

연결재무제표의 추가적인 정보가치에 관한 연구

The Incremental Information Content of Consolidated Financial Statements

最初論文 接受日 : 93. 6
修正本 接受日 : 94. 1
論文 掲載 確定日 : 94. 1

정 규 언*
김 정 원**

초 록

최근 지배·종속회사에 의한 현행의 연결재무제표는, 실질소유경영자와 특수관계인 및 계열회사가 지배지분을 공유하는 방법으로 실질소유경영자가 기업집단에 속한 계열회사를 지배하는 주식소유구조를 가진 우리나라의 독특한 경제환경에서는, 유용성이 의문시되므로 기업집단 연결재무제표로 대체 또는 보완해야 한다는 주장이 많이 있다. 본 연구는 이러한 주장에 대한 실증적인 검증의 일환으로 현행의 연결재무제표의 유용성을 실증적으로 검증하였다. 연결재무제표의 유용성은 재무제표 공표시점의 추가반응을 통하여 연결재무제표의 개별재무제표에 대한 추가적인 정보가치를 검증하였다. 즉, 재무제표 공표시점의 비정상수익률을 종속변수로 하고 개별재무제표상의 이익과 매출액, 연결재무제표상의 이익과 매출액을 설명변수로 하는 모형과 연결이익과 개별이익의 차이정보를 설명변수로 한 회귀분석을 통하여 연결재무제표 정보의 추가적인 정보가치를 검증하였다. 비정상수익률은 시장모형 잔차가 가지는 횡단적 상관성을 줄이기 위해 시장모형에 산업지수를 추가한 이요인모형을 사용하여 측정하였다.

실증분석결과는 다음과 같았다. 첫째, 연결이익정보를 전기연결이익과의 차이로 측정한 경우에는 연결이익과 개별이익의 높은 상관관계로 인하여 연결이익의 추가적인 정보가치를 검증하지 못했다. 그러나 연결이익정보를 연결이익과 개별이익의 차이에 따른 dummy 변수로 정의한 경우 개별이익에 대하여 추가적인 정보가치를 가지는 것으로 나타났다. 개별재무제표에서는 투

* 부산외국어대학교 전임강사

** 영화회계법인 공인회계사

자주식 평가를 원가법으로 함에 따라 종속회사의 경영성과가 반영되지 않고 내부거래로 인한 미실현이익이 제거되지 않지만 연결이익은 이 두가지 사항이 반영되어 산출된다. 따라서 연결이익과 개별이익의 차이는 주로 종속회사의 경영성과 및 종속회사와의 내부거래로 인한 미실현이익을 의미하고 이는 연결이익이 개별이익에 대하여 가지는 추가정보라 할 수 있다. 이점에서 연결이익과 개별이익의 차이변수의 유용성 검증은 연결이익의 유용성을 의미한다고 할 수 있다.

둘째, 연결매출정보와 개별매출정보는 개별적으로도, 이익에 대하여 추가적으로도 비정상수익률을 유의적으로 설명하지 못했다. 개별매출정보가 정보가치를 나타내지 못하는 이유는 매출정보의 측정방법과 정보가 시장에 전달되는 시점인 검증기간의 선정 때문으로 보인다. 결산이라는 복잡한 절차를 거쳐서 산출되는 이익정보와 달리 개별매출정보는 단순한 매출액의 집계로서 산출되며, 기업의 각 분기별 매출은 각 분기 익월 25일까지 부가가치세 신고시에 세무서에 신고되므로 매출정보는 회계기간중에도 쉽게 시장으로 유출될 수 있다. 따라서 매출정보를 전기와의 차이로 산출하는 경우 실제로 시장이 접하는 매출정보와 매우 다르게 측정될 것이며, 4/4분기 매출액도 12월말 결산법인의 경우 익년초에 집계되고 1월 25일까지 세무서에 신고되므로 매출정보는 늦어도 익년 1월 중에는 시장에 유출된다고 보아야 할 것이다. 따라서 매출정보를 전기와의 차이로 측정하고, 검증기간을 2월과 3월로 한 본 연구에서는 개별매출정보는 비정상수익률을 전혀 설명하지 못하고 있다.

I. 서론

특정 경제실체가 사업을 수직적 또는 수평적으로 확장하는 방법 중 하나는 지분확보에 의한 타회사의 지배이다. 경영권을 장악할 수 있는 지분을 확보하여 타회사를 실질적으로 지배하는 경우 지배기업의 경영성과는 종속기업의 경영성과에 영향을 받는다. 그러나 우리나라에서는 개별재무제표 작성시 관계회사주식을 원가법으로 평가하고 있어 종속회사의 경영성과가 반영되지 않고 내부거래로 인한 미실현이익이 제거되지 않아 개별재무제표만으로 지배기업을 평가하기에는 어려움이 있다. 특히 상장회사가 비상장 종속회사를 소유하고 있는 경우,

종속회사의 거래를 통하여 많은 이해관계자의 관심이 집중되는 상장회사 공시정보를 왜곡할 가능성이 있다. 따라서 종속회사의 경영성과와 재무상태를 반영하는 연결재무제표가 요구된다.

연결재무제표를 주된 재무제표로 하고 있는 미국과 달리, 우리나라는 증권거래법 시행규칙이 개정된 1992년 4월 이전에는 연결재무제표가 감사되지 않은 상태로 지배회사의 개별재무제표에 대한 보충적 정보로서 제공되고 있다.¹⁾ 증권거래법 시행규칙의 개정으로 상장법인의 연결재무제표 작성, 공시 및 외부감사의 의무화되고 1992년 6월에는 연결재무제표 기준이 개정되어 현행의 연결재무제표 제도가 강화되었다. 이 과정에서 현행 연결재무제표 무용론 내지 기업집단연결재무제표의 도입 주장(남상오, 1991, 1992)이 제기되어 학계, 실무계, 정부당국의 높은 관심과 논쟁을 유발하였다.²⁾

기업집단연결재무제표의 도입을 주장하는 논리는, 우리나라는 재벌기업이 경제를 주도하는 독특한 경제환경이며, 실질소유경영자와 특수관계인 및 계열회사가 지배지분을 공유하는 방법으로 실질소유경영자가 기업집단에 속한 계열회사를 지배하는 주식소유구조를 가지므로, 단순한 지배·종속회사에 의한 현행 연결재무제표는 맞지 않는다는 것이다(남상오, 1992, p.6). 반면 수년내 거대재벌이 소그룹으로 분할되어 지배·종속관계를 형성할 것이며 궁극적으로 타기업 또는 금융기관 자본의 참여로 전문경영인에 의한 경영이 이루어 질 것으로 예상하고, 기업집단연결재무제표의 도입에 신중론을 제기하는 주장도 있다(이만우, 1992, p.262). 이러한 주장들의 타당성은 각 대안에 대한 효익·비용분석에 대한 실증적인 연구를 바탕으로 평가되어야 할 것이다(전성빈, 1992, p.269).

본 연구는 이러한 맥락에서 개별재무제표에 대한 보충적 정보로서 제공되고 있는 현행(1992년의 개정기준이 시행되기 이전) 연결재무제표의 개별재무제표에 대한 추가적인 정보가치를 실증적으로 검증해 보고자 한다. 연결재무제표정보로는 연결이익, 연결매출, 연결이익과 개별이익의 차이정보가 검토되었으며 유용성은 재무제표의 공표시점 비정상수익률에 대한 설명력으로 측정되었다.

1) 보충적 정보로 제공되는 감사되지 않은 연결재무제표도 작성하지 않은 경우 감사보고서의 특기사항으로 미작성사실을 기록하기만 하면 큰 불이익은 없었다.

2) 1992년 6월 4일 발표된 정부의 신경제 5개년 계획에 따르면 1994년부터 연결재무제표 작성대상 법인이 상장법인에서 외부감사대상법인으로 확대되고, 1996~97년에는 대규모 기업집단의 기업집단연결재무제표 작성이 의무화될 예정이다.

II. 이전연구의 검토

연결재무제표의 유용성에 대한 실증적 연구는 많지 않다. 고정섭(1985)은 1983년 12월 31일부터 1984년 6월 30일 사이에 결산일이었던 상장회사가 작성한 44개의 연결재무제표를 대상으로 하여 재무상태나 수익성을 나타내는 비율이 연결재무제표와 개별재무제표에 있어서 차이가 나는 지를 조사하였다. 그 결과 평균비율이 유동자산점유비율, 부채점유비율, 총자산이익율은 연결재무제표가 개별재무제표에 비하여 나빠졌으며, 개별자본대연결자본비율, 자기자본이익율은 연결재무제표가 개별재무제표에 비하여 양호한 것으로 나타났다.

그러나 이 연구는 연결회계제도의 개선점 제시와 이를 위한 연결실태의 분석에 초점을 맞추고 있기 때문에 연결재무제표의 유용성 검증에는 미흡하다. 이 연구에서는 개별재무제표에 의한 비율과 연결재무제표에 의한 비율의 차이에 대한 기술적인 분석만 하고 통계적 검증을 실시하지 않고 있다.

정종암과 김지홍(1991)은 100대 재벌 대표기업 회계담당자의 연결재무제표에 대한 인식조사와 함께, 한국신용평가(주)에서 발행하는 「30대재벌 재무자료분석집」 상의 30대 재벌의 기업집단연결재무제표와 각 재벌의 대표기업 개별재무제표를 이용하여 연결재무제표에 의한 재무비율과 개별재무제표에 의한 재무비율의 차이 여부를 검증하였다. 또한 이 연구에서는 재무비율을 이용한 판별분석에 있어 연결비율과 개별비율에 의한 분석에 차이가 있는지를 연구하였다. 그 결과는 비율분석의 경우에는 성장성을 제외하고는 유동성, 레버리지, 수익성, 활동성 모두 연결비율이 개별비율보다 더 나쁜 것으로 나타났다. 또한 재무비율을 이용한 판별분석에 있어서는 판별식의 값이 연결비율을 이용한 경우가 개별비율을 이용한 경우보다 불리하게 나타났다.

이 연구는 대표기업을 매출액, 회사의 지명도, 그룹명칭과의 동일성여부 등을 고려하여 그룹을 대표하는 기업으로 선정하고 있으므로(정종암·김지홍, 1991, p.134) 대표기업이 집단 내 기업들의 평균적인 대표가 아니다. 따라서 대표기업은 그룹의 얼굴이므로 그룹의 평균보다 높은 성과 또는 나은 재무상태를 보일 수 있고, 이와 그룹집단연결재무제표를 비교하는 경우 체계적인 편의를 가져올 수 있다.

박종필(1992)은 연결재무제표 이익정보와 재무제표 공표시점의 비정상수익률과의 관련성

분석으로 연결이익정보의 정보가치를 분석하였다. 분석결과는 연결이익정보가 개별적으로도 비정상수익률과 상관관계를 갖지 않았으며, 개별이익정보에 대한 추가적인 설명력도 갖지 못했다. 이 연구에서 연결이익정보의 정보가치를 발견하지 못한 것은 정보가 시장에 전달되는 시점인 사건일의 선정과 관련되지 않나 생각된다. 이 연구에서는 사건일을 주주총회일로 잡고 전후 10일간의 비정상수익률을 분석하고 있으나, 상장법인은 정기주주 총회 7일전까지 감사보고서를 증권관리위원회에 제출해야 하고 이를 위해 실질적인 결산이 그 이전에 이루어지므로 주주총회일전 10일이전에 이미 중요결산정보가 시장에 전달될 가능성이 크다. 따라서 주총일을 전후한 날에는 재무제표정보의 공시효과가 반감되어 연결이익정보의 정보가치를 검증하지 못한 것으로 생각된다.

그외 김두황(1987)은 사례분석을 통하여 기업집단내 기업끼리의 무리한 내부거래나 자금 지원으로 손익은폐나 재무구조 부실의 은폐가 있음을 지적하고 연결범위를 지배종속회사와 함께 손익거래나 채권채무가 있는 기업집단내의 관계회사도 포함해야 한다고 주장하고 있다.

Ⅲ. 연구설계

3.1 연결재무제표 순이익의 정보가치

우리나라는 개별재무제표의 작성시 관계회사주식의 평가를 지분법이 아니라 원가법에 의하고 있다. 투자지분이 계속 취득원가로 평가되므로 투자성과인 종속회사의 경영성과가 지배회사의 개별재무제표에는 전혀 반영되지 않는다. 물론 피투자회사의 주식가격(비상장회사인 경우 순장부가액)이 취득원가 보다 30%이상 하락한 경우에는 시가(비상장기업의 경우 순장부가액)로 평가하여 제한적으로 투자성과가 반영되기는 한다.³⁾ 그러나 실질적으로 경영권을

3) 1990년 3월 29일에 개정된 기업회계기준에서는 30%기준이 없어지고 취득가액과 시가(비상장주식의 경우 순장부가액)를 비교하는 순수한 저가법을 사용하도록 개정하였다. 그러나 이 조항의 적용을 1991년 9월 30일이 속하는 회계년도까지는 유보하고 있어 12월말 결산법인의 경우 1992년회계년도부터 순수한 저가법의 적용을 받게된다(기업회계기준 부칙 3항). 따라서 1989, 1990년회계년도로 이루어진 본 연구의 표본에서는 순수한 저가법이 적용되지 않았다.

지배하고 있는 관계회사주식은 저가평가의 규정에도 불구하고 취득원가로 평가할 수 있게 규정되어 있어(기업회계기준 94조 2항)⁴⁾ 여전히 종속회사에 대한 투자성과는 지배회사의 개별 재무제표 순이익에는 반영되지 않는다.

또한 개별재무제표 작성시 지분법을 적용하지 않음에 따라 관계회사간의 내부거래로 인한 미실현이익이 제거되지 않는다. 따라서 관계회사간의 내부거래로 통한 개별재무제표 순이익의 조절이 가능하다. 실제 <표 4>의 결과를 보면 종속회사의 경영성과가 반영되고 관계회사간의 내부실현이익이 제거된 후에 산출되는 연결재무제표 순이익이 지배회사 개별재무제표 순이익보다 작은 회사가 34%에서 43%까지에 이르고 있어 지배회사 개별재무제표 순이익에는 관계회사간의 내부거래로 인한 미실현이익의 상당부분이 존재할 가능성을 보여주고 있다.

관계회사주식을 지분법이 아니라 원가법으로 평가함에 따라 개별재무제표의 당기순이익이 관계회사에 대한 투자성과를 반영하지 못하고, 관계회사의 내부거래로 인한 미실현이익을 그대로 포함하고 있는 반면에 연결재무제표 순이익에는 관계회사간의 내부거래로 인한 미실현이익이 제거되고 관계회사의 경영성과도 반영된다. 연결재무제표 순이익은 지배회사의 당기순이익에 종속회사의 경영성과 중 지배회사 지분이 가산되며, 종속회사와의 거래로 인한 내부미실현이익이 차감되어 계산된다.⁵⁾ 또한 연결대상에서 제외되는 종속회사나 종속회사가 아닌 관계회사(20% 이상 50% 이하의 지분을 소유)인 경우에도 개별재무제표 작성시와는 달리 관계회사와의 평가를 지분법으로 하도록 규정하고 있어 역시 관계회사의 경영성과가 반영되며, 관계회사와의 거래로 인한 내부미실현이익이 제거된다. 따라서 연결재무제표 순이익은 지배회사 개별재무제표 순이익에 대하여 추가적인 정보가치를 가질 것이다.

3.2 매출의 정보가치

매출이 이익에 대하여 추가적인 정보가치를 가지는가에 대해서는 송인만(1989), 이남주·나인철(192), 김권중(1993)에서 연구되었으며, 매출이 이익에 대하여 추가적인 정보가치를

4) 이 규정을 적용받는 관계회사주식은 연결대상인 종속회사보다 넓은 의미의 관계회사로 해석, 운용되므로 연결 대상이 아닌 관계회사주식의 경우에도 이 규정을 적용받아 저가법이 아닌 원가법으로 평가되는 경우가 많다(기업회계기준 예규 65-420, 1986. 1. 23).

5) 연결조정차와 연결조정대계정의 상각금액이 추가적으로 반영되나 5년 균등상각이므로 손익에 미치는 영향이 적을 것이므로 제외하고 설명하였다.

가질 수 있는 점은 이들 논문에서 다음과 같이 제시되고 있다.

매출액은 현금유입에 관한 정보를 제공하며 상대적으로 경영자의 회계정책에 영향을 적게 받으므로 신뢰성이 높아 이익수치가 갖지 못한 정보를 제공할 수 있다(송인만, 1989, p.107). 또한, 영업실적으로 이해되는 매출은 특정 경제행위에 참가할 수 있기 위한 진입장벽이 되기도 하며, 매출순위경쟁이나 매출실적상위사의 공시 등이 매출의 정보가치를 시사하는 현상으로 볼 수 있다(이남주·나인철, 1992, p.525). 비록 송인만(1989)의 연구에서는 개별재무제표 매출액 정보의 이익정보에 대한 추가적인 정보가치를 발견하지 못했지만, 매출정보를 전기실적과의 차이가 아니라 12월 중순 이후에 이루어지는 증권분석가 예측치와의 차이로 측정 한 이남주·나인철(1992)의 연구와 연결재무제표를 주된 재무제표로 하고 있는 미국의 경우 매출정보의 정보가치를 검증한 연구들이 보고된 바 있다(Benston 1967, Hopewood와 McKeown 1985, Lipe 1986). 따라서 본 논문에서도 개별재무제표정보로 이익과 함께 매출정보가 검토되었으며 연결매출 역시 연결실체에 대한 영업성과의 일면을 나타낸다는 점에서 비슷한 논리로 그 정보가치를 설명할 수 있을 것이다. 특히 연결매출은 연결대상회사간의 매출을 전액 제거하여 산출하므로 연결실체의 외부와의 거래로 인한 매출액만을 표시하며, 관계회사간의 거래를 통한 매출액 조절의 효과를 제거하므로 개별재무제표 매출정보에 대하여 추가적인 정보가치를 가질 수 있을 것이다. 따라서 연결재무제표정보로 연결순이익과 함께 연결매출액정보가 검토되었다.

3.3 모형 및 연구가설의 설정

본 연구는 연결재무제표의 추가적인 정보가치를 검증하는 것이 그 목적이다. 정보가치는 재무제표 공시시점의 비정상수익률을 이용하여 검증하였으며 연결재무제표의 주요 정보로는 앞서 설명한 이유로 연결순이익과 연결매출액이 고려되었다.

이에 따라 다음과 같은 회귀모형을 설정하였다.

$$SCAR_t = b_0 + b_1UEI + b_2 USI + b_3 UEC + b_4 USC + e_t \quad (\text{식 1})$$

여기서 UCAR : 검증기간의 표준화된 누적적 비정상수익률

UEI : 지배회사 개별재무제표의 비기대이익

USI : 지배회사 개별재무제표의 비기대매출액

UEC: 연결재무제표의 비기대이익

USC: 연결재무제표의 비기대매출액

e_i : 회귀잔차

(식 1)을 이용하여 연결재무제표정보인 비기대연결이익(UEC)과 비기대연결매출액(USC)이 개별재무제표정보(UEI와 USI)에 비하여 추가적인 정보가치를 가지는 지 여부를 검증하므로 본 연구의 연구가설은 다음과 같이 명시할 수 있을 것이다.⁶⁾

연구가설 I : $b_3 > 0$

연구가설 II : $b_4 > 0$

(식 1)에 의한 검증결과 <표 5>와 <표 6>에서 알 수 있듯이, 연결이익은 개별이익과 매우 높은 상관관계를 보이고 있으며(상관계수 0.808) 이로 인하여 연결이익과 개별이익을 (식 1)과 같이 설명변수로 동시에 이용할 경우 다중공선성을 유발하여 연결이익의 정보가치를 검증할 수 없었다. 또한 개별매출과 연결매출정보는 개별적으로도, 이익에 대해 추가적으로도 모두 비정상수익율을 설명하지 못했다. 따라서 매출변수는 제외하고 연결이익정보는 다음의 (식 2)에서와 같이 개별이익과의 차이에 따른 dummy변수로 하여 추가분석을 시행하였다.

$$SCAR_i = C_0 + C_1 UEI + C_2 EDD + u_i \tag{식 2}$$

여기서 SCAR : 검증기간의 표준화된 누적적 비정상수익률

UEI : 지배회사 개별재무제표의 비기대이익

EDD : 연결순이익과 개별재무제표 순이익의 차이에 따른 dummy변수

연결이익 > 개별이익이면, 1

연결이익 < 개별이익이면, 0

u_i : 회귀잔차

6) 이익과 매출을 동시에 설명변수로 이용하는 경우($SCAR_i = b_0 + b_1 UEI + b_2 USI + e_i$) 매출의 회귀계수(b_2)는 이익의 일정 수준일때 매출증가에 따른 비정상수익률의 반응을 표시하게 된다. 따라서 이익이 고정되고 매출이 증가하는 경우는 관련비용도 같이 증가하는 경우를 말하며, 매출과 관련비용이 함께 증가하는 경우 앞서 '3.2 매출의 정보가치'에서 설명한 논리로 b_2 또는 b_4 의 기대부호를 양으로 보았다. 김권중(1993)에서는 b_2 의 의미를 약간 달리 해석하고 있으며 기대부호는 $b_2 > 0$ 또는 $b_2 < 0$ 도 가능하다고 예측하고 있다. (구체적 내용은 김권중, 1993, p.16을 볼것)

연결이익정보가 개별이익에 비하여 추가적으로 제공하는 정보는 연결이익과 개별이익의 차이정보라고 할 수 있다. 따라서 연결이익과 개별이익의 차이정보가 재무제표공시시점의 비기대수익률을 설명한다면 이는 연결이익의 정보가치를 나타낸다고 할 수 있다. 연결이익과 개별이익의 차이정보를 금액으로 하지 않고 dummy변수로 한 이유는 첫째, 연결재무제표는 감사되지 않은 상태에서 전달되므로 연결이익에는 어느 정도 측정오차가 포함되어 있어, 금액이 아니라 dummy로 측정하는 경우 상대적으로 측정오차에 영향을 덜 받을 수 있다.⁷⁾ 둘째, 평균적으로 기업들이 이익을 실현하고 있고 연결순이익에는 종속회사의 순이익 중 지배회사의 지분이 추가되므로 투자자들은 지배회사 개별재무제표의 당기순이익보다 연결순이익이 클 것을 기대하고 있으며, 따라서 연결순이익이 개별순이익보다 큰 경우는 당연하게 생각하지만 그 반대가 나타나는 경우 시장이 나쁜 정보로 받아들여 반응할 수 있다. 이런 경우 연결이익과 개별이익의 차이를 금액으로 측정하는 것보다 dummy변수로 측정하는 것이 정보 가치 측정에 더 나은 방법일 수 있다.⁸⁾

(식 2)에 의한 연결이익과 개별이익의 차이 정보의 유용성은 다음의 연구가설 III으로 표시할 수 있을 것이다.

연구가설 III : $c_2 > 0$

3.4 비정상수익률의 측정

특정기업이 공시하는 개별기업정보에 대한 시장반응을 나타내는 비정상수익률은 산업요인 효과를 통제하기 위하여 시장모형에 산업요인을 추가한 (식 3)과 같은 이요인모형(two factor model)을 이용하여 측정하였다.⁹⁾ 일반적으로 비정상수익률의 측정에 많이 이용하는

7) 연결재무제표정보의 측정오차는 본 논문의 한계점이기도 하다. 그러나 연결재무제표가 비록 감사되지 않지만 감사되는 개별재무제표에서 관계회사와의 거래내역이 관계회사매출, 관계회사채권·채무 등으로 별도 표시되거나 주석으로 공시되며 대부분의 감사인은 감사보고서에 첨부되는 연결재무제표에 대하여 기초적인 사항(개별재무제표상의 관계회사 거래정보와의 모순 여부 등)은 검토되므로 논문의 전체적인 의미를 무의미하게 할 정도로 측정오차가 심각하지는 않은 것으로 생각한다. 그리고 실증결과 연결이익과 개별이익의 차이에 따른 dummy변수가 비기대수익률을 유의적으로 설명한다는 결과가 나온 것은 이러한 판단에 대한 증거가 되리라고 본다.

8) 실제 분석결과도 금액으로 측정할 경우보다 dummy변수로 측정할 경우에 있어 비정상 수익률과 높은 상관관계를 보이고 있다.

9) 비정상수익률의 계산시 시장요인에 사업요인을 추가하는 이요인모형(a multi-index market model)은 Foster(1975), Langetieg(1978), Collins, Rozeff와 Dhaliwal(1981), Kross(1982)등이 이용하였으나, 추가변동중 산업요인효과가 크지 않은 미국에서는 최근에는 많이 이용되지 않는다.

OLS에 의한 시장모형(market model)을 이용하지 않고 이요인모형을 사용한 이유는 시장모형 잔차가 가지는 횡단적 상관성 때문이다. 특히 우리나라에서는 특정산업과 관련된 정보에 의한 산업내 주식가격의 동시변동이나 동일업종주식의 비슷한 주가형성 등에서 관찰할 수 있듯이 주가변동 중 산업요인효과가 매우 높게 나타나고 있다.¹⁰⁾ 따라서 동일업종 기업들의 시장모형에 의한 비정상수익률간에는 높은 횡단적 상관성을 가지게 되어 통계분석에 있어 편의를 초래할 수 있다. 시장모형에 산업요인을 추가한 이요인모형은 시장모형잔차의 횡단적 상관성을 초래하는 주된 요인인 산업요인으로 인한 주가변동을 제거한 후에 비정상수익률이 측정되므로 잔차의 횡단적 상관성을 줄일 수 있다.¹¹⁾ 실제 정규언·정석우(1990)의 연구결과를 보면 시장모형에 비하여 이요인모형을 사용하는 경우 잔차의 횡단적 상관관계와 1차자기상관이 훨씬 감소하고 있다.

이요인모형에 의한 누적적 비정상수익률은 다음의 (식 3)을 이용하여 계산하였다.

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + \gamma_i R_d + \varepsilon_i \quad (\text{식 3})^{12)}$$

여기서 R_m : 시장수익률

R_d : i 기업이 속한 d 산업의 산업수익률

R_i : i 기업의 수익률

ε_i : 회귀 잔차

추정기간을 통하여 구해진 α_i , β_i , γ_i 를 검증기간에 적용하여 (식 3)의 예측오차로 비정상수익률을 구하고, 비정상수익률은 각 기업의 추정기간 회귀잔차의 표준편차로 표준화하여 표준

10) 정규언·유정근(1989)의 연구결과를 보면 우리나라의 경우 산업요인효과는 측정방법에 따라 27%~36%로 측정되었다. 이러한 결과는 King(1966)과 Vivingston(1977)이 측정한 미국 뉴욕 증권시장에서의 산업요인효과 11%, 18%나 Nezu(1986)가 측정한 일본 동경 증권시장의 산업요인 효과 22%보다 훨씬 높은 수치이다.

11) Bernard(1987)는 시장모형잔차의 횡단적 상관성을 극복하기 위한 방법으로 1)seemingly unrelated regression과 같은 일반화최소자승법을 이용하는 방법 2)자료를 횡단적으로 통합하는 방법 3)위의 이요인모형과 같이 시장모형에 산업요인등을 추가하는 multi-index model을 사용하는 방법 4)그외 bootstrap, randomization등의 방법을 제시하고 있다.

12) 산업수익률은 시장수익률과 높은 상관관계를 가지므로 (식 3)은 다중공선성의 문제를 유발할 수 있다. 따라서 Foster(1975), Collins, Rozeff와 Dhaliwal(1981), Kross(1982)등의 연구에서는 산업수익률을 시장수익률에 직교되게 하기위해 산업수익률을 시장수익률에 회귀한 잔차를 산업수익률로 이용하는 2단계 회귀모형을 사용하고 있다. 그러나 다중공선성이 존재하는 경우에도 예측오차(ε_i)의 측정에는 아무런 문제를 발생시키지 않으므로 (Christie와 1984, p.208) 본 연구에서는 산업수익률을 그대로 이용하였다.

결산속보가 공시된 1988회계년도까지는 송인만(1989)의 연구에서 검증된 바와 같이 이익 정보의 공시시점으로 결산속보일이 적합하지만 결산속보제가 폐지된 1989회계년도 부터는 정확한 검증기간을 잡기 어렵다. 12월말 상장법인은 사업보고서를 회계기간 종료후 90일이내에 증권거래소에 제출해야 한다. 또한 정기주주총회 7일전까지 감사보고서를 증권관리위원회에 제출해야 한다. 이를 위한 결산과정을 보면 [그림 1]에서 회계기간 말일로부터 결산이 시작되어 기말현장감사 시작직전에 대부분의 결산과정이 종료되며 일부사항은 기말현장감사 중 수정, 변경되기도 하여 현장감사종료일(이날이 감사보고서일로 기록됨)에 실질적으로 확정된다. 그러나 이 시점에서는 아직 내부정보이며 그후 감사보고서의 작성, 인쇄 과정을 거쳐 주주총회 1주전까지 증권관리위원회에 보고되고 주주총회에서 형식적인 확정 절차를 거치게 된다. 따라서 이익의 실질적인 확정시점인 감사보고서일을 전후한 시점부터 주주총회 전까지 재무제표정보가 지속적으로 유출될 것이다.

대부분 상장법인들의 실질적인 결산과 기말감사가 2월과 3월 중순에 걸쳐 이루어지고 2월과 3월에 걸쳐 주주총회가 개최되고 있으므로 회계정보가 시장에 전달되는 시점은 2월과 3월로 볼 수 있을 것이다. 따라서 검증기간을 2월 첫주부터 8주로 하였다.

3.5 이익과 매출변수의 측정

본 연구의 가설 검증을 위한 모형 (식 1) 및 (식 2)에 이용되는 설명변수인 개별재무제표의 비기대이익(UEI)과 비기대매출액(USI), 연결재무제표의 비기대이익(UEI)과 비기대매출액(USI) 및 연결이익과 개별이익 차이변수(EDD)는 다음과 같이 측정되었다.

$$UEI = (EI_t - EI_{t-1}) / MV_{t-1}$$

$$USI = (SI_t - SI_{t-1}) / MV_{t-1}$$

$$UEC = (EC_t - EC_{t-1}) / MV_{t-1}$$

$$USC = (SC_t - SC_{t-1}) / MV_{t-1}$$

$$EDD = \begin{cases} 1 \text{ 만일 } EC_t > EI_t \text{ 경우} \\ 0 \text{ 만일 } EC_t < EI_t \text{ 경우} \end{cases}$$

여기서 EI_t : t 의 개별재무제표의 당기순이익
 SI_t : t 기의 개별재무제표의 매출액
 EC_t : t 기의 연결재무제표의 당기순이익
 SC_t : t 기의 연결재무제표의 매출액
 MV_{t-1} : t 기초의 주식시장가격의 합

비기대이익과 비기대매출액은 랜덤워크모형을 이용하여 전기($t-1$)와의 차이로 측정하였으며, 기업규모에 따른 절대적인 차이를 고려하기 위해 기초의 주식시가총액으로 나누어서 산출하였다.¹³⁾

본 연구에 이용된 추가수익률자료는 한국신용평가주식회사에서 제공하는 것을 사용하였으며, 개별 및 연결재무제표의 이익과 매출자료는 증권거래소 공시실의 감사보고서를 이용하여 추출하였다.

3.6 표본의 선정

본 연구에 이용된 표본은 다음과 같은 기준으로 선정되었다.

- ① 상장법인중 회계연도가 12월말로 끝나는 기업
- ② 1988년 1월부터 1991년 12월까지 상장된 기업중 당해년도와 직전연도에 연결재무제표가 모두 작성·공시된 회사
- ③ 제조기업
- ④ 1988년 1월부터 1991년 12월 중에 관리대상종목에 속하지 않은 기업

선정조건 ②는 연결재무제표의 비기대이익과 비기대매출액 정보를 산출하기 위한 조건이

13) Christie(1987)는 횡단면 회귀분석시 종속변수가 추가수익률인 경우 회계변수의 분모(deflator)로 기초의 주식시가가 아니면 correlated omitted variable 문제를 유발한다는 연구결과를 제시한 바 있다. 본 연구에서는 분모로 기초의 주식시가총액 이외에 기초 총자산장부가(연결매출·연결이익의 경우는 연결총자산장부가)와 전기매출·전기이익(즉 회계변수를 비율로 측정하는 경우)을 이용하여 추가적으로 분석하였다. 결과는 전기이익·전기매출을 분모로 하는 경우는 주식시가를 분모로 하는 경우와 아주 유사하였다(유의수준을 비교기준으로 할 때는 동일하였음). 총자산장부를 분모로 한 경우는 시가나 비율로 한 경우에 비하여 약간의 차이를 보였다. 주된 차이는 주식시가나 전기매출을 분모로 한 경우는 연결매출정보가 아무런 정보가치를 보이지 않은 반면에 총자산장부를 분모로 한 경우는 연결매출정보가 상관관계분석이나 회귀분석에서 비정상수익률과 유의적인 양의 관계를 보였다. 이러한 차이의 원인은 Christie(1987)가 지적한 바와 같이 부적절한 분모로 인하여 생긴 편의라고 생각된다.

며, 선정조건 ①, ③은 자료처리의 편의성과 표본의 동질성을 높이고자 부과된 조건이다. 따라서 상장회사 코드 7500이상의 건설업, 도소매업, 운수업, 금융업, 서비스업 등은 제외되었다. 또한 관리대상 종목은 비정상적인 주가형태를 보이므로 제외하였다.

12월말 결산 상장기업중 연결재무제표를 작성한 회사는 1989년에 98기업, 1990년에 135기업이었으며 이중 선정조건 ②, ③을 추가로 만족하는 기업은 1989회계년도에 55개, 1990회계년도에 70개 기업이었다. 이중 관리대상기업에 속했던 3개 기업을 제외한 1989회계년도 52개 기업과 1990회계년도 67개기업이 최종표본으로 선정되었다. 구체적인 표본기업의 상장회사 코드는 부록에 제시되어 있다.

〈표 2〉 연결재무제표의 작성현황과 표본수

| | 1989회계년도 | 1990회계년도 |
|----------------------------|-----------|------------|
| 12월결산 상장기업중 연결재무제표 작성대상 회사 | 139 | 182 |
| 연결재무제표 미작성 회사 | <u>41</u> | <u>47</u> |
| 연결재무제표를 작성한 회사 | <u>98</u> | <u>135</u> |
| 표본선정조건 ②③을 추가로 만족한 회사 | 55 | 70 |
| 1988년부터 91년중 관리대상 종목이었던 회사 | <u>3</u> | <u>3</u> |
| 최종표본 | <u>52</u> | <u>67</u> |

IV. 실증분석 결과

4.1 관련변수의 기술적 통계

개별재무제표 및 연결재무제표의 매출, 당기순이익, 총자산에 대한 기술적 통계는 다음의 〈표 3〉과 같다.

<표 3>

기초회계변수의 기술 통계

(단위 : 백만원)

| 변 수 | 평 균 | 표준편차 | 최 대 치 | 최 소 치 |
|-------------------|--------|---------|---------|--------|
| 1990회계년도 : 67개 기업 | | | | |
| EI90 | 8992 | 16447 | 79025 | -28331 |
| EI89 | 9659 | 21551 | 144511 | -24782 |
| EC90 | 9541 | 20048 | 128350 | -36234 |
| EC89 | 9313 | 20675 | 116795 | -28727 |
| SI90 | 484916 | 913885 | 4805022 | 16640 |
| SI89 | 407920 | 769626 | 4364287 | 16204 |
| SC90 | 648590 | 1063889 | 5043088 | 20823 |
| SC89 | 539809 | 870441 | 4306992 | 20359 |
| AI89 | 494335 | 1184230 | 8944003 | 13839 |
| AC89 | 633167 | 1284918 | 9222732 | 15854 |
| MV89 | 211300 | 433740 | 2955638 | 8400 |
| 1989회계년도 : 52개 기업 | | | | |
| EI89 | 9054 | 14604 | 64747 | -12759 |
| EI88 | 8852 | 15219 | 63886 | -23346 |
| EC89 | 8996 | 16945 | 72379 | -9950 |
| EC88 | 9403 | 16011 | 66139 | -23449 |
| SI89 | 404399 | 661681 | 3806509 | 24105 |
| SI88 | 367382 | 591254 | 3411146 | 23707 |
| SC89 | 579941 | 848619 | 4306992 | 34795 |
| SC88 | 509075 | 738211 | 3531752 | 27354 |
| AI88 | 336829 | 450373 | 2447279 | 20340 |
| AC88 | 472916 | 619244 | 2983345 | 25012 |
| MV88 | 214788 | 318269 | 1305420 | 14209 |

EI90 : 1990회계년도 개별재무제표상의 당기순이익

EC90 : 1990회계년도 연결재무제표상의 당기순이익

SI90 : 1990회계년도 개별재무제표상의 매출액

SC90 : 1990회계년도 연결재무제표상의 매출액

AI89 : 1989회계년도 개별재무제표상의 자산총액

AC89 : 1989회계년도 연결재무제표상의 자산총액

MV89 : 1989년말(1990년초) 주식시장가치의 합

〈표 3〉을 보면 특이한 사항은 1989회계년도는 평균적으로 연결재무제표상의 순이익이 개별재무제표상의 순이익보다 작다는 것이다(EI89 > EC89). 이는 평균적으로 종속법인이 순손실을 보고했거나 또는 연결회사간의 내부거래로 인한 미실현이익의 제거로 연결이익이 감소했기 때문일 것이다. 즉 지배법인은 평균 9659백만원(EI89)의 당기순이익을 보고했음에도 불구하고 종속법인은 평균적으로 순손실을 실현했거나 종속법인의 이익보다 많은 내부미실현이익의 제거가 있었다. 연결이익이 개별이익보다 작은 비율은 〈표 4〉를 보면 1989회계년도부터 늘어났음을 알 수 있다. 1988회계년도에는 연결이익이 개별이익보다 작은 기업의 비율이 34%인데 반하여 1989회계년도와 1990회계년도에는 44%, 43%로 증가했다.¹⁴⁾ 제조업의 전반적인 경기가 1987년, 1988년은 호경기였으며, 1989년, 1990년은 불경기였다.¹⁵⁾ 불경기에서 이러한 현상이 증가하는 것은 많은 이해관계자의 관심이 집중되는 상장회사인 지배회사의 이익을 연결회사간의 내부거래로 증가시켰을 가능성을 보여준다. 이러한 점은 연결재무제표가 개별재무제표에 대하여 추가적인 정보가치를 가질 수 있다는 점을 보여준다고 하겠다.

〈표 4〉 연결재무제표이익이 개별재무제표이익보다 작은 비율

| 1990회계년도 검증자료(67개 기업) | | 1989회계년도 검증자료(52개 기업) | |
|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| 1990회계년도 EC90 < EI90 비율 | 1989회계년도 EC89 < EI89 비율 | 1989회계년도 EC89 < EI89 비율 | 1988회계년도 EC88 < EI88 비율 |
| 29 / 67 = 43% | 29 / 67 = 43% | 23 / 52 = 44% | 18 / 52 = 34% |

4.2 연결재무제표의 정보가치 검증

가설검증에 이용되는 회귀분석은 극단치의 영향을 크게 받으므로 이하의 검정변수들은 모두 송인만(1989)의 연구에서 제시한 방법인 평균 $\pm 3 \cdot$ 표준편차를 벗어나는 수치는 평균 $\pm 3 \cdot$ 표준편차로 조정하였으며, 보고된 결과는 모두 조정후의 자료를 이용한 분석 결과이다. 3.3에서 정의한 검증변수들의 기술적 통계와 변수간의 상관계수는 다음의 〈표 5〉와 같다.

14) 1989회계년도 및 1990회계년도의 개별이익이 연결이익보다 작은 비율 43%(67기업중 29개기업)가 1988회계년도의 비율 34%보다 유의적으로 큰 지에 대한 χ^2 검증결과는 10% 유의수준에서 비유의적이었다.
 15) 상장법인중 12월 결산 제조업의 순이익변동비율은 1987년에 +36%, 1988년에 +29.9%, 1989년에 -8%, 1990년에 -2%로 1989년부터 불경기가 시작되었음을 보이고 있다(증권조사 월보, 1992년 6월, p.60).

<표 5> 검증변수에 대한 기술 통계 및 상관계수

| 변 수 | 평 균 | 표준편차 | 최 대 치 | 최 소 치 | |
|------------------|----------|---------|--------|---------|--------|
| SCAR | -0.03453 | 2.48421 | 7.5036 | -6.3894 | |
| UEI | -0.00196 | 0.05980 | 0.1800 | -0.1818 | |
| USI | -0.26812 | 0.43104 | 1.5600 | -1.0200 | |
| UEC | -0.00045 | 0.07899 | 0.2360 | -0.2370 | |
| USC | 0.46765 | 0.58883 | 2.2350 | -0.7043 | |
| EDD | 0.55462 | 0.49700 | 1.0 | 0.0 | |
| Pearson 상 관 계 수 | | | | | |
| 변수 | UEI | USI | UEC | USC | EDD |
| SCAR | 0.259* | 0.033 | 0.183# | 0.028 | 0.136 |
| UEI | | 0.221# | 0.808* | 0.073 | 0.079 |
| USI | | | 0.192# | 0.732* | 0.127 |
| UEC | | | | 0.185# | 0.209# |
| USC | | | | | 0.157+ |
| Spearman 상 관 계 수 | | | | | |
| 변수 | UEI | USI | UEC | USC | EDD |
| SCAR | 0.259* | 0.009 | 0.260* | 0.071 | 0.144 |
| UEI | | 0.402* | 0.811* | 0.216# | 0.135 |
| USI | | | 0.364* | 0.785* | 0.161+ |
| UEC | | | | 0.242* | 0.264* |
| USC | | | | | 0.169+ |

* : 1% 유의수준에서 유의적임

: 5% 유의수준에서 유의적임

+ : 10% 유의수준에서 유의적임

SCAR : 검증기간의 표준화된 누적적 비정상수익률

UEI : 지배회사 개별재무제표의 비기대이익

USI : 지배회사 개별재무제표의 비기대매출액

UEC: 연결재무제표의 비기대이익

USC: 연결재무제표의 비기대매출액

EDD: 연결순이익과 개별재무제표 순이익의 차이에 따른 dummy 변수

설명변수와 종속변수(SCAR)의 상관관계를 보면 설명변수인 개별이익정보(UEI)와 연결이익정보(UEC)는 1% 또는 5% 유의수준에서 종속변수인 비정상수익률과 유의적인 양의 상관관계를 보였다. 연결이익과 개별이익의 차이정보(EDD)는 비정상수익률과의 상관계수가 0.136 또는 0.144로 약간의 상관관계가 관찰되었으나 이 수치는 표본수가 119개인 본 경우에는 10% 유의수준에서 비유의적이다. 개별매출정보(USI)와 연결매출정보(USC)는 비정상수익률과 유의적인 상관계수를 나타내지 않았다.

지배회사는 연결실체의 대부분을 차지하고 있으므로 연결재무제표의 비기대이익과 지배회사 개별재무제표의 비기대이익 및 연결재무제표의 비기대매출액과 개별재무제표의 비기대매출액은 상관계수 0.808, 0.732로 각각 매우 높은 상관관계를 보이고 있다.

기본모형인 (식 1)에 의한 검증결과는 <표 6>과 같다.

<표 6> 연결재무제표의 정보가치 검증결과

| 모형 | 회귀계수(t 통계값) | | | | | 수정 결정계수 | D-W 통계량 |
|------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|------------------|------------|------------|
| | 절편 예상부호 : | UEI + | USI + | UEC + | USC + | | |
| I-1 | -0.0407 (-0.14) | 14.945 (2.21) # | -0.5206 (-0.64) | -3.3625 (-0.66) | 0.3711 (0.63) | 0.041 | 1.86 |
| I-2 | -0.1338 (-0.60) | 10.791 (2.91)* | | | | 0.059 | 1.86 |
| I-3 | -0.0858 (-0.31) | | 0.1912 (0.35) | | | -0.007 | 1.92 |
| I-4 | -0.0319 (-0.14) | | | 5.7501 (2.01) # | | 0.025 | 1.88 |
| I-5 | -0.0906 (-0.30) | | | | 0.1200 (0.30) | -0.007 | 1.92 |
| I-6 | 0.0266 (0.10) | 11.027 (2.88)* | -0.1477 (-0.27) | | | 0.052 | 1.85 |
| I-7 | -0.0093 (-0.04) | 13.427 (2.12) # | | -2.4687 (-0.51) | | 0.053 | 1.87 |
| I-8 | 0.0289 (0.10) | 13.621 (2.13) # | -0.1413 (-0.26) | -2.4382 (-0.50) | | 0.045 | 1.86 |
| I-10 | -0.0221 (-0.07) | 11.263 (2.91)* | -0.4117 (-0.52) | | 0.2566 (0.45) | 0.045 | 1.85 |

- $SCAR_t = b_0 + b_1 UEI + b_2 USI + b_3 UEC + b_4 USC + e_t$ 에 대한 검증결과임.
- 괄호안의 숫자는 t 값이며, 단측검증으로 *는 1% 유의수준에서 유의적이며 #은 5% 유의수준에서 유의적이며 +는 10% 유의수준에서 유의적임.
- 잔차의 1차 자기상관을 검토하는 Durbin-Waston 통계량은 모두 5% 유의수준에서 1차 자기상관이 없음을 보이고 있다.

먼저 각 설명변수들의 개별적인 정보가치를 살펴보면 다음과 같다. <표 5>의 상관계수분석과 <표 6>의 단순회귀분석(모형 I-2, I-3, I-4, I-5)의 결과를 보면 개별재무제표의 이익정보(UEI)와 연결재무제표의 이익정보(UEC)는 비정상수익률(SCAR)과 높은 상관관계를 보이고 있으며, 단순회귀의 회귀계수도 1% 또는 5% 유의수준에서 유의적인 양의 수치를 보이고 있다. 반면에 개별매출정보(USI)와 연결매출정보(USC)는 비정상수익률과 유의적인 상관관계를 보이지 않는다. 이를 종합해 볼 때 개별이익정보, 연결이익정보는 개별적으로 어느 정도 비정상수익률을 설명할 수 있으며 개별적인 정보가치가 있다고 할 수 있을 것이다.

그러나 <표 5>의 설명변수간의 상관계수 분석에서도 알 수 있듯이 지배회사는 연결실체의 많은 부분을 차지하는 경우가 많으므로 연결이익정보와 개별이익정보, 연결매출정보와 개별매출정보는 높은 상관관계가 있다. <표 6>의 모형 I-1, I-7, I-8을 보면 연결이익정보는 개별이익정보와 높은 상관관계로 인하여 동시에 설명변수로 투입될 경우 다중공선성으로 인하여 회귀계수의 부호도 음이며 통계적 유의성을 보이지 않고 있다. 다중회귀분석시 설명변수간의 높은 상관계수는 다중공선성을 유발한다. 다중공선성이 존재하는 경우 회귀계수는 다른 설명변수의 추가여부에 따라 달라진다. 즉 회귀계수가 특정 설명변수의 고유효과를 나타내는 것이 아니라 다른 설명변수가 포함된 뒤의 한계적인 영향을 나타내게 된다. 또한 회귀계수의 추정이 부정확해지며 회귀계수의 분산이 커져 t값이 작아진다(Neter 외, 1985, p. 383).¹⁶⁾ 따라서 개별이익과 연결이익을 동시에 설명변수로 하는 (식 1)을 이용할 경우 연결이익의 추가적인 정보가치는 검증하지 못했다.

연결매출정보와 개별매출정보는 <표 6>의 모형 I-1, I-6, I-9를 보면 개별적으로도, 이익에 대하여 추가적으로도 비정상수익률을 유의적으로 설명하지 못함을 알 수 있다.

개별매출정보가 정보가치를 나타내지 못하는 이유는 매출정보의 측정방법과 정보가 시장에 전달되는 시점인 검증기간의 선정 때문일 수 있다. 이익정보는 실질적인 결산이 종결되거나 연결재무제표가 작성, 공시되는 대차대조표일후 2~3월에 산출되고 시장에 전달되지만, 개별매출정보는 그보다 훨씬 이전에 시장에 전달될 것이다. 결산이라는 복잡한 절차를 거쳐

16) 일부 연구에서는 독립변수간의 상관관계로 인한 다중공선성을 회피하기 위하여 추가변수를 다른 독립변수에 먼저 회귀분석한 다른 독립변수와 함께 다중회귀분석하는 2단계 OLS모형을 사용하고 있으나, 2단계 OLS모형에 의한 추가변수의 회귀계수 및 t값은 잔차가 아닌 원래변수값을 그대로 이용한 다중회귀분석시의 회귀계수 및 t값과 같다(Christie 외, 1984).

서 산출되는 이익정보와 달리 개별매출정보는 단순한 매출액의 집계로서 산출되며, 기업의 각 분기별 매출은 각 분기 익월 25일까지 부가가치세 신고서에 세무서에 신고되므로 매출정보는 회계기간중에도 쉽게 시장으로 유출될 수 있다. 따라서 매출정보를 전기와의 차이로 산출하는 경우 실제로 시장이 접하는 매출정보와 매우 다르게 측정될 것이며, 4/4분기 매출액도 12월말 결산법인의 경우 익년초에 집계되고 1월 25일까지 세무서에 신고되므로 매출정보는 늦어도 익년 1월 중에는 시장에 유출된다고 보아야 할 것이다. 따라서 매출정보를 전기와의 차이로 측정하고, 검증기간을 2월과 3월로 한 본 연구에서는 개별매출정보는 비정상수익률을 전혀 설명하지 못하고 있다.

개별매출정보를 전기와의 차이로 산출한 송인만(1989)의 연구나 전반기와의 차이로 반기매출정보를 산출한 김권중(193)의 연구에서도 개별매출정보의 정보가치는 검증되지 않았으며, 이남주·나인철(1992)의 연구에서도 매출정보를 전기매출액과의 차이로 측정하는 경우에는 정보가치가 나타나지 않았다. 그 이유는 이들 연구도 비슷한 문제점을 지니고 있기 때문으로 보인다. 이남주·나인철(1992)의 연구에서 매출정보를 12월 중순에서 하순경에 매일경제신문에 발표된 예측치와의 차이로 측정하고 검증기간을 결산속보기간으로 한 경우에는 개별매출정보가 비정상수익률을 유의적으로 설명하는 것으로 나타났다.

이와같은 점을 고려할 때 매출정보의 검증은 매출정보의 산출이나 검증기간의 선정에 있어 이익정보의 검증방법과는 달리 설계되어야 하리라고 본다.

연결이익정보를 연결이익과 개별이익의 차이에 따른 dummy로 정의한 (식 2)에 의한 검증 결과는 다음의 <표 7>과 같다.

<표 7> 개별이익과의 차이로 측정된 연결이익의 정보가치 검증결과

| 모형 | 회귀계수(t 통계값) | | | 수정 결정계수 | D-W 통계량 |
|------|--------------------|-------------------|-------------------|---------|---------|
| | 절편 예상부호 : | UEI + | EDD + | | |
| II-1 | -0.4128 (-1.21) | | 0.6820 (1.48)+ | 0.010 | 1.92 |
| II-2 | 0.3372 (-0.01) | 10.407 (2.80)* | 0.5825 (1.30)+ | 0.065 | 1.87 |

- $SCAR_t = c_0 + c_1 UEI + c_2 EDD + u_t$ 에 대한 검증결과임.
- 괄호안의 숫자는 t 값이며, 단측검정으로 *는 1% 유의수준에서 유의적이며 #은 5% 유의수준에서 유의적이며 +는 10% 유의수준에서 유의적임.
- 잔차의 1차 자기상관을 검토하는 Durbin-Watson 통계량은 모두 5% 유의수준에서 1차 자기상관이 없음을 보이고 있다.

〈표 7〉의 모형 II-1과 II-2를 보면 연결이익과 개별이익의 차이정보는 개별적으로도 비정상수익률을 유의적으로 설명하고 있으며, 개별이익정보에 대한 추가정보로서도 비정상수익률을 10% 유의수준에서 유의적으로 설명하고 있다. 또한 모형 I-2와 II-2의 수정결정계수를 비교해 보면 개별이익과 연결이익의 차이변수를 추가함으로써 비정상수익률에 대한 모형의 설명력이 약간 증가함을 알 수 있다.¹⁷⁾ 이는 연결재무제표 당기순이익과 지배회사 개별재무제표 당기순이익의 차이에 관한 정보가 개별재무제표 정보에 비하여 추가적인 정보 가치를 가지고 있음을 나타낸다.

개별재무제표에서는 투자주식 평가를 원가법으로 함에 따라 종속회사의 경영성과가 반영되지 않고 내부거래로 인한 미실현이익이 제거되지 않지만 연결이익은 이 두가지 사항이 반영되어 산출된다. 따라서 연결이익과 개별이익의 차이는 주로 종속회사의 경영성과 및 종속회사의 내부거래로 인한 미실현이익을 의미하고 이는 연결이익이 개별이익에 대하여 가지는 추가정보라 할 수 있다. 이점에서 연결이익과 개별이익 차이변수의 유용성검증은 연결이익의 유용성을 의미한다고 할 수 있다. 특히 개별이익과 연결이익의 상관관계가 높아 다중회귀분석시에 다중공선성문제를 유발하여 연결이익 정보의 추가적인 정보가치 검증이 어려운데 반해, 실질적으로 연결이익의 개별이익에 대한 추가적인 정보를 담고 있는 연결이익과 개별이익 차이정보는 개별이익과의 상관성이 낮아 다중회귀분석에 의한 추가적인 정보가치의 검증이 이루어졌다.

V. 결 론

최근 지배·종속회사에 의한 현행의 연결재무제표는, 실질소유경영자와 특수관계인 및 계열회사가 지배지분을 공유하여 실질소유경영자가 기업집단에 속한 계열회사를 지배하는 주식소유구조를 가진 우리나라의 독특한 경제환경에서는, 유용성이 의문시되므로 기업집단연

17) 추가되는 변수의 통계적 유의성은 변수 추가후의 완전모형(full model)과 변수 추가전의 제한모형(restricted model)의 비교에 의한 F통계량을 이용하여 검증할 수도 있다. 이 경우 F통계량은 $F = [(SSR_r - SSR_f) / (df_r - df_f)] / MSE_f$ 로 계산되며 이는 자유도 $(df_r - df_f, n - p)$ 인 F분포를 따른다. 그러나 모형 I-2와 II-2의 비교에 의한 F검증은 추가되는 설명변수가 EDD변수 하나이므로 F검증에 있어 분자의 자유도가 1이 되어, F통계량은 t통계량의 제곱과 같아지고, F검증결과는 〈표 7〉의 모형 II-2에 있어 EDD변수의 t검증결과와 같다.

결재무제표로서 대체 또는 보완해야 한다는 주장이 많이 있다(남상오, 1992). 본 연구는 이러한 주장에 대한 실증적인 검증의 일환으로 현행의 연결재무제표의 유용성을 실증적으로 검증하였다. 연결재무제표의 유용성은 재무제표 공표시점의 주가반응을 통하여 연결재무제표의 개별재무제표에 대한 추가적인 정보가치를 검증하였다. 즉, 재무제표 공표시점의 비정상수익률을 종속변수로 하고 개별재무제표상의 이익과 매출액, 연결재무제표상의 이익과 매출액을 설명변수로 하는 모형과 연결이익과 개별이익의 차이정보를 설명변수로 한 다중회귀분석을 통하여 연결재무제표 정보의 추가적인 정보가치를 검증하였다. 비정상수익률은 시장모형 잔차가 가지는 횡단적 상관성을 줄이기 위해 시장모형에 산업지수를 추가한 이요인모형을 사용하여 측정하였다.

실증분석결과는 다음과 같았다.

첫째, 연결이익정보를 전기연결이익과의 차이로 측정한 경우에는 연결이익과 개별이익의 높은 상관관계로 인하여 연결이익의 추가적인 정보가치를 검증하지 못했다. 그러나 연결이익 정보를 연결이익과 개별이익의 차이에 따른 dummy변수로 정의한 경우 개별이익에 대하여 추가적인 정보가치를 가지는 것으로 나타났다. 개별재무제표에서는 투자주식 평가를 원가법으로 함에 따라 종속회사의 경영성과가 반영되지 않고 내부거래로 인한 미실현 이익이 제거되지 않지만 연결이익은 이 두가지 사항이 반영되어 산출된다. 따라서 연결이익과 개별이익의 차이는 주로 종속회사의 경영성과 및 종속회사와의 내부거래로 인한 미실현이익을 의미하고 이는 연결이익이 개별이익에 대하여 가지는 추가정보라 할 수 있다. 이점에서 연결이익과 개별이익 차이변수의 유용성 검증은 연결이익의 유용성을 의미한다고 할 수 있다.

둘째, 연결매출정보와 개별매출정보는 개별적으로도, 이익에 대하여 추가적으로도 비정상수익률을 유의적으로 설명하지 못했다. 개별매출정보가 정보가치를 나타내지 못하는 이유는 매출정보의 측정방법과 정보가 시장에 전달되는 시점인 검증기간의 선정 때문으로 보인다. 결산이라는 복잡한 절차를 거쳐서 산출되는 이익정보와 달리 개별매출정보는 단순한 매출액의 집계로서 산출되며, 기업의 각 분기별 매출은 각 분기 익월 25일까지 부가가치세 신고서에 세무서에 신고되므로 매출정보는 회계기간중에도 쉽게 시장으로 유출될 수 있다. 따라서 매출정보를 전기와의 차이로 산출하는 경우 실제로 시장이 접하는 매출정보와 매우 다르게 측정될 것이며, 4/4분기 매출액도 12월말 결산법인의 경우 익년초에 집계되고 1월 25일까지 세무서에 신고되므로 매출정보는 늦어도 익년 1월 중에는 시장에 유출된다고 보아야 할 것이

다. 따라서 매출정보를 전기와의 차이로 측정하고, 검증기간을 2월과 3월로 한 본 연구에서는 개별매출정보는 비정상수익률을 전혀 설명하지 못하고 있다.

본 연구결과가 가지는 의미는 현행의 연결재무제표의 유용성을 검증했다는 점에 있다. 기업집단연결재무제표 도입의 논란에서 현행 연결재무제표를 폐지 대체하는 것이 아니라 추가 보완하는 쪽으로 정책이 결정되고 있는 것은 본 논문의 결과에 일치하는 방향이라 할 것이다.

본 연구의 한계점과 앞으로의 연구방향을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 사용된 연결정보는 감사되지 않은 정보이다. 감사되는 개별재무제표에서 관계회사 거래내역이 대부분 감사·공시되므로 연결정보에 대한 부분적인 검증이 이루어지지만 약간의 측정오차가 존재하고 있다. 따라서 본 연구의 설명변수에도 약간의 측정오차가 있을 것이며 이는 연구결과를 약화시킬 수 있다(자세한 논의는 본문 3.3참조). 증권거래법의 개정으로 1993회계년도 부터는 연결재무제표가 감사되어 공시된다. 따라서 이후 연구에서는 연결정보의 신뢰성 문제가 해결될 것이며, 감사전 정보에 대한 시장반응과 감사된 정보에 대한 시장반응을 비교해 보는 연구도 매우 유용하리라 생각된다.

둘째, 송인만(1989)의 연구에서 결산속보가 공시된 1988회계년도까지는 이익정보의 정보 가치 검증에 있어 결산속보일이 검증기간으로 적절함을 제시하고 있지만, 결산속보제가 폐지된 1989회계년도 부터는 정확한 검증기간을 잡기 어렵다. 따라서 본 연구에서는 검증기간을 2월 첫주부터 8주간으로 하였으나 보다 정확하고 구체적인 검증기간의 선정이 필요하다. 이 남주·나인철의 연구결과로 감사보고서일을 검증기간으로 제시할 수도 있지만 결산속보가 공시된 해의 감사보고서일은 결산속보일과 상당부분 겹치고 있으므로 결산속보가 공시되지 않는 해의 경우 이 연구를 이용하기는 어렵다. 결산보고서일은 현장감사 종료일로서 이익이 거의 실질적으로 확정되는 시점에서 의미가 있으나 여전히 내부정보이므로 이 시점에서의 시장반응은 실증적인 연구과제라고 할 것이다. 따라서, 감사보고서일 전후, 주주총회일 1주전 부터 주주총회 시점(1주전 감사보고서가 증권관리위원회에 제출됨)또는 감사보고서일부터 주총일 사이를 검증기간으로 하여 비교해 보는 것도 좋은 주제가 되리라고 본다.

세째, 본 연구의 표본은 제조기업으로 한정하였다. 따라서 금융업이나 도소매, 건설업 등은 분석에서 제외되었으며, 일반적으로 이들 제외된 업종의 영업성과와 주가관련성은 제조업에 비하여 떨어지므로 연구결과를 타업종에 일반화하기 위해서는 추가연구가 필요할 것이다.

참 고 문 헌

1. 고정섭, “연결회계의 실태와 개선”, 회계 제21호, 한국공인회계사회(1985), pp.143-159.
2. 김권중, 대체적 EPS 측정방법과 이를 이용한 이익, 매출액 및 비용의 정보가치분석, 회계학연구 제17호(1993), pp.1-28.
3. 김두황, 연결기준에 대한 실증적 연구, 박사학위논문, 명지대학교 대학원, (1978. 2).
4. 남상오, “연결재무제표” 회계제도 개선을 위한 심포지움 발표문(1991), pp.21-41.
5. 남상오, “기업집단연결재무제표의 도입의 타당성과 기대효과” 기업집단연결재무제표 도입방안에 대한 심포지움 발표문, 한국회계학회(1992), pp.6-41.
6. 박종필, 연결재무제표상의 이익정보가 주가에 미치는 영향에 관한 실증적 연구, 석사학위논문, 연세대학교 대학원, (1992. 12).
7. 송인문, “회계이익과 매출액의 상대적인 정보가치에 대한 실증적 연구”, 증권학회지 제11집(1989), pp.79-110.
8. 이남주, 나인철, “재무분석가의 예측치를 이용하여 측정된 회계이익정보와 매출정보의 유용성에 대한 실증적연구”, 증권학회지 제14집(1992), pp.523-553.
9. 이만우, “우리나라 연결회계제도의 개선방향”, 회계학연구 제14호(1992), pp.251-267.
10. 전성빈, “우리나라 연결회계제도의 개선방안에 대한 논평”, 회계학연구 제14호(1992), pp.268-271.
11. 정규언·유정근, “한국증권시장에 있어 주가변동중 시장인자와 산업인자의 크기에 관한 연구”, 응용통계 제4권 제2호, 고려대학교 통계연구소(1989), pp.47-58.
12. 정규언·정석우, “이익의 주가반응을 통한 이요인모형의 타당성 연구”, 경영논총 제33집, 고려대학교 경영대학(1990), pp.311-327.
13. 정종암·김지홍, “연결재무제표의 유용성에 관한 연구”, 경영학연구 제20권 제2호(1991), pp.127-155.
14. AICPA ARB No.51, *Consolidated Financial Statements*(1959).
15. Benston, G.J., “Published Corporate Accounting Data and Stock Price”, *Journal of Accounting Research* (Supplement 1967), pp.1-54.

16. Bernard, V., "Cross-Sectional Dependence and Problems in Inference in Market-Based Accounting Research", *Journal of Accounting Research* (Spring 1987), pp.1-47.
17. Christie, A.A., "On Cross-Sectional Analysis in Accounting Research", *Journal of Accounting Research* (December 1987), pp.231-258.
18. Christies, A.A., M.D.Kennelley, J.W.King and T.F.Schaefer, "Testing for Incremental Information Content in the Presence of Collinearity", *Journal of Accounting and Economics* 6 (1984), pp.205-217.
19. Collins, D.W., MS.Rozeff and D.S.Dhaliwal, "The Economic Determinations of the Market Reaction to Proposed Mandatory Accounting Changes in the Oil and Gas Industry", *Journal of Accounting and Economics* (1981), pp.37-71.
20. Foster, G., "Accounting Earnings and Stock Prices of Insurance Companies", *The Accounting Review* (October 1975), pp.686-698.
21. Hopewood, W. and J. Mckeown "The Incremental Information Content of Interim Expenses over Interim Sales", *Journal of Accounting Research* (Spring 1985), pp. 161-74.
22. King, B.F. "Market and Industry Factors in Stock Price Behavior", *The Journal of Business*, Vol.39 No.1(1966), pp.139-189.
23. Kross, W., "Stock Returns and Oil and Gas Pronouncements : Replication and Extention", *Journal of Accounting Research* (Autumn 1982), pp.459-471.
24. Langetieg, T., "An Application of a Three-Factor Performance Index to Measure Stockholder Gains from Merger", *Journal of Financial Economics* (June 1978), pp.365-383.
25. Lipe, R.C., "The Information Contained in the Components of Earnings", *Journal of Accounting Research* (Supplement 1986), pp.27-68.
26. Livingston, M. "Industry Movements of Common Stocks", *Journal of Finance*, vol. 32 No.3(1977), pp.861-874.
27. Neter, J., W.Wasserman and M.H.Kutner, *Applied Linear Statistical Models*,

2nd ed., Richard D. Irwin, Inc.(1985).

28. Nezu, E., "Market, Industry and Individual Firm Factors in Stock Price Changes",

アカデミア 經營經濟學編 第90號(1986), pp.85-103.

부 록

〈표본기업의 상장회사코드〉

| 1990회계년도 : 67기업 | | | 1989회계년도 : 52기업 | | |
|-----------------|------|------|-----------------|------|------|
| 1300 | 3706 | 5352 | 1300 | 4303 | 6750 |
| 1301 | 3850 | 5408 | 1301 | 4451 | 6751 |
| 1650 | 3900 | 5451 | 1650 | 4452 | 6752 |
| 1800 | 3902 | 5504 | 1800 | 4500 | 6802 |
| 1871 | 3906 | 5803 | 1871 | 4553 | 6804 |
| 1872 | 4001 | 5900 | 1872 | 4800 | 7100 |
| 1955 | 4072 | 5951 | 2000 | 4802 | |
| 2000 | 4200 | 6404 | 2250 | 4803 | |
| 2250 | 4451 | 6408 | 2851 | 5050 | |
| 2650 | 4452 | 6409 | 2853 | 5051 | |
| 2651 | 4500 | 6421 | 2857 | 5052 | |
| 2652 | 4550 | 6467 | 2858 | 5055 | |
| 2653 | 4553 | 6600 | 3200 | 5352 | |
| 2655 | 4800 | 6602 | 3501 | 5408 | |
| 2851 | 4802 | 6750 | 3513 | 5451 | |
| 2853 | 4952 | 6751 | 3703 | 5803 | |
| 2857 | 5050 | 6752 | 3706 | 5900 | |
| 2858 | 5051 | 6802 | 3850 | 5951 | |
| 3200 | 5052 | 6804 | 3900 | 6404 | |
| 3501 | 5055 | 7100 | 3902 | 6408 | |
| 3513 | 5200 | 7301 | 4001 | 6409 | |
| 3514 | 5201 | | 4072 | 6600 | |
| 3703 | 5304 | | 4200 | 6602 | |