이에 대한 조세부담예상액을 공시 재무제표에서 측정하기란 불가능하다. 그러므로 시간차원을 과거년도로 소급시켜 과거의 평균적인 조세부담율과 당기의 이익수정간의 관계를 살펴 보는 것은 이를 해결하기 위한 차선책일수도 있다고 생각된다. 이러한 형태의 연구는 차후로 미룬다.

23) 그러나 전술한 조세부담율가설의 검정결과에서 나타난 바와 같이 발생조정변수가 재무적 이익수정을 적절히 반영하지 못하는 변수일 경우 이러한 차이가 경영자의 이익의 하향수정에 기인한 것인지 혹은 대기업의 상대적인 이익저하로 말미암은 것인지의 구분은 불분명하다.

다. 이것은 한국 기업의 절대다수가 아직 소유주지배형을 탈피하지 못하여 표본집단으로부터 지배구조의 차이를 충분히 식별할 수 없었음에 그 원인이 있다고 보아진다.

#### 4.2 난괴설계법에 의한 분산분석

전절에서는 각 업종별로 독립변수의 값을 2가의 범주형변수로 취급한 평균차검정결과를 제시하였다. 2집단의 평균차검정에서 대부분 비유의적이거나 가설과 불일치하는 결과를 얻은 것은, 예컨대 표본분포상의 최상위집단과 최하위집단간에는 유의적인 차가 있음에도 불구하고 중상위집단과 중하위집단간에 이와 반대방향의 관계가 존재함으로 말미암아 전체적으로는 상쇄된 결과만이 나타난 때문일 수도 있다. 따라서 독립변수와 종속변수의 관계를 단순한 선형관계로 간주하거나 독립변수의 값을 2구분하는 분석만으로는 반응역효과, 비선형관계 등을 포함한 보다 복잡한 구조를 지나치게 단순화해 버릴 가능성이 있다. 이러한 관점에서 본절에서는 독립변수의 값을 4분위수를 기준으로 4가의 범주변수화하고, 현금흐름을 일정한 것으로 고정시켰을 때의 각 집단간의 평균발생조정에 유의적인 차가 발견되는지를 검토하였다.<sup>24)</sup>

이는 기본적으로 전절의 2집단에 대한 대응설계법을 4개 집단으로 확대적용시킨 것에 불과하다. 이하에서는 가설과 비교적 일치하는 유의적인 결과( $p < 0.1$ )를 나타낸 종업원수에 대한 분산분석표만을 제시하고 나머지 변수들에 대한 검정결과는 요약표를 제시하는 것으로 대신한다.

첫째, 부채비율의 고저에 따라 평균발생조정에 다소의 차이는 있으나 통계적으로 유의한 것은 아니었다. Duncan 방식에 의한 사후검정을 실시한 결과 4개 집단간에 유의적인 평균차를 확인할 수는 없었다. 그러나 제 4집단, 즉, 부채비율이 가장 높은 집단의 발생조정이 가장 낮은 것으로 나타난 점은 부채비율이 극히 높은 집단에서 이익 감소적

24) 단, 표본집단을 4구분함에 따라 현금흐름에 따른 10분위집단을 구성함에 있어서 집단별 할당표본수가 부분적으로 현저히 부족해지는 결과를 초래하여 부득이 업종별 구분을 하지 않고 전업종을 하나의 표본집단으로 간주하여 분석하였다. 그러나 이로 말미암아 분석결과는 산업효과를 통제하지 못함에 다른 한계를 갖는 것으로 보아야 할 것이다. 그러나 이로 말미암아 분석결과는 산업효과를 통제하지 못함에 따른 한계를 갖는 것으로 보아야 할 것이다.

<표 III-3> 현금흐름을 통제한 후의 종업원수에 따른 분산분석표

변동원	자유도	제곱합	평균제곱	F 통계치(Pr > F)
종업원수	3	0.01333	0.00444	2.40 (0.0895)
현금흐름	9	0.33108	0.03679	19.89 (0.0001)
오차	27	0.04993	0.00185	
총변동	39	0.39434		

Duncan 방식에 의한 사후검정결과 ( $\alpha = 0.05$ )

Duncan Grouping	평균발생조정	n	종업원수에 따른 집단
A	-0.0285	10	1(최하위집단)
A			
A	-0.0300	10	4(최상위집단)
A			
B A	-0.0399	10	2(중하위집단)
B			
B	-0.0737	10	3(중상위집단)

<표 III-4> 난괴설계에 의한 분산분석결과 요약

독립변수 분석결과	F 통계치 (Pr > F)	Duncan Grouping( $\alpha = 0.05$ )
부채비율	1.60 (0.2135)	(2 > 3 > 1 > 4)
대주주지분율	1.40 (0.2638)	(4 > 2 > 1 > 3)
조세부담율	2.33 (0.0966)	(4 > 3 > 2); (3 > 2 > 1)
종업원수	2.40 (0.0895)	(1 > 4 > 2); (2 > 3)
총매출액	0.52 (0.6704)	(2 > 1 > 4 > 3)

경향이 발견된다는 최종서(1990)의 결과와 일치한다.

둘째, 대주주지분율의 차이와 평균발생조정 사이에 있어서도 유의적인 관계는 발견되지 않았다. 대주주지분율이 가장 높은 제4집단의 발생조정이 가장 낮은 것으로 나타난 점은 당초의 예상과는 반대되지만 통계적인 유의성은 결여된다.

셋째, 조세부담율의 크기에 따라 평균발생조정에는 유의적인 차가 있는 것으로 나타났으나 사후검정 결과 조세부담율이 가장 높은 집단의 발생조정이 가장 높은 값으로 나타난 점은 당초의 가설과는 상반된다. 이는 전절에서의 2개 집단 평균차검정의 결과와도

일치하는 것이며 그 원인에 대한 해명은 여기서도 적용된다. 요컨대 이익수치가 원인변수이며 조세부담율은 그에 따른 결과로서 검정설계상 인과관계가 전도되었음을 말해준다.

네째, 종업원수를 독립변수로 하였을 때 전절에서의 2집단 평균차 검정에서와는 달리 종업원수에 따라 평균발생조정에 유의적인 차가 존재하는 것으로 나타났다. 사후검정에 의하면 종업원수가 가장 적은 집단과 가장 많은 집단간에는 유의적인 차가 없었으나 중간규모기업들의 이익감소성향이 현저한 것으로 나타났다. 이러한 사실은 종업원수가 단순히 선형적인 규모효과를 반영하는 것이 아니라 중상위집단에 속하는 년-기업들에 이익감소를 촉진하는 어떤 내재적 구조가 존재했음을 시사한다.

평균발생조정이 다른 어느 집단들보다도 유의적으로 낮게 나타난 제3집단은 종업원수 1171명에서 2258명에 해당하는 대기업들로 구성되며 이 범주의 기업집단에서 노사갈등이 상대적으로 심각했을 가능성이 있다고 생각된다. 만일 이러한 가정이 타당하다면 종업원수는 부분적으로는 노사갈등의 정도를 반영하는 변수로 해석될 수 있으며, 갈등의 심각성 정도에 따라 이익수정의 유인도 증대하는 것으로 관찰될 것이다. 결국, 종업원수는 규모를 대리한다기보다는 노사갈등이라는 구조를 반영하였고, 종업원수가 중상위규모인 년-기업에서 노사갈등으로 인한 잠재적 비용이 가장 컸으므로 평균발생조정도 가장 낮게 나타났다고 볼 수 있다.

다섯째, 매출액을 범주형 독립변수로 한 분산분석에서는 전절의 2집단간 평균차검정에서와 마찬가지로 집단별로 평균발생조정에 유의적인 차를 발견할 수 없었다. 다만 매출액규모가 작은 제2, 제1사분위집단의 평균발생조정이 매출규모가 큰 제4 및 제3 집단보다 작게 나타난 것은 매출규모가 클수록 상대적으로 이익감소적인 경향을 지닌다는 사실을 반영한 것으로 풀이된다.

한편, 매출액의 크기와 발생조정간에 유의적인 관련성이 없음에 비하여 종업원수를 기준으로 분석했을 때는 유의적인 차가 나타났다는 사실은 매출액과 종업원수의 규모변수로서의 동질성에도 불구하고 양변수는 서로 상이한 구조, 즉 외형적 규모와 기업 내부의 노사갈등을 각각 반영한 증거로 풀이된다. 전통적인 규모변수인 매출액 기준의 검정에서 유의차를 발견하지 못한 것은 우리나라의 상장기업들에 대해서는 규모가설이 그다지 설명력을 지니지 못함을 의미한다.<sup>25)</sup>

25) 이것은 우리나라 사회에서 대규모기업이 기본적으로는 정치적 압력에의 노출도가 크기도 하지만 정책금융지원, 자금조달의 용이성, 조세혜택 등 여러 측면에서 정치적 효익의 수혜집단이 되기도 하는 측면이 있기 때문에 굳이 외형을 축소조정해야 할 필요성을 덜 느끼고 있는 탓이 아닌가라고 생각된다.

### 3. 공분산분석결과

지금까지의 분석에서는 현금흐름의 크기를 통제변수로 하고 각각의 독립변수에 대한 평균발생조정차를 개별적으로 검정해 왔다. 본절에서는 지금까지 사용되어 왔던 모든 범주형변수와 업종을 반영하는 가변수를 동시에 고려하면서 현금흐름편차와 더불어 평균화변수를 추가적인 통제변수로 고려하는 공분산분석을 실시하기로 한다. 이 분석에서의 종속변수로는 지금까지 사용해 왔던 발생조정 대신 제2장에서 소개한 바 있는 발생조정 편차를 채택하였다. 이는 특정 시점에 있어서의 횡단면적인 이익수정성향의 차이를 검정하는데는 과거의 평균적인 수준으로부터 당기의 발생조정이 얼마나 괴리되고 있는가를 살펴보는 것이 더욱 적절할 수 있을 것이라 판단되었기 때문이다. 또 발생조정편차변수를 종속변수로 함에 따라 현금흐름의 통제변수도 당기의 현금흐름과 과거의 평균적인 현금흐름수준과의 편차로 수정하였다.

이러한 검정설계에 입각하여 본 분석에서는 지금까지 수행해 왔던 분석에 부가하여 평균화요인과 기타 독립변수들과의 상호작용여부도 검토하고자 하였다. 즉 평균화변수는 그 나름대로 이익수정유인에 대한 독립적인 설명변수가 됨과 동시에 여타 독립변수들이 이익수정유인에 미치는 영향을 증폭 혹은 완화시키는 역할도 할 수 있다고 가정한 것이다. 예를 들어 종업원수가 많은 기업일수록 이익감소적인 발생조정을 선택한다고 할 때 이러한 경향은 경상이익수준이 과거의 평균수준을 상회하고 있는 상황에서 더욱 강화되리라는 것이다. 이는 최종서(1990)의 연구결과를 재확인하기 위한 의미를 지닌다.<sup>26)</sup> 이하에서는 편의상 1기간 이동평균모형의 분석결과만을 제시하고 나머지 모형의 결과에 대해서는 가설과의 일치여부만을 언급하는 데 그치기로 한다.

26) 최종서, 전계서, p. 220의 결합가설 및 pp. 224-228의 결합가설 검정결과를 참조할 것.

<표 III-5> 1기간 이동평균모형의 공분산분석결과

종속변수 : 발생조정 1기간편차변수

$$R^2 = 0.756165$$

종속변수의 평균 = -6.3491445

변동원	자유도	제곱합(Type III)	평균제곱	F 통계치 (Pr > F)
공변량	1	13532330.97	13532330.97	837.01(0.001)
평균화	1	271848.89	27184.89	16.81(0.001)
부채비율	3	11727.58	3909.19	0.24(0.8671)
대주주지분율	3	88415.22	29471.74	1.82(0.1430)
조세부담율	3	8857.29	2952.43	0.18(0.9082)
종업원수	3	3223.08	1074.36	0.07(0.9777)
매출액	3	45834.96	15278.32	0.95(0.4192)
업종	3	37552.47	12517.49	0.77(0.5091)
평균화 * 부채비율	3	65787.44	21929.15	1.36(0.2563)
평균화 * 지분율	3	104271.39	34757.13	2.15(0.0940)
평균화 * 조세부담율	3	149866.89	49955.63	3.09(0.0274)
평균화 * 종업원수	3	37461.74	12487.25	0.77(0.5102)
평균화 * 매출액	3	26493.59	8831.20	0.55(0.6510)
오차	303	4898736.30	16167.45	
총변동	338	20090405.07		

독립변수의 값에 따른 발생조정편차에 대한 평균차 검정결과는 상기 분산분석표에서 유의적인 F 통계치(p-value<0.1)를 시현한 평균화변수, 평균화와 대주주지분율의 교호작용 및 평균화와 조세부담율의 교호작용의 세 경우 중 첫째의 평균화변수에 대해서만 제시하기로 한다.

<표 III-6> 평균화변수에 대한 사후검정

평균화변수	발생조정편차의 최소자승평균(LSMEAN)	표준오차	Pr >  T  Ho : LSMEAN = 0	LSMEAN의 번호
0	-44.35183	12.16082	0.0003	1
1	18.05692	9.40852	0.0559	2

$$Pr > |T| (Ho : LSMEAN1 = LSMEAN2) = 0.0001$$

분석결과 평균화변수의 값에 따른 발생조정편차의 평균에는 유의적인 차가 존재함을

확인할 수 있다. 즉, 평균화변수의 값이 0인 집단(당기경상이익이 전년도수치에 비해 낮은 집단)의 평균은 평균화변수의 값이 1인 집단의 그것에 비해 현저하게 낮은 값을 보이고 있다. 이러한 결과는 이른바 평균화가설과는 정반대의 결과로서 이에 대해서는 추후 해명을 요한다.

평균화변수와 대주주지분율의 교호작용에 대한 사후검정에서는 앞서와 마찬가지로 대주주지분율과는 관계없이 평균화변수가 0인 집단의 종속변수는 대부분 유의적으로 0보다 작은 값은 지는데 반하여, 평균화변수의 값이 1인 집단은 반드시 유의적인 것은 아니지만 0보다 큰 평균값들을 나타내었다. 특히 전자의 경우 지분율이 가장 높은 집단은 전체적으로 최소의 평균값을 나타냈을 뿐만 아니라 평균화변수가 1인 모든 집단과 평균화변수가 0이며 지분율이 중상위인 집단의 평균에 비해 유의적인 차이를 보였다. 이것은 당기의 경상이익이 전년도에 비해 하락하였고 대주주지분율이 가장 높은 소유주지배형의 기업에서 최소의 발생조정이 이루어졌음을 의미한다. 그러나 평균화변수의 값이 0인 집단 전체를 통하여 지분율이 증가할수록 평균도 비례적으로 감소하는 것은 아니었으므로 지배구조가설과 일치하는 결과를 얻었다고는 할 수 없다. 반면 평균화변수가 1인 집단, 즉 경상이익이 전년도에 비해 증가한 기업군에서는 대주주지분율이 증가할수록 발생조정 평균이 오히려 증가하여 가설과는 상반되는 양상을 보이고 있다.

마지막으로 평균화변수와 조세부담율의 교호작용에 대한 사후검정에서도 평균화변수가 0인 집단의 발생조정평균은 평균화변수가 1인 집단의 그것을 전반적으로 밀돌고 있어 경상이익편차가 음일수록 발생조정은 이익감소적으로 이루어진다는 관계가 다시 되풀이되고 있다. 조세부담율이 높을수록 발생조정이 감소하는 유의적인 결과는 발견되지 않았으나 전절에서처럼 조세부담율이 높을수록 오히려 발생조정이 증가한다는 역설적인 현상은 나타나지 않아 종속변수를 개량함으로써 조세부담율가설 검정상의 방법론적인 문제점은 완화된 것으로 보인다.

그 밖의 검정결과는 대부분 일과성을 결여하거나 유의성이 없는 것이었다. 무엇보다도 평균화변수가 0인 집단의 발생조정편차의 평균이 평균화변수가 1인 집단의 그것보다 낮게 나타났다는 것은 전년도대비 경상이익증감율을 평균화변수로 사용하는데 어떤 구조적인 결함이 개재할 수 있음을 말해준다. 한가지 가능한 설명은 직전년도 대비이익증감율은 평균화유인을 발생시키기에 시차가 너무 짧다는 것이다. 전년도에 비해 보고이익이

증감하였다고 해서 이를 즉각 하향수정하려는 유인이 발생한다기보다는 업적의 지속적인 성장, 혹은 하락경향이 반영되어 보고이익의 편차와 발생조정 편차사이에 양의 상관관계가 나타난 것으로 볼 수도 있을 것이다.

이러한 문제의식에 입각하여 과거 2개년 및 과거 3개년간의 이동평균을 고려한 공분산 분석을 추가적으로 실시하여 보았으나 가설과 일치하는 유의적인 결과는 여전히 발견할 수 없었다. 2개년 이동평균모형에서는 평균화변수가 작을수록 발생조정편차도 작고 그 반대의 경우도 성립하여 전술한 문제점을 탈피하지 못한 것으로 나타났다. 평균화변수와 부채비율간의 교호작용이 유의적인 것으로 확인되었으나 부채비율이 높을수록 발생조정편차도 증가한다는 일관된 경향은 발견되지 않았다. 3개년 이동평균모형에서는 독립변수의 어떠한 것도 유의성을 결여하였다.

## IV. 分析結果에 대한 討論

본장에서는 지금까지의 분석결과를 요약하고 그 함축된 의미와 그러한 결과를 얻을 수 밖에 없었던 가능한 원인들에 대해 고찰해 보기로 한다. 이러한 논의는 본 연구의 한계점을 적시하는 것임과 동시에 향후의 연구방향에 대한 시사점을 얻고자 하는데 그 의의가 있다.

### 4.1 분석결과의 요약

결과에 대한 해명에 들어가기 전에 먼저 전반적인 분석결과를 정리해 두고자 한다. 이렇게 함으로써 이후의 논점을 보다 명료하게 하고 논의의 범위가 불필요하게 확장되는 것을 억제할 수 있다고 보기 때문이다. 첫째, 전체 표본을 업종별 부표본으로 구분한 다음, 각 독립변수들의 중위수를 기준으로 하여 상하위집단으로 양분한 2표본 평균차에 대한 Wilcoxon 부호순위검정의 결과를 연구가설과의 일치여부를 중심으로 정리하면 다음과 같다.

표에서 보는 바와 같이 가설과 일치하는 유의적인 결과는 전무하다. 규모가설의 경우에는 규모가 큰 년-기업의 발생조정이 규모가 작은 년-기업의 그것에 비해 낮은 값을

<표 IV-1> Wilcoxon 부호순위검정결과 요약

업종   연구가설	자본구조가설	지배구조가설	조세부담율가설	규모가설1	규모가설2
소비재제조업	상반	비유의적	상반	비유의적	비유의적
생산재제조업	상반	비유의적	상반	비유의적	비유의적
건설업	비유의적	비유의적	비유의적	비유의적	비유의적
도소매업	비유의적	비유의적	비유의적	비유의적	비유의적

갖는 경향이 어느정도 발견되었으나 그 차는 통계적으로 유의하지 못했다. 부채비율과 조세부담율을 독립변수로 한 경우에는 오히려 가설과 상반되는 결과가 얻어졌으며 제조업의 경우 이는 통계적으로 유의적이었다. 그러나 조세부담율에 관한 한, 이러한 결과는 전장에서 언급한 바와 같이 종속변수 선정상의 오류에 기인한 것으로 보여지며 따라서 조세부담율이 높을수록 이익증가적인 이익수정성향이 존재하는 의미로 해석되어서는 안 될 것이다.

둘째, 난괴설계법에 의한 분산분석의 결과를 요약한다. 단, 이 분석은 업종의 차이를 통제해 주지 못했다는 한계점과 더불어 가설의 성립여부를 확인하기보다는 반응역효과의 유무를 탐색하기 위한 의미를 지니므로 가설과의 일치여부는 표시하지 않는다.

<표 IV-2> 난괴설계법에 의한 분산분석결과 요약

연구가설	발생조정 크기순에 의한 집단순위	유의성 여부
자본구조가설	2 > 3 > 1 > 4	비유의적
지배구조가설	4 > 2 > 1 > 3	비유의적
조세부담율가설	4 > 3 > 2 > 1	유의적
규모가설1	1 > 4 > 2 > 3	비유의적
규모가설2	2 > 1 > 4 > 3	유의적

발생조정 크기순에 있어서 독립변수와의 선형관계를 나타낸 경우는 조세부담율을 범주변수로 하였을 때 뿐이며 결과도 기대와는 상반되는 것이었다. 이는 전술한 바와 같이 조세부담율가설의 검정설계상에 오류가 있음에 기인한다. 종업원수를 범주화한 분석에서는 엄밀한 의미에서의 규모가설과 일치한다고는 할 수 없지만 대체로 규모가 클수록 발생조정의 크기도 작게 나타나 어느정도 기대와 부합하고 있다. 특히 종업원수 중상위

집단의 발생조정이 다른 모든 집단의 그것에 비해 유의적으로 낮은 사실은 주목할 만한 것이다.

셋째, 평준화변수를 도입하여 평준화변수와 여타 독립변수들간의 교호작용까지 고려한 공분산분석의 결과는 다음과 같다.

<표 IV-3> 공분산분석결과 요약

분석모형	유의적인 변수(가설과의 일치여부)
1기간 이동평균모형	평준화변수(상반), 평준화 * 지배구조(?), 평준화 * 조세부담율(?)
2기간 이동평균모형	평준화변수(상반), 평준화 * 지배구조(?)
3기간 이동평균모형	없음

분석결과 기대와 일치하는 통계적 유의성을 지니는 변수는 전무하며 평준화변수와 발생조정편차 사이에는 가설과 정반대의 관계가 나타나 역시 연구설계상의 문제점이 있음을 노정시켰다. 또 평준화변수와 유의적인 교호작용을 보인 일부변수들의 경우 평준화변수가 지닌 결함으로 말미암아 의미있는 결과를 추출할 수 없었고, 실제 종속변수의 값들도 일관성을 상실하여 가설과 일치하는지의 여부를 판정하기 곤란하였다.

이상 살펴본 바와 같이 당초의 연구가설들을 지자하는 증거는 거의 찾을 수가 없었고 해도 과언이 아니다. 이러한 결과가 얻어진 원인에 대해서는 연구가설이 시사하는 현상이 실재하고 있음에도 불구하고 검정설계상의 오류, 혹은 변수조작상의 문제 등으로 말미암아 참인 대립가설을 기각하게 되는 과오를 범했을 가능성과 애당초 연구 가설들이 시사하는 구조가 우리나라의 기업회계적 환경하에서는 존재하지 않고 있기 때문에 귀무가설이 기각되지 않았을 두 가지의 가능성을 추론해 볼 수 있다. 본 연구에서는 조세부담율가설의 검정과 평준화가설의 검정상 종속변수의 선정이 적절치 못했을 가능성이 노출되었기 때문에 상기 두 가지의 가능성을 모두 고려해 보기로 한다.

## 4.2 분석결과에 대한 해명

### 4.2.1 연구방법상의 문제점

본 연구의 결과와 관련하여 우선 지적할 수 있는 것은 검정에 사용된 변수들이 내재하

는 사상을 적절히 반영하였는가라는 점이다. 특히 종속변수로 사용된 발생조정변수의 경우 비재량적 조정요소로서의 현금흐름을 통제해 주었음에도 불구하고 경영자의 재량적 조정요소의 대리변수로서 제대로 기능하였는지에 대해서는 의문의 여지가 남는다. 당기 순이익과 순영업활동조달현금의 차로 정의되는 발생조정변수에는 경영자의 자의적인 이익수정성향을 반영하는 재량적 조정요인과 경영자의 수정의도와는 관계없이 영업활동의 정상적인 규모와 더불어 증감하는 비재량적 요인이 혼재해 있다. 예컨대 재고자산, 매출채권, 매입채무의 증감 등이 여기에 속한다. 만일 발생조정변수에서 비재량적 조정요소가 차지하는 비중이 크다면 이로써 경영자의 이익수정유인을 측정하기에는 무리가 따를 것이다.

조세부담율가설의 검정에서 조세부담율과 발생조정변수 간에 양의 관련성이 관찰된 사실은 이러한 여지가 잔존해 있음을 입증하는 예이다. 조세부담율이 높다는 것은 법인세 공제전이익 및 당기순이익이 많았음을 의미하며, 이는 비재량적 발생조정요소의 증가를 의미하기도 한다. 비재량적 발생항목의 증가는 총합으로서의 발생조정변수의 크기에 영향을 미치므로 결국 조세부담율과 발생조정변수 사이에는 양의 관계가 나타날 수 밖에 없다. 이러한 논리는 평균화가설의 검정결과에 대해서도 적용된다. 경상이익의 과거실적 대비 증감율로 측정되는 평균화변수의 증가는 곧 영업실적의 향상을 의미한다. 영업실적의 호전은 비재량적 발생조정요소의 증가와 결부되며 따라서 발생조정도 증가하기 마련이다. 이러한 추론에 입각해 볼 때, 적어도 조세부담율가설과 평균화가설의 검정을 위해서는 새로운 종속변수를 적용한다거나 시차모형을 도입하는 등의 연구설계상의 개선이 요구된다고 할 수 있다.

다른 모든 연구가설에 대한 검정결과도 불명확하여, 대응설계법 내지 공분산분석기법의 도입에 의한 연구방법론의 개선에도 불구하고 우리나라의 기업상황에서 발생조정변수를 통하여 경영자의 이익수정성향을 포착하기에는 한계가 따른다고 생각된다. 특히 우리나라에서는 회계의 임의성과 분석가능성이 상대적으로 높아 재고자산이나 감가상각비의 과대, 과소계상, 심지어는 특정거래의 고의적인 기장누락 등에 의한 부실회계처리들이 만연하고 있다는 지적들이 많으므로, 향후 이러한 실태를 보다 현실성있게 반영할 수 있는 연구설계가 요청된다고 본다.

#### 4.2.2 한국의 기업회계제도 요인

연구결과의 모호함과 관련하여 또 하나 지적할 수 있는 것은 우리나라의 회계제도 및 회계에 대한 인식의 총체적인 미비에 관한 것이다. 한국 회계제도의 전반적 특성으로 흔히 운위되는 내용들 중의 몇가지만을 거론하면 다음과 같다.<sup>27)</sup>

첫째, 우리나라의 기업회계기준은 제정과정이나 법적 지위가 경제적 의사결정에 유용한 정보를 산출하기에 충분할 만큼의 전문성과 독립성이 보장되고 있지 않다. 즉, 기업회계기준은 외부감사법에 필요한 규정으로 제정되고 있는데 불과하며, 그 제정목적이 상충될 수 있는 세법과도 완전히 분리, 독립되어 운영되고 있지 않다. 또한, 기업회계기준의 제정기관 역시 행정적으로나 재정적으로 재무부의 직접 통제를 받는 증권관리위원회로 되어 있다.

둘째, 우리나라의 기업회계기준은 규범적으로 보아 반영되어야 할 내용들이 아직 반영되지 못하고 있는 사항들이 많다. 이는 특히 기업회계기준이 잘 발달되어 있는 미국의 경우와 비교하여 그러하다. 예컨대 기업회계기준 제정의 기본적 틀이 되는 회계 보고서의 목적과 일반원칙이 일관성있게 구체화되어 있지 않으며 연결재무제표에 관한사항, 외화평가손익의 처리방법, 특별감가상각제도, 재평가제도, 선택적 회계처리의 범위 등이 이에 속한다.

셋째, 우리나라의 기업회계기준 및 회계정보에 대한 정보이용자들의 신뢰도는 낮게 평가되고 있다. 그 이유로는 재무보고서 작성자의 의도적인 왜곡, 기업회계기준의 선택적 회계처리의 허용, 외부감사인의 독립성의 한계, 정보이용자들의 회계에 대한 인식부족, 공시제도의 부실 등이 지적되고 있다. 기업회계보고서를 작성하는 경영자층에서도 상황에 맞도록 회계이익수치를 적절히 수정하는 일은 바람직하고도 필요하다는 생각을 가진 사람이 다수를 이루고 있다.

이와 같이 회계제도의 정비가 미흡하고 회계에 대한 일반적 인식이 저조할수록 회계는 그것이 반영하고자 하는 경제적 실질과는 괴리될 수 밖에 없고, 따라서 유용한 정보의 제공원천이라기보다는 하나의 요식행위에 불과한 절차로 전락할 수 밖에 없다. 회계가 형식에 그치고 말 경우 회계처리의 경제적 영향면 보다는 실무상의 편의가 회계적 의사결정을 좌우하기 쉬울 것이다. 환언하면, 회계처리에 수반되는 정보처리비용이 회계처리

27) 이성호, 기업회계정보의 질적 향상을 위한 종합연구, 회계학연구 제11호, 1990. 12. p. 91.

결과로부터 파생되는 경제적 영향보다 우선시될 수 있다.

반대로 회계제도가 잘 정비되고 회계처리여하가 기업을 둘러싼 이해관계자들에게 실질적인 의미를 지니게 될수록 회계적 의사결정과 경영자의 이해는 보다 밀접한 관련성을 갖게 될 것이다. 회계제도가 건전한 경영풍토조성을 위한 강력한 감시장치와 보증장치로서의 본연의 기능을 수행하지 못할 경우, 회계정보는 무의미한 수치의 나열에 불과할 것이며 경영자의 일탈행위를 정당화시켜주는 도구로 전락할 우려마저 있다. 이중장부의 작성이 공공연한 비밀로 되고 있는 작금의 우리의 현실은 한국적 회계제도의 현주소를 단적으로 대변해 준다. 신뢰성을 결여한 회계정보에 입각하여 경영자의 기회주의를 설명, 예측하는 모형을 도출하려는 작업은 나무위에서 고기를 잡으려는 시도에 비유될 수 있는 것인지도 모른다.

요컨대 본 연구에서 예상과 일치하는 증거가 발견되지 않았다는 것은 우리나라의 경영자들에게 기회주의적 성향이 존재하지 않음을 의미하는 것이 아니라, 회계제도의 정비미흡으로 회계수치에 의해 포착되지 않는 각종 수단에 의한 이익수정이 만연한 나머지 재무제표수치를 이용한 모형이 설명력을 결여했을 수도 있다는 것이다.

#### 4.2.3 한국기업의 구조적 특성요인

아마도 가장 본질적인 논의는 한국적 기업상황 하에서 본 연구에서 제시한 자본구조가설, 지배구조가설, 규모가설 등이 애당초 성립하지 않고 있을 가능성에 관한 것이다. 전통적으로 우리나라의 대기업들은 창업주 내지는 그 직계존비속, 친인척에 의한 경영권의 장악, 정치권과의 긴밀한 유착, 그리고 높은 타인자본의존도로 특징지어져왔다. 한국의 재벌기업을 위시한 대규모 상장기업들은 그 형성과 발전과정을 통하여 정치권과 불가분의 관계를 맺어왔고, 불과 40여년의 짧은 기간에 급격한 외형적 팽창을 이루어오는 과정에서 성장자금의 대부분을 타인자본에 의존해 왔다고 해도 과언이 아닐 것이다. 5, 60년대의 원조물자, 차관형태의 외자도입 뿐만 아니라 70년대의 경제 부흥기에 있어서도 정부로부터의 정책금융의 지원에 힘입은 바가 컸다. 이와 같이 우리나라에서는 타인자본의 조달과정이 자금수요자와 공급자간의 자발적이고 경쟁적인 시장메카니즘을 통해서가 아니라 경제외적인 요인, 즉 정치권의 영향력과 기업의 대정부 교섭능력을 매개로 하여 이루어졌을 가능성이 큼으로써, 타인자본의존도가 높다는 사실은 일부 부실기업의 경우를

제의하고는 기업에 대해 제약요인으로 작용하는 것이 아니라 오히려 기업의 성장잠재력 내지는 기업가의 타월한 경영수완의 상징으로 여겨질 수도 있다.

우리나라의 기업계에서는 부채비율이 높다는 사실이 보편적 현상으로 받아들여지고 있고, 높은 부채비율에도 불구하고 그것이 반드시 파산비용, 채무불이행위험, 경영자의 행동반경의 축소로 이어지지 않는 것으로 보인다. 자본구조가 우리나라의 경영자에게 이익수정유인을 제공하지 않는 또 하나의 중요한 이유는 우리나라의 대부분행은 대부분 담보부대출에 의존하고 있어 담보력이 우수한 대기업일수록 금융기관으로부터의 자금조달이 더욱 용이하다는 점이다. 따라서 기업의 규모와 타인자본의존도 사이에는 구조적 관계가 형성될 여지도 있다. 이로 말미암아 대출관리상 회계수치에 근거한 재무제조항의 역할이 미약하다는 것이 보고이익수치의 수정유인과 자본구조간의 관련성을 한층 약화시키는 요인으로 작용했으리라 생각된다.

규모가설에 대한 증거가 비유의적이었던 점도 정치와 경제의 유착이라는 차원에서 설명가능하다. 우리나라의 대기업은 중소기업에 비해 외부이해관계자 일반에 대한 정치적 노출도가 크에도 불구하고, 재벌기업에의 경제력의 편중, 성장일변도의 경제정책에 편승한 직접, 간접적인 각종특혜의 수혜 등으로 실제로 부담하는 정치적 비용은 오히려 낮을 수도 있다. 조성표(1989)의 연구에서 80년대 전반을 통하여 우리나라의 초대규모기업군이 부담한 유효법인세율이 기타기업군의 그것을 하회해 왔다는 결과가 보고된 점은 이를 뒷받침해 준다. 대기업이 부담하는 정치적 비용이 중소기업에 비해 그리 높지 않은 것이 사실이라면 대기업일수록 정치적 비용부담을 줄이기 위해 보고이익을 하향수정하려 할 것이라는 가설은 그 의미가 회석될 수 밖에 없다.

이에 반해 종업원수를 규모변수로 한 검토에서 이익수정성향에 다소의 차이가 나타난 점은 종업원수가 80년대 후반에 한국의 기업계를 강타한 노사분규의 영향을 간접적으로 대리한 것으로 볼 수 있고, 이러한 의미에서 일부 규모변수에서 유의적인 차이가 발견되더라도 그것은 규모 자체가 정치적 비용의 크기를 반영하고 있기 때문이 아니라 어떤 단기적이고 일과성의 경제여건의 변화를 대리하였기 때문일 수도 있음에 유의할 필요가 있다고 본다.

또한 소유와 경영이 아직 미분화상태에 있고, 기업의 실질적인 지배권이 대부분 창업주와 그 친족에 집중되고 있는 우리나라의 기업현실을 감안할 때, 대주주지분율로 대리

되는 기업의 지배구조와 이익수정성향간에 유의적인 관련성이 나타나지 않은 것은 어쩌면 당연한 결과였다고 할 것이다. 지배구조가설은 당초 Rochester 학파류의 상여계획가설과 대동소이한 의미로 설정되었고 이는 소유주의 경영현장에서의 부채상황을 전제로 하여 성립될 수 있는 것이었다. 즉, 고용전문경영인은 소유주 부의 희생을 토대로 인적 자본가치, 각종유인보상 등을 포함한 자신의 부를 최대화할 목적으로 보고이익수치를 상향수정하려는 경향을 갖는다. 이는 전문경영인의 도덕적 위해현상을 반영한 가설이며 기본적으로 전문경영인이 기업의 실질적인 지배권을 장악하고 있는 상황을 전제로 하여 성립가능한 시나리오이다. 주지하는 바와 같이 한국 상장기업의 절대다수는 아직도 창업주 내지는 그의 특수관계자들이 소유권과 경영권을 실질적으로 장악하고 있는 실정이며, 따라서 대주주지분율의 표면적인 차이가 기업의 지배유형을 대리한다고 보기는 어렵다. 요컨대 한국의 상장기업은 그 대다수가 소유주지배형이며 소유경영자가 자신의 인적자본가치 등을 고려하여 이익을 상향수정하여야 할 이유도 존재하지 않는다.

## V. 結 論

본 연구에서 연구가설로 설정되었던 규모가설, 자본구조가설, 지배구조가설 등은 우리나라의 상장기업일반의 이익수정성향을 설명하는데 대체로 무관한 것으로 나타났다. 물론 연구방법에 불완전한 면이 없는 것은 아니었지만, 작금의 한국의 기업회계환경을 감안할 때 이러한 결과를 얻게 된 사실이 결코 우연은 아니라고 생각한다. 전통적으로 한국의 대기업들은 역대정권의 성장일변도의 경제정책 하에서 많은 정치적 특혜를 누려 올 수 있었고, 그러한 특혜의 대표적인 형태에 속하는 것이 저리의 정책금융지원이었다. 그러므로 어느 의미에서 기업의 부채의존도는 부실경영의 결과라기보다는 기업의 성장력과 대정부교섭능력의 상징이라고도 볼 수 있다. 게다가 담보부대출의 업계관행은 담보력이 큰 대기업으로 하여금 더욱 용이하게 타인자본을 조달할 수 있도록 하여 기업규모와 기업의 부채의존도가 구조적으로 밀접한 관련성을 지니게 하는 원인이 되기도 한다. 또 한국의 절대다수의 기업들은 아직 소유와 경영이 분화되지 못하여 주요지분의 상황여하에 관계없이 거의가 소유주지배형에 속한다고 보아도 무리가 아닐 것이다. 이러한 여건 속에서 대주주지분율은 경영자와 소유주 사이의 경제적 갈등구조를 극히 미미하게만 반영할 것으로 생각된다.

이상과 같은 인식에 따라 본고에서는 다음과 같은 잠정적 결론을 내리고자 한다. 즉, 우리나라의 상장기업들의 이익수정유인과 기업규모, 자본구조 및 지배구조 사이에는 유의적인 관련성이 존재하지 않는다는 것이다. 그러나 본 연구는 종속변수가 불완전한 요소를 내포하고 있었고 업종별 통제를 완벽하게 해 주지도 못했으며 업종구분도 다소 임의적으로 행해진 면이 있다는 점 등의 한계점을 지니고 있으므로, 이러한 의미에서 잠정적이란 단서가 붙는다.

그럼에도 불구하고, 본 연구에 이론적 배경을 제공하고 있다고도 볼 수 있는 Rochester 학파의 논리가 보편적 타당성을 결여한 패러다임이라는 결론으로 귀착되는 것은 아니다. Rochester 학파류의 실증이론은 기본적으로 회계처리의 결과가 경제사회적 제 측면에서 부의 재배분효과를 초래할 수 있으며 종래의 EMH/CAPM 구조하의 자본시장 회계연구에서 전제해 왔던 회계와 현금흐름의 무관련성을 부인한데 그 핵심이 있다. 이른바 규모가설 등은 회계의 현금흐름효과를 미국적 상황하에서 경험적으로 입증하기 위해 고안된 하나의 도구일 뿐이다. 회계의 경제적 영향론을 인정하는 한, 우리나라에서는 우리나라의 상황에 맞는 대체적인 가설들이 도출될 수 있는 여지가 있다고 본다. 아마도 한국의 기업들은 자본구조나 지배구조와 같은 구조적인 요인들에 의해서가 아니라, 그 때마다의 다양한 상황에 따라 주어지는 여러 요인들에 의해(on a case-by-case basis) 이익수정유인을 제공받고 있는지도 모른다.<sup>28)</sup>

따라서 금후의 연구과제는 한국적 현실에 보다 부합되는 분석방법과 대응변수들을 도입하여, 거의 매년 신문지상에 등장하다시피 하고 있는 수많은 이익조작사례들의 배후에 놓인 잠재적 공통변인과 수단을 종합적으로 조사함으로써 한국적 이익수정유인모형을 도출하는 일이 될 것이다. 이러한 연구는 한국의 회계제도와 회계실태를 있는 그대로 조명해 보고, 궁극적으로는 한국의 회계제도와 회계정보의 질을 향상시킬 수 있는 구체적 대안을 제시함으로써 회계본연의 기능을 제대로 수행할 수 있도록 촉진하는 작은 디딤돌이 되리라 믿는다.

28) 예컨대, 세금회피목적, 배당률조정목적, 신용대출목적, 노조와의 협상목적, 상장목적, 합병목적 등등은 이러한 예들의 일부가 될 것이다.

## 참 고 문 헌

1. 동일권, 경영자의 거짓성과보고 가능성과 회계선택 - 경영자와 이해관계자 사이의 정보불균형 상황을 중심으로 -, 고려대학교 경영학박사 학위논문, 1988.
2. 안기명, 경영자의 회계처리방법 변경요인에 관한 실증적 연구, 한국경영학회, 1988년도 춘계학술연구발표회 논문집(1988년 5월), pp. 125-150.
3. 이성호, "기업회계정보의 질적 향상을 위한 종합연구 - 투자자의 합리적 의사결정 및 증권시장의 안정적 발전과 관련하여 -, " 회계학연구 제11호 (1990년 12월), pp. 83-105.
4. 이정연, "회계정책의 선택요인에 관한 실증적 연구", 신평저널, 1989년 봄호, pp. 6-21.
5. 임용기, 기업소유구조와 자본시장발전 (한국신용평가주식회사, 1988)
6. 조성표, 기업의 조세 및 공과 등의 부담에 관한 실증연구 - 정치적 비용의 측정 및 대리변수에 대한 평가 -, 연세대학교 경영학박사 학위논문, 1989.
7. 최종서, "우리나라 기업경영자들의 회계정책결정요인에 관한 실증적 연구," 회계학연구 제10호 (1990년 9월), pp. 207-236.
8. Cochran, W. G., *Planning and Analysis of Observational Studies*, edited by L. E. Moses and F. Mosteller (John Wiley and Sons, Inc. 1983).
9. Cook, T. D., and D. T. Campbell, *Quasi-Experimentation Design and Analysis Issues For field Settings* (Houghton-Mifflin Company, 1979).
10. Demski, J. S., "Positive Accounting Theory: A Review," *Accounting, Organizations and Society* (1988), pp. 623-629.
11. Dhaliwal, D. S., "The Effect of the Firm's Capital Structure on the Choice of Accounting Methods," *The Accounting Review* (January 1980), pp. 78-84.
12. \_\_\_\_\_, Salamon, G. and Smith, E., "The Effect of Owner Versus Management Control on the Choice of Accounting Methods," *Journal of Accounting and Economics* (July 1982), pp. 41-53.
13. Foster, G., *Financial Statement Analysis*, 2nd ed. Prentice-Hall Inc., 1986.

14. Healy, P., "The Impact of Bonus Schemes on the Selection of Accounting Principles," *Journal of Accounting and Economics* (April 1985), pp. 85–107.
15. Holthausen, R. W. and R. W. Leftwich, "The Economic Consequences of Accounting Choice: Implications of Costly Contracting and Monitoring," *Journal of Accounting and Economics* (August 1983), pp. 77–117.
16. Kalay, A., "Stockholder–Bondholder Conflict and Dividend Constraints," *Journal of Financial Economics* (July 1982), pp. 211–233.
17. Schroeder, R. G., McCullers L. D. and M. Clark, *Accounting Theory: Text and Readings*, 3rd ed. John Wiley and Sons, 1987.
18. Smith, E. D., "The Effect of Separation of Ownership from Control on Accounting Policy Decisions," *The Accounting Review* (October 1976), pp. 707–723.
19. Watts, R. L. and J. L. Zimmerman, "Towards a Positive Theory of the Determination of Accounting Standards," *The Accounting Review* (January 1978) pp. 112–134.
20. \_\_\_\_\_, "The Demand for and Supply of Accounting Theories: The Market for Excuses," *The Accounting Review* (April 1979), pp. 273–305.
21. \_\_\_\_\_, *Positive Accounting Theory*, Prentice–Hall Inc., 1986.
22. \_\_\_\_\_, "Positive Accounting Theory: A Ten Year Perspective," *The Accounting Review* (January 1990) pp. 131–156.
23. Zeff, S. A., "The rise of 'Economic Consequences'," *Stanford Lectures in Accounting* (1978) pp. 11–19.
24. \_\_\_\_\_ and T. F. Keller, *Financial Accounting Theory*, 3rd ed. McGraw–Hill Inc., 1987.
25. Zimmerman, J. L., "Taxes and Firm Size," *Journal of Accounting and Economics* (August 1983) pp. 119–149.
26. Zmijewski, M. and R. Hagerman, "An Income Strategy Approach to the Positive Theory of Accounting Standards Setting/Choice", *Journal of Accounting and Economics* (August 1981) pp. 129–150.