

碩士學位論文

利益柔軟化에 따른 會計利益과 帳簿價値의
相對的인 株價說明力



濟州大學校 大學院
제주대학교 중앙도서관
會計學科 LIBRARY

金 曠 祚

110.379

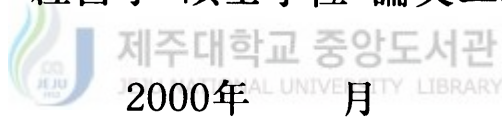
2000年 12月

利益柔軟化에 따른 會計利益과 帳簿價値의 相對的인 株價說明力

指導教授 朴 漢 淳

金 暎 祚

이 論文을 經營學 碩士學位 論文으로 提出함



金暎祚의 經營學 碩士學位 論文을 認准함

審査委員長 _____

委 員 _____

委 員 _____

濟州大學校 大學院

2000年 月

目 次

I. 서론	6
1.1 연구목적	6
1.2 연구방법 및 논문구성	8
II. 기존연구의 검토 및 가설 설정	9
2.1 기존연구의 검토	9
2.2 연구가설의 설정	14
III. 실증연구의 설계	17
3.1 이익조정의 측정치 - 재량적 발생액	17
3.2 이익유연화 측정치와 기업구분	20
3.3 Ohlson의 회계모형	21
3.4 분석방법	22
3.5 표본의 선정	24
IV. 실증분석결과	26
4.1 기술통계	26
4.2 연구가설의 검증	33
V. 결 론	40

表 目 次

<표1> 표본기업의 산업별 분포 -----	25
<표2> 변수의 기술 통계치 -----	27
<표3> 추정변수간의 상관관계 -----	28
<표4> 산업별 수정 Jones모형의 추정 결과 -----	29
<표5> 회계모형의 변수와 구분변수의 기술 통계치-----	31
<표6> 회계모형변수와 구분변수간의 상관관계 -----	32
<표7> 유연화 기업과 비유연화 기업간 추가설명력 비교 --	34

그림 目 次

<그림1> 두 기업군의 장부가치 증분설명력의 연도별 추이--	37
<그림2> 두 기업군의 회계이익 증분설명력의 연도별 추이--	38

利益柔軟化에 따른 會計利益과 帳簿價値의 相對的인 株價說明力

金 暎 祚

개 요

본 연구는 이익조정 결과로 나타난 보고이익의 유연화 정도에 따라 기업들을 이익유연화 기업과 비유연화 기업으로 분류하였다. 이렇게 분류된 두 기업들 사이에 회계이익과 장부가치가 상호보완적인 가치관련성(value relevance)을 갖는다는 것을 Ohlson의 회계모형을 사용하여 실증적으로 검증하였다.

이익유연화 정도의 측정은 우리 나라 상장 제조업체를 대상으로 1988년부터 1995년까지의 자료를 이용하였다. 먼저 수정된 횡단면 Jones모형을 이용하여 재량적 발생액(DACC)을 추정하였다. 그리고 추정된 재량적 발생액(DACC)을 사용하여 Moses(1987)에서 이용되었던 방법을 변형시켜 사용한 송인만과 이용호(1997)의 방법을 이용하여 이익유연화 측정치(SM)를 측정하고 이 이익유연화 측정치가 0보다 크면 이익유연화 기업으로 0보다 작으면 비유연화 기업으로 분류 하였다.

연구결과 장부가치정보의 추가설명력은 이익유연화 기업보다 비유연화 기업이 높게 나타났다. 또한 회계이익의 추가설명력의 경우는 이익유연화 기업이 상대적으로 비유연화 기업보다 높게 나타났다. .

한글색인어: 이익조정, 이익유연화, Ohlson모형, 장부가치, 회계이익

I. 서 론

1.1 연구목적

회계정보의 주된 이용자를 투자자라고 볼 때 회계정보의 유용성은 이것이 주식가치 평가에 얼마나 유용한가에 의하여 결정될 것이다.

최근 들어 회계학 연구의 새로운 방향을 제시한 Ohlson(1995) 및 Feltham과 Ohlson(1995)의 연구는 회계정보와 기업가치의 관계를 이론적으로 고찰하여 새로운 모형을 제시한 연구이다. 이 모형은 실제 기업이 산출해 내는 회계이익과 장부가치를 추가설명 변수로 한 것이기 때문에 이에 의할 때 추가평가와 관련하여 회계정보의 유용성(information content)을 직접 평가할 수 있는 이론적 근거를 얻을 수 있다. Ohlson의 회계모형은 전통적인 가치평가모형인 현금흐름 할인모형(discounted cash flows model)과 달리 미래 현금흐름에 대한 언급이 없고, 자본시장연구와 달리 이익과 현금흐름간의 관계에 대한 암묵적인 가정이 필요치 않은 것이다.

Easton과 Harris(1991)는 Ohlson모형을 이용한 실증분석에서 회계이익과 장부가치가 상호보완적인 가치관련성(value relevance)을 가짐을 보이고 이처럼 기업과 기간 및 산업별로 회계이익과 장부가치의 상대적인 중요성이 상이하게 되는 회계상 및 경제상 이유들에 대한 연구가 필요함을 언급하였다. Ohlson 모형에서 기업가치는 장부가치, 회계이익 및 기타 정보의 함수로서 표시된다. 이때 대차대조표정보와 손익계산서정보에 대한 상호보완적인 가치관련성은 회계이익의 지속성과 체계적인 관계를 갖는다.¹⁾

기업의 경영자는 다양한 회계처리방법을 이용하여 보고이익을 유연화 한다고 널리 인식되고 있다. 이러한 이익유연화가 단지 경영자의 효용을 증대시키기

1) 백원선과 최관(1999)은 이익지속계수를 초과이익의 1차 자기상관계수로 추정하여 그 크기에 따른 집단별로 순자산과 회계이익의 추가배수를 검증하였다.

위한 수단으로만 이용된다면 상당한 문제점을 갖는다. 그러나 Hunt와 다수(1995)는 이익유연화가 주식가격에 미치는 영향을 분석하였다. 결과는 이익조정 의 동기가 강할수록 주식시장으로부터의 반응이 우호적이라는 결과를 보고하고 있다. 또한 국내 연구에서도 송인만과 이용호(1997)는 이익유연화로 보고이익의 예측가치가 증가되어 투자자에게 유용한 정보가 될 수 있다고 제시하고 있다. 이러한 결과들은 단지 경영자의 효용만을 증가시키는 수단으로만 이익유연화가 이용되지 않는다는 결과이다.

본 연구는 기업의 이익유연화는 이익변동성을 줄임으로써 기업의 위험이 감소되어 투자자에게 의미 있는 정보를 제공할 수 있다는 선행연구를 토대로 하였다. 회계수치를 이용한 기업가치 평가시 유연화된 보고이익이 의사결정에 보다 유용한 정보로 이용된다면 투자자들이 의사결정에는 일관성을 나타낼 것이다. 즉 이러한 유연화된 이익에 따라 분류된 유연화 기업 군과 비유연화 기업 군들이 산출해낸 회계정보인 장부가치와 회계이익은 상호 보완적인 가치 관련성을 갖게 될 것이다. 따라서 본 연구의 분석은 다음과 같이 실시하였다. 먼저 이익유연화 정도에 따라 기업들을 이익유연화 기업과 이익비유연화 기업으로 분류하였다. 이렇게 이익유연화라는 기업특성에 따라 분류된 두 기업들 사이에 장부가치와 회계이익의 상대적인 가치관련성의 차이를 Ohlson의 회계모형을 단순화시킨 모형을 이용하여 검증 하고자 한다. 만약 이익유연화가 투자자에게 유용한 정보라면 이익을 유연화한 기업들은 이익의 변동성이 줄어들어 장부가치보다 회계이익의 추가설명력이 높을 것이다. 또한 이익이 유연화 되지 않은 기업은 보고이익의 변동성으로 인하여 회계이익에 비해 상대적으로 장부가치의 추가설명력이 상대적으로 높게 나타날 것이다. 이것은 투자자들에게 이익을 유연화 하는 기업들은 비유연화 기업보다 장부가치에 비해 회계이익이 더 유용한 회계지표가 되고 비유연화 기업에 있어서는 회계이익보다 장부가치가 의사결정에 더 유용한 지표로 이용될 수 있다고 해석할 수 있게 한다.

이러한 연구는 기업간 회계보고지표에 따른 정보가 유의 적으로 다르다는 것을 실증해 보임으로써 투자자들이 회계정보를 이용하여 기업의 가치를 평가하는데 도움을 줄 것으로 생각된다.

1.2 연구방법 및 논문구성

본 연구에서는 한국신용평가주식회사의 데이터베이스프로그램인 KIS-FAS에 99년말 현재 수록된 기업 중에서 금융/보험 및 서비스산업을 제외한 99년말 현재 12월 회계결산기업이며 연구에 필요한 회계자료가 있는 기업을 대상으로 하였다. 분석대상 기간은 1988년부터 1995년까지로 설정하였다.

연구방법은 첫째로, 수정된 횡단면 Jones모형의 회귀식을 이용하여 재량적 발생액(DACC)을 추정한다. 둘째 추정된 재량적 발생액(DACC)을 사용하여 Moses(1987)에서 이용되었던 방법을 변형시켜 사용한 송인만과 이용호(1997)의 방법을 이용하여 이익유연화 측정치(SM)를 측정하였다. 이렇게 하여 측정된 이익유연화 측정치(SM)에 따라 이익유연화 측정치(SM)가 0보다 크면 이익유연화 기업으로, 0보다 작으면 비유연화 기업으로 구분하였다. 마지막으로 가치관련성을 검증하기 위해 장부가치와 회계이익을 설명변수로 하는 이론적인 주가평가모형인 Ohlson의 회계모형을 단순화하여 주당 순자산 장부가치와 주당 순이익을 독립변수로, 주가를 종속변수로 하는 회귀식을 이용하여 구분된 기업의 회계정보에 대한 상대적인 주가설명력을 검증하려 한다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. II절에서는 연구의 배경으로 선행연구를 검토하고 연구가설을 설정한다. III절에서는 실증연구를 설계하는 부분으로 재량적 발생액의 추정방법, 이익유연화 측정방법, Ohlson의 회계모형과 가치관련성의 실증분석 모형 및 변수의 측정방법을 설명하고 표본을 선정한다. IV절에서는 실증분석 결과를 논의하고, 끝으로 V절에서 결론을 맺는다.

II. 기존연구의 검토 및 가설설정

2.1 기존연구의 검토

2.1.1 발생액을 이용한 이익조정에 관한 연구

최관과 김문철(1997)은 신규상장기업은 기존상장기업에 비하여 기업의 내용이 알려져 있지 않기 때문에 기업의 가치를 추정함에 있어서 회계정보에 대한 의존도가 높다. 따라서, 신규상장기업의 경영자는 발행가를 유리하게 설정할 목적으로 재량적 발생액(DA)을 통하여 상장전 기간의 이익을 높이려는 충분한 유인이 있기 때문에 신규상장기업의 이익조정행위를 실증적으로 검증하였다. 재량적 발생액(DA)의 추정은 수정된 Jones모형을 이용하여 산업-연도별 횡단면 분석으로 추정하였다. 즉 재량적 발생액(DA)은 발생액에서 비재량적 발생액(NDA)을 차감하여 계산하였다. 연구결과 재량적 발생액을 통한 신규상장기업의 이익조정행위는 상장전 기간이 아닌 상장당해연도 및 상장직후연도에서 나타났다. 이러한 결과는 재량적 발생액(DA)을 추정하는 대체적인 연구방법에 상관없이 일관되게 나타나고 있다. 따라서, 발행가격 산정을 유리하게 하기 위해 상장전 기간에 이익조정을 행할 것이라는 예측은 지지되지 않는다.

윤순석(1998)은 우리 나라 상장 제조업체 전체를 대상으로 1994년과 1995년의 자료를 이용하여 이익관리 현상이 얼마나 일반적으로 이루어지고 있는가를 검증하였다. 영업활동의 성과에 따라 이익관리 정도가 다를 것이라는 가정 하에 영업활동으로 인한 현금흐름 정도에 따라 포트폴리오를 구성하여 포트폴리오별로 이익관리에 있어서 체계적 차이가 발견되는가를 검증한 연구이다. 연구방법으로는 다음과 같은 세 가지 방법론을 사용하였다. 첫째는 각 포트폴리오별로 영업현금흐름과 당기순이익의 평균에 대한 차이를 살펴보았다. 둘째는 각 포트폴리오별로 영업현금흐름과 당기순이익간의 상관관계를 살펴보았다. 셋째

각 포트폴리오별로 부호변화(영업현금흐름이 음수인데 당기순이익은 양수이거나 그 반대의 경우)정도를 살펴보았다. 추가적으로 영업현금흐름과 금융비용 및 총발생액 간의 상관관계를 살펴보았으며, 또 랜덤워크모형을 이용하여 재량적 발생액을 추정하여 이익관리현상을 검증하였다. 실증분석 결과는 영업현금흐름이 음수인 기업들이 이익관리를 통하여 이익을 증가시키는 정책을 구사하고 있다는 가설을 지지하고 있다. 이와 같은 현상은 당기순이익과 영업현금흐름과의 차이를 분석한 경우나, 상관관계를 분석한 경우나 부호의 변화를 분석한 경우 모두 일관성 있게 나타나고 있다. 특히, 영업현금흐름이 음수인 집단이 당기순이익을 양수로 변환시키는 이익관리를 구사할 가능성이 가장 높을 것으로 예상되는 집단인데 실증분석결과도 이 가설을 강하게 지지하는 것으로 나타나고 있다. 한편, 일부 집단의 경우에는 이익관리의 빈도는 다소 떨어지지만 이익관리의 크기는 대단히 큰 것으로 나타나고 있다. 추가적인 분석결과에 의하면 영업현금흐름과 금융비용간의 상관관계는 영업현금흐름이 음수인 집단에서만 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 또한, 총발생액과 영업현금흐름과의 상관관계를 검증한 결과에 의하더라도 영업현금흐름이 음수인 집단의 경우 이익관리를 많이 하는 것으로 분석되고 있다. 랜덤워크모형 분석에 의한 경우에도 영업현금흐름이 음수인 집단에서 특히 이익관리 정책을 구사하는 것으로 나타나고 있다.

최종서(1998)는 과도한 재량적 발생조정에 의해 회계정보의 신뢰성이 저하될 때 회계이익 혹은 회계이익의 구성요소가 갖는 정보가치가 어떠한 영향을 받을 수 있는지를 분석하는데 초점을 맞추었다. 전통적으로 발생주의는 현금주의가 기간성과를 측정함에 있어서 지니고 있는 인식시기 및 대응에 있어서의 문제점을 극복함으로써 보다 합리적인 기간성과의 측정을 가능케 해주는 것으로 믿고 있으나 발생주의는 인위적인 배분절차와 대체적 회계절차의 허용으로 말미암아 성과조작의 여지를 허용하고 있음도 사실이다. 이에 따라 발생조정의 과정에는 인식과 대응의 합리화라는 순 기능적 측면과 조정과정에 있어서의 재량의 여지를 활용하여 성과조작에 이용하는 역기능적 측면의 양면성이 개입될 수 있다. 이러한 발생조정의 역기능적 측면이 회계정보의 유용성에 어떠한 영향을 초래하고 있는지를 검토하였다. 재량적 발생조정은 먼저 시계열 및 횡단면 Jones모형을 이용하여 회귀계수를 추정하였다. 이 추정된 회귀계수를 사용하여 비재

량적 발생조정을 계산하였고, 그리하여 재량적 발생조정은 총발생조정에서 비재량적 발생조정을 차감하여 계산되었다. 분석결과에 의하면 재량적 발생조정이 높은 표본집단의 현금흐름 및 발생조정에 대한 반응계수는 재량적 발생조정이 낮은 집단의 그것에 비해 감소하는 현상을 관찰할 수 있었고, 현금흐름변수는 대부분의 분석에 있어서 일관성 있게 주식수익률과 양의 상관관계를 보였다. 발생조정변수의 경우는 현금흐름에 비하여 정보가치가 떨어지나 대체로 주식 수익률과 양의 관련성을 갖는 것으로 나타났다. 최종서는 이 결과로 과도한 재량적 발생조정은 현금흐름이나 발생조정의 정보력을 훼손시키는 경향이 있다고 평가하고 있다.

최관과 백원선(1999)은 유상증자 기업은 유상신주의 발행가액을 높일수록 기존 주주의 부를 증가시킬 수 있기 때문에 기업은 이를 위해 일반투자자들이 기업의 미래전망을 밝게 볼 수 있도록 이익을 상향조정하려는 동기를 가진다. 그러므로 유상증자기업이 이익조정을 하는가에 대해 연구하였다. 이익조정은 재량적 발생액으로 검증하였는데, 재량적 발생액은 단순한 모형뿐만 아니라 수정된 Jones모형과 Rangan(1998)이 사용한 모형을 각각 시계열적으로, 횡단면적으로 적용하여 추정하였다. 실증분석 결과에 의하면, 유상증자기업들은 산업 평균보다도 순이익이 낮은 기업들이었으며 유상증자 1년 전부터 2년 후까지 순이익이 지속적으로 감소하였다. 유상증자기업들의 현금흐름도 산업평균보다 뚜렷하게 작았으며 유상증자를 실시한 연도에 통계적으로 유의하게 하락하였다. 따라서 부진한 경영성과와 특히 불량한 현금흐름 사정으로 인하여 이들 기업들이 유상증자를 실시하게 되지 않았나 하는 추론을 가능하게 하였다. 순이익과 현금흐름의 차이인 발생액은 유동발생액이나 총발생액의 차이 모두 유상증자연도에 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 나타내어 이 시점에서 이익의 상향조정이 있음을 시사하였다.

2.1.2 이익유연화에 관한 연구

Moses(1987)는 이익유연화 현상의 존재와 이익유연화를 행하는 기업들의 특성에 대한 연구를 실시하였다. 이익유연화 정도의 측정은 먼저 회계변경으로 인하여 변화된 보고이익의 변화 분을 빼 실제이익에서 기대이익을 차감한 절대

값을 계산한다. 그리고 보고된 당기순이익에서 기대이익을 차감한 절대치를 구하고 앞에서 계산된 값에서 이 절대치를 차감한 값을 매출액으로 나누어서 측정한다. 분석은 임의적 회계변경을 행한 기업을 대상으로 하고 있으며 분석 결과 212개의 기업 중에서 137개의 기업이 이익유연화를 행하고 있으며 기업의 규모가 클수록, 보너스 계약이 있는 기업일수록, 또한 보고이익과 기대이익의 차이가 클수록 이익유연화가 더 크게 일어나고 있다고 보고하고 있다.

Hunt와 다수(1995)는 이익유연화가 주식가격에 미치는 영향을 분석하였다. 그들은 회계이익이나 현금흐름의 표준편차가 작을수록 주식시장으로부터 우호적인 반응을 받으며, 비재량적인 회계이익의 표준편차 대 현금흐름의 표준편차 비율 및 당기순이익의 표준편차 대 현금흐름의 표준편차비율로 측정된 이익조정 동기가 강할수록 주식시장으로부터의 반응이 우호적이라는 결과를 보고하고 있다.

송인만과 최관(1992)은 1989년부터 1990년에 걸쳐 회계변경을 실시한 150개 기업을 대상으로 이익유연화 현상의 검증을 실시하였고 이들 중에서 45개 기업을 대상으로 주가반응을 검토하였다. 실증분석의 결과 회계변경은 대부분의 기업에서 이익유연화의 도구로 사용되고 있으며 회계변경으로 인한 당기순이익의 증감과 주가반응이 유의적인 정(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다.

송인만과 이용호(1997)는 우리 나라에서도 이익유연화가 보편적인 현상인지, 만일 그렇다면 투자자가 유연화된 이익에서 미래예측에 대한 정보를 도출하여 그들의 의사결정에 유용한 정보로 이용할 수 있는지를 실증적으로 검증하고자 하였다. 연구결과에 의하면 첫째, 재량적 회계발생과 특별이익 및 전기수정손실이 이익유연화의 수단이 되고 있음이 관측되었다. 이익유연화는 주로 한 수단이 이용되고 있으나 경우에 따라서는 둘 이상의 수단이 동시에 이용되기도 하였다. 둘째, 유연화된 이익이 실제이익보다 유연화 직후연도의 보고이익에 접근하고 있어 이익유연화로 예측가치가 제고될 수 있는 것으로 관측되었다. 셋째로 투자자들은 유연화된 이익을 긍정적으로 평가하고 있으며, 이익유연화수단인 재량적 회계발생과 전기손익수정은 모두 주가에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 관측되었다.

2.1.3 Ohlson의 회계모형과 회계정보의 가치관련성에 관한 연구

Easton and Harris(1991)는 가치평가지 이익과 순장부가치 사이의 관계에 대해 실증분석 하였다. 장부가치에 대한 가중치가 높을 때(낮을 때) 이익에 대한 가중치는 낮게(높게) 나타났다. 즉, 기업가치는 음의 상관관계에 있는 이익과 순장부가치의 가중 합이었다. 또한 이익에 대한 가중치는 이익의 지속성이 높을 때 더 높았지만 지속성이 낮고 장부가치가 상대적으로 더 가치관련 적일 때 가중치는 낮게 나타나 모형에 부합하는 결과를 얻었다.

Burgstahler and Dichev(1997)는 장부가치와 회계이익의 상대적 크기가 시장 가치에 미치는 영향을 분석하였다. 가령 A기업과 B기업의 회계이익대 장부가치의 비율을 비교했을 때 A기업이 높다면, A기업의 영업활동의 효율성이 높다고 볼 수 있다. 그러므로 A기업의 회계이익정보의 상대적인 가치관련성이 크고, B기업은 장부가치정보의 상대적인 가치관련성이 더 크게 나타난다고 볼 수 있는데 분석결과는 이러한 예측을 지지하고 있다.

Collins와 다수(1997)는 과거 41년 동안의 장부가치와 회계이익의 가치관련성의 체계적인 변화를 연구하였다. 가치관련성에 대한 분석은 Ohlson모형을 이용하여 실시하였다. 1953년부터 1993까지를 분석대상 기간으로 하여 횡단면 회귀식을 이용하여 연도별 분석을 실시하였다. 또한 집단의 대차대조표정보와 손익계산서정보의 내재가치에 대한 상대적 유용성 차이를 검증하기 위하여 각 집단의 전체 주식가치 설명력을 장부가치에 대한 주식가치 설명력, 회계이익에 대한 주식가치 설명력과 공통적인 주식가치 설명력으로 구분하였다. 이러한 구분 방법은 Theil(1971)에 의해 이론적으로 도출되었고 Easton(1985)에서 사용되었다. 분석결과를 보면 다음과 같다. 첫 번째, 과거 41년 동안 회계이익과 장부가치의 가치관련성 즉 전체 설명력은 미세한 증가를 보여주었다. 둘째, 회계이익의 가치관련성은 전체 설명력과는 다르게 해마다 감소함을 보여주었다. 마지막으로 과거에 회계이익의 가치관련성은 시간이 지날수록 장부가치의 가치관련성으로 이동하고 있음을 보여준다.

신승묘(1996)는 복식회계가 일정시점에서의 기업가치와 일정기간 동안의 기업가치의 변화를 측정하는 가치측정체계이므로 주식의 적정가치를 반영하는 정보를 산출해 낼 것이라는 추론에 근거하여, 회계정보에 의하여 주가를 유의적

으로 설명할 수 있으며 따라서 주가평가에 있어서 회계정보가 유용함을 보이고자 하였다. Ohlson이 제시한 주가평가모형으로부터 출발하여 주가를 유의적으로 설명할 것으로 추정되는 몇 가지의 설명변수를 도출한 후, 이들 설명변수들이 주가를 유의적으로 설명하는지 검정하였고 아울러 이와 관련된 몇 가지 추가적인 분석을 하였다. 이러한 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 현재의 장부가치, 당기의 이익, ROE증가율, 투자증가율은 각각 주가와 유의적인 양의 관계를 보였고 시장베타는 주가와 음의 관계를 보였다. 둘째, 당기 ROE의 크기에 따라 주가평가지 장부가치와 이익에 대한 계수가 기업별로 어떻게 다른지를 알아본 결과, 당기ROE가 매우 큰 기업의 경우는 보통 수준인 기업의 경우보다 이익에 대한 계수는 작고 장부가치에 대한 계수는 컸으며 당기 ROE가 음수인 기업의 경우는 보통 수준인 기업의 경우보다 장부가치와 이익에 대한 계수 모두가 작았다. 그리고 최근의 자산재평가 시기에 따라 주가평가지 장부가치와 이익에 대한 계수가 기업별로 어떻게 다른지 알아본 결과, 최근에 자산재평가를 한 기업의 경우는 그렇지 않은 기업의 경우보다 주가평가지 장부가치에 대한 계수는 더 작고 이익에 대한 계수는 더 크게 나타났다.

2.2 연구가설의 설정

회계학에서 많이 연구되어 왔던 분야 중의 하나인 경영자의 이익조정은 여러 이해관계자(회계이익을 예측하려는 재무분석가, 회계이익을 감사하는 회계감사인, 일반 재무제표이용자 등)에게 관심대상이 된다. 이는 여러 종류의 비용(expenditure)이 보고이익과 직접적 또는 간접적으로 관련되어(예 : 경영자보상, 보통주배당금) 이익의 조정이 결국 현금흐름 및 기업가치에 영향을 줄 수 있기 때문이다.

기업의 경영자는 보고이익이 유연화될 수 있는 방향으로 회계처리방법을 선택하고 있다고 널리 인식되고 있다. 이러한 인식에 근거하여 미국에서는 1960년대부터 회계에서 가장 활발하게 연구된 분야 중의 하나가 이익유연화에 대한 연구이다. 1980년 이후에도 이에 대한 연구는 국내외적으로 널리 수행되고 있다. 이러한 연구의 대부분은 경영자가 주로 다음 두 가지 목적에서 이익유연화를 수행한다고 본다. 첫째로 기업의 가치를 증대시키기 위하여 이익유연화를

수행한다고 보는데, 이는 이익유연화가 보다 높은 배당을 가능하게 해주며 이익변동성을 줄임으로써 기업의 위험이 감소된다고 본다. 둘째로 경영자는 단순히 그들 자신의 효용을 증대시키기 위해서 이익유연화를 수행할 수도 있다. 경영자가 단순히 자신의 효용만을 증대시키기 위해 이익유연화를 수행한다면 정보를 왜곡시킬 수 있다는 측면에서 지탄의 대상이 된다. 한편 이익유연화가 첫째 동기, 즉 기업가치를 증대시키기 위해 수행된다면 이익유연화가 오히려 바람직할 수도 있다.

본 연구에서는 송인만과 이용호(1997)가 보인 바와 같이, 이익조정으로 인하여 미래이익에 대한 경영자의 사적정보 즉 미래이익에 대한 경영자의 기대치가 노출된다면 투자자는 조정된 보고이익에서 의사결정에 보다 유용한 정보를 수집할 수 있다는 논의를 토대로 회계이익의 불변성의 대용변수로 이익유연화 측정치(SM)를 이용하여 이익유연화 측정치(SM)가 0보다 크면 이익유연화 기업집단을 구분하였다. 그리고 이익유연화 측정치(SM)가 0보다 작으면 이익비유연화 기업집단으로 구분하였다. 이러한 집단의 구분에 따라 두 기업집단 사이에 회계정보의 상대적인 가치관련성을 검증하려 한다. 이러한 검증의 결과는 이익유연화라는 기업특성이 투자자들의 의사결정에 영향을 끼칠 것이라고 말할 수 있게 한다. 구체적으로 이익의 불변성을 나타내는 이익유연화 기업집단의 보고이익은 비유연화 기업집단의 보고이익보다 의사결정에 유용한 지표로 투자자에게 인식되어서 상대적으로 추가설명력이 높을 것이고, 반면에 이익의 변동성을 나타내는 비유연화 기업들은 회계이익의 설명력이 낮기 때문에 상대적으로 장부가치에 대한 추가설명력의 경우는 이익유연화 기업집단보다 비유연화기업집단이 높게 나타난다고 예상 가능하다.

따라서 이익유연화 측정치(SM)를 측정하여 이 측정치에 따라 구분된 두 기업 군이 보고한 회계정보를 이용하여 추가설명력의 차이를 비교하는 다음과 같은 연구가설을 설정한다.

연구가설 1 : 유연화 기업의 회계이익정보의 증분 주가 설명력은 비유연화기업의 회계이익정보의 증분 주가설명력보다 높다.

연구가설 2 : 유연화 기업의 장부가치정보의 증분 주가 설명력은 비유연화기업의 장부가치정보의 증분 주가설명력보다 낮다.



Ⅲ. 실증연구의 설계

3.1 이익조정 의 측정치 - 재량적 발생액

본 연구는 이익유연화 정도를 측정하는데 이익조정 의 측정치로서 재량적 발생액을 사용한다. 이익조정은 당기순이익이나 현금흐름의 기간추세분석, 유형자산처분손익, 전기손익수정손익, 또는 회계처리방법의 변경 등으로 측정이 가능하지만, 최근에 재량적 발생액으로 이익조정을 측정하는 여러 가지 방법들이 개발되었고, 또한 이 방법들이 이익조정을 검증하는데 효과적임도 증명되었다(Dechow와 다수,1995).

본 연구에서 재량적 발생액은 총발생액에서 비재량적 발생액을 차감하여 계산한다.

$$\text{재량적 발생액(DACC)} = \text{총발생액(TACC)} - \text{비재량적 발생액(NACC)}$$

기존연구에서는 비재량적 발생액을 추정하기 위하여 여러 가지 모형이 사용되었다. Healy(1985)는 이익조정이 행하여지지 않았으리라고 생각되는 일정기간 동안의 총발생액의 평균값을 재량적 발생액의 측정치로 사용하였다. 이 방법은 비재량적 발생액이 매기간 일정하다는 가정에 기초하고 있으며 만일 비재량적 발생액이 기간별로 변화한다면 비재량적 발생액에 대한 측정오차가 발생하게 된다. DeAngelo(1986)는 이익조정 검증대상연도의 직전연도의 총발생액으로 비재량적 발생액을 추정하였다. McNichols와 Wilson(1988)은 대손충당금의 기초잔액과 당기제각액 및 미래 기대되는 제각액을 이용하여 비재량적 대손충당금설정액을 추정하여 이익조정을 검증하였으나, 이 모형은 비재량적 발생액을 계산하는 모형이라기보다는 대손상각비라는 단일 비용항목으로 이익조정을

검증하는 모형이었다. Dechow와 Sloan(1991)은 동일 산업에 속한 타기업들의 총발생액의 중위수를 비재량적 발생액이 추정치로 사용하였다. 그러나 이 방법은 비재량적 발생액에 영향을 주는 요인이 산업 전체에 관련된 것이 아니고 기업의 개별적 특성인 경우 이를 반영하지 못하는 문제점을 가지고 있다.

Jones(1991)는 매출액의 변화와 유형자산을 이용하여 비재량적 발생액을 추정하는 방법을 개발하였다. 이 방법은 비재량적 발생액이 매기간 일정하다는 가정을 하지 않으면서 개별 기업의 경제적 여건변화를 고려할 수 있는 장점이 있다. 그러나 이 방법은 매출액과 유형자산과 관련된 이익조정 가능성을 배제하고 있는 한계점을 가지고 있다. 이에 Dechow와 다수(1995)는 Jones가 개발한 모형에서 매출액이 이익조정 수단으로 사용되지 않는다는 한계점을 개선하여 수정된 Jones모형을 개발하였다.

또한 그들은 Healy(1985), DeAngelo(1986), Jones(1991)의 연구에서 사용한 비재량적 발생액 추정방법과 수정된 Jones모형을 서로 비교하였는데, 연구결과에 의하면 모든 모형들이 기업의 이익조정을 발견하는데 유용하지만 이중에서 수정된 Jones모형이 가장 효과적인 방법임을 보였다. Jones(1991)이 사용한 모형은 매출액과 유형자산이 이익조정 수단으로 이용되지 않는다고 하여 비재량적 발생액의 추정에 설명변수로서 매출액과 유형자산을 이용하였다. 그러나 Dechow와 다수(1995)는 매출액에서 이익조정 수단으로서 가능성이 있는 매출채권을 차감하여 비재량적 발생액을 추정하는 회귀식을 이용하였다. 이를 수정된 Jones모형이라 한다.

본 연구는 이익유연화 정도를 측정하기 위하여 수정된 Jones모형에 따라서 재량적 발생액을 추정한다. 먼저 총발생액(TACC)은 다음과 같이 추정한다.

$$TACC_{it} = \beta_0 / ASSET_{it-1} + \beta_1 (\Delta SALES_{it} - \Delta AR_{it}) / ASSET_{it-1} + \beta_2 PPE_{it} / ASSET_{it-1} + u_{it} \quad \text{----- (1)}$$

여기서, $TACC_{it}$: i 기업의 t 년도 총 발생액(기초총자산으로 나눈 금액)

$ASSET_{it-1}$: i 기업의 t 년도 기초 총자산

- $\Delta SALES_{it}$: i 기업의 t 년도 매출액에서 $t-1$ 년도 매출액을 차감한 금액
- ΔAR_{it} : i 기업의 t 년도 매출채권에서 $t-1$ 년도 매출채권을 차감한 금액
- PPE_{it} : i 기업의 t 년도 기말유형자산
- u_{it} : 잔여오차항

위의 식에서부터 추정된 회귀계수를 이용하여 다음과 같이 비재량적 발생액을 구한다.

$$NACC_{it} = \beta_0 / ASSET_{it-1} + \beta_1 (\Delta SALES_{it} - \Delta AR_{it}) / ASSET_{it-1} + \beta_2 PPE_{it} / ASSET_{it-1} \quad \text{----- (2)}$$

이렇게 하여 구해진 총발생액에서 비재량적 발생액을 차감하여 이익조정 측정치로 이용하는 재량적 발생액을 계산한다.

$$DACC_{it} = TACC_{it} - NACC_{it} \quad \text{----- (3)}$$

본 연구에서는 식(1)의 β_0 , β_1 , β_2 의 추정을 위하여 횡단면적 정규회귀분석을 상장기업을 대상으로 산업별로 실시하여 재량적 발생액(DACC)을 추정하였다.

윤순석(1998)은 수정된 Jones모형을 사용하려면 충분한 시계열 자료가 있어야 하고, 모형추정기간 중 구조변경이 없다는 가정이 크게 위배되지 않아야 하고, 모형의 적합성이 입증되어야 한다는 한계점 때문에 총발생액을 이용하여 이익관리 여부를 검증하였다. 그러나 본 연구에서는 이러한 한계점을 지니고 있지만 총발생액은 재량적 발생액과 비재량적 발생액으로 구성되어서 이익조정

의 크기를 나타내는 수치는 재량적 발생액이기 때문에 본 연구에서는 수정된 Jones모형을 사용하였다.

3.2 이익유연화 측정치와 기업구분

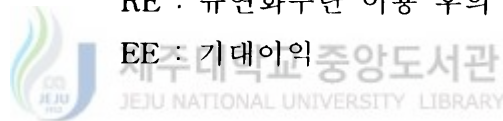
이익유연화의 검증을 위한 측정치(SM)는 Moses(1987)에서 이용되었던 방법을 변형시켜 송인만과 이용호(1997)에서 이용되었던 방법으로 다음과 같이 정의하였다.

$$SM = |PE - EE| - |RE - EE|$$

여기에서, PE : 유연화수단 이용 전의 실제이익

RE : 유연화수단 이용 후의 보고이익

EE : 기대이익



이익유연화 측정치(SM)가 양수이면 유연화 기업으로, 음수이면 비유연화 기업으로 정의하였다. 유연화 수단을 이용하기 전의 실제이익(PE)은 손익계산서상 당기순이익에 수정된 Jones모형을 이용하여 추정된 재량적 발생액을 가산하여 측정하고, 보고이익(RE)은 손익계산서상에 보고된 당기순이익으로 측정하였다. 기대이익(EE)은 통상 램덤워크모형을 이용하여 전기 보고순이익으로 정의하는데, 본 연구는 송인만과 이용호(1997)에서 사용했던 것과 같이 이를 약간 변형시켜 전기 보고순이익이 전전기보다 작은 경우에는 전전기 보고순이익을 기대이익으로 하였고, 전기에 손실을 보고한 경우에는 기대이익을 0으로 정의하였다.²⁾ 즉,

$$PE = \text{보고된 당기순이익} + \text{재량적 발생액}$$

2)송인만과 이용호(1997)가 전기 보고이익보다 전전기 보고이익이 큰 경우에는 전전기 보고이익을, 전기에 손실을 보고한 경우에는 0을 기대이익으로 정한 이유는 상법상 경영자의 책임기간이 3년이라는 점을 감안하면 전기보다 전전기에 실현했던 이익수준이 높을 경우에는 경영자가 전전기 이익수준을 기대수준으로, 손실이 발생하였으면 일단 벗어나기 위하여 0을 기대수준으로 하는 것이 타당할 것으로 판단되었기 때문이다.

EE = 기대이익 (전전기 당기순이익이 전기 당기순이익보다 크면 전전기 당기순이익으로, 전전기 당기순이익이 전기 당기순이익보다 작으면 전기당기순이익으로 하고, 또한 전기에 손실을 보고한 경우에는 0으로 한다.)

RE = 보고된 당기순이익

이렇게 계산된 이익유연화 측정치(SM)에 따라 기업을 유연화 기업과 비유연화 기업으로 구분한다.

① 유연화기업 : 이익유연화 측정치(SM) > 0

② 비유연화기업 : 이익유연화 측정치(SM) < 0

3.3 Ohlson의 회계모형

Ohlson(1995)의 연구는 회계정보를 바탕으로 한 기업의 가치평가모형을 새롭게 개발하였는데, Ohlson모형에 따르면 기업의 가치는 장부가치, 회계이익 및 기타 정보의 함수로서 표시되며 이 모형의 핵심은 불편적 회계(unbiased accounting)하에서는 그리 길지 않은 미래기간의 초과이익이 0으로 수렴함에 따라 그다지 길지 않은 미래기간의 초과이익에 대한 예측에 의하여 현재의 주가를 근사적으로 평가할 수 있다는 것이다.

이 모형의 유일한 가정은 이러한 예측이 clean surplus relation과 일치한다는 것인데, clean surplus relation이란 기업의 순자산 장부가액의 변동이 당기순이익과 배당금에 의해서만 설명된다는 개념이다. 이는 재무회계의 기본이 되는 관계로 특히 포괄주의 이익의 개념과 일치하는 관계이다.

Ohlson(1995)은 다음의 식(4)과 같은 주식평가모형을 제시하였다.

$$P_t = BV_t + \sum_{\tau=0}^{\infty} (1+r)^{-\tau} E_t[EX_{t+\tau}] \quad \text{----- (4)}$$

- 여기서, P_t : t시점에서의 주식의 시장가치
 BV_t : t시점에서의 자기자본의 장부가치
 r : 할인율
 $EX_{t+\tau}$: t+ τ 시점에서의 비 기대이익

3.4 분석방법

본 연구에서는 수정된 횡단면 Jones 모형으로 재량적 발생액(DACC)을 먼저 추정한다. 이렇게 추정된 재량적 발생액(DACC)사용하여 이익유연화 측정치(SM)를 계산하고 이 이익유연화 측정치(SM)에 따라 이익유연화 기업과 비유연화 기업을 분류한다. 최종적으로 분류된 이익유연화 기업과 비유연화기업 사이에 대차대조표정보와 손익계산서정보의 상호보완적인 가치관련성(value relevance)의 검증을 실시한다. 검증모형은 장부가치와 회계이익을 설명변수로 하는 이론적인 주가평가 모형인 Ohlson모형을 단순화하여 이용하였다. Ohlson의 단순모형은 설명변수로 주당 순자산 장부가치와 주당 순이익을 이용하고, 종속변수를 각 기업의 주식가치로 사용하였다.

회귀분석에 사용되는 변수들을 정의하면 아래와 같다.

- ① 주식수(SHARE) : 보통주 자본금/5000
- ② 주당장부가치(BV) : 총자본/주식수
- ③ 주당순이익(E) : 당기순이익/주식수

가설검증을 위한 모형은 아래의 회귀식을 이용하였다. 기업의 주식가치는 회계이익과 장부가치로 설명된다는 회귀모형을 단순화시킨 모형 즉 회계이익은 당해 연도의 주당순이익을 사용하고 장부가치에는 당해 연도 주당 순자산 장부가치를 사용하여 기업의 내재가치 설명력을 Adj. R^2 로 측정한다.

$$P_{it} = a_0 + a_1 E_{it} + a_2 BV_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{-----} \quad (i)$$

- a_j : 회귀계수
- P_{it} : i 기업의 t 시점에서의 가격
- BV_{it} : i 기업의 t 시점에서의 주당 순자산 장부가치
- E_{it} : i 기업의 t 시점에서의 주당순이익
- ε_{it} : 오차항

Collins외(1997)는 집단의 대차대조표정보와 손익계산서정보의 내재가치에 대한 상대적 유용성 차이를 검증하기 위하여 각 집단의 전체 주식가치 설명력을 다음과 같은 세가지 설명력으로 구분하였다.

- ① 대차대조표정보인 장부가치에 대한 주식가치 설명력
- ② 손익계산서정보인 회계이익에 대한 주식가치 설명력
- ③ 대차대조표정보와 손익계산서정보의 공통적인 주식가치 설명력

이러한 구분방법은 Theil(1971)에 의해 이론적으로 도출되었고 Easton(1985)에서 사용되었다.

$$P_{it} = b_0 + b_1 E_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{-----} \quad (\text{ii})$$

$$P_{it} = c_0 + c_1 BV_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{-----} \quad (\text{iii})$$

식 (i) ~ (iii)의 결정계수는 각각 R_T^2 , R_E^2 , R_{BV}^2 으로 표시한다. 그래서 $R_T^2 - R_E^2 = R_{BV}^2$ 는 장부가치에 대한 증분 추가설명력(incrBV)을 나타내며 $R_T^2 - R_{BV}^2 = R_E^2$ 는 회계이익에 대한 증분 추가설명력(incrEARN)을 의미한다. 나머지 $R_T^2 - R_E^2 - R_{BV}^2 = R_c^2$ 는 회계이익과 장부가치 둘 다 공통으로 설명되는 부분(COMMON)을 나타낸다.

3.6 표본의 선정

본 연구에 필요한 회계자료와 주가자료는 1999년도 한국신용평가주식회사의 데이터베이스프로그램인 KIS-FAS에서 수집하였다. 본 연구에서 사용된 표본은 1999년 말 현재 상장되어 있는 기업 중에서 다음의 각 요건을 만족시키는 기업으로 선정하였다.

- ① 1986년부터 1995년까지 본 연구의 각 변수 측정에 필요한 회계자료 및 주가자료가 있는 기업
- ② 회계결산월이 1999년 말 현재 12월인 기업
- ③ 산업코드가 6500이상인 기업³⁾ 즉 금융/보험 및 서비스산업은 제외된다.

요건 ②는 각 연도의 회계자료와 주가자료의 측정기간을 기업간에 일치시켜 비교 가능하게 하기 위함이다. 요건 ③이 표본 선정기준에 부과된 이유는 은행, 증권, 보험 등의 금융기관의 경우에는 회계처리에 대한 해당 감독관청에서 제정한 별도의 회계처리규정을 따르고 있으며 결산시에도 별도의 규제를 받는 등 일반제조기업과 상이한 환경에 있기 때문에 표본에 선정된 기업들의 자료와 비교가능성이 낮기 때문에 부과하였다.

연구대상 기간은 이익유연화 측정치(SM)를 측정하기 위해 필요한 기간(1986년부터 1987년까지)을 제외한, 1988년부터 1995년까지를 연구대상 기간으로 하였다.

이익유연화 정도에 따른 회계정보의 상대적인 주가설명력 차이를 검증하기 위해서 위에서 제시한 요건에 충족되는 1396개 기업-년(SM > 0인 기업-년 1191개, SM < 0인 기업-년 205개)이 최종표본으로 선정되었다.

수정된 횡단면 Jonse모형을 이용하여 재량적 회계발생액(DACC)을 보다 정확하게 추정하기 위하여 표본기업을 산업별로 회귀분석을 실시하였다.

<표1>은 표본기업들의 산업별 분포를 제시하고 있다. 표본기업의 산업별 분

3) 한국신용평가(주) 재무자료의 산업코드는 한국표준산업분류 기준(통계청 제정, 6차개정, 1992년 1월 1일 시행)을 따르고 있다.

포를 살펴보면 화학·석유·석탄·고무 산업에 속한 기업들이 75개(26.13%)로서 가장 많고, 그 다음은 섬유·의복·가죽 산업에 속한 기업들이 37개(12.89%)이며, 종이 및 종이제품과 비금속광물 산업에 속한 기업들이 적게 분포되어 있다. 전체적으로 보면 특정 산업에 편중됨이 없이 비교적 골고루 분포되어 있다고 할 수 있다.

<표1> 표본기업의 산업별 분포

산업	기업수	%
음·식료품	27	9.41
섬유·의복·가죽	37	12.89
종이 및 종이제품	15	5.23
화학·석유·석탄·고무	75	26.13
비금속광물	21	7.32
1차금속	26	9.06
조립금속·기계장비	27	9.41
종합건설업	36	12.54
도매업	23	8.01
계	287	100

IV. 실증분석 결과

4.1 기술통계

4.1.1 재량적 발생액(DACC)추정치에 대한 기술통계

1999년도 한국신용평가주식회사의 데이터베이스프로그램인 KIS-FAS 에 분석자료가 있는 기업 중에서 결산월이 1999년도 현재 12월인 제조기업의 회계자료 중에서 재량적 회계발생액(DACC) 추정에 필요한 변수들의 기술통계가 이절에 제시되어 있다. 분석대상 기간은 1988년에서 1995년까지로 한정하였다.

회귀분석을 실시함에 있어 각 변수분포의 양쪽 끝에 있는 값들은 과도하기 때문에 잔차의 표준편차 ± 2 값에서 극단치 처리를 하였다.

재량적 회계발생액(DACC)을 추정을 위해 필요한 변수인 $TACC/ASSET_{t-1}$, $1/ASSET_{t-1}$, $(\Delta SALES - \Delta AR)/ASSET_{t-1}$ 및 $PPE/ASSET_{t-1}$ 에 대한 기술적 통계는 <표2>와 같다.

또한 <표2>에는 추정된 $NACC/ASSET_{t-1}$, $DACC/ASSET_{t-1}$ 도 나타내고 있다. 이익조정 수단인 재량적 발생액(DACC)의 평균치와 중위수는 각각 기초총자산의 1.6%와 1.2%인 것으로 나타났다. 한편 표준편차를 보면 총 발생액의 설명변수 중에서 $(\Delta SALES - \Delta AR)/ASSET_{t-1}$ 변수가 변동성이 가장 높은 것으로 나타내고 있다.

<표2> 변수의 기술 통계치

변수	관측수	평균	표준편차	25%	50%	75%
$TACC/ASSET_{t-1}$	1396	0.016	0.094	-0.033	0.012	0.064
$1/ASSET_{t-1}$	1396	2.0E-08	2.4E-08	3.7E-09	1.2E-08	2.7E-08
$(\Delta SALES - \Delta AR)/ASSET_{t-1}$	1396	0.145	0.642	0.008	0.077	0.177
$PPE/ASSET_{t-1}$	1396	0.393	0.222	0.236	0.361	0.523
$NACC/ASSET_{t-1}$	1396	1.8E-10	1.8E-09	-6.1E-11	4.5E-12	1.8E-10
$DACC/ASSET_{t-1}$	1396	0.016	0.094	-0.033	0.012	0.064

<표3>에서는 재량적 발생액(DACC)의 추정변수들에 대한 상관관계를 나타내고 있는데 그 수치를 살펴보면 총 발생액인 $TACC/ASSET_{t-1}$ 는 $1/ASSET_{t-1}$ 변수와는 양(+)의 상관관계를 나타내고 있으며 나머지 설명변수인 $(\Delta SALES - \Delta AR)/ASSET_{t-1}$ 및 $PPE/ASSET_{t-1}$ 변수와는 음(-)의 상관관계를 나타내고 있다.

설명변수인 $1/ASSET_{t-1}$, $(\Delta SALES - \Delta AR)/ASSET_{t-1}$, $PPE/ASSET_{t-1}$ 의 상관관계는 $1/ASSET_{t-1}$ 과 $PPE/ASSET_{t-1}$ 만이 양(+)의 상관관계를 나타내고 나머지는 모두 음(-)의 상관관계를 나타내고 있다.

유의수준은 $TACC/ASSET_{t-1}$ 와 $(\Delta SALES - \Delta AR)/ASSET_{t-1}$ 가 유의하지 않았고 나머지는 모두 유의하였다.

<표3> 추정 변수간의 상관관계

	$TACC/ASSET_{t-1}$	$1/ASSET_{t-1}$	$(\Delta SALES - \Delta AR)/ASSET_{t-1}$
$1/ASSET_{t-1}$	0.111 **		
$(\Delta SALES - \Delta AR)/ASSET_{t-1}$	-0.052	-0.061 *	
$PPE/ASSET_{t-1}$	-0.293 **	0.099 **	-0.132 **

*는5%, **는1% 유의수준임

<표4>에는 재량적 발생액(DACC) 추정을 위해 산업별 회귀분석을 실시한 결과치가 보고되어 있다.

$1/ASSET_{t-1}$ 변수의 회귀계수는 조립금속·기계장비산업과 도매업을 제외하고는 모든 산업에서 양(+)의 값을 나타내고 있으며 이 조립금속·기계장비산업과 도매업의 회귀계수들의 t 통계치는 0.017과 -0.011로 유의 적이지 않았다. 나머지 변수인 $(\Delta SALES - \Delta AR)/ASSET_{t-1}$ 과 $PPE/ASSET_{t-1}$ 변수도 산업별로 모두 일치하지 않았지만 $(\Delta SALES - \Delta AR)/ASSET_{t-1}$ 변수의 회귀계수는 음(-)의 값을 갖는 경우가 많았다. 또한 $PPE/ASSET_{t-1}$ 변수도 비슷한 결과를 보여주며 회귀계수는 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 대부분 <표3>에서 제시한 상관관계 분석과 일치한다고 말할 수 있다. 또한 결정계수인 R^2 를 살펴보면 음·식료품에서 0.309로 가장 높게 나타나고 있으며 화학·석유·석탄·고무 산업에 속한 기업들이 0.093으로 보고되어 있다. 대부분의 산업에서 20%내외의 설명력을 보여 주고 있다. 그러나 t 통계치를 살펴보면 대부분이 유의 적이지 못하다.4)

4) 이익조정에 관한 연구에서 수정된 횡단면 Jonse모형을 사용하는 연구들은 일관되게 통계적으로 유의하지 않음을 보여주고 있다.

<표4> 산업별 수정 Jones 모형의 추정 결과

모 형 :
$$TACC_{it} = \beta_0 / ASSET_{i,t-1} + \beta_1 (\Delta SALES_{it} - \Delta AR_{it}) / ASSET_{i,t-1} + \beta_2 PPE_{it} / ASSET_{i,t-1} + u_{it}$$

산업	$\beta_0(t-값)$	$\beta_1(t-값)$	$\beta_2(t-값)$	R^2
음·식료품	376916 (0.373)	0.019 (0.134)	-0.083 (-1.84)	0.309
섬유·의복·가죽	327667 (0.842)	0.058 (0.858)	-0.004 (-0.159)	0.169
종이 및 종이제품	34473 (0.219)	0.143 (0.609)	-0.029 (-0.771)	0.228
화학·석유·석탄·고무	743618 (2.2015)	-0.017 (-0.367)	-0.024 (-1.035)	0.093
비금속광물	829403 (0.947)	-0.001 (-0.019)	-0.059 (-1.416)	0.279
1차금속	627226 (0.989)	0.04 (0.624)	-0.042 (-1.075)	0.210
조립금속·기계장비	-1089 (0.017)	-0.061 (-0.870)	0.026 (0.779)	0.179
종합건설업	4959048 (1.670)	-0.024 (-0.342)	0.031 (0.091)	0.268
도매업	-1649537 (-0.011)	-0.015 (-0.128)	0.090 (-0.298)	0.292

변수의정의: $TACC_{it}$: 기업의 t년도 총 발생액(기초총자산으로 나눈 금액)

$ASSET_{i,t-1}$: i기업의 t년도 기초 총자산

$\Delta SALES_{it}$: i기업의 t년도 매출액에서 t-1년도 매출액을 차감한 금액

ΔAR_{it} : i기업의 t년도 매출채권에서 t-1년도 매출채권을 차감한 금액

PPE_{it} : i기업의 t년도 기말유형자산

u_{it} : 잔여오차항

윤순석(1998)은 수정된 Jones모형을 사용하려면 충분한 시계열 자료가 있어야 하고, 모형추정기간 중 구조변경이 없다는 가정이 크게 위배되지 않아야 하

고, 모형의 적합성이 입증되어야 한다는 한계점 때문에 윤순석의 연구에서는 수정된 Jones모형을 사용하지 않고 당기순이익에서 영협활동으로 인한 현금흐름을 차감하여 총발생액을 계산하였다. 이렇게 계산된 총발생액을 이용하여 이익관리 여부를 검증하였다. 그러나 본 연구에서는 이러한 한계점을 지니고 있지만 총발생액은 재량적 발생액과 비재량적 발생액으로 구성되어서 이익조정 의 크기를 나타내는 수치는 재량적 발생액이기 때문에 본 연구에서는 수정된 Jones모형을 사용하였다.

4.1.2 회계모형의 변수에 대한 기술통계

회계학 연구의 새로운 방향을 제시한 Ohlson(1995) 및 Feltham과 Ohlson(1995)의 연구는 회계정보와 기업가치의 관계를 이론적으로 고찰하여 새로운 모형을 제시한 연구이다. 이 모형은 실제 기업이 산출해 내는 회계이익과 장부가치를 추가설명 변수로 한 것이기 때문에 이에 의할 때 추가평가와 관련하여 회계정보의 유용성(information content)을 직접 평가할 수 있는 이론적 근거를 얻을 수 있다.

Ohlson의 회계모형을 이용하여 회귀분석을 실시하기에 앞서 사용된 변수인 주가(P), 주당 순자산 장부가치(BV), 주당 순이익(E), 기업의 분류변수인 이익유연화 측정치(SM)와 재량적 발생액(DACC)에 대한 기술적 통계치를 <표5>에 보고하고 있다.

<표5>에는 전체표본과 구분변수인 이익유연화 측정치(SM)에 따른 표본의 기술 통계치를 각각 제시하고 있는데 $SM > 0$ 인 이익유연화 기업들과 $SM < 0$ 인 비유연화 기업들의 회계모형변수들의 분포는 전체표본의 분포와 유사하게 퍼져있다고 할 수 있는데 이는 구분변수에 의한 분류에 치우침이 없다고 할 수 있겠다. 전체표본, 이익유연화 기업과 비유연화기업화 측정치(SM)의 평균치는 각각 12008683, 14535475과 -2671360를 나타내고 있다. 이익유연화 기업과 비유연화 기업의 재량적 회계발생액(DACC)을 살펴보면 평균치가 이익유연화 기업의 경우에는 2472164이고 비유연화 기업의 경우는 1503053이다. 이익유연화 기업의 경우가 재량적 발생액(DACC)이 더 크게 나타나고 있는데 이것은 이익유연화 정도에 따른 기업분류가 잘 이루어 졌다는 것을 간접적으로 시사한다 할

수 있다.

<표5> 회계모형의 변수와 구분변수의 기술 통계치

(단위: P. BV. E=1,000, SM. DACC=1,000,000)

기업구분	관측수	변수	평균	표준편차	25%	50%	75%
전체	1396	P	17.8	6.0	13.2	17.0	21.5
		BV	15.4	6.3	10.9	13.7	18.3
		E	0.9	0.8	0.4	0.7	1.4
		SM	12009	32528	598	2968	11121
		DACC	2330	35740	-2930	730	5348
SM > 0	1191	P	17.9	6.0	13.2	17.0	21.7
		BV	15.4	6.2	10.9	13.7	18.3
		E	0.9	0.8	0.4	0.7	1.4
		SM	14535	34427	1420	4304	13872
		DACC	2472	38505	-3820	828	6360
SM < 0	205	P	17.6	5.4	13.6	16.9	20.9
		BV	15.5	6.5	10.9	13.5	18.3
		E	1.0	0.8	0.4	0.8	1.5
		SM	-2671	8246	-2146	-649	-255
		DACC	1503	9226	-362	491	2145

<표6> 회계모형변수와 구분변수간 상관관계

기업구분		P	BV	E
전체	BV	0.415 **		
	E	0.386 **	0.302 **	
	SM	0.016	0.028	-0.059 *
SM > 0	BV	0.413 **		
	E	0.392 **	0.334 **	
	SM	0.015	0.340	-0.067 *
SM < 0	BV	0.434 **		
	E	0.365 **	0.142 *	
	SM	-0.400	-0.026	0.081

*는5%, **는1% 유의수준임

<표6>에는 회계모형변수와 구분변수의 상관관계가 보고되어 있다. 먼저 전체표본을 살펴보면 주가(P)와 독립변수인 주당 순자산 장부가치(BV), 주당순이익(P)과는 양(+)의 상관관계를 이루며 통계적으로도 유의하게 나타내고 있다. 구분변수인 이익유연화 측정치(SM)와 회계모형의 변수와의 상관관계는 주가와 주당 순자산 장부가치는 양(+)의 상관관계를 보이고 있고 주당 순이익과는 음

(-)의 상관관계를 나타내고 있다. 한편 통계적 유의성을 보면 주당 순자산 장부 가치와 주당 순이익과는 유의성을 나타내고 있다. 또한 구분변수인 이익유연화 측정치(SM)에 따라 살펴본 상관관계는 이익유연화 측정치(SM)가 0보다 작은 비유연화 기업들은 전체표본과 달리 구분변수인 이익유연화 측정치(SM)와 회계모형의 변수와의 상관관계에서 모두 반대의 상관관계를 보이고 통계적 유의성도 없었다. 유연화 기업들의 경우에는 전체표본과 동일한 상관관계를 나타내고 있고, 통계적 유의성도 구분변수와 주당 순자산 장부가치에서 유의하지 못했고 나머지는 전체표본과 동일하게 보고되어 있다.

특히 이익유연화 기업에서는 구분변수와 주당순이익과는 통계적 유의성을 나타내고 있지만 비유연화 기업에서는 그렇지 않다. 이 결과는 연구가설 1에서 제시한 이익유연화 기업이 비유연화 기업보다 상대적으로 회계이익의 추가설명력이 높다는 가설을 지지하지 않는가 생각한다.

4.2 연구가설의 검증



4.2.1 유연화 기업과 비유연화 기업간 추가설명력 비교

이익유연화라는 기업특성에 따라 기업을 분류하고 분류된 기업이 보고하는 회계정보 즉 대차대조표정보인 주당 순자산 장부가치와 손익계산서정보인 주당 순이익 사이에 상대적인 가치관련성을 Ohlson모형을 단순화한 회계모형을 이용하여 검증하려 한다.

이익유연화 기업들은 비유연화 기업들보다 보고이익의 변동이 작기 때문에 손익계산서정보의 추가설명력이 상대적으로 클 것이고 대차대조표정보인 경우에는 반대로 비유연화 기업들이 이익유연화 기업들보다 상대적으로 추가설명력이 크게 나타날 것이라고 예상할 수 있을 것이다.

분석은 1988년부터 1995년까지를 연구대상기간으로 선정하여 회귀분석에 필요한 재무자료가 있는 1999년말 현재 12월 결산기업중 제조기업을 대상으로 표본을 선정하고 연도별, 기업특성별로 상대적인 가치관련성을 검증하는 회귀분석을 실시하였다.

<표7> 유연화 기업과 비유연화 기업간 추가설명력 비교

		N	a_1	a_2	(A) R^2	b_1	(B) R^2	c_1	(C) R^2	(A-C) incr EARN	(A-B) incr BV
88	SM>0	98	2.747 **	0.155 **	0.444	3.227 **	0.404	0.302 **	0.200	0.244	0.040
	SM<0	18	1.115	0.471 **	0.301	0.647	-0.038	0.435	0.275	0.026	0.339
89	SM>0	138	1.603 **	0.390 **	0.489	2.918 **	0.261	0.480 **	0.427	0.062	0.228
	SM<0	25	1.290	0.459 **	0.261	2.236 **	0.114	0.544 **	0.248	0.013	0.147
90	SM>0	124	2.384 **	0.217 **	0.670	3.239 **	0.602	0.444 **	0.466	0.204	0.068
	SM<0	29	1.546 **	0.360 **	0.555	2.552 **	0.325	0.463 **	0.464	0.091	0.230
91	SM>0	103	2.926 **	0.144 **	0.571	3.229 **	0.508	0.231 **	0.177	0.394	0.063
	SM<0	24	0.384	0.405 **	0.447	1.312 **	0.022	0.417 **	0.467	-0.020	0.425
92	SM>0	118	3.338 **	0.311 **	0.888	4.569 **	0.673	0.468 **	0.593	0.295	0.215
	SM<0	29	0.933 **	0.323 **	0.640	1.529	0.139	0.348	0.591	0.049	0.501
93	SM>0	127	3.650 **	0.340 **	0.647	4.591 **	0.475	0.447 **	0.377	0.270	0.172
	SM<0	24	1.864 **	0.663 **	0.863	3.533 **	0.291	0.749 **	0.787	0.076	0.572
94	SM>0	90	3.946 **	0.345 **	0.722	5.084 **	0.497	0.465 **	0.450	0.272	0.225
	SM<0	19	0.566	0.374 **	0.070	1.226	-0.035	0.387 **	0.120	-0.050	0.105
95	SM>0	117	3.085 **	0.589 **	0.797	6.002 **	0.472	0.750 **	0.704	0.093	0.325
	SM<0	20	1.253	0.464 **	0.488	0.810	-0.028	0.444 **	0.452	0.036	0.516

	N	a_1	a_2	(A) R^2	b_1	(B) R^2	c_1	(C) R^2	(A-C) incr EARN	(A-B) incr BV	
88 -95	전체	1396	2.575 **	0.353 **	0.566	3.571 **	0.371	0.471 **	0.398	0.168	0.195
	SM>0	1191	2.966 **	0.329 **	0.540	3.948 **	0.388	0.465 **	0.351	0.189	0.152
	SM<0	205	1.775 **	0.376 **	0.550	2.435 **	0.251	0.436 **	0.424	0.126	0.299

*는5%, **는1% 유의수준임

모형: $P_{it} = a_0 + a_1 E_{it} + a_2 BV_{it} + \varepsilon_{it}$ --(A)

$P_{it} = b_0 + b_1 E_{it} + \varepsilon_{it}$ --(B)

$P_{it} = c_0 + c_1 BV_{it} + \varepsilon_{it}$ --(C)

변수정의: a_j : 회귀계수

P_{it} : i 기업의 t 시점에서의 가격

BV_{it} : i 기업의 t 시점에서의 주당 순자산 장부가치

E_{it} : i 기업의 t 시점에서의 주당순이익

ε_{it} : 오차항

주가설명력 차이 비교를 위한 회귀분석을 실시함에 있어 각 변수분포의 양쪽 끝에 있는 값들은 과도하기 때문에 잔차의 표준편차 ± 2 값에서 극단치 처리를 하였다.

<표7>은 이에 대한 검증을 이익유연화 측정치(SM)가 0보다 큰 기업들과 0

보다 작은 기업들로 구분하고 구분된 기업들이 보고하는 회계정보를 사용하여 Ohlson의 단순회계모형으로 회귀분석을 실시한 결과이다.

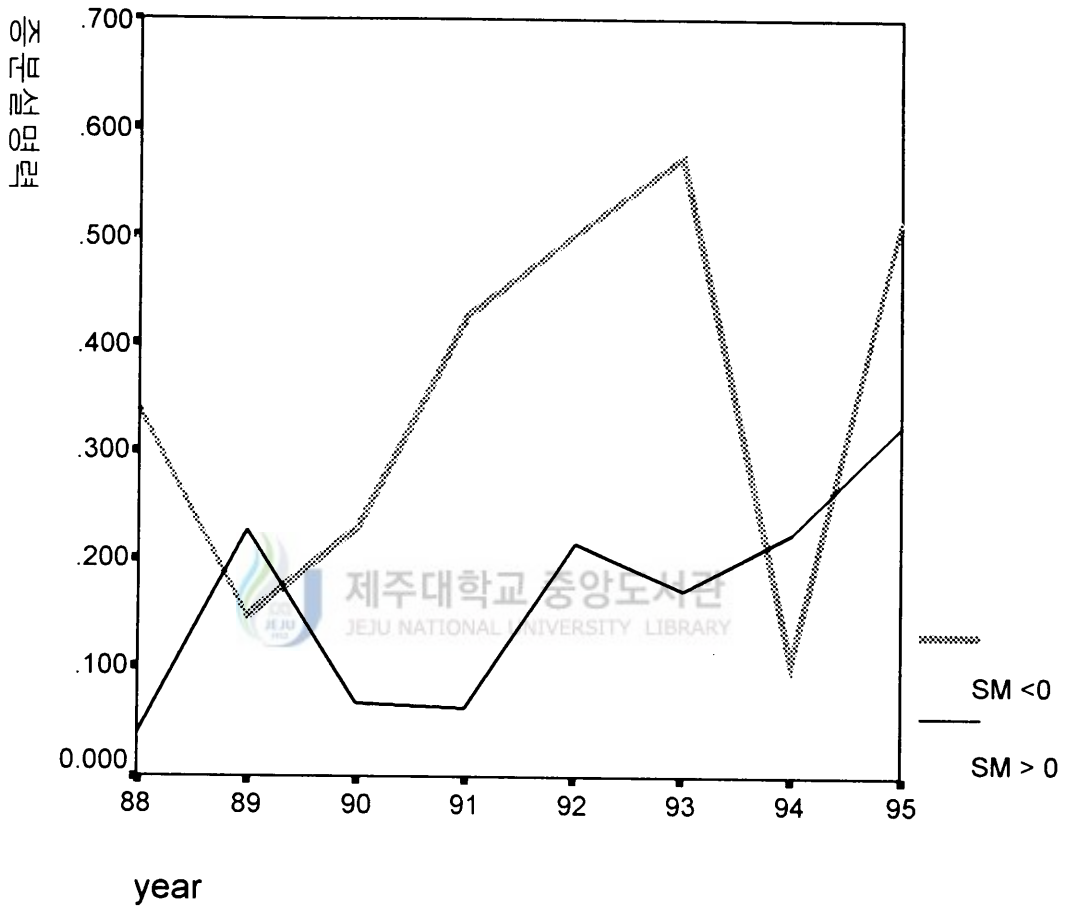
검증의 시작연도인 1988년도는 $SM > 0$ 인 기업들의 증분 회계이익의 설명력(incr EARN)은 0.244로 $SM < 0$ 인 기업들의 0.026보다 크다. 증분 장부가치의 설명력(incr BV)을 살펴보면 $SM > 0$ 인 기업들은 0.04이고 $SM < 0$ 인 기업들은 0.339로서 비유연화 기업들이 장부가치의 추가설명력은 상대적으로 크게 나타내고 있다. 또한 통계적 유의성을 보면 이익유연화 기업들은 모든 모형에서 유의성을 갖으나 비유연화 기업들은 회계이익을 설명변수로 하는 모형에서는 통계적으로 유의하지 않았다. 1989년의 경우는 회계이익의 증분설명력은 0.062와 0.013으로 이익유연화 기업 군이 높았으나 장부가치의 증분설명력은 0.228과 0.147로서 이 또한 이익유연화 기업군이 높게 나타났다. 이는 당해연도 회계정보의 설명력 차이에서 기인된 것이라 생각할 수 있을 것이다.

이러한 결과는 연구대상 전체기간 동안에 유사하게 나타나고 있어 연구가설 1과 연구가설 2를 지지한다고 할 수 있다. 단지 장부가치의 추가설명력의 경우에는 1989년과 1994년의 결과가 이익유연화 기업군이 비유연화 기업군보다 높게 보고되고 있지만 이는 회계정보 전체 설명력에 차이가 크게 나타났기 때문이라 생각된다.

전체분석도 연도별분석과 같은 방법으로 이익유연화 측정치(SM)에 따라 기업을 구분하고 Ohlson의 단순회계모형을 이용하여 회귀분석을 실시하였다.

기업의 장부가치와 회계이익 모두를 설명변수로 사용하는 모형(A)의 결정계수(R^2)는 이익유연화 기업의 경우 0.540이고 비유연화 기업은 0.550으로 차이가 나지 않았다. 그러나 증분 설명력으로 살펴본 수치에서는 가설을 지지하는 결과 값을 보여준다. 먼저 회계이익의 증분 설명력(incr EARN)은 이익유연화 기업의 경우는 0.189이고 비유연화 기업은 0.126을 보고했다. 이로서 연구가설 1을 전체연도 분석에서도 지지함을 알 수 있다. 또한 연구가설 2는 장부가치의 증분 설명력(incr BV)으로 확인할 수 있는데 이 또한 이익유연화 기업이 0.152이고 비유연화 기업이 0.299이기 때문에 연구가설 2가 지지된다고 할 수 있다.

<그림1> 두 기업군의 장부가치 증분설명력의 연도별 추이



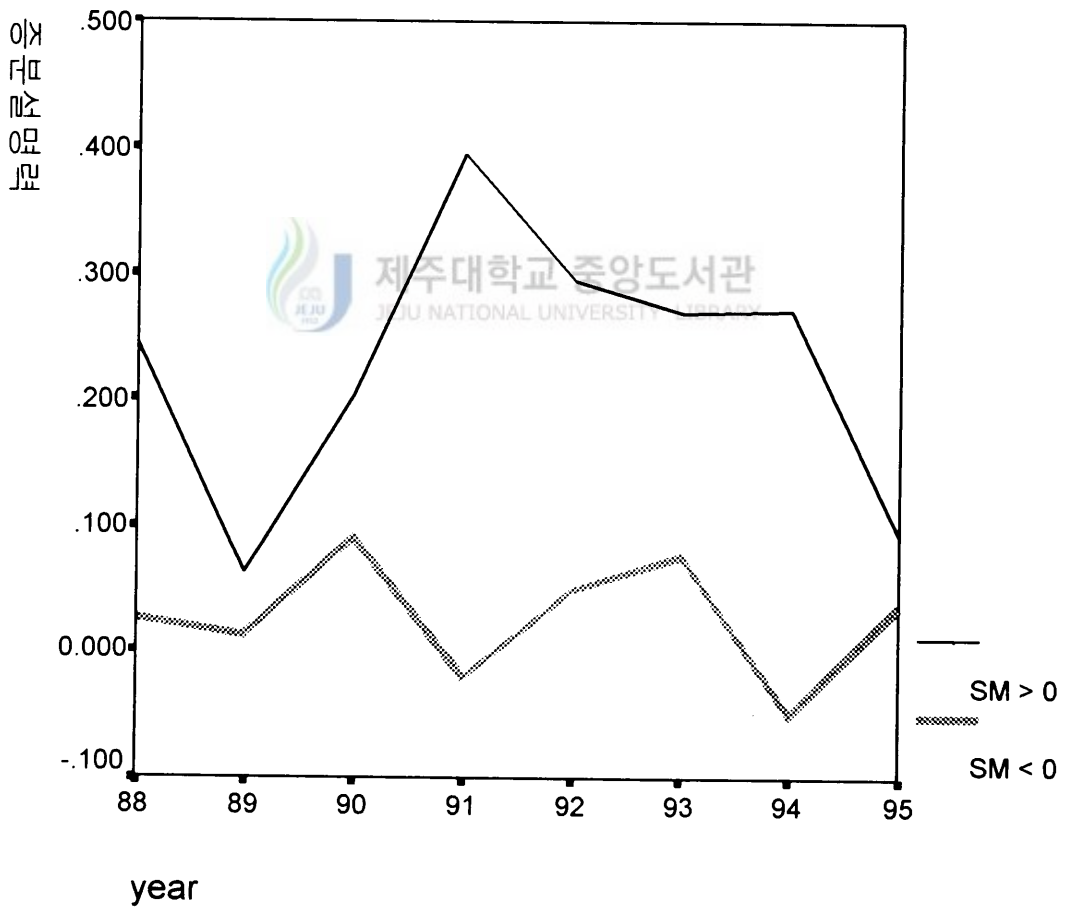
<그림1>과 <그림2>는 회귀분석을 실시한 결과를 회계정보의 증분설명력의 연도별 추이를 그래프로 나타낸 것이다.

<그림1>은 장부가치 증분설명력의 연도별 추이를 그린 것으로 1989년과 1994년을 제외한 나머지 연도는 연구가설 2에서 설정한 이익유연화 기업이 비유연화 기업보다 장부가치의 증분설명력(incr BV)이 낮다는 것을 지지하는 결과를 표시하고 있다.

<그림2>는 연구가설 1의 검증을 회귀분석으로 실시한 결과를 보여하고 있다.

연구대상기간 1988년부터 1995년까지 이익유연화 기업($SM > 0$)이 비유연화 기업($SM < 0$)보다 회계이익 증분설명력($incr\ EARN$)이 높게 나타나고 있다.

<그림2> 두 기업군의 회계이익 증분설명력의 연도별 추이



이로써 이익유연화라는 기업특성에 따라 기업을 분류하여 회계정보에 대한 가치관련성을 검증한 결과 회계이익의 추가설명력은 이익유연화 기업에서 상대

적으로 높게 나타날 것이라는 가설을 지지한다고 할 수 있다.

곧 투자자의 의사결정에 이익유연화라는 기업특성이 영향을 미친다고 말할 수 있다.



V. 결 론

투자자들이 투자할 주식을 선정할 때 사용하는 정보들 중에서 가장 중요하고도 객관적인 정보는 회계정보일 것이다. 회계정보의 주된 이용자를 투자자라고 볼 때 회계정보의 유용성은 이것이 주식가치 평가에 얼마나 유용한가에 의하여 결정될 것이다.

기업의 경영자는 다양한 회계처리방법을 이용하여 보고이익을 유연화 한다고 널리 인식되고 있다. 이러한 이익유연화가 단지 경영자의 효용을 증대시키기 위한 수단으로만 이용된다면 상당한 문제점을 갖는다. 그러나 한편으로는 이익유연화로 보고이익의 예측가치가 증가되어 투자자에게 유용한 정보가 될 수 있다는 견해도 있다.

본 연구는 기업의 이익조정의 결과로 나타난 이익유연화가 시장에서 투자자의 의사결정에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보려 하였다. 기업의 이익조정은 이익변동성을 줄임으로써 기업의 위험이 감소되어 투자자에게 의미 있는 정보를 제공할 수 있다는 논리에서 이익조정의 결과로 나타난 기업의 이익유연화 정도에 따라 기업을 이익유연화 기업과 비유연화 기업으로 분류하여 Ohlson의 단순회계모형을 이용하여 두 기업 군들 사이에 장부가치와 회계이익의 상대적인 가치관련성의 차이를 비교하였다.

구체적으로 이익의 불변성을 나타내는 이익유연화 기업집단의 보고이익은 비유연화 기업집단의 보고이익보다 의사결정에 유용한 지표로 투자자에게 인식되어서 상대적으로 추가설명력이 높을 것이고, 반면에 장부가치에 대한 추가설명력의 경우는 이익유연화 기업집단보다 비유연화기업집단의 경우가 높게 나타난다고 예상 가능하다.

따라서 이익유연화 측정치(SM)를 측정하여 이 측정치에 따라 구분된 두 기군이 보고한 회계정보를 이용하여 추가설명력의 차이를 비교하는 연구가설을 설정하였고, 분석은 1988년부터 1995년까지를 연구대상기간으로 선정하여 회귀

분석에 필요한 재무자료가 있는 1999년말 현재 12월 결산기업중 제조기업을 대상으로 표본을 선정하고 연도별, 기업특성별로 Ohlson의 회계모형을 단순화하여 상대적인 가치관련성을 검증하는 회귀분석을 실시하였다.

주가설명력 차이 비교를 위한 회귀분석을 실시함에 있어 각 변수 분포의 양쪽 끝에 있는 값들은 과도하기 때문에 잔차의 표준편차 ± 2 값에서 극단치 처리를 하였다.

실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 이익유연화 기업은 비유연화 기업보다 회계이익의 증분 설명력(incr EARN)이 연도별과 전체연도 모두 높게 나타나 이익유연화 기업이 회계이익의 주가설명력이 높다는 연구가설 1을 지지한다 할 수 있었다. 둘째, 장부가치의 증분 설명력(incr EARN)은 연도별 분석에서 1989년과 1994년을 제외하고, 또한 전체연도 분석에서 이익유연화 기업이 비유연화 기업보다 낮게 나타나고 있어 연구가설 2도 역시 지지된다 할 수 있다.

이러한 결과는 기업간 회계보고지표에 따른 정보가 유의 적으로 다르다는 것을 실증해 보임으로써 투자자들이 회계정보를 이용하여 기업의 가치를 평가하는데 도움을 줄 것으로 생각된다.

본 연구의 한계점은 윤순석(1998)이 언급했던 것처럼 재량적 회계발생액(DACC)을 추정함에 있어 수정된 횡단면 Jones모형을 사용하였으나 계수의 통계적 유의성이 없어 모형의 적합성을 입증하지 못했다는 것이다.

참 고 문 헌

- 백원선, 최관. 1999. 이익조정과 법인세최소화 동기. 회계학연구 (제24권 제1호)
: 115-139
- 백원선, 최관. 1999. 이익지속성이 순자산과 회계이익의 주가배수에 미치는 영
향. 회계학연구 (제24권 제4호) : 61-81
- 송인만, 이용호. 1997. 이익유연화 현상과 정보효과 : 투자자가 유용한 정보를
얻을 수 있는가?. 회계학연구 (제22권 제4호) : 193-220
- 송인만, 최관. 1992. 회계변경이 이익유연화 현상과 주가반응. 회계학연구 (제14호)
: 221-246
- 신승묘. 1996. 주식가치평가에 있어 회계정보의 유용성에 관한 연구. 회계학연
구 (제21권 제4호) : 21-46
- 윤순석. 1998. 영업현금흐름에 따른 이익관리 현상에 대한 연구. 회계학연구 (제
23권 제 1호):107-126
- 최관, 김문철. 1997. 신규상장기업의 이익조정에 관한 실증적 연구. 회계학연구
(제22권 제2호) : 1-25
- 최관, 백원선. 1999. 유상증자기업의 이익조정에 관한 실증적 연구. 회계학연구
(제24권 제4호) : 1-25
- 최종서. 1998. 재량적 발생조정이 이익구성요소의 정보효과에 미치는 영향. 회
계학연구 (제23권 제4호) : 81-113
- Burgstahler, D. C. , and I. D. Dichev. 1997. Earnings, adaptation, and equity
value. Accounting Review 72(April) : 187-215
- Collins, D. W. , E. L. Maydew, and I. S. Weiss. 1997. Changes in the value
- relevance earnings and book value over the past forty years.
Journal of Accounting an Economics 24 (December) : 39-67

- DeAngelo, S., 1986. "Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes : A Study of Management Buyouts of Public Stockholders." *The Accounting Review* (July) : 400-420
- Dechow, P., R. Sloan. and A. Sweeney. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* (April) : 193-225
- Dechow, P. and R. Sloan. 1991. Executive Incentives and the Horizon Problem : An Empirical Investigation. *Journal of Accounting and Economics* 14 : 51-89
- Easton, P. D. , and Harris, T. S. Jan 1991. Empirical evidence on the Relevance of Earnings and Book Value of Owners' Equity in Security Valuation. Working Paper. Columbia University.
- Feltham, G., J. Ohlson, 1995. " Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities." *Contemporary Accounting Research* (Spring) : 689-731
- Healy, P. 1985 " The Effects of Bonus Schemes on Accounting Decisions. " *Journal of Accounting Decision.*" *Journal of Accounting and Economics* (April) : 85-107
- Hunt, A., S. Moyer., and T. Shevlin. 1995. Earnings volatility, earnings management, and equity value. Unpublished working paper. University of Washington, Seattle.
- Morse. O.D.. 1987. Income Smoothing and Incentives : Empirical Test Using Accounting Changes. *The Accounting Review* 2 (April) : 358-377
- Ohlson, J 1995. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Reserch* 11 (Spring) : 661-687
- Ohlson, J. 1995. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contempora Accounting Research* 11 (Spring) : 661-687
- Subramanyam, K. R. 1996. The pricing of discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics* 22 (Aug.) : 249-281

The relative value-relevance of earnings and book values by income smoothing

Young Jo Kim

Abstract

This study classifies income smoothing firms and non-income smoothing firms by the degree of earnings management. And then it analyzes the relative value-relevance of earnings and book values between income smoothing firms and non-income smoothing firms.

Measurement process using the sample of Korean the listed firms during the period of 1988 - 1995 is as follows.

First, discretionary accruals were estimated with the modified cross-sectional Jones model. Second, the measure of smoothing behavior was calculated by Moses's method.

Finally, classified firms presumed value-relevance of earnings and book values with Ohlson model.

The results of the study support two hypotheses first, the value-relevance of book values in non-income smoothing firm was higher than income smoothing firm.

Second, the value-relevance of earnings in income smoothing

firm was higher than non-income smoothing firm.

**Key word : Earnings management, Income smoothing,
Ohlson model, Book values, Earnings.**

