

會計情報의 情報內容에 관한 研究

—會計情報의 公示時點 選擇—

李 正 浩,* 高 淩 權**

《目 次》

I. 序 論	1. 정보 변수에 대한 기술통계
II. 會計情報의 公示時點	2. 실적치를 이용한 실증분석
III. 研究設計	3. 예측치를 이용한 실증분석결과
1. 표본의 설정	4. 실적치와 예측치의 적합성 비교
2. 가설의 설정	에 대한 실증결과
3. 연구모형 및 변수의 정의	V. 結 論
IV. 實證 分析 結果	

I. 序 論

효율적 시장가설(Efficient Market Hypothesis)을 근거로 Ball과 Brown(1968) 이래 많은 실증연구들이 회계이익과 주가사이의 관계를 조사하고 이익발표가 자본시장에 미치는 정보내용이 있는지에 대한 체계적인 증거를 제시하고자 노력하여 왔다. 이러한 연구들은 회계이익과 주가사이의 직접적인 관찰 대신에 이익발표시점의 비기대이익과 초과수익률 사이의 관계를 이용하여, 비기대이익이 초과수익률의 평균 및 분산과 통계적으로 유의한 상관관계가 있다는 사실을 근거로 회계이익이 정보가치를 갖는다고 결론 짓고 있다.

Ball과 Brown(1968)의 연간회계이익의 정보포함여부에 관한 연구를 기초로 Brown과 Kennelly(1972)는 분기별 자료를 이용하여, Morse(1981), Patell과 Wolfson(1984)은 각각 일별자료 및 시간별 자료를 이용하여 회계이익의 정보포함여부에 대한 증거를 제시해주고 있다. 또한 Beaver(1968)는 이익공시와 관련하여 수익률 분산 및 거래량 변동이 존재한다는 결과를 통하여, Beaver-Clarke-Wright(1979)는 비기대이익의 크기에 비례하

* 서울大學校 經營大學 教授

** 서울大學校 經營大學 博士課程

는 누적 초과수익률의 존재를 통하여, Freeman(1987)은 기업규모와 관련된 정보효과의 연구를 기초로 하여 회계이익의 정보내용에 대한 증거를 제시하고 있다.

국내에서도 회계이익이 자본시장에 미치는 정보의 유용성을 파악하려는 연구들이 이루 어져 왔다. 그러나, 회계이익을 공시하는 시점에 대해서는 연구자마다 상반된 견해를 보이고 있다. 실제 회계이익 수치의 공시로 인하여 투자자들이 기대하고 있던 회계이익을 어느 정도 수정하느냐로 회계이익 정보의 정보내용을 평가할 수 있으므로 이의 공시시점의 확인은 매우 중요하다. 회계이익의 공시시점에서의 추가반응은 투자자들의 회계이익 수치이용에 대한 증거로 이용될 수 있으므로 회계이익이 일반 투자자들에게 알려지는 시점을 정확하게 식별하지 못하면 회계이익 공시시점의 추가변동에 관한 연구에서 연구결과를 해석하기 어려울 것이며 연구의 검증력이 약화될 수 있다.

자본시장에서 회계정보의 역할은 미래 주가의 확률분포에 대한 투자자의 기대를 변화시키는 데 있다. 따라서 특정 회계정보의 가치는 시장에 공표되었을 때 주가수익률의 분포에 어떤 변화를 초래하였는지에 의해 평가될 수 있다. 자본시장에 기초한 실증적 회계연구에서는 회계정보와 주가수익률의 평균 및 분산과의 관계, 회계정보와 주가수익률의 상관관계 분석을 통하여 회계정보가 자본시장에서 이용되는지를 또는 이용할 만한 가치가 있는지를 실증적으로 검증하고 있다.

일반적으로 주식의 가치는 미래의 현금흐름과 직접적인 관계가 있으나, 회계이익과 미래현금흐름의 관계는 분명치 않다. 다만 현재의 회계이익이 미래 이익과 미래 배당에 대한 정보를 제공하고 미래배당지급능력이 미래의 현금흐름을 반영하여 주가에 영향을 미친다는 의미에서 회계이익이 주가에 영향을 미친다고 할 수 있다. 발생주의 회계제도에서 회계이익 수치는 미래의 현금흐름과 관련되는 요소들 뿐만 아니라 회계기준의 선택에 따른 효과, 임의적인 추정과 배분, 발생과 이연 등 직접적으로 미래 현금흐름과 관계 없는 요소에 의해서도 영향을 받는다. 현금흐름과 관계없는 요소가 회계이익에 영향을 크게 미칠수록, 미래현금에 대한 대용변수로써의 회계이익에 대한 신뢰성과 목적적합성은 감소된다.

Ball 과 Brown(1968) 이후 자본시장과 관련하여 수행되어온 실증연구에서는 비기대이익과 비정상수익의 부호 또는 크기와의 관계등을 통해 회계이익이 주가에 영향을 미치는 정보를 전달한다고 결론지었다. 이는 회계이익의 공시로 인하여, 미래현금흐름에 대한 투자자의 기대가 적절하게 변화되고 있다는 사실을 의미한다. 그러나 연구모형의 설명력이

높지 않았다는 사실은 미래현금흐름에 대한 예측을 하는데 있어서 회계이익이 가져다 주는 정보는 한정되어 있다는 것을 나타낸다.

국내에서도 송인만(1989), 나인철·이남주(1992)을 비롯하여 회계정보가 자본시장에서 정보내용을 갖는지에 대한 실증적 연구가 있었다.(1) 송인만에서는 56개 기업의 당기 순이익과 경상이익, 매출액 변수를 이용하여 이익과 주가수익률사이에는 양의 상관관계가 있으나 매출액 정보는 회계이익정보에 추가되는 정보효과를 갖지 못한다는 결론을 내리고 있다. 나인철·이남주에서는 48개 기업의 순이익과 매출액 변수를 이용하여 순이익은 주가수익률에 미치는 독자적인 정보내용을 갖고 있으나, 매출액의 경우 매출액 변수의 시장 기대치로 예측치를 이용하는 경우에만 독자적인 정보내용을 갖는다는 연구결과를 제시하였다.

본 연구에서는 회계이익 정보의 공시가 주가수익률에 미치는 정보효과에 대한 실증적 증거를 제시함과 아울러 회계이익의 공시시점을 어느 시점으로 선정할 것인가에 대해 알아보고자 한다.

Ⅱ. 會計情報의 公示時點

자본시장에서의 회계정보에 대한 주가반응을 알아보기 위해서는 회계정보의 공시시점을 정확히 파악하는 것이 중요하다. 12월 결산 상장법인의 경우, 회사에서 결산작업이 이루어지고나면 공인회계사에 의한 결산감사가 대체로 다음해 1~2월 중 이루어지게 되고 감사인은 피감사법인의 정기주주총회 7일전까지 감사보고서에 감사종료보고서를 첨부하여 증권관리위원회에 제출하도록 되어있다. 회사에서는 감사보고서를 근거로 2~3월 중 정기주주총회를 개최하여 주주들에게 연간 이익을 비롯한 영업성과와 재무상태를 공표한 후 대차대조표를 일간지에 게재하게 된다. 그러나, 결산일에서 주주총회일 이전에도 각 투자전문기관의 예측이나 대중 공시매체의 기사를 통해 회사의 결산정보는 지속적으로 투자자에게 유출될 것으로 기대된다. 따라서 일반 투자자의 입장에서 회계정보에 대한 실적치를 접하게 되는 대표적인 공시시점을 언제로 보아야 할 것인가를 파악하는 것은 어렵다.

일반적으로 한 회계연도의 회계이익이 공시되는 시점으로 다음과 같은 세 가지 시점을

(1) 이러한 연구이외에도 Beaver의 연구방법인 U통계량과 V통계량을 이용하여 분석한 최상문·이정록(1982) 등의 연구가 있었다.

생각해 볼 수 있다. 첫째, 감사보고서일이다. 감사보고서일이란 공인회계사에 의해 감사가 종료된 일자를 말하므로 개략적인 회사의 영업실적이 확정되는 일자이다. 특정한 수정사항이나 오류가 발생하지 않는 한 일반적으로 실적치가 이 때에 확정된다고 할 수 있다. 그러나 주식시장의 정보적 효율성을 고려하면 회사의 감사기간중 또는 종료시점 이전에도 회사의 내부자에 의해 실적치에 대한 정보가 외부로 유출되어 주가에 영향을 미칠 수 있을 것으로 생각된다. 이런 점에서 감사보고서일은 확정적인 그러나 비공개된 내부정보가 주가에 반영될 수 있는 시점이라고 할 수 있다. 둘째, 결산속보일이다. 투자자 집단간의 정보불균형을 제도적으로 경감하기 위한 조치로 1986~88 회계연도간에 공시협조사항으로 회계이익과 매출을 포함한 요약결산사항을 '증권시장' 지에 게재토록 한 바가 있는데 이에 따라 요약결산내용이 증권시장지에 공표된 일자가 결산속보일이다. 결산속보는 통상 감사종료시점 이후에 발표되어 늦어도 주주총회전에는 발표되는데, 감사보고서일보다는 늦지만 대중매체를 통해 요약내용을 발표한다는 의미에서 결산속보일은 회계정보가 최초로 공시되는 시점이라고 할 수 있다. 다만 결산속보제도는 89년도 이후에는 주식시장의 주가하락과 함께 유명무실한 것이었으나, 91회계연도부터는 간략하나마 다시 요약내용이 공표되고 있다. 세째, 주주총회일이다. 회사에 의하여 일반주주들에게 실적내용이 모두 공개되는 시점이며 결산내용이 비로소 확정되어지는 일자이다. 결산시점이전·이후의 모든 예측 또는 속보 내용에도 불구하고 영업실적이 확정적으로 일반주주에게 공표된다는 점에서 가능한 공시시점이라고 판단된다. 결산속보일에 공개되는 정보가 이익이나 매출등과 같은 요약된 수치에 국한된 데 반하여 주주총회일에 공시되는 정보는 모든 재무제표 자료를 포함한다는 점에서 특징이 있다고 할 수 있다.

국내의 기존 연구에서 고려하고 있는 공시시점의 예를 살펴보면 송인만(1989)에서는 결산속보일과 주주총회일을 가능한 공시시점으로 보았고, 나인철·이남주(1992)에서는 감사보고서일에서 결산속보일까지의 기간을, 최상문·이정록(1982)에서는 주주총회일, 박준완(1989)에서는 결산속보일을 기준으로 한 연구를 행한 바 있다.

우리나라 12월 결산 상장법인을 대상으로 회계이익 공시시점을 살펴본 결과 <표 1>과 같이 나타났다.

감사보고서일과 결산속보일의 평균은 41.88일과 49.08일로 대체로 2월 중순경에 해당되고, 주주총회일의 평균은 63.27일로 3월 초에 해당된다. 3개년도를 각 개별 연도별로 분석해보면 86, 87회계연도의 경우는 각 공시시점이 평균보다 빠르고, 88회계연도에는

〈표 1〉 결산시점부터 공시시점까지의 일수(1986-1988 회계연도)

(표본기업수: 41개, 표본수: 123개)

	감사보고서일	결산속보일	주주총회일
평균	41.88일	49.08일	63.27일
표준편차	8.44	8.48	8.88
최장	74 일	72 일	86 일
최단	28 일	31 일	55 일
연도별 평균			
1986년	40.51일	43.42일	58.10일
1987년	44.71 "	50.24 "	64.85 "
1988년	41.22 "	53.17 "	64.88 "

평균보다 늦어지고 있다. 이것은 1987년 증권거래법의 개정에 따라 사업보고서를 사업연도 종료후 60일이내에 제출하던 것이 90일이내로 제출하도록 됨에 따라 1987년도까지는 대부분의 12월 결산법인이 2월 말경에 정기주주총회를 개최하였지만 1988년도부터는 3월 중에도 정기주주총회를 개최할 수 있게 되었기 때문인 것으로 판단된다.⁽²⁾

〈표 2〉는 공시시점이 평균적으로 중간에 위치하고 있는 결산속보일을 기준으로하여 감사보고서일 및 주주총회일까지의 일별 또는 주별 차이에 대한 기업수의 분포이다.⁽³⁾

감사보고서일이 결산속보일보다 늦은 기업수가 30개(25%)로 일부 기업에서는 감사 종료이전에도 결산속보를 발표하고 있지만, 대다수의 기업에서는 감사가 종료된 이후에 결산내용을 속보로 발표하고 있다는 사실을 알 수 있다. 감사보고서일이 결산속보일보다 앞서는 일수가 8일이내인 기업이 가장 많은 36개(31%), 8일에서 14일까지가 26개(22%), 15일에서 21일까지의 기업이 19개(16%), 22일에서 28일까지의 기업이 7개(6%)의 분포를 나타냈다. 결산속보일이 주주총회보다 앞서는 경우는 7일이내의 기업이 18개(15%), 7일에서 13일까지 33개(28%), 14일에서 20일까지가 가장 많은 47개(40%), 21일 이상 34일까지가 20개 기업(17%)의 분포를 보였다.

이상의 분포에서 알 수 있듯이 감사보고서일과 결산속보일 및 주주총회일 상호간에 시차가 존재하고 있어 회계이익 정보의 공시가 주가수익률에 미치는 영향에 관한 연구에서 공시시점의 선정은 연구결과에 큰 영향을 줄 수 있을 것으로 판단된다.

(2) 증권거래법 제 92 조 참조

(3) 본 연구에서 이용한 한국신용평가(주)의 주별수익률은 매주 수요일의 종가차이로 계산되고 있기 때문에 본 연구에서 사용하고 있는週는 목요일에서 수요일까지를 기준으로 계산되었다.

〈표 2〉 결산속보일을 중심으로 감사보고서일 및 주주총회일까지의 차이기간

일 별			주 별		
기간(일)	감사보고서일	주주총회일	기간(주)	감사보고서일	주주총회일
-28~-22	7		-4	3	
-21~-15	19		-3	11	
-14~-8	26		-2	25	
-7~-1	36		-1	35	
0~6	24	8	0	34	7
7~13	6	33	1	10	27
14~20		47	2		37
21~27		16	3		37
28~34		4	4		9
			5		1
합 계	123 기업/연		합 계	123 기업/연	
차이평균	-7.09 일	14.25일	차이평균	-1.02주	2.13주

본 연구에서는 이러한 공시시점의 선택이 연구결과에 미치는 영향에 대해서 보다 심층적으로 조사하고자 한다.

III. 研究 設計

1. 표본의 설정

본 연구는 12월 결산 상장 기업을 대상으로하여 결산속보제출이 협조요청되었던 1986~88년의 3년간을 연구기간으로 하였다. 이 기간이 본 연구에서 고려하고 있는 공시시점을 가능한 오류없이 확인가능하였기 때문이다. 표본기업은 1991년말 현재 한국신용평가(주)의 주별수익률 화일에 수록된 12월 결산 상장 기업중 다음과 같은 기준을 부여하여 추출하였다.

- 1) 제조기업(기업 code 75000이하)
- 2) 연구기간(85~89년)동안 합병·취득 활동이 없는 기업
- 3) 연구기간 동안 관리대상으로 선정되지 않은 기업
- 4) 1984년 1월 1일이전에 상장된 기업

- 5) 연구기간동안 주간거래량이 100주 미만인 달이 15번 이하인 기업
 6) 1986~88년 결산속보를 증권시장지에 연속하여 공시한 기업
 7) 1987~89년 회계이익과 매출정보의 예측치가 매일경제신문에 게재된 기업
- 선정기준 1)은 표본의 동질성을 유지하기 위한 것이다. 2)와 3)은 연구기간동안 외부적인 여건으로 인하여 모형의 추정 및 가설의 검증이 왜곡되지 않도록 하기 위한 것이다. 4)는 최소한 일정기간이 지나야 안정적인 모형의 추정이 가능하리라는 판단에서 부여한 임의적인 기준이다. 5)는 주식거래 활동이 저조한 기업을 제외한 것으로 이전 연구와의 동일성을 유지하기 위해 부여된 조건이다. 6)과 7)은 대상회사별로 동일한 정보이용환경을 마련하기 위해 부여하였다. 조건 6)까지의 적용결과 3년 통합 표본에 대한 표본수는 총 $3 * 41 = 123$ 개 기업/年 이었고, 조건 7)을 적용하여 예측치가 게재되지 않은 5개 기업/年的 표본을 제외한 결과 최종적인 연구 표본은 118개 기업/年이 되었다.

2. 가설의 설정

본 연구에서는 회계정보로써 가장 일반적으로 이용되는 회계이익과 아울러 매출액의 정보내용을 검증하려고 한다. 매출액은 회계이익과 더불어 공시되고 있어 투자자의 의사결정시 유용한 정보로 이용되고 있으리라 생각되며, 나인철·이남주(1992)의 경우 전년도 실적치 대신 재무분석가의 예측치를 매출액에 대한 시장기대치로 이용할 경우 매출액이 독자적인 정보내용을 갖는다는 결론을 내리고 있다. 국내의 경우 재벌그룹간에 순이익보다는 전체 매출액 경쟁이 주로 이루어져왔고 재벌그룹의 순위를 부여하는데도 매출액이 우선적으로 고려된다는 일반적인 관점에서도 매출액이 회계이익과 더불어 주가수익률에 미치는 정보원천일 수 있다는 생각이 가능하다.

본 연구에서 회계이익과 매출액이 주가수익률에 미치는 정보효과를^{*} 검증하기 위한 연구 가설(대립가설)은 다음과 같다.

〈가설 1〉 회계이익 정보(비기대이익)는 주가수익률의 변화와 양의 상관관계가 있다.

〈가설 2〉 매출액정보(비기대매출액)는 주가수익률의 변화와 양의 상관관계가 있다.

비기대이익과 비기대매출액을 산출하는데 이용되는 회계이익정보와 매출액정보에 대한 시장기대치로는 전년도실적치와 재무분석가의 예측치를 각각 이용하여 검증하고자 한다. 또한 시장기대치로서 전년도실적치보다는 재무분석가의 예측치를 이용하는 것이 보다 적합하다는 일련의 실증연구를 동시에 검토하기 위해 다음과 같은 가설을 추가로 설정하였다.

〈가설 3〉 회계이익정보와 주가수익률 사이의 상관관계는 기대이익으로 전문가예측치를 이용하는 경우가 전년도실적치를 이용하는 경우보다 높다.

〈가설 4〉 매출액 정보와 주가수익률사이의 상관관계는 기대매출액으로 전문가예측치를 이용하는 경우가 전년도실적치를 이용한 경우보다 높다.

가설 1과 2는 회귀모델에서 나타나는 회귀계수에 대한 t-value를 통해 검증할 수 있고, 가설 3과 4는 Fisher의 Z변환(Z transformation) 통계량을 이용하여 검증할 수 있다.

3. 연구모형 및 변수의 정의

본 연구에서는 회계정보의 공시와 주가반응의 관계를 파악하기 위하여 다음과 같은 기본 모형을 이용하였다.

$$\text{SCAR} = a + b_1 * \text{EARN} + b_2 * \text{SALE} + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim \text{iid N}(0, s^2)$$

SCAR: 표준화된 누적 초과수익률

EARN: 비기대이익

SALE: 비기대매출액

독립변수로는 이익변수와 매출액 변수가 이용되고 종속변수로는 표준화된 누적 초과수익률이 이용된다. 이익변수와 매출액변수는 비기대이익과 비기대매출을 나타내는 것으로 이를 측정하기 위해서는 먼저 기대이익과 기대매출액으로 어떤 수치를 이용할 것인지 결정하여야 한다. 기대이익과 기대매출액의 대용치로는 랜덤워크 모형(Random walk model)을 이용하여 전년도 실제이익과 실제매출액을 많이 사용하고 있다. 기존의 실증연구에서 랜덤워크 모형은 연차이익의 예측에 적정한 것으로 밝혀진 바 있다. 그러나 전년도 실적치보다는 재무분석가들에 의한 예측치가 시장기대이익과 매출액의 대용치로 보다 적합하다는 점이 실증연구를 통해 밝혀지고 있다.⁽⁴⁾ 따라서 본 연구에서는 전년도 실적치를 이용하는 경우와 재무분석가의 예측치를 이용하는 각각의 경우를 모두 고려하였다.

이와 같이 하여 산정된 비기대이익과 비기대매출액을 해당기업의 기초주식에 대한 시장가격으로 나누어 다음과 같은 이익변수와 매출액변수를 산출하였다.

$$\text{이익변수 : EARN} = (E_t - E_{t-1}) / MV_{t-1}$$

(4) Givoly and Lakonishok(1984)가 관련 문헌연구를 행한 바 있다.

$$\text{PEARN} = (E_t - PE_{t-1}) / MV_{t-1}$$

$$\text{매출액 변수: SALE} = (S_t - S_{t-1}) / MV_{t-1}$$

$$\text{PSALE} = (S_t - PS_{t-1}) / MV_{t-1}$$

단, E_t , S_t : t년도의 실제이익과 매출액

PE_t , PS_t : t년도의 매경 예측이익과 매출액

MV_{t-1} : t-1년도말, 즉 t년도 초의 주식의 시장가격

(1주당 주가 x 보통주식수)

종속변수인 주가반응 변수는 아래와 같은 표준화된 누적 초과수익률(Standardized Cumulative Abnormal Return)을 이용하였다. (5)

$$\text{SCAR} = (AR_{i,w-1} + AR_{i,w})/\sigma_i$$

여기서 i기업, w주의 초과수익률(Abnormal Return) $AR_{i,w}$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$AR_{i,w} = [R_{i,w} - E(R_{i,w})]$$

$R_{i,w}$ 는 i기업 w주의 실제 주별 수익률을 나타내고 $E(R_{i,w})$ 는 기대 주별수익률을 나타내는데 $E(R_{i,w})$ 는 다음과 같이 산출되었다.

$$E(R_{i,w}) = a_i + b_i * R_{m,w}$$

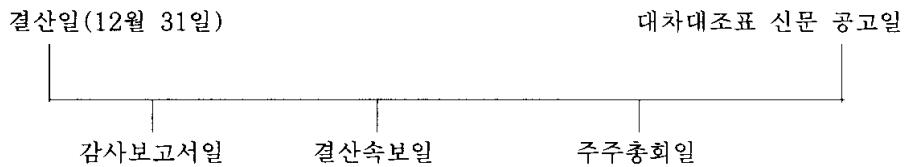
$R_{m,w}$: w주의 종합주가지수

a_i , b_i 는 시장모형 $R_i = \alpha_i + \beta_i * R_m + e$ 를 이용하여 공시시점이 속한 주의 4주전 까지의 100주간의 자료를 이용하여 추정된 회귀계수이다 [$w = (-103, -4)$]. 회귀변수는 모두 특이치(outliers)조정 방법이 사용된 후 이용되었다. 따라서 기술 통계는 모두 조정 후 수치를 기준으로 분석되었다. (6)

위의 모형은 3년간(1986년~1988년)의 통합된 자료를 가지고 OLS(Ordinary Least Squares)에 의해 추정되었다. 본 모형의 검증시점으로는 앞에서 논의된 것과 같이 아래와 같은 세가지 시점을 이용하였다.

(5) 공시주와 공시전주 2주의 비정상수익률을 누적시킨 이유는 송인만 연구(1989)의 결과 다른 대안보다 모형의 설명력이 높았고, 연구 상호간의 비교가능성을 고려한 것이다.

(6) 이 방법은 상·하한이 평균 $\pm 3 * \text{표준편차}$ 가 되도록 반복적으로 특이치를 조정하는 방법이다.



본 연구의 기본 모형을 검증하는 데 이용한 자료는 주별수익률과 회계이익과 매출액에 대한 회계자료 및 예측치 자료와 공시 시점 관련 자료이다. 주별수익률은 한국신용평가(주)의 KIS-SMAT자료를 이용하였고, 회계자료와 공시 시점 관련자료는 상장회사총람과 증권거래소 공시실의 감사보고서 자료를 이용하였다. 예측치 자료는 1986~1988년 중 매년 12월에 공표된 '매일경제신문'의 예측치(이하 매경 예측치)를 이용하였다.

IV. 實證 分析 結果

1. 정보 변수에 대한 기술통계

본 연구에서 이용된 변수에 대한 기술통계는 아래와 같다. 본 통계의 산출에 이용된 표본은 1986~88년의 자료를 통합한 123기업/연(매년 41개 × 3년)에서 예측치 자료가 없는 5개를 제외한 118기업/연이다.

감사보고주와 결산속보주에서는 회계이익변수(EARN, EARNF)와 매출액변수(SALE, SALEF)의 경우 하나를 제외하고는 모두 표준화된 누적 초과수익률(SCAR)과 양의 상관관계를 보이고 있다. 감사보고서주의 경우에는 실적치를 이용한 경우에는 EARN과

〈표 3〉 정보변수에 대한 기술통계

구 분	변 수	통 계 수 치		Pearson 상관계수			
		평 균	표준편차	SCAR (감사보고주)	SCAR (결산속보주)	SCAR (주주총회주)	EARN (당기순이익)
실 적 치	EARN	0.04	0.06	0.291***	0.248***	-0.102	
	SALE	0.74	0.73	-0.039	0.040	-0.002	0.404
예 측 치	EARNF	0.004	0.05	0.139	0.077	-0.208**	
	SALEF	0.04	0.31	0.157	0.105	-0.087	0.181

주 1) 위의 모든 기술통계는 통합표본에 대해 특이치가 조정된 후의 값이다.

2) ***와 **는 각각 1% 및 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

SCAR사이에 유의한 양의 상관관계가 나타나고 있으나, SALE과 SCAR사이에는 음의 상관관계가 나타나고 있다. 예측치를 이용한 경우에는 EARNF과 SALEF가 모두 SCAR와 양의 상관관계를 갖고 있는 것으로 나타났으나 계수에 대한 신뢰수준은 높지 않았다. 결산속보주의 경우에는 감사보고주와 비슷하나 회귀변수 모두가 SCAR와 양의 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다.

주주총회주에는 회귀변수와 SCAR와의 관계가 모두 음으로 나타났고 상관관계가 감사보고주와 결산속보주에 비해 상당히 낮게 나타났다.

이익변수와 매출액변수와의 상관관계는 실적치의 경우 0.404로 높으나, 예측치의 경우 0.181로 비교적 낮게 나타나고 있다. 이 결과는 두 변수간에 공통적으로 내포되는 정보 이외에도 다른 변수가 지니지 못하는 새로운 정보를 전달해 줄 가능성이 있다는 것을 나타낸다.

2. 실적치를 이용한 실증분석

회계이익과 매출액변수가 추가반응변수인 표준화된 누적 초과수익률에 미치는 영향을 검증하기 위하여 1986~88년의 자료를 통합한 후에 본 연구의 기본모형을 추정하였다. 또한 각 변수의 독자적인 정보능력을 파악하기 위해 개별변수를 이용한 모형을 추정하였다. <표 4>에는 가설 1을 검증하기 위해 시장기대치로서 실적치를 이용한 경우의 각 변수의 회귀계수와 t-value, 회귀모형의 수정결정계수(Adjusted R²) 그리고 Durbin-Watson 통계치가 보고되고 있다.

감사보고주와 결산속보주에서 회계이익변수에 대한 회귀계수는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이 결과는 회계이익정보가 주가수익률과 양의 상관관계가 있음을 보여주고, 회계이익이 주식가격결정에 유용한 증거라는 가설을 입증해 주는 것이다.⁽⁷⁾ 이것은 회계이익이 주가에 영향을 미친다는 종전의 실증적 연구결과와 일치하는 것이다. 그러나 회귀모형의 설명력을 나타내는 회귀모형의 결정계수 R²는 선행연구의 경우에서와 같이 높지 못하여 선행연구에서 지적되고 있는 omitted variables문제가 여전히 남아있음을 알 수 있다. Durbin-Watson 통계치의 경우도 2.0에서 다소 벗어나 있으며,

(7) 송인만(1989)에서는 당기순이익과 경상이익을 모두 고려하여 경상이익을 회계이익 변수로 이용할 때 모형의 설명력과 회귀계수에 대한 t-value가 높아진다는 연구결과를 보였으나, 본 연구에서의 결과는 반대로 당기순이익을 이익변수로 사용한 경우에 유용성이 더 높았다. 따라서 경상이익을 이용한 경우의 통계치는 게재하지 않았다.

〈표 4〉 실적치 표본에 대한 분석결과

공시시점	회귀변수		Adjusted R ²	D-W 통계치
	당기순이익	매출액		
감사보고주	13.52 (3.66)***	-0.55 (-1.87)**	9.69	1.559
	10.74 (3.14)***	-	7.59	1.394
	-	-0.11 (-0.40)	-0.78	1.357
	8.62 (2.70)***	-0.18 (-0.71)	4.82	2.353
결산속보주	7.71 (2.65)***	-	5.27	2.279
	-	0.10 (0.41)	-0.78	2.271
	-3.47 (-1.14)	0.10 (0.43)	-0.64	1.732
	-2.94 (-1.06)	-	0.10	1.760
주주총회주	-	-0.01 (-0.02)	-0.93	1.753
	0.10	-	-	-
	-	-	-	-
	-	-	-	-

주 1) 팔호안의 값은 회귀계에 대한 t-value를 나타내고 있고, ***는 1% 수준 서, **는 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타내고 있다.

감사보고주에서 보여주는 통계치는 양의 자기상관(autocorrelation)이 모형에 영향을 미칠 수 있다는 사실을 지적하고 있다. 매출액 정보의 경우에는 감사보고주에 회계이익에 추가되는 정보만을 제공하며 독자적인 정보내용은 지니지 못한다는 결과를 보이고 있다. 회귀계수는 대체로 음으로 나타나고 통계적 유의성을 보여주지 못하고 있다. 따라서 실적치 표본의 경우 매출액 정보는 상대적으로 회계이익 정보와 같은 정보내용을 제공하고 있지 못하다.

주주총회주에서는 감사보고주 및 결산속보주와는 다르게 회계이익이 주가수익률과 음의 관계를 가지나 통계적으로 유의한 관계를 갖지 못하는 것으로 나타났다. 따라서 주주총회주에서 회계이익은 주가의 변동에 영향을 미친다고 볼 수 없다. 매출액정보도 동일하게

주가수익률과 통계적으로 유의한 상관관계를 갖지 못한 것으로 나타났다.

3. 예측치를 이용한 실증분석

〈표 5〉에서는 가설 2를 검증하기 위해 시장기대치로서 예측치를 이용한 경우의 각 변수에 대한 회귀계수와 t-value, 회귀모형의 수정결정계수(Adjusted R²), Durbin-Watson 통계치가 보고되고 있다.

예측치 표본의 경우에는 감사보고주에서 회계이익 변수에 대한 회귀계수는 축소모형의 경우 유의수준 10%에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 또한 매출액 변수에 대한 회귀계수도 유의수준 10%에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있어, 시장기대

〈표 5〉 예측치 표본에 대한 분석결과

공시시점	회귀변수		Adjusted R ²	D-W 통계치
	당기순이익	매출액		
감사보고주	5.00 (1.15)	0.91 (1.38)*	1.84	1.663
	6.09 (1.42)*	—	0.97	1.645
	—	1.05 (1.62)*	0.15	1.670
결산속보주	2.41 (0.60)	0.58 (0.95)	-0.48	2.353
	3.10 (0.78)	—	-0.37	2.358
	—	0.64 (1.08)	0.15	2.356
주주총회주	-7.04 (-2.02)**	-0.28 (-0.52)	2.69	1.524
	-7.37 (-2.15)	—	3.38	1.534
	—	-0.47 (-0.89)	-0.20	1.526

주 1) 팔호안의 값은 회귀계에 대한 t-value를 나타내고 있고, ***는 5% 수준에 서, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타내고 있다.

치로서 예측치를 이용하는 경우 매출액 변수도 회계이익변수와 관계없이 독자적인 정보 내용을 갖는다는 결과를 보여 선행 실증연구결과와 일치하였다.

결산속보주에서는 회계이익변수와 매출액변수에 대한 회귀계수가 양으로 나타났으나, 통계적으로 유의한 관계를 나타내지는 못했다. 주주총회주에는 실적치를 이용한 경우와 유사하게 모든 회귀계수가 음으로 나타나고 있으며 회계이익변수의 경우에는 유의적인 음의 수치가 나타났다. 유의적인 음의 계수가 나타나는 것은 회계이익과 관련된 정보는 주주총회주 이전에 주가에 반영되고 이 시점에서는 기업의 배당관련 정보, 경영진의 변동과 같은 여타의 원인에 따른 복합적 효과가 존재하는 때문으로 풀이된다.

모형에 대한 설명력은 매경예측치를 이용한 경우가 실적치를 이용하는 경우보다도 훨씬 낮게 나타나서 omitted variables로 인한 문제가 심각하다는 사실을 알 수 있다.

Durbin-Watson 통계치도 실적치 표본의 경우와 유사하게 2.0에서 다소 벗어나 있고 주주총회주에서는 자기상관이 문제시 될 수 있다는 사실을 보여주고 있다.

4. 실적치와 예측치의 적합성 비교

시장기대치로서 전년도 실적치와 재무분석가의 예측치중 어느 것이 더 적합하느냐에 대한 가설 3과 4를 검증한 결과는〈표 6〉에 제시되어 있다. 〈표 6〉은 실적치를 이용한 회귀 변수 EARN과 SALE, 그리고 예측치를 이용한 회귀변수 EARNF, SALEF와 공시시점에서의 주가반응변수인 SCAR사이의 Pearson 상관계수 및 상관계수의 유의수준과 상관계수의 차이여부를 판단하는 Fisher transformation의 결과를 보여주고 있다.

연구가설 3과 4는 매경예측치를 기대치로 이용하는 경우의 회계이익변수 및 매출액 변수와 주가반응변수인 표준화된 누적초과수익률(SCAR)간의 상관관계가 전년도 실적치를 이용한 상관관계보다 향상되는가를 분석하고자 하는 것이다. 이에대한 상관계수간의 검정은 피셔의 Z변환(Fisher Z-transformation)에 따른 통계량 d 에 의해 이루어졌으며, 결과는 상관관계를 비교한 두 변수밑에 나타나 있다.

각 공시시점에 회계이익변수간의 상관계수를 비교한 d 의 값은 모두 음의 값을 나타내고 있으며, 이에따라 기대이익으로 전문가의 예측치를 이용한 경우가 전년도 실적치를 이용한 경우보다 회계이익과 주가수익률 사이의 상관계수가 높다는 가설은 기각된다. 이러한 결과는 회계이익에 관한 정보효과를 포착하는 데는 매경예측치가 상대적으로 적합한 기대치라는 근거를 제시하지 못하는 것으로 해석된다. 이러한 결론은 선행 나인철·이남주의

〈표 6〉 변수간의 상관계수 및 Fisher Z-transformation의 통계치

회귀변수 주가반응변수	EARN	EARNF	SALE	SALEF
SCAR (감사보고주)	0.291*** (0.002)	0.139 (0.158)	-0.039 (0.688)	0.157 (0.109)
	Fisher d = -1.15		Fisher d = 1.42* (0.078)	
SCAR (결산보고주)	0.248 (0.009)	0.077 (0.436)	0.040 (0.683)	0.105 (0.284)
	Fisher d = -1.28		Fisher d = 0.47 (0.32)	
SCAR (주주총회주)	-0.102 (0.290)	-0.208** (0.034)	-0.002 (0.981)	-0.087 (0.376)
	Fisher d = -0.78		Fisher d = -0.63	

- 주 1) 상관계수 밑의 팔호 안 숫자는 변수간 상관계수의 유의수준을 나타낸다.
 (prob > |R| under H_0) = 0)
- 2) Fisher의 d값은 Fisher Z-transformation에 따른 통계치이고, d값 밑의 팔호안은 연구가설 3과 4에 대한 통계치의 유의수준을 나타낸다.
- 3) ***, **, * 는 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

연구결과와 일치한다. (8)

매출액 변수간의 상관관계를 비교하는 경우에는 감사보고주에는 유의수준 10%에서 통계적으로 유의하게 가설을 기각한다. 반면, 결산속보주와 주주총회주에서는 가설이 기각되지 않는다. 따라서 가설 4는 일부 지지되는 결과를 얻을 수 있고, 이는 선행 나인철·이남주의 연구결과와도 일부 일치하고 있다.

이상의 논의에서 나타난 가설에 대한 검증결과를 요약하면 다음과 같다.

- 1) 시장기대치로서 실적치를 이용하는 경우 회계이익정보는 감사보고주와 결산속보 주를 공시시점으로 했을 때 주가수익률과 양의 관계를 나타내며 회계이익이 정보로서 역할

(8) 나인철·이남주(1992)에서의 분석 결과 동일 가설에 대한 Fisher d값은 양 (+)으로 나타나고 있는 바 본 연구의 결과와 상치된다. 그러나 통계적 유의성이 없으므로 가설이 기각되지 않는 점에서는 같다.

을 하는 것으로 보인다. 감사보고주의 경우에는 매출액이 추가적인 정보를 제공하여 주고 있다. 그러나 주주총회주에는 이러한 상관관계가 나타나지 않았다.

2) 예측치를 이용하는 경우 회계이익정보와 매출액정보의 공시는 감사보고주를 공시 시점으로 했을 때 주가수익률과 양의 관계를 갖는다. 따라서 이 경우 회계이익과 더불어 매출액도 독자적인 정보내용을 시장에 전달하는 것으로 보이나 모형의 설명력은 낮았다. 주주총회주에서는 회계이익이 주가수익률과 음의 방향으로 변화한다는 결과를 보이는데 이것은 여타 정보의 복합적 효과로 보인다.

3) 시장기대치로서 실적치와 예측치의 적합성 비교결과, 감사보고주를 공시시점으로 할 경우에만 매출액변수에 대해 실적치보다는 매경예측치가 적합하다는 결과를 나타냈다. 여타의 경우에는 대체로 실적치가 예측치보다 주가변동과 더 높은 상관관계를 보였다.

V. 結論

본 연구의 목적은 회계이익 정보의 정보내용을 평가하기 위하여 회계이익 정보의 공시가 주가수익률에 미치는 영향을 실증적으로 검증하고자 하는 것이다. 이를 위해 적절한 공시시점의 선정 및 회귀변수의 선정에 중점을 두고 연구설계를 행하였다. 실증분석 결과에 의하면 감사보고주와 결산속보주에서 회귀변수와 주가반응변수간의 상관관계가 비교적 명확하게 나타나고 있으며, 주주총회주에서는 여타정보의 복합적 효과로 인해 회계이익가 정보내용을 제공하지 못하고 있는 것으로 보인다. 이와 같은 결과는 우리나라의 경우처럼 명확한 공시시점의 판단이 어려운 경우 회계정보와 주가반응간의 관계를 다루는 논문에서 적절한 공시시점을 언제로 선택해야 할 것인가에 대한 하나의 시사점을 제공해 준다고 할 것이다. 아울러 내부정보의 수입이 제한적일 수 밖에 없는 일반투자자를 감안한다면 증권시장의 침체로 인하여 중단되었던 과거의 결산속보제도와 같은 공시제도가 지속적으로 이루어져야 한다는 시사점을 제시해 주고 있기도 하다.

본 연구에서는 회귀모형의 결정계수에서 나타났듯이 omitted variable의 문제 즉 model misspecification문제와, Durbin-Watson통계치에서 나타나는 autocorrelation 가능성에 대한 충분한 검토가 이루어지지 못한 한계가 있다. 이와 같은 한계점을 인식하고 보다 나은 연구를 위한 차후의 연구방향은 다음과 같다.

첫째, 매경예측치 이외의 좀 더 좋은 대용변수로 이용가능한 예측치를 찾아내는 것이다.

둘째, omitted variable문제를 해결하기 위해 연차회계이익과 매출액뿐만이 아니라 반기보고서에 나타나는 회계정보와 배당관련정보 등 추가적인 설명변수를 발견해 나가는 것이다.

세째, autocorrelation문제를 검토하고 이를 해결하기 위해 GLS(Generalized Least Squares)등의 방법을 이용하는 것이다.

마지막으로, 주별수익률보다 목적적합한 것으로 예상되는 일별수익률의 특성을 파악하고 일별수익률 자료를 이용하는 것이다.

참 고 문 헌

나인철·이남주, “재무분석가의 예측치를 이용하여 측정한 회계이익 정보와 매출정보의 유용성에 대한 실증적 연구,” 증권학회지 제14집(1992년), pp.523-551.

박준완, “회계이익공시의 주가반응과 상장기간효과,” 회계학연구 제10호(1990년), pp. 1-17.

송인만, “회계이익정보의 유용성에 관한 실증적 연구: 주별수익률을 이용한 회계이익 공시시점의 검토,” 회계학연구 제9호(1989년), pp.1-24.

최상문·이정록, “자본시장에 있어서 회계정보의 유용성에 관한 연구,” 증권학회지 제3집(1982년), pp.197-226.

Ball and Brown, “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers,” Journal of Accounting Research, 1968, pp.159-178.

Beaver, “The Information Content of Annual Earnings Announcement,” Journal of Accounting Research, 1968, pp.67-92.

Beaver, Clarke and Wright, “The Association Between Unsystematic Security Returns and the Magnitude of Earnings Forecast Errors,” Journal of Accounting Research, 1979, pp.316-340.

Brown and Kennelly, “The Information Content of Quarterly Earnings Announcement,” Journal of Business, 1972, pp.403-415.

Freeman, “The Association Between Accounting Earnings and Security returns for Large and Small Firms,” Journal of Accounting and Economics, 1987, pp.195-228.

Givoly and Lakonishok, “Properties of Analysts’ Forecasts of Earnings: A Review and

- Analysis of the Research," Journal of Accounting Literature, 1984, pp.117-152.
- Patell and Wolfson, "The Intraday Speed of Adjustment of Stock Prices to Earnings and Dividend Announcements," Journal of Financial Economics, 1984, pp.223-252.

〈별첨〉 표본기업

번호	기업코드	산업분류	회사명
1	11020	광업	삼천리
2	15500	식료품	롯데삼강
3	19530	식료품	대한제당
4	22500	음료품	동양맥주
5	22510	음료품	조선맥주
6	25020	섬유업	쌍방울
7	26550	섬유업	충남방직
8	28510	섬유업	고려합섬
9	28530	섬유업	코오롱
10	28570	섬유업	선경인더스트리
11	33500	섬유업	태화
12	35010	종이 및 종이제품	한국제지
13	35060	종이 및 종이제품	대한펄프
14	37000	화학	카프로락탐
15	37040	화학	금양
16	38510	화학	성보화학
17	40500	의약업	유한양행
18	40520	의약업	영진약품
19	40540	의약업	근화제약
20	40620	의약업	중외제약
21	42000	화학	태평양화학
22	43000	화학	한국화약
23	45500	고무	한국타이어
24	48000	화학	내쇼날푸라스틱
25	48030	화학	서통
26	50530	비금속광물	현대시멘트
27	52010	비금속광물	금강
28	52030	비금속광물	한국석유
29	54000	철강	부산파이프
30	54020	철강	한국강관
31	55010	비철금속	남선알미늄
32	55030	비철금속	동양강철
33	56010	조립금속	대림통상
34	57010	조립금속	대한중식
35	58010	조립금속	삼화왕관
36	58080	조립금속	태양금속
37	64080	전기기계	인켈
38	64100	전기기계	아남전자
39	64510	전기기계	아남산업
40	66030	전기기계	연합전선
41	67510	운수장비	현대자동