

## 聯會計資料의 情報效果\*

박 성 환\*\*

논문접수일 : 95. 2.

게재확정일 : 95. 8.

### 초 록

본 연구의 목적은 감사받은 연결재무제표의 정보효과를 검증하는 것이다. 연결재무제표의 정보효과검증은 연결이익과 비이익연결회계자료(non-earnings consolidated accounting data)에 대하여 이루어 졌고 연구결과의 일반화가가능성을 높이기 위하여 다양한 검증모형을 적용하였다. 연결이익의 정보효과는 검증모형에 관계없이 유의적으로 나타났다. 그리고 비이익연결회계자료는 연결유동비율이 연결이익에 추가되는 정보효과를 갖는 것으로 관찰되었다. 이러한 결과는 감사받은 연결회계자료가 증권시장에서 정보이용자에게 이용되어 주가에 반영되었다는 증거를 제공한 다. 한편, 감사받지 않은 연결이익에 대한 추가분석에서는 감사받은 연결이익과는 달리 유의적이지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 감사받은 연결회계자료의 정보효과가 외부감사를 통하여 연결재무제표정보의 신뢰성이 제고되었기 때문에 나타났을 가능성을 시사해준다.

\* 이 논문은 1995년 4월 한국회계학회 춘계학술연구 발표회에서 발표되었다.

\*\* 대전산업대학교 회계학과 조교수

## I. 序論

기업실체간에 주식취득에 의하여 支配-從屬의 관계가 성립할 때 지배회사의 경영자는 종속회사의 투자, 재무, 영업활동에 대하여 영향력을 행사할 수 있으며 이들은 경제적인 관점에서 볼 때 단일의 기업으로 볼 수 있다. 이러한 경우에 종속회사에 대한 투자를 단순히 '투자자산'으로 기재한 지배회사의 개별재무제표만으로는 종속회사와 관련되어 이루어진 경영활동의 내용을 충분히 공시할 수 없으며 지배회사와 종속회사의 개별재무제표를 결합한 聯結財務諸表가 필요하게 된다. 연결재무제표는 지배회사와 종속회사를 단일의 경제실체로 간주하여 이에 대한 재무상태와 경영성과를 나타내주는 보고서이다.

우리나라에서는 1970년대 중반부터 증권시장에서의 투자인구 증가와 함께 기업의 집단화가 촉진되면서 연결회계정보에 대한 중요성이 인식되었다. 그리고 1974년에 대통령령으로 제정된 「상장법인 등의 회계처리에 관한 규정」에 의하여 1976년 1월 1일 이후에 개시되는 회계년도부터 연결재무제표가 개별재무제표의 부속서류로 처음 공시되었다. 그러나 최근까지 연결재무제표의 공시여부는 기업의 재량에 달려 있었으며 외부감사의 의무도 없었다. 따라서 많은 기업들은 연결재무제표의 작성을 기피하였고 작성한 기업의 경우에도 외부감사를 받지 않았기 때문에 정보이용자에게 유용한 정보를 제공하기에는 한계가 있었다.

재무부는 이러한 문제점을 개선하기 위하여 1992년 4월 28일에 「증권거래법 시행규칙」을 개정하고 상장 지배회사로 하여금 외부감사를 받은 연결재무제표를 증권관리위원회에 제출하도록 요구하였다. 또한 증권관리위원회는 연결재무제표의 유용성과 연결회계정보의 국제적 비교가능성을 제고하기 위하여 기존의 「연결재무제표기준 및 준칙」을 개정하였다.

이러한 연결회계에 관련된 공시정책의 변화로 인하여 연결재무제표는 신뢰성이 제고되고 투자자들에게 유용한 정보가 될 것으로 기대할 수 있게 되었다. 그러나 이러한 기대와는 달리 기업실무계에서는 시행논의때 부터 追加公示費用에 비하여 效益이 적을 것이라고 주장하고 연결재무제표의 감사와 공시의무화에 대한 유보 내지 시행시기의 연기를 요구했다. 한편, 학계 일각에서는 우리나라의 기업집단 소유구조가 자연인을 중심으로 이루어져 있기 때문에 개정된 「연결재무제표기준」을 적용하여 작성된 연결재무제표가 사실상 단일의 경제실체로 볼

수 있는 기업집단의 성과를 보고하는 데에는 한계가 있고 따라서 ‘企業集團聯結財務諸表’가 도입되어야 한다고 주장하고 있다<sup>1)</sup>

본 연구의 목적은 개정된 「聯結財務諸表基準」을 적용하여 공시되는 감사받은 연결재무제표에 대한 정보효과를 실증적으로 검증하는 것이다. 구체적으로 연결재무제표의 公示日을 중심으로 한 일별 주식시장의 반응을 분석함으로써 연결재무제표가 정보이용자에게 이용되어 株價에 반영되었는가를 파악하는 데 목적이 있다. 감사받은 연결재무제표에 대한 유용성을 실증적으로 검증하는 것은 정보이용자 측면에서 연결재무제표의 공시와 감사의무화의 효익에 대한 증거를 제공할 수 있을 것이다.

연결이익(또는 연결매출액)의 정보효과를 검토한 기존연구와는 달리 본 연구는 연결이익과 비이익 연결회계자료(non-earnings consolidated accounting data)의 정보효과를 검토한다. 연결이익의 정보효과는 검증기간 동안의 비정상수익률의 반응을 검토함으로써 이루어졌다. 비이익연결회계자료가 연결회계이익에 추가되는 정보내용을 제공하는가의 여부를 검증하기 위하여 검증기간의 누적비정상수익률(cummulative abnormal return, CAR)을 종속변수로 하고 연결이익과 비이익 연결회계자료를 독립변수로 하는 다변량회귀분석을 실시 하였다. 본 연구에서 검토되는 비이익 연결회계자료는 연결유동비율, 연결부채비율, 연결매출액의 세가지이다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장에서는 본 연구와 관련된 선행연구의 검토를 기초로 하여 연구가설을 도출한다. 제3장은 연구의 설계로서 정보효과의 검증모형, 변수선정 및 측정, 그리고 표본의 선정에 대하여 기술한다. 제4장에서는 실증분석 및 가설검정의 결과를 제시하고, 제5장은 본 연구의 주요결과에 대한 요약과 한계점을 기술한다.

1) 남상오(1992)는 ‘기업집단연결재무제표’ 도입의 필요성을 주장하고, 이만우(1992), 주인기(1992), 황우현(1993)은 현행 연결재무제표의 정착이 선행되어야 한다고 주장한다.

## II. 先行研究의 檢討 및 研究假說

### 2.1 聯結財務諸表의 有用性에 대한 研究

정종암·김지홍(1991)은 연결재무제표정보와 개별재무제표정보의 질적인 차이를 연구하였다. 재무비율의 차이분석에서는 연결재무비율이 개별재무비율에 비하여 전반적으로 악화되고, 신용등급판정에 있어서는 연결재무제표를 이용한 경우가 신용등급이 불리하게 되어 연결재무제표정보가 비관적인 정보를 제공하는 것으로 나타났다. 이 연구는 30대 기업집단의 대표 기업을 대상으로 하였기 때문에 연구결과를 일반화하기 어렵고, 직접적인 연결재무제표정보의 실증적인 유용성검증을 하지 못하였다는 한계가 있다. 그러나 연결재무정보와 개별재무정보의 질적인 차이를 나타내는 다양한 회계변수를 제시함으로써 향후의 연결재무제표의 정보효과를 검증하는 연구에서 이익이외의 변수를 고려할 필요가 있다는 점을 시사해주고 있다.

정규언·김정원(1994)은 연결재무제표정보가 개별이익정보에 추가되는 정보효과를 갖는지를 검증하였다. 누적비정상수익률을 종속변수로 하고 개별이익, 연결이익, 그리고 연결매출액을 독립변수로 하는 회귀분석에서, 개별비기대이익만이 유의적으로 나타났으며 연결재무제표정보는 추가정보효과가 관찰되지 않았다. 다만, 개별이익과 연결이익의 차이를 더미변수로 한 비기대 연결이익이 10% 수준에서 유의적으로 나타났다. 이 연구는 연결재무제표의 유용성에 대한 실증적인 정보내용을 검토하였다는 점에서 의의가 있다. 그러나 연구의 한계점에서 지적한 바와 같이 공시일을 파악하지 않고 검증기간(누적비정상수익률의 측정기간)을 일률적으로 2월 첫째주 부터 8주간으로 설정하였기 때문에 연결이익의 정보효과를 정확하게 식별해 내지 못하였을 가능성이 있다. 監査報告書日과 株主總會日등의 연결재무제표 공시일을 파악하여 檢證期間을 설정하였다면 보다 정교하게 정보효과를 파악할 수 있었을 것으로 보인다. 또한 과거에는 연결이익과 개별이익의 공시일이 동일하였기 때문에 개별이익의 공시가 미치는 영향을 효과적으로 통제하지 못하였을 가능성이 있다. 마지막으로 감사받지 않은 연결재무제표를 사용함으로써 검증자료의 신뢰성이 낮았을 것으로 볼 수 있기 때문에 연구결과를 일반화하는 데에 한계가 있다.

김권중·남상오(1994)는 연결재무제표의 이익정보가 주가변동에 대하여 개별재무제표의 이익정보에 추가하는 설명력이 있는지를 검증하기 위하여 연결이익을 개별이익과 '연결이익-개별이익'으로 구분하고 연차수익률과 회귀분석을 실시하였다. 검증결과, 個別利益과 聯結利益 모두가 연차수익률과 유의적인 관련성을 갖는 것으로 나타났다. 이 연구는 비정상수익률과 비기대이익(unexpected earnings)을 사용하지 않고 기업별 연차수익률과 이익의 수준(earnings level)을 사용하였다. 따라서 기대수익률의 추정과 연결이익에 대한 시장기대치의 추정을 필요로 하지 않기 때문에 변수측정상의 오차를 완화시킬 수 있었다. 그러나 감사받지 않은 연결재무제표를 이용하였기 때문에 검증자료의 신뢰성에 제약이 있을 수 있고, 연차수익률수준과 이익수준간의 관련성을 검증하였기 때문에 연결재무제표의 공시에 대한 단기간 동안의 주가반응은 관찰할 수 없었다.

전성빈(1994)은 감사받은 연결재무제표의 정보효과를 검증하였다. 정보효과 검증은 2가지 방법에 의하여 이루어졌다. 첫째 비기대 연결이익(개별이익과 연결이익의 차이)의 부호에 따라 포트폴리오를 형성하여 검증기간의 초과수익률의 행태를 분석하는 것이고, 둘째 검증기간의 누적초과수익률을 종속변수로 하고 회계변수(비기대 연결회계이익, 비기대 연결매출액, 비기대 개별회계이익)를 독립변수로 하는 회귀분석을 실시하는 것이다. 검증결과, 비기대 연결이익이 (+)인 기업이 (-)인 경우에 비하여 유의적으로 높은 초과수익률을 나타냈으며, 회귀분석에서는 연결이익(개별이익과 연결이익의 차이)정보가 유의적 변수로 판명되었다. 그리고 4월말을 전후한 주별 누적초과수익률을 종속변수로 한 경우에 연결매출액(개별매출액과 연결매출액의 차이)정보가 유의적으로 나타났다. 이 연구는 감사받은 연결재무제표를 이용함으로써 연결재무제표의 유용성에 대한 보다 강력한 증거를 제시할 수 있었다는 데에 의의가 있다. 그러나 이 연구는 결론에서 지적한 바와 같이 정보효과 검증모형의 다양한 변형을 시도하지 못하였고 지배회사의 위험평가에 도움을 줄 수 있는 비이익 연결회계자료는 고려하지 않았다. 예컨대, 종속변수인 비정상수익률의 추정방법, 독립변수인 비기대 연결회계변수의 측정방법, 검증기간의 설정에 있어서 다른 대안들을 고려할 수 있을 것이다. 그리고 연결재무제표와 개별재무제표의 공시일이 중복되는 기업과 중복되지 않은 기업의 구분, 감사의견의 효과의 통제, 비제조업의 포함등을 추가로 고려하였다면 감사받은 연결재무제표의 정보효과에 대한 보다 정교하고 일반화된 결과를 얻을 수 있었을 것으로 보인다.

## 2.2 非利益會計資料의 追加情報效果에 대한 研究

최근의 Ou and Penman (1989), Ou(1990), 그리고 Penman(1992)은 재무제표상의 광범위한 非利益會計資料의 정보내용을 검증하였다. 이들 연구의 결과는 비이익회계자료가 미래 이익의 예측에 유용하고, 이익의 지속성 그리고 비정상수익률과 유의적인 관계가 있음을 밝히고 있다. 우리나라의 경우에도 정혜영(1991)은 이익을 포함하는 재무제표자료를 이용하여 추정된 모형에 따라 포트폴리오를 형성한 경우에 유의적인 비정상수익률을 얻을 수 있다는 결과를 제시하였다. 또한 정경만(1994)의 연구에서는 비이익회계자료를 이용한 예측모형이 이익자료만을 이용한 모형에 비하여 예측력이 우수하였고, 비이익회계변수에 의하여 추정된 예측모형에 기초하여 구성된 포트폴리오간의 비정상수익률은 유의적인 차이를 나타냈다. 이러한 비이익회계자료를 이용한 연구결과는 재무제표에 제공되는 이익 이외의 자료가 투자가의 기업가치평가에 유용할 수 있다는 사실을 시사해준다.

김권중·남상오(1994)의 연구에서는 계열사들의 평균부채비율이 낮을수록, 이익수준이 높을수록 이익반응계수가 큰 것으로 나타났다. 이 연구는 특정계열사의 부채비율과 이익의 수준이 다른 계열사의 수익률에 영향을 미칠 수 있다는 증거를 제시함과 동시에 연결부채비율이 지배회사를 포함한 지급보증회사의 수익률에 영향을 미칠 수 있다는 사실을 간접적으로 시사해 준다.

## 2.3 研究假說

본 연구에서는 개별재무제표의 추가정보로서 공시되는 감사받은 연결재무제표가 정보이용자에게 이용되어 주가에 반영되었는지에 대한 정보효과를 검증한다. 이러한 정보효과를 검증하기 위하여 사용되는 연결재무제표정보는 연결이익정보와 비이익연결회계정보로 구분된다.

연결이익은 종속회사의 경영성과가 결합되기 때문에 개별이익에는 반영되지 않은 정보를 포함할 수 있다. 특히 우리나라의 경우에는 개별회계에서 지분법을 허용하지 않기 때문에 연결이익은 개별재무제표에서 얻을 수 없는 정보를 제공할 수 있다. 연결이익의 정보효과를 검증하기 위하여 다음과 같은 연구가설을 설정한다.

假說 1 : 監査받은 연결이익은 정보효과를 갖는다.

기존의 연구에서 검증된 바와 같이 개별재무제표상의 비이익회계자료가 정보효과가 있다면 연결재무제표상의 비이익회계자료도 정보효과가 있다고 추정할 수 있다. 본 연구에서는 연결재무제표상의 비이익회계자료가 정보내용을 가지고 있는지의 여부를 검증한다. 본 연구에서 검증되는 비이익 연결회계자료는 개별회계정보와 유의적인 차이를 나타내고 연결재무제표정보가 갖는 특성을 잘 나타내주는 연결유동비율과 연결부채비율 그리고 연결매출이다. 이러한 변수들의 추가 정보효과를 검증하기 위하여 다음과 같은 가설을 설정한다.

假說 2 : 감사받은 연결재무제표의 非利益會計資料는 연결이익에 추가되는 정보효과를 갖는다.

### Ⅲ. 研究의 設計

#### 3.1 情報效果의 檢證方法

##### (1) 연결이익의 정보효과 검증

회계이익자료의 정보효과를 검증하는 연구에서 정보가 시장에 유출되는 시점을 파악하는 것은 중요한 문제이다. 1986년부터 1988년까지의 3년간은 개별재무제표의 이익수치가 공표되는 날로서 決算速報日이 있었고 기존의 연구들은 이러한 결산속보일을 시장에 정보가 제공되는 날짜로 간주하는 것이 적절하다고 지적하고 있다(송인만, 1989). 그러나 1989년 이후부터 재무제표의 공시와 관련된 일자는 <표 1>에서 보는 바와 같이 감사보고서일, 주주총회일, 증권시장지일 등이며 특히 연결재무제표의 경우는 연결감사보고서일과 연결감사보고서 제출마감일 뿐이다.

〈표 1〉 재무제표관련 공사일

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
결산일	개별 감사 보고서일	개별 감사 보고서 회사제출일	주주총회일 (증권시장지 개재일)	증권감독원 (공인회계사회) 제출일	연결감사 보고서일	연결감사 보고서 제출일
12/31	1월말~3월초	(4)-1주전	2월말~3월말	(4)+2주내 (3/31일한)	3월말~4월말	4/30기한

연결감사보고서의 증권감독원 제출기한은 4월30일이다. 그러나 연결감사보고서일은 〈표 2〉에 제시된 바와 같이 1월에서 4월말 까지 넓게 분포되어 있다. 특히 연결감사보고서일이 4월 이전인 경우도 연결감사보고서 제출기업 150개 중에서 38개 기업(25.3%)으로서 연결감사보고서일과 증권감독원 제출기한과는 상당한 차이가 존재한다는 것을 알 수 있다.

〈표 2〉 연결재무제표 작성기업의 감사보고서일의 분포

구분	1.20-1.31	2.1-2.28	3.1-3.31	4.1-4.30	5.1-	기타	계
기업수	2	8	25	111	1	3	150
비율(%)	1.3	5.3	16.7	74.0	0.7	2.0	100

주 1) 기타는 결산일이 변경된 기업과 관리대상종목이다.

2) 연결감사보고서일로부터 4월 30일 제출마감일까지의 평균시차는 23.1일임.

따라서 公示日을 파악하지 않고 어느 한 시점(예, 4월 30일)을 공시일로 가정하여 검증기간을 설정하게 되면 상당수 기업의 실제 연결이익정보의 공시시점이 검증기간에 포함되지 않을 가능성이 있기 때문에 정확한 정보내용을 포착하지 못할 가능성이 있다. 본 연구에서는 연결이익의 정보효과를 검증하기 위하여 연결감사보고서일(0일)을 가장빠른 공시일로 간주하고<sup>2)</sup>,

2) 감사보고서일을 가장 빠른 공시일로 보는 이유는 다음과 같다. 1) 감사보고서일은 현장 감사업무가 종료된 날이고 보고서의 정리 및 인쇄기간을 고려하면 연결감사보고서 제출일과는 시차가 있어 체계적인 연결정보의 시장유출을 기대하기 어렵다. 2) 감사보고서일 이후에도 후속사건등의 영향으로 연결이익수치가 조정될 가능성이 있다. (회계감사준칙 470 참조)

0일 부터 +20일 까지의 비기대 연결이익에 대한 비정상수익률의 반응을 분석한다<sup>3)</sup>.

연결이익에 대한 비정상수익률의 반응에 대한 분석은 다음과 같이 이루어 진다. 먼저 비기대 연결이익의 부호에 따라 표본기업을 이익증가기업과 이익감소기업으로 분류하고 이익증가기업과 이익감소기업의 감사보고서일(0)을 기준으로 (0, 20)기간동안의 누적비정상수익률(CAR)의 변동을 검토한다. 그리고 비기대 연결이익의 부호가 (+)인 이익증가기업의 평균비정상수익률이 비기대 연결이익의 부호가 (-)인 이익감소기업 보다 유의적으로 더 큰 지를 검토하기 위하여 t 검정을 실시한다. 마지막으로 비기대 연결이익과비정상수익률간의 상관관계를 검증한다.

## (2) 비이익 연결회계자료의 추가정보효과 검증

연결재무제표의 특성은 종속회사의 경영성과가 반영되고 종속회사의 자산과 부채가 결합된다는 것이다. 따라서 연결경영성과에 대한 정보 뿐아니라 연결대차대조표상의 정보들도 투자자들에게 유용한 정보를 제공할 수 있다<sup>4)</sup>. 본 연구에서 검증되는 비이익연결회계자료는 연결유동비율, 연결부채비율, 그리고 연결매출액이다. 연결유동비율과 연결부채비율은 전통적인 재무분석에서 유동비율과 부채비율이 유동성, 안정성(레버리지)을 대표하는 지표로서 사용되고 있으며 연결회사간의 상호지급보증의 관행이 지배회사의 위험에 영향을 미칠 수 있기 때문에 선정되었다<sup>5)</sup>. 연결회사간의 상호지급보증의 규모가 클 경우에는 한 연결회사의 도산이 다른 연결회사들의 연쇄도산을 유발할 수 있다. 또한 연결회사간의 상호지급보증은 종속회사의 유동성과 재무구조가 악화될 경우에 지배회사의 재무위험에 직접적인 영향을 미치게 하는 원인이 된다.

연결매출액은 단순히 개별종속회사의 매출액을 합계한 것이 아니고 지배회사와 종속회사간

3) 감사보고서일을 기준으로 21일간을 분석대상기간으로 설정한 것은 연결감사보고서일로부터 제출마감일까지 연결정부가 시장에 반영된다고 가정하고 연결감사보고서일과 연결감사보고서의 제출마감일(4.30)간의 평균시차가 23.1일(최종선정된 표본기업의 경우에는 18.99일)로 나타났기 때문이다.

4) Walker(1976)는 상호지급보증이 존재하는 경우에 지배회사의 개별재무제표 보다는 연결재무제표(특히, 연결대차대조표)가 청구권에 대한 위험을 평가하는 데 보다 유용한 정보를 제공할 것이라고 한다.

5) 공정거래위원회가 발표한 1993년 8월 현재의 30대 기업집단의 계열사간의 채무지급보증액은 자기자본총액 35.2조원의 470%에 해당하는 165.5조원이며, 실제차입금액인 99.7조원과 비교하여도 자기자본의 283%에 이르고 있다.

그리고 종속회사간의 내부매출거래가 제거된 후의 금액이기 때문에 지배회사의 개별재무제표상의 매출액이 제공하지 못하는 정보를 포함할 수 있다<sup>6)</sup>. 그리고 기존의 연구에서도 매출액은 이익에 더하여 추가적인 정보가치를 갖는 것으로 보고하고 있다(이남주·나인철, 1992; 전성빈, 1994). 따라서 연결매출액을 비이익 연결회계변수로서 고려한다.

비이익 연결회계자료가 연결이익에 추가되는 정보효과가 있는 지를 검증하기 위하여 다음과 같은 다중회귀분석 회귀분석을 실시한다. 다중회귀분석을 실시한 이유는 연결이익이 종속변수인 누적비정상수익률에 미치는 영향을 제거하고 비이익 연결회계자료의 추가정보효과를 검토하기 위함이다.

$$CAR_{it} = b_1 + b_2 * UE_{it} + b_3 * UCR_{it} + b_4 * UDR_{it} + b_5 * USALE_{it} + u_{it} \quad (1)$$

$CAR_{it}$  : 검증기간동안의  $i$ 기업의 누적비정상수익률

$UE_{it}$  :  $i$ 기업의  $t$ 년도 비기대연결이익

$UCR_{it}$  :  $i$ 기업의  $t$ 년도 비기대연결유동비율

$UDR_{it}$  :  $i$ 기업의  $t$ 년도 비기대연결부채비율

$USALE_{it}$  :  $i$ 기업의  $t$ 년도 비기대 연결매출

$b_1, b_2, b_3, b_4$  : 모형의 추정계수,  $u_{it}$  : 잔차항

### 3.2 獨立變數의 測定

본 연구에서는 연결회계정보에 대한 시장의 기대치를 조정한 비기대 연결회계정보를 독립변수로 이용한다. 이러한 비기대 연결회계정보를 측정하기 위하여는 연결재무제표 정보에 대한 시장의 기대치를 추정하여야 한다. 연결재무제표 정보의 시장기대치를 추정하기 위하여 본 연구에서는 다음과 같은 2가지 방법을 이용한다. 첫째 지배회사의 개별재무제표상의 수치를 당해년도 연결재무제표정보에 대한 시장기대치로 이용하는 방법이다. 이 방법은 당해년도 연결재무제표가 연결회계정보에 대한 시장기대치가 되므로 과거 시계열자료를 필요로 하지 않

6) 1993년 12월결산 상장지배회사(금융업제외)중 지배회사의 개별매출액보다 오히려 연결매출액이 감소한 경우도 6개 기업이나 된다. 이는 극단적으로 내부매출거래가 종속회사들의 매출총액 보다 큰 경우에 해당된다.

는다. 또한 연결회계정보의 시장기대치로 이용되는 개별회계정보가 감사를 받은 자료이기 때문에 자료의 신뢰성에 대한 제약을 완화할 수 있는 방법이라 할 수 있다. 둘째 전년도에 공시된 연결재무제표의 실적치를 연결회계정보의 시장기대치로 하는 방법이다. 이 방법은 단순 랜덤워크모형을 이용한 것으로 특히 이익의 경우에는 기존의 연구에서 이익의 시계열속성이 랜덤워크를 따르는 것으로 검증되고 있기 때문에 예측모형으로서의 객관적인 타당성을 갖는다<sup>7)</sup>. 그리고 과거의 時系列 연속자료를 필요로 하지 않기 때문에 자료의 제약을 비교적 덜 받게되고 자료의 제약으로 인한 표본의 감소를 완화할 수 있다.

본 연구에서는 당해년도 개별회계정보를 연결회계정보에 대한 시장의 기대치로 추정하는 방법을 <모형 1>로 하고 전년도 연결재무제표를 당해년도 연결재무제표정보의 시장기대치로 하는 추정하는 방법을 <모형 2>로 한다. 구체적으로 비기대 연결회계정보는 다음과 같이 측정된다.

(非期待 聯結利益)

$$\text{모형 1 : } UE_{it}(1) = (CE_{it} - IE_{it}) / SMV_{it} \quad (2)$$

$$\text{모형 2 : } UE_{it}(2) = (CE_{it} - CE_{it-1}) / SMV_{it} \quad (3)$$

$UE_{it}(1), UE_{it}(2)$  : i기업의 t년도 비기대연결이익

$CE_{it}$  : i 기업의 t년도의 연결이익

$CE_{it-1}$  : i 기업의 t-1년도의 연결이익

$IE_{it}$  : i 기업의 t년도 개별이익

$SMV_{it}$  : i 기업의 t년도말의 보통주 시가총액

(非期待 聯結流動比率)

$$\text{모형 1 : } UCR_{it}(1) = CCR_{it} - ICR_{it} \quad (4)$$

$$\text{모형 2 : } UCR_{it}(2) = CCR_{it} - CCR_{it-1} \quad (5)$$

$UCR_{it}(1), UCR_{it}(2)$  : i기업의 t년도 비기대 연결유동비율

7) Watts and Leftwich(1977)은 랜덤워크모형이 상대적 예측력면에서 Box-Jenkins모형에 비하여 우수하다는 실증적인 증거를 제시하였고, 우리나라의 경우에는 김정교(1989)가 회계이익이 랜덤워크를 따른다는 경험적인 증거를 제시하였다.

$CCR_{it}$  : i기업의 t년도 연결유동비율

$CCR_{it-1}$  : i기업의 t-1년도 연결유동비율

$ICR_{it}$  : i기업의 t년도 개별유동비율

(非期待 聯結負債比率)

$$\text{모형 1 : } UDR_{it}(1) = CDR_{it} - IDR_{it} \quad (6)$$

$$\text{모형 2 : } UDR_{it}(2) = CDR_{it} - CDR_{it-1} \quad (7)$$

$UDR_{it}(1), UDR_{it}(2)$  : i기업의 t년도 비기대 연결부채비율

$CDR_{it}$  : i기업의 t년도 연결부채비율

$CDR_{it-1}$  : i기업의 t-1년도 연결부채비율

$IDR_{it}$  : i기업의 t년도 개별부채비율

(非期待 聯結賣出)

$$\text{모형 1 : } USALE_{it}(1) = (CSALE_{it} - ISALE_{it}) / SMV_{it} \quad (8)$$

$$\text{모형 2 : } USALE_{it}(2) = (CSALE_{it} - CSALE_{it-1}) / SMV_{it} \quad (9)$$

$USALE_{it}(1), USALE_{it}(2)$  : i기업의 t년도 비기대 연결매출

$CSALE_{it}$  : i기업의 t년도 연결매출

$CSALE_{it-1}$  : i기업의 t-1년도 연결매출

$ISALE_{it}$  : i기업의 t년도 개별매출

$SMV_{it}$  : i기업의 t년도말 보통주시가 총액

위의 식(2)과 식(3)에서 非期待 聯結利益은 규모효과를 통제하기 위하여 지배회사의 연도말 보통주시가총액으로 나누어 표준화되었다<sup>8)</sup>. 김권중등(1994)은 당기순이익에는 우선주귀속분이 포함되어있고 우선주의 성격이 보통주와 별 차이가 없기 때문에 보통주와 우선주의 시가총액으로 표준화하는 것이 타당하다고 주장한다. 본 연구에서는 이를 반영하여 연결 당기순이익에서 우선주배당금을 제외하고 보통주의 시가총액으로 표준화하였다.

8) 수익률측정기간을 고려하지 않고 일률적으로 회계기간초의 지분가치로 표준화하는 것은 타당하지 않다(전성빈, 1994).

식 (6)과 (7)에서의 聯結負債比率은 외부주주지분을 부채로 볼 것인가 또는 자본으로 볼 것인가의 연결실체인론의 적용에 따라 달라지게 된다. 외부주주지분은 원금상환의무가 존재하지 않고 배당금 지급의무도 부채에 대한 이자 지급의 경우에서 처럼 강제적이지 않기 때문에 부채로 규정하는 데에는 무리가 있다<sup>9)</sup>. 따라서 본 연구에서는 外部株主持分을 포함시키지 않은 연결부채의 연결총자산에 대한 비율에 의하여 연결부채비율을 산정하였다.

### 3.3 非正常收益率의 測定

비정상수익률을 측정하기 위하여는 먼저 기대수익률을 추정하여야 한다. 본 논문에서는 기대수익률의 추정모형으로서 시장모형과 시장수익률조정모형을 이용하여 다음과 같이 비정상수익률을 측정한다.

$$\text{시장모형} : AR_{it} = R_{it} - (\alpha_i + \beta_i \times EWR_{mt}) \quad (10)$$

$$\text{시장수익률조정모형} : AR_{it} = R_{it} - EWR_{mt} \quad (11)$$

$R_{it}$  : t일의 기업 i의 실제수익률

$\alpha_i, \beta_i$  : 회귀방정식 추정계수

$EWR_{mt}$  : t일의 동일가중시장수익률(=1/N<sub>t</sub> ∑R<sub>it</sub>)

$N_t$  : t일의 상장주식수

시장모형과 시장수익률조정모형을 모두 적용하여 종속변수를 측정하는 이유는 다양한 방법을 적용하여 봄으로써 연구결과의 일반화가능성을 높이려는 데에 있다. 식(10)에서 시장모형의 추정기간은 감사보고서일을 중심으로 -180일에서 -120일의 60일간을 모형의 추정기간으로 한다<sup>10)</sup>. 그리고 위의 식 (10), (11)에서는 과거의 연구에서 일반적으로 사용하는 綜合株價指數에 의한 시장수익률 대신에 전체 상장기업의 개별수익률을 동일하게 가중 평균한 수익률 (equally weighted market return, EWR)을 시장수익률의 대용치로 사용하였다. 이와같이

9) 김 지홍, "연결재무제표정보의 특성과 분석", 월간 공인회계사 (1993. 9), pp. 30-32.

10) 이와같이 추정기간을 설정한 것은 연결감사보고서일이전에 공시되는 개별재무제표의 공시효과와 12월말 결산법인을 표본기업으로 할 경우에 1월효과에 의한 영향을 받을 가능성이 있기 때문에 이러한 영향을 배제하기 위한 것이다.

시장수익률에 대한 대응치로서 동일가중시장수익률을 사용한 이유는 종합주가지수수익률에는 배당수익이 원천적으로 제외되어 있고 기준시가의 수정시에 가공의 수치가 포함되게 되어 실증연구에서 종합주가지수수익률을 사용하면 연구결론이 오도될 위험이 있기 때문이다(김권중 등, 1994). 본 연구에서의 종속변수인 검증기간동안의 누적비정상수익률은 다음의 식 (12)에 의하여 측정된다.

$$CAR_i(t_1, t_2) = AR_i \quad (12)$$

$AR_i$  :  $i$ 기업의  $t$ 일의 비정상수익률

$CAR_i(t_1, t_2)$  :  $i$ 기업의 검증기간의 누적비정상수익률

### 3.4 標本의 選定

연결재무제표의 정보효과를 검증하기 위하여 본 연구에서 사용되는 연구대상 표본기업은 다음의 기준에 의하여 선정된다.

- ① 1993년 12월말 결산 상장 지배회사
- ② 금융업이 아닌 기업
- ③ 1992, 1993회계년도에 모두 연결재무제표를 공시한 기업
- ④ 연결감사의견(1993 회계년도)과 개별감사의견 (1992, 1993회계년도)이 모두 적정의견인 기업
- ⑤ 증권거래소 공시실에서 지배회사의 개별재무제표 감사보고서일, 주주총회일, 그리고 연결재무제표 감사보고서일에 대한 자료가 수집가능한 기업
- ⑥ 개별재무제표공시일(개별감사보고서일 또는 주주총회일)과 연결재무제표 감사일이 중복 되지 않고 적어도 그 차이가 10일이상인 기업
- ⑦ 한국신용평가(주)의 데이터베이스에서 일별 수익률자료가 이용가능한 기업
- ⑧ 한국상장회사협의회 데이터베이스에서 지배회사의 개별재무제표 및 연결재무제표 자료가 이용가능한 기업
- ⑨ 관리대상종목이 아닌 기업

기준 ①은 12월 결산법인의 연결재무제표 작성기업이 가장 많았고, 결산일에 의한 효과를 통제하기 위하여 설정되었으며 이 기준에 의하여 총 167개 기업이 선정되었다. 기준 ②는 현저하게 이질적인 업종을 배제하기 위하여 설정되었으며 이 기준에 의하여 제외된 금융업 지배회사는 총 17개 기업이었다. 기준 ③은 전년도(1992) 연결실적치를 당해연도 연결회계정보의 시장기대치로 이용하기 위하여 설정되었으며 이 기준에 의하여 35개 기업이 제외되었다. 기준 ④는 감사의견에 의한 정보내용의 복합효과를 통제하기 위하여 적용된 기준으로 이기준에 의하여 4개 기업이 제외되었다. 기준 ⑤는 검증기간을 설정하고 개별재무제표와 연결재무제표의 공시일 重複 여부를 검토하기 위하여 설정되었다. 기준 ⑥은 공시일의 중복으로 인한 개별재무제표 공시의 영향을 제거하기 위하여 설정되었다. 이 기준에 의하여 14개 기업이 제외되나 9개 기업은 기준③에 의하여 1992회계년도에 연결재무제표를 공시하지 않은 기업으로 이미 제외되었기 때문에 5개 기업만이 제외되었다. 기준 ⑦과 ⑧은 자료의 수집상의 편의에 의하여 선정된 기준이며 이 기준에 의하여 최근 상장기업 2개사와 결산일을 변경한 기업 2개사가 자료의 제약으로 제외되었다. 마지막으로 기준 ⑨는 관리대상종목의 경우에 수익률자료와 주가자료의 수집이 어렵기 때문에 선정되었고 이 기준에 의하여 2개 기업이 제외되었다. 이러한 선정절차에 의하여 다음의 <표 3>과 같이 100개 기업이 최종표본으로 선정되었다.

<표 3> 표본기업의 선정결과

구 분	기 업 수
① 1993년 12월말 결산 상장법인으로서 연결재무제표를 공시한 기업	167기업
② 금 용 업	17기업
③ 1992년 연결재무제표 미작성기업	35
④ 감사의견의 한정	4
⑤, ⑥ 개별재무제표와 공시일중복	5
⑦ 최근상장기업	2
⑧ 1993년중 결산일 변경기업	2
⑨ 관리대상종목	2
총 제외된 기업	67기업
최종 선정된 표본 기업	100기업

## IV. 實證分析 및 假說檢定の 結果

### 4.1 資料에 대한 記述統計

본 논문에서 사용된 연결회계변수에 대한 기술통계를 살펴보면 <표4>과 같이 전반적으로 연결재무제표수치가 개별재무제표에 비하여 비관적으로 나타난 기업이 많았던 반면에 전년도 연결재무제표상의 수치에 비하여 당해년도의 연결재무제표 수치가 평균적으로 개선된 기업이 더 많았다<sup>11)</sup>. 연결이익의 경우에는 전체표본기업 100개회사 중에서 63개회사가 당해년도

<표 4> 변수에 대한 기술적인 통계

독립변수	평균	표준편차	중앙값	최소값	최대값	감소/증가
UE(1)	-.0301	.1006	-.0061	-.6802	.1637	63/37
UE(2)	-.0153	.1218	.0006	-.7463	.4560	47/53
UCR(1)	-.0786	.2471	-.0367	-.9922	1.0355	69/31
UCR(2)	.0607	.7404	.0368	-3.4511	2.4845	48/52
UDR(1)	.0499	.0684	.0301	-.0735	.2922	15/85
UDR(2)	-.0055	.0929	-.0066	-.1939	.7262	57/43
USALE(1)	1.0711	2.0474	.4428	-.0654	12.3244	3/97
USALE(2)	-.6351	4.0691	.0711	-32.2520	3.7812	42/58

주 1) UE(1), UE(2) : 모형1과 모형2에 의한 비기대연결이익

UCR(1), UCR(2) : 모형1과 모형2에 의한 비기대연결유동비용

UDR(1), UDR(2) : 모형1과 모형2에 의한 비기대연결부채비용

USLAE(1), USALE(2) : 모형1과 모형2에 의한 비기대연결매출

주 2) 모형1 : 개별회계정보와의 차이로 측정된 비기대연결회계정보

모형2 : 전년도 연결회계정보와의 차이로 측정된 비기대연결회계정보

11) 실증분석에서 극단치를 (평균±3\*표준편차)값으로 조정(각 변수별로 2-3개 기업조정 : 평균 2.6%)하여 보았으나, 조정하지 않은 결과와 차이가 거의 나타나지 않았다. 따라서 본 연구에서는 실제자료에 의한 검증결과를 그대로 제시하였다.

개별이익에 비하여 연결이익이 감소한 것으로 나타났다. 이는 과거 감사받지 않은 연결재무제표의 경우에 연결이익이 개별이익에 비하여 증가한 기업의 수의 비율이 더 높았던 것과 비교하면 대조적이다<sup>12)</sup>. 이에 대한 이유로서 종속회사가 평균적으로 손실을 보고했거나 연결회사간의 내부거래를 통하여 지배회사의 이익을 증가시켰을 가능성을 들 수 있다. 다른 이유로서는 과거의 연결재무제표가 감사를 받지 않았기 때문에 연결재무제표기준을 엄격히 준수하지 않고 연결이익을 과대계상하였을 가능성을 들 수 있다. 그리고 연결부채비율의 경우에는 특히 개별부채비율보다 증가한 기업의 비율이 높았는데 이는 연결부채에는 개별종속회사의 부채들이 합산되지만 연결자산의 경우에는 종속회사에 대한 투자계정이 상계되기 때문에 자연적으로 증가할 수 밖에 없는 속성이 있기 때문으로 볼 수 있다.

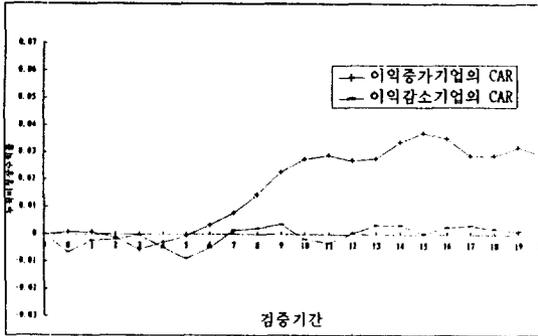
#### 4.2 聯結利益의 情報效果

연결이익의 정보효과는 비기대연결이익의 측정방법[모형1:UE(1), 모형2:UE(2)]과 누적비정상수익률의 측정방법(시장모형, 시장수익률조정모형)에 따라 각각 검토되었다. 첫째 비기대 연결이익에 대한 (0, 20)기간의 누적비정상수익률의 행태가 비기대연결이익의 측정방법과 비정상수익률의 측정방법에 따라 <그림 1>에 제시되어 있다. <그림1-a, b, c, d>에서 나타난 바와 같이 이익증가기업의 누적비정상수익률이 이익감소기업에 비하여 높게 나타났다. 또한 비기대 연결이익에 대한 시장반응은 비정상수익률과 비기대 연결이익의 측정방법에 관계없이 연결감사보고서일(0)을 기준으로 +5일부터 유의적으로 나타나고 +15일 이후에는 거의 나타나지 않고 있다<sup>13)</sup>

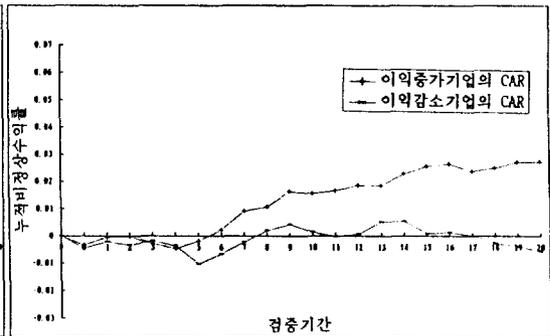
12) 김권중·남상오(1994)에 의하면 1985-1991년에 작성된 539개 연결재무제표중 연결이익이 개별이익에 비하여 증가한 경우는 314개로서 평균 58.3%를 나타내고 있다.

13) 이익증가, 감소기업의 평균누적비정상수익률 차이(t검증)와 비기대연결이익과 누적비정상수익률의 상관관계 분석에서도 +5일부터 유의적으로 나타나기 시작하였다.

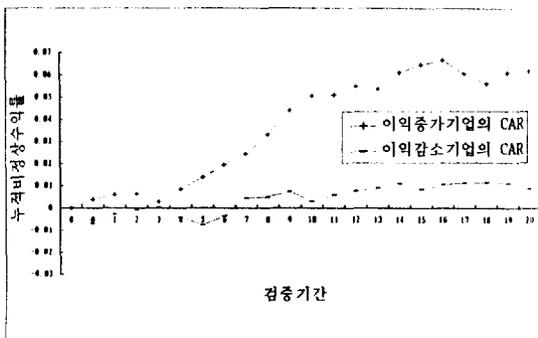
<그림 1-a>[UE(1), 시장모형]의 경우



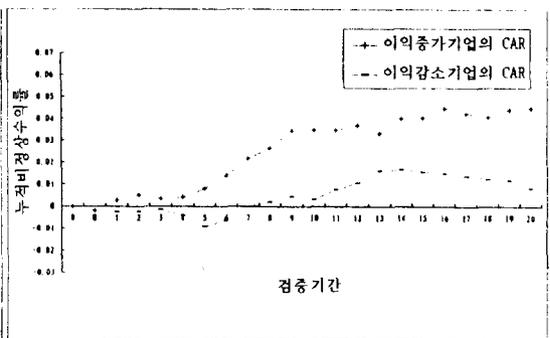
<그림 1-b>[UE(2), 시장모형]의 경우



<그림 1-c>[UE(1), 시장수익률조정모형]의 경우



<그림 1-d>[UE(2), 시장수익률조정모형]의 경우



둘째로 기간 (0, 20)동안의 이익증가기업과 이익감소기업의 일별 평균비정상수익률의 차이에 대한 유의성검증(t검증)과 비기대 연결이익과 비정상수익률간의 상관관계분석결과가 <표 5, 6>에 제시되어 있다. <모형 1>에 의한 비기대 연결이익[UE(1)]과 시장모형에 의한 비정상수익률을 이용한 분석에서는 <표 5>에서와 같이, 0, +4, +10일에 이익증가기업의 평균비정상수익률이 이익감소기업 보다 유의적으로 높게 나타났으며 비기대 연결이익과 비정상수익률과의 상관관계는 +4, +5, +9, +14, +15, +16일에 유의적으로 나타났다. <모형 1>에 의한 비기대연결이익[UE(1)]과 시장수익률조정모형에 의한 비정상수익률을 이용한 분석에서

〈표 5〉 UE(1)과 비정상수익률(시장모형)의 관계분석

검증기간	일별평균비정상수익률의 차이분석			UE(1)과 일별비정상수익률의 상관관계분석
	이익감소기업의 평균 AR(63기업)	이익증가기업의 평균 AR(37기업)	t값	피어슨상관관계
0	-0.0066	0.0008	-1.95*	0.1064
1	0.0043	-0.0001	1.15	0.0350
2	0.0005	-0.0021	0.60	0.0453
3	0.0015	-0.0043	1.33	-0.1492
4	-0.0046	0.0027	-1.85*	0.2331**
5	-0.0039	0.0023	-1.56	0.2264**
6	0.0038	0.0039	-0.02	0.0252
7	0.0065	0.0044	0.52	0.0650
8	0.0006	0.0066	-1.43	0.0268
9	0.0015	0.0082	-1.51	0.1637*
10	-0.0051	0.0049	-2.11**	0.0294
11	-0.0019	0.0015	-0.60	0.0600
12	0.0035	-0.0019	1.15	0.1137
13	0.0028	0.0007	0.40	0.0859
14	0.0000	.0062	-1.18	0.2261**
15	-0.0029	0.0035	-1.25	0.1746*
16	0.0023	-0.0020	0.85	0.1850*
17	0.0006	-0.0065	1.65	-0.1334
18	-0.0011	-0.0000	-0.24	-0.0882
19	-0.0009	0.0031	-0.81	0.0184
20	0.0004	-0.0027	0.64	-0.0848

주 1) \*, \*\*, \*\*\* : 10%, 5%, 1% 유의수준

〈표 6〉에서와 같이 0, +4, +5, +8, +9, +10일에 이익증가기업의 평균비정상수익률이 이익 감소기업 보다 유의적으로 높게 나타났으며 상관관계분석에서는 +4, +5, +9, +16일에 유의적인 정(+)의 상관관계를 나타냈다. 〈모형 2〉에 의한 비기대 연결이익[UE(2)]을 사용한 분석에서도 비정상수익률을 시장모형과 시장수익률조정모형으로 한 경우에 각각 유사한 결과가 나타났다[부록:표1, 2 참조]. 즉, 시장모형에 의한 비정상수익률을 이용한 경우에는 +5, +7, +15일(t검정에서는 +5일)에 유의적인 반응이 관찰되었고 시장수익률조정모형에 의한

〈표 6〉 UE(1)과 비정상수익률(시장조정모형)의 관계분석

검증기간	평균일별비정상수익률의 차이분석			UE(1)과 일별비정상수익률의 상관관계분석
	이익감소기업의 평균 AR(63기업)	이익증가기업의 평균 AR(37기업)	t값	피어슨상관관계
0	-0.0069	0.0040	-2.79***	0.0136
1	0.0042	0.0020	0.55	0.1359
2	0.0019	0.0004	0.32	0.0366
3	0.0012	-0.0034	1.06	-0.1606
4	-0.0046	0.0056	-2.58***	0.2303**
5	-0.0033	0.0054	-2.08**	0.1135**
6	0.0040	0.0056	-0.44	0.0846
7	0.0080	0.0049	0.76	0.0541
8	0.0006	0.0088	-1.92*	0.0353
9	0.0025	0.0107	-1.83*	0.1854*
10	-0.0044	0.0065	-2.11**	0.0744
11	0.0029	0.0005	0.58	-0.0700
12	0.0017	0.0038	-0.50	0.0388
13	0.0014	-0.0011	0.49	0.0198
14	0.0021	0.0073	-1.15	-0.0199
15	-0.0026	0.0036	-1.30	0.1058
16	0.0022	0.0021	0.02	0.1687*
17	0.0006	-0.0061	1.61	-0.2788**
18	0.0002	-0.0044	1.16	-0.1284
19	-0.0004	0.0048	-1.14	0.1386
20	-0.0024	0.0007	-0.66	0.1597

주 1) \*, \*\*, \*\*\* : 10%, 5%, 1% 유의수준

비정상수익률을 이용한 경우에는 +5, +7일(t점정에서는 +5일)에 유의적으로 나타났다. 이러한 분석결과는 (0, 20)기간을 몇개의 구간으로 나누어 구간별 누적비정상수익률과 비기대 연결이익의 상관관계를 검토한 <표 7>의 결과와도 거의 일치하고 있다. 즉, 감사보고서일(0)을 기준으로 (5, 10)기간의 누적비정상수익률과 비기대 연결이익이 모형에 관계없이 유의적인 정(+)의 상관관계를 나타냈다. 그리고 시장모형에 의한 경우에는 (11, 15)기간 동안의 누적비정상수익률과 비기대 연결이익[UE(1), UE(2)]이 유의적인 정(+)의 상관관계를 나타냈다. 이는 +5~+15일까지 연결이익정보에 대한 시장의 반응이 지속되며 특히 +5~+10일의 기간에 반응이 집중되고 있다는 것을 의미한다.

이상의 결과를 요약하면, 비정상수익률과 비기대 연결이익의 측정방법에 관계없이 연결이익은 유의적인 정보효과를 갖는다고 할 수 있다. 이는 전성빈(1994)의 결과와 일치하며 연결이익정보가 시장에서 정보이용자에게 이용되어 주가에 반영되었으며 감사받은 연결이익이 정

<표 7> 비기대 연결이익과 누적비정상수익률의 상관관계

구 분		UE(1)와의 피어슨 상관계수	UE(2)와의 피어슨 상관계수
시 장 모 형	CAR ( 0, 4)	.1166	.0337
	CAR ( 5,10)	.1955**	.2121**
	CAR ( 11,15)	.2585***	.2767***
	CAR ( 16,20)	-.0289	-.0216
시 장 수 익 률 조 정 모 형	CAR ( 0, 4)	.1009	-.0330
	CAR ( 5,10)	.2331***	.1761*
	CAR ( 11,15)	.0393	-.0236
	CAR ( 16,20)	.0409	.0616

주 1) UE(1) : t년도의 개별이익과 t년도 연결이익의 차이

UE(2) : t-1년도의 연결이익과 t년도 연결이익의 차이

주 2) \*, \*\*, \*\*\* : 10%, 5%, 1% 유의수준

주 3) 스피어만상관계수는 모든 경우에 있어서 감사보고서일(0일)을 기준으로 (+5, +10)의 구간에서 비기대연결이익과의 상관계수가 가장 유의적으로 관찰되었다.

보효과를 갖는다는 연구가설 1을 지지해주는 강력한 증거라 할 수 있다<sup>14)</sup>. 연결이익이 유의적인 정보효과를 나타낸 이유에 대하여 다음과 같은 해석을 할 수 있다. 연결이익은 종속회사의 경영성과를 반영하고, 개별이익에 포함되어 있는 연결회사간의 내부거래로 인한 미실현이익이 제거된 후의 금액이다. 그리고 연결이익에는 연결에서 제외된 종속회사와 관계회사의 성과<sup>15)</sup>가 반영되고 지배회사의 투자제정과 종속회사의 자본계정을 상계제거한 후의 차액인 연결조정차(또는 대)에 대한 상각(또는 환입)이 반영된다. 따라서 연결이익에는 지배회사의 개별 재무제표상의 이익이 반영하지 못하는 정보를 포함할 수 있다.

한편, 비기대연결이익에 대한 주식시장의 반응이 監査報告書日을 기준으로 +5일이 경과한 시점에서 시작하여 +10일까지의 기간(6일 동안)에 집중되어 관찰된 결과에 대하여 다음과 같은 해석이 가능하다. 현실적으로 현장 감사업무가 종료된 날(감사보고서일)이후에도 후속사건의 영향에 의하여 이익의 조정이 있을 수 있고<sup>16)</sup>, 감사보고서의 작성과 보고서의 인쇄기간 등을 고려하면 통상 일 주일 정도가 경과한 후에 연결회계정보가 시장에 유출되기 시작한다고 볼 수 있다. 그리고 +15일 이후에 비정상수익률의 유의적인 반응이 거의 관찰되지 않은 것은 연결회계정보에 대한 시장의 효율성을 간접적으로 시사해주는 증거라 할 수 있다.

#### 4.3 非利益 聯結會計資料의 情報效果

연결이익 이외의 회계자료에 대한 추가정보효과의 검증도 비기대연결회계정보의 측정방법(모형1, 모형2)별로 검토하였고, 또한 각각은 시장수익률의 측정방법(시장모형, 시장수익률조정모형)별로 검토가 이루어졌다. 회귀분석에서의 종속변수인 누적비정상수익률(CAR)의 측정기간은 감사보고서일('0')을 기준으로 +5에서부터 +10까지의 6일간으로 하였다. 왜냐하면 비정상수익률과 비기대 연결이익의 측정방법에 관계없이 연결이익에 대한 비정상수익률의 반

14) 전성빈(1994)의 연구와 같이 감사보고서일('0')을 기준으로 하여 (0, 10)(5, 10)의 누적비정상수익률과 비기대연결이익[UE(1), UE(2)]의 회귀분석에서도 비기대연결이익은 유의적으로 나타났다.

15) 개별회계에서는 지분법이 인정되지 않지만 연결회계에서는 비연결종속회사와 관계회사에 대하여 지분법을 적용하도록 되어 있기 때문에 연결재무제표상의 이익에는 지분법적용 대상회사들에 대한 손익이 반영된다.

16) 감사보고서일 이후에도 재무제표에 영향을 미치는 중요한 후속사건이 발견된 경우에는 재무제표가 수정되거나 감사의견이 변경될 수 있다(회계감사준칙 473).

응이 유의적으로 나타난 기간이고 모형간의 비교가능성을 유지할 수 있기 때문이다. 누적비정상수익률(CAR)과 비기대 연결회계정보의 회귀분석결과를 정리한 것이 <표 8>이다.

먼저 연결유동비율의 경우에는 당해년도(t)의 개별재무제표상의 유동비율과의 차이[UCR(1)]로 비기대 연결유동비율이 측정되고, 시장수익률조정모형에 의하여 누적비정상수익률이 측정되었을 때 10%수준에서 유의적인 것으로 관찰되었다. 시장수익률조정모형에서 당해년도(t)의 개별재무제표상의 유동비율과의 차이값으로 측정된 비기대연결유동비율[UCR(1)]이 유의적으로 관찰된 것은 연결유동비율이 연결이익에 대하여 추가적인 정보를 제공하고 있다는 증거가 된다고 볼 수 있다. 이러한 연결유동비율의 추가정보효과에 대하여 다음과 같은 해석을 할 수 있다. 연결유동자산에는 재고자산에 포함되어 있는 미실현이익이 제거된 후의 금액이다. 이러한 미실현이익에 관련된 자료는 개별재무제표상에서는 파악하기 힘들고 연결절차에 의하여 파악될 수 있는 정보이기 때문에 연결이익에 추가되는 정보내용을 가질 수 있다. 또한 연결유동비율은 연결절차에 의하여 지배·종속회사간의 채권·채무가 상계제거된 후의

<표 8> 비이익 연결회계변수의 정보효과 분석결과

구분	종속 변수	독립 변수 (t값)								조정 R <sup>2</sup>
		UE(1)	UE(2)	UCR(1)	UCR(2)	UDR(1)	UDR(2)	USALE(1)	USALE(2)	
시장 모형	CAR <sub>it</sub> (5, 10)	.1072 (1.57)		.0415 (1.56)		.0421 (0.36)		.0035 (1.19)		.038
			.1240 (2.64)***		-.0106 (-1.42)		.0124 (0.19)		-.0019 (-1.29)	.046
시장 수익률 조정 모형	CAR <sub>it</sub> (5, 10)	.1365 (1.93)**		.0504 (1.82)*		.0977 (0.81)		.0013 (0.42)		.050
			.0887 (1.77)*		-.0036 (-0.45)		-.0274 (-0.40)		-.0006 (-0.36)	-.006

주 1) UE(1), UCR(1), UDR(1), USALE(1) : 당해년도 개별재무정보를 기대치로하여 측정된 비기대 연결회계정보

UE(2), UCR(2), UDR(2), USALE(2) : 전년도 연결재무정보를 기대치로하여 측정된 비기대연결회계정보

주 2) ( ) : t값 \*, \*\* : 10%, 5% 유의수준

금액을 기초로 하여 산정된다. 이와같은 채권·채무의 상계가 연결운전자본과 연결유동성에 영향을 미치지 않는지만 내부거래에 대한 추가정보를 제공할 가능성이 있다.

비기대 연결부채비율과 비기대 연결매출은 위의 <표 8>에서 보는 바와 같이 모든 경우에 있어서 유의적이지 않았다. 비기대연결부채비율의 정보효과가 관찰되지 않은 것에 대하여 다음과 같은 해석이 가능하다. 첫째 연결대차대조표에는 종속회사의 부채는 합산되지만 종속회사의 자본은 포함되지 않는다. 따라서 연결대차대조표에 기초한 연결부채비율은 지배회사의 개별부채비율에 비하여 자연 증가될 수 밖에 없는 속성을 갖는다. 그리고 연결실체이론의 적용에 따라 외부주주지분을 부채로 취급할 경우에 연결부채비율은 더욱 증가하게 된다. 따라서 이러한 비율구조 때문에 연결부채비율에 의하여 청구권의 보전여부를 파악하기가 어렵고 따라서 지배회사의 위험평가를 위한 추가정보로서의 유용성이 없을 가능성이 있다. 둘째는 은행감독원의 여신관리규정이나 공정거래위원회의 규제에 의하여 이미 연결재무제표 공시이전에 정보가 알려질 가능성이 있다. 특히 기업집단의 계열사에 대한 채무보증한도가 설정되어 있어서 엄격한 규제를 받기 때문에 기업집단내의 연결회사들의 재무구조에 대한 정보는 이미 시장에 반영되었을 가능성이 높다.

비기대 연결매출의 경우는 다음과 같은 추론이 가능할 수 있다. 첫째 연결매출액은 지배회사 매출액이 포함하지 않는 정보를 갖지만 연결결산이 이루어지기 전에 개별감사보고서등을 통하여 관계회사와의 내부매출거래에 대한 정보가 알려지기 때문에 이미 기반영된 정보일 가능성이 있다. 둘째 개별매출액의 이익에 대한 추가정보효과를 검증한 기존의 연구(송인만, 1989; 김권중, 1993)에서와 같이 연결매출액정보가 연결이익에 추가되는 정보효과를 갖지 않을 가능성이 있다.

#### 4.4 追加分析

연결회계제도에 대한 개선내용중 기존제도와와의 비교할 때 가장 중요한 변화는 연결재무제표의 공시와 외부감사의 의무화라 할 수 있다. 연결재무제표에 대한 감사가 의무화되면서 「연결재무제표기준 및 준칙」이 개정되었지만 기본적인 연결절차에 대한 변경은 없었기 때문에 전년도(1992년도) 연결이익과 당해년도(1993년도) 연결이익이 정보의 질적속성에는 거의

차이가 없을 것으로 볼 수 있다. 다만 전년도(1991년도)의 경우에는 연결재무제표가 외부감사에 의하여 연결회계기준의 준수여부에 대한 적정성을 검증받지 않았고 당해년도의 연결재무제표는 객관적인 검증을 받았다는 차이가 있다. 본 연구에서는 감사받은 연결재무제표와 감사를 받지 않고 임의로 작성된 연결재무제표가 정보효과에 있어서 차이가 있는 지를 검토하기 위하여 본 연구에서와 동일한 표본기업을 대상으로 하는 전년도(1992년도) 연결이익에 대한 정보효과를 추가분석하여 보았다<sup>17)</sup>.

감사받지 않은 전년도(1992년도) 연결회계이익에 대한 정보내용의 검증을 위하여 개별재무제표의 감사보고서일(0)을 기준으로 -5일에서 +5일, -10일에서 +10일까지의 검증기간의 누적비정상수익률을 종속변수로 하고 비기대 연결회계이익과 비기대 개별이익을 독립변수로 하는 회귀분석을 실시하였다<sup>18)</sup>. 종속변수인 누적비정상수익률은 시장수익률조정모형을 이용하여 측정되었다. 그리고 비기대연결이익의 측정은 당해년도(1992년도)의 개별이익을 연결이익에 대한 시장의 기대치로 한 경우와 전년도(1991년도)의 연결이익을 당해년도 연결이익에 대한 시장의 기대치로 한 경우로 하였다. 감사받지 않은 전년도(1992년도) 연결회계이익에 대한 정보내용의 결과가 <표 9>에 정리되어 있다.

감사받지 않은 1992년도의 연결이익에 대한 정보효과는 당해년도(1992년도)의 개별이익과 연결이익의 차이로 측정한 비기대연결이익과 전년도(1991년도)의 연결이익과 당해년도(1992년도)의 연결이익의 차이로 측정한 비기대 연결이익이 모두 유의적이지 않았다<sup>19)</sup>. 이와같이 전년도(1992년도)의 연결이익의 정보효과가 관찰되지 않은 것은 전년도의 연결재무제표가 외부감사인에 의하여 적정성에 대한 확인을 받지 않고 「연결재무제표기준」을 엄격하게 준수하지 않았기 때문일 것으로 보인다. 그러나 4.2절에서 검토한 바와 같이 감사받은 연결이익은 동일한 기업표본에 대하여 일관되게 유의적인 정보효과를 나타냈다. 이는 감사받은 연결이익이 적정성에 대한 외부감사인의 검증을 받았기 때문에 신뢰성이 제고되어 나타난 결과로 추론할 수 있다.

17) 추가분석의 표본은 본 연구의 표본기업(100개 기업)중 1991년도에도 연결재무제표를 공시한 기업으로서 94개 기업이다.

18) 비기대 개별이익(UIE)을 독립변수로 고려한 것은 1992년의 경우에 연결이익이 개별이익과 동시에 공시되기 때문에 개별이익의 공시효과를 통제하기 위함이다.

19) 주주총회일('0일)을 기준으로 한 동일한 분석에서도 연결이익은 유의적이지 않았다. 또한 정규연·김정원(1994)과는 달리 개별이익과 연결이익의 차이인 UE(1)을 더미로 한 회귀분석에서도 1992년도 감사받지 않은 연결이익은 유의적이지 않았다.

〈표 9〉 1992년 연결이익의 정보효과 검증결과

누적비정상 수익률	UE(1) (t 값)	UE(2) (t 값)	UIE (t 값)	수정 R <sup>2</sup>
CAR(-10,10)		0.0302 (0.41)	0.0617 (0.43)	-0.009
CAR(-10,10)	-0.0232 (-0.27)		0.1136 (1.02)	-0.010
CAR(-5, 5)		-0.0650 (-1.49)	0.1819 (2.04)**	0.023
CAR(-5, 5)	-0.0839 (-1.57)		0.1364 (1.97)**	0.028

주 1) 검증모형은  $CAR_t = a + bUE_t(k) + cUIE_t + e_t$  [k=1, 2]임.

주 2) 누적비정상수익률은 동일가중시장수익률 조정모형에 의해 측정됨.

주 3)  $UE(1) = (CE_t - IE_t) / SMV_{it}$ ,  $UE(2) = (CE_t - CE_{t-1}) / SMV_{it}$

$UIE = (IE_t - IE_{t-1}) / SMV_{it}$

여기서, UE(1), UE(2) : 비기대 연결회계이익

UIE : 개별 비기대이익

$CE_t$  : t년도 연결회계이익,  $CE_{t-1}$  : t-1년도 연결회계이익

$IE_t$  : t년도 개별회계이익,  $IE_{t-1}$  : t-1년도 개별회계이익

$SMV_{it}$  : t년말 주식시가총액, t : 1992년도

주 4) \*\* : 5% 유의수준

## V. 結 論

본 연구의 목적은 감사받은 연결회계정보가 시장에 공시되었을 때 정보효과를 가지는가의 여부를 검증하는 것이다. 본 연구에서는 감사받은 연결재무제표를 사용하여 검증자료의 신뢰성의 제약을 완화하였고 개별재무제표와 연결재무제표의 공시일이 상이한 기업을 표본으로 선정함으로써 개별재무제표의 공시가 연결재무제표의 정보효과에 미칠 수 있는 영향을 통제하였다.

연결재무제표에 대한 정보효과의 검증결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째 연결이익의 정보효과는 비정상수익률을 시장모형과 시장수익률조정모형에 의하여 측정된 경우와, 비기대 연결이익을 당해년도의 개별이익과 연결이익의 차이[UE(1)]와 전년도 연결이익과 당해년도의 연결이익의 차이[UE(2)]로 측정된 경우 모두 유의적으로 관찰되었다. 둘째 비이익 연결회계변수중에서 비기대 연결유동비율이 유의적으로 나타났다. 따라서 감사를 받아 처음 공시된 연결재무제표는 시장에서 정보이용자에게 이용되어 주가에 반영되었다고 볼 수 있으며, 이는 감사받은 연결재무제표가 투자자의 의사결정에 유용하다는 증거라 할 수 있다.

연결재무제표의 경우에는 제출마감일(결산일 이후 4개월 이내)만 정해져 있고, 주주총회일, 증권시장지일 등의 공식적인 공시일이 없기 때문에 시장에 연결재무제표정보가 유출되는 시점을 파악하기가 어렵다. 본 연구에서는 연결감사보고서일을 기준시점으로하여 비기대 연결이익에 대한 시장의 반응을 검증하여 보았다. 그 결과 감사보고서일을 '0'으로 할 때 +5일에서 +10일 까지의 6일간의 기간에 시장의 반응이 집중되는 것으로 관찰되었다. 이러한 관찰 결과는 향후의 자본시장에 근거한 회계학연구에서의 공시일선정과 관련하여 중요한 시사점을 제공할 것으로 보인다.

감사받지 않은 1992년도의 연결이익에 대한 정보효과의 추가검증결과는 비기대 연결이익의 측정방법을 당해년도(1992년도)의 개별이익과 연결이익의 차이로 한 경우와 전년도(1991년도)의 연결이익과 당해년도의 연결이익과의 차이로 한 경우 모두 유의적이지 않았다. 이러한 결과는 1992년도의 연결이익이 적정성에 대한 외부감사를 받지 않았기 때문에 신뢰성이 결여되어 나타난 결과일 가능성이 있다. 그리고 이와는 달리 1993년도의 연결이익에 대하여 일관되게 유의적인 정보효과가 관찰된 것은 연결재무제표에 대한 외부감사가 의무화되면서 연결이익정보에 대한 상대적인 신뢰성이 제고되었기 때문일 가능성을 시사해준다.

한편, 학계일각에서 현행의 기준하에서의 연결재무제표는 사실상 단일의 경제실체로 볼 수 있는 기업집단내의 계열사가 연결대상에서 제외되기 때문에 유용성에 있어서 한계가 있으며, 이에 대한 대안으로써 기업집단연결재무제표가 도입되어야 한다고 주장한다. 본 연구의 결과는 그러한 한계에도 불구하고 현행의 감사받은 연결재무제표가 유용성이 있는 것으로 나타났다. 따라서 기업집단연결재무제표의 도입에 대한 논의는 현행의 연결재무제표를 대체하기 보다는 보완하는 방향에서 이루어져야 할 것이다(전성빈, 1994).

본 연구는 다음과 같은 한계점을 갖는다. 첫째, 본 연구에서는 표본기업이 1993년 12월 결산법인에 국한되었기 때문에 연결재무제표의 정보내용에 대한 본 연구의 결과를 일반화하는데 한계가 있다. 둘째, 본 연구에서 연결이익 이외의 비이익 연결회계변수의 선정에 있어서 어느정도 자의성을 배제할 수 없었다. 셋째, 자료의 제약으로 인하여 연결회계정보의 시장기대치를 추정하는 과정에서 보다 정교한 時系列예측모형을 적용할 수 없었다.

본 연구의 주제와 관련되어 다음과 같은 방향으로 연구가 이루어져야 할 필요성이 있다. 첫째, 감사받은 연결재무제표가 수개년간 축적된다면 이들 자료를 사용함으로써 표본선정기간의 제약을 받지 않을 수 있고, 보다 정교한 추정모형을 이용할 수 있게 된다. 그렇게 되면 연결회계자료의 정보효과에 대한 검증결과를 보다 일반화 시킬수 있는 연구를 수행할 수 있을 것이다. 둘째, 연결현금흐름표가 추가로 공시된다면 기업집단의 유동성이나 재무적 상황을 보다 잘 반영해줄 수 있는 변수를 선정하여 정보효과를 검증할 수 있을 것이다. 셋째, 공시일과 검증기간의 설정은 연결재무제표를 이용한 연구뿐만아니라 개별재무제표를 이용한 연구에서도 중요한 과제이기 때문에 반복적인 검토를 통하여 일반적으로 수용될 수 있는 검증기간을 도출할 필요가 있다.

## 참 고 문 헌

1. 강 희돈, “기업의 경영정상화와 연결재무제표제도”, 월간 공인회계사 (1993. 9) pp. 34-46.
2. 고 정섭, 「연결재무제표론」, 다산출판사 (1982).
3. 고 정섭, “연결회계의 실태와 개선”, 회계 제 21 호(1985), pp. 143-159.
4. 김 권중, “대체적 EPS 측정방법과 이를 이용한 이익, 매출액 및 비용의 정보가치분석”, 회계학연구 제17호 (1993), pp. 1-28.
5. 김 권중·남 상오, “연결회계정책 정립을 위한 실증적 연구”, 회계학연구 제 18 호 pp. 19-46.
6. 김 권중, 황 선홍, 김 진선, “지수수익률의 선택과 초과수익률추정치에 관한 편익”, 증권학회지

- 제16집 (1994), pp. 467-511.
7. 김 지홍, "연결재무제표정보의 특성과 분석", 월간 공인회계사 (1993. 9), pp. 26-33.
  8. 남 상오, "기업집단연결재무제표의 도입의 타당성과 기대효과" 기업집단연결재무제표 도입방안에 대한 심포지움 발표논문, 한국회계학회 (1992), pp. 6-41.
  9. 송 용선, "연결회계제도 개선의 의의와 영향", 월간 공인회계사(1993. 9) pp. 18-25.
  10. 송 인만, "회계이익정보의 유용성에 관한 실증적 연구: 주별수익률을 이용한 회계이익 공시시점의 검토", 회계학연구 제9호 (1989), pp. 1-24.
  11. 송 인만, "회계이익과 매출액의 상대적인 정보가치에 대한 실증적 연구", 증권학회지 제 11집(1989), pp. 79-110.
  12. 이 남주 · 나인철, "재무분석가의 예측치를 이용하여 측정한 회계이익정보와 매출정보의 유용성에 대한 실증적 연구", 증권학회지 제 14집 (1992), pp. 523-553.
  13. 이 만우, "우리나라 연결회계제도의 개선방안", 회계학연구 제14호(1992), pp. 251-267.
  14. 전 성빈, "우리나라 연결회계제도의 개선방안에 대한 논평", 회계학연구 제14호 (1992), pp. 268-271.
  15. 전 성빈, "감사받은 연결재무제표의 정보효과", 회계학연구 제19호(1994), pp. 51-71.
  16. 정 경만, "비이익회계자료를 이용한 이익예측에 관한 연구", 회계학연구 제18호(1994), pp. 47-84.
  17. 정 규언 · 김 정원, "연결재무제표의 추가적인 정보가치에 대한 연구", 경영학연구 제 23권 제 3 호(1994), pp. 83-108.
  18. 정 종암 · 김 지홍, "연결재무제표의 유용성에 관한 연구", 경영학연구 제20권 제2호 (1991), pp. 127-155.
  19. 정 혜영, "재무제표정보와 주가수익률 예측," 회계학연구 제12호(1991), pp. 31-56.
  20. 주 인기, "기업집단 연결재무제표의 도입방안", 기업집단연결재무제표 도입방안에 대한 심포지움 발표논문집 (1992), 한국회계학회, pp. 41-73.
  21. 황 우현, "연결회계제도의 운용방향", 월간 공인회계사(1993. 9), pp. 41-46.
  22. 한국상장회사협의회, 상장, 1993년 8월호 - 1994년 10월호.
  23. Bhandari, L., "Debt /Equity Ratio and Expected Common Stock Returns : Emprical

- Evidence”, *The Journal of Finance*, VOL. XLIII, No. 2, (June,1988), pp. 507-528.
24. Christie. A. A., “On Cross-Sectional Analysis in Accounting Research”, *Journal of Accounting Research* (December, 1987), pp. 231-258.
  25. Fama,E. and K. French, “The Cross-Section of Expected Stock Returns”, *The Journal of Finance*, VOL. XLVII,NO. 2, (June,1992),pp. 427-465.
  26. Foster, G., *Financial Statement Analysis*, 2nd ed., Prentice-Hall, Inc. (1986).
  27. Heian,J. B. and J. Thies, “Consolidation of Finance Subsidiaries : \$ 230 Billion in Off-Balance-Sheet Financing Comes Home to Roost,” *Accounting Horizons*(March, 1989),pp. 1-9.
  28. Jennings, R., “A Note of Interpreting Incremental Information Content”, *The Accounting Review* (December,1990), pp. 925-932.
  29. Lev,B., “On Usefulness of Earnings and Earnings Research : Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research”, *Journal of Accounting Research* (Supplement to 1989), pp. 153-192.
  30. Ou, J., and Penman,H., “Financial statement analysis and the prediction of stock returns”, *Journal of Accounting and Economics* (1989),pp. 295-329
  31. Pendlebury,M., “The Application of Information Theory to Accounting for Groups of Companies,” *Journal of Business Finance and Accounting* (Spring, 1980),pp. 105-117.
  32. Walker,R., “An Evaluation of Information Conveyed by Consolidated Statements,” *Abacus*(December, 1976),pp. 77-115.
  33. Whittred,G., “The Evolution of Consolidated Financial Reporting in Australia ,” *Abacus*(September, 1986),pp. 103-120.
  34. \_\_\_\_\_, “ The Derived Demand for Consolidated Financial Reporting ,” *Journal of Accounting and Economics*(December, 1987),pp. 259-285.
  35. Wilson,G., “ The Incremental Information Content of the Accrual and Funds Components of Earnings After Controlling for Earnings,” *The Accounting Review* (October, 1987),pp. 293-322.

부 록

〈표 1〉 UE(2)와 비정상수익률(시장모형)의 관계분석

검증기간	일별평균비정상수익률의 차이분석			UE(2)과 일별비정상수익률의 상관관계분석
	이익감소기업의 평균 AR(63기업)	이익증가기업의 평균 AR(37기업)	t값	피어슨상관관계
0	-0.0045	-0.0033	-0.29	-0.0048
1	0.0024	0.0029	-0.13	0.0028
2	-0.0013	0.0002	-0.36	0.1225
3	0.0016	-0.0026	0.99	-0.0625
4	-0.0019	-0.0018	-0.03	0.0117
5	-0.0066	0.0027	-2.44**	0.2483***
6	0.0036	0.0041	-0.12	0.0908
7	0.0044	0.0070	-0.67	0.2033**
8	0.0043	0.0016	0.67	-0.1219
9	0.0022	0.0056	-0.78	0.1350
10	-0.0027	-0.0007	-0.45	0.0411
11	-0.0017	0.0010	-0.61	0.1067
12	0.0010	0.0020	-0.20	0.0932
13	0.0044	-0.0000	0.85	0.1607
14	0.0001	0.0042	-0.80	0.1357
15	-0.0044	0.0029	-1.45	0.2120**
16	0.0004	0.0009	-0.09	0.0806
17	-0.0013	-0.0027	0.34	-0.0552
18	-0.0027	0.0011	-0.86	-0.0843
19	-0.0013	0.0022	-0.73	0.0298
20	-0.0017	0.0001	-0.40	-0.0404

주 1) \*\*, \*\*\* : 50%, 1% 유의수준

〈표 2〉 UE(2)와 비정상수익률(시장조정모형)의 관계분석

검증기간	일별평균비정상수익률의 차이분석			UE(2)과 일별비정상수익률의 상관관계분석
	이익감소기업의 평균 AR(63기업)	이익증가기업의 평균 AR(37기업)	t값	피어슨상관관계
0	-0.0046	-0.0013	-0.85	-0.0001
1	0.0027	0.0041	-0.36	-0.0443
2	0.0008	0.0018	-0.23	0.0792
3	0.00010	-0.0018	0.66	-0.1054
4	-0.0017	0.00003	-0.44	-0.0075
5	-0.0054	0.0046	-2.50***	0.1975**
6	0.0040	0.0051	-0.31	0.0999
7	0.0056	0.0080	-0.62	0.1707*
8	0.0039	0.0033	0.15	-0.1322
9	0.0033	0.0075	-0.96	0.1234
10	-0.0016	0.0007	-0.49	0.0474
11	0.0049	-0.0006	1.38	-0.1072
12	0.0037	0.0014	0.55	-0.0542
13	0.0047	-0.0032	1.64	0.1050
14	0.0012	0.0065	-1.22	-0.0760
15	-0.0021	0.0012	-0.70	0.0534
16	-0.00002	0.0041	-0.98	-0.0501
17	-0.0006	-0.0030	0.61	-0.0971
18	-0.0020	-0.0010	-0.25	-0.1397
19	-0.0012	0.0040	-1.15	0.0352
20	-0.0041	0.0013	-1.18	0.0738

주 1) \*, \*\*, \*\*\* : 10%, 5%, 1% 유의수준

## The Information Content of Consolidated Accounting Date

Seonghwan Park\*

### ABSTRACT

The purpose of this study is to test the information content of audited consolidated financial statements. Tests are focused on two issues : to test the information content of consolidated earnings and to test the incremental information content of non-earnings consolidated accounting data.

The results of this study are as follows.

- 1) The market significantly reacts to consolidated earnings after controlling the effect of individual earnings announcements regardless of testing models.
- 2) The consolidated liquidity ratio variable of non-earnings consolidated accounting data is significantly reacted.
- 3) In the additional analysis, the stock market reaction on the unaudited consolidated earnings of fiscal year 1992 is not significant.

These results imply that audited consolidated financial statements are informative for investors in stock market. Also they shows that audited consolidated financial statements have the tendency of having more significant information content than unaudited statements, which implies that the former tends to have a significant information content due to their increased reliability through external audit.

---

\* Associate Professor, Dept. of Accounting, Taejon National Univ of Technology

