

재무정보 적시성의 주가반응

金 評 基*

『目 次』

- | | |
|----------------|-----------------|
| I. 서 론 | 3. 표본계획 |
| II. 기존연구의 개관 | IV. 분석결과 |
| III. 연구내용 및 방법 | 1. 기술통계 |
| 1. 가설의 설정 | 2. 적시성의 주가반응 분석 |
| 2. 변수의 정의 | V. 결 론 |

I. 서 론

재무정보의 적시성을 다룬 기존연구들에서는 재무정보의 적시성을 구성하는 보고시차와 감사시차간의 암묵적인 관계를 기초로 감사시차의 결정요인을 분석하거나 또는 보고시차의 주가반응을 분석하였다. Ashton *et al*(1989)에서는 감사시차가 이익공시의 보고시차를 결정하는 가장 중요한 요소이며, 따라서 감사시차의 결정요인을 분석함으로써 재무공시와 이의 시장반응간의 관련성에 대한 이해를 높일 수 있을 것이라는 점을 지적하고 있다. 그러나, 지금까지 감사시차의 시장반응을 다룬 연구는 거의 수행되지 못하였다.

본 연구에서는 전년도의 시차에 대비한 당해연도 시차의 중감일수로 정의되는 비기대시차기준을 적용하여 김평기(1996)에서 이용한 자료와 모형을 이용하여 적시성의 주가반응을 분석하는 것을 목적으로 한다.

본 연구는 다음과 같은 순서로 구성된다. 제Ⅱ장에서는 기존연구를 개관하며, 제Ⅲ장에서는 가설을 설정하고 연구방법을 제시한다. 제Ⅳ장에서는 분석결과를 제시하며, 제Ⅴ장에서 결론을 내린다.

* 원광대학교 경상대학 교수

Ⅱ. 기존연구의 개관

재무정보의 적시성에 관한 기존의 연구들은 크게 두 흐름으로 분류할 수 있다. 첫째 흐름은 정보공시의 적시성을 결정하는 요인들을 실증적으로 규명하고 있으며, 여기에서는 결산일로부터 감사보고서일까지의 경과일수로 정의되는 감사시차가 재무정보의 적시성을 결정하는 중요한 요인으로 보고 감사시차에 영향을 미치는 요인들을 실증적으로 연구한다.

둘째 부류의 연구들은 자본시장 정보효율성에 대한 전통적인 시장연구들로서 정보의 적시성이 갖는 유용성을 규명하고 있다. 이들 연구들은 기업의 결산일로부터 정보 공시일까지의 경과기간인 보고시차를 적시성에 대한 척도로 하여 이에 대한 추가반응을 분석하며, 보고시차가 길어질수록 정보의 적시성이 저하되어 정보의 유용성이 감소하는지를 다루고 있다.

Givoly and Palmon(1982) 등 보고시차의 시장반응을 다른 대다수의 문헌들은 적시성에 대한 지표로 빠른 또는 늦은 보고로 측정되는 범주형 변수를 도입하여 단변량분석에 의존하고 있을 뿐만 아니라, 추가반응에 대한 척도로 단순한 초과이익률을 이용함으로써 재무적인 규모효과를 통제하지 못하였다. 그러나, **Atiase, Bamber and Tse(1989)**에서는 적시성에 대한 지표로 보고시차를 연속형 변수로 도입하고 시장반응의 측정치로서 재평가지수를 이용하여 재무적인 규모효과를 통제하는 다변량분석을 수행하였다. 여기에서는 **Givoly and Palmon(1982)**, **Chambers and Penman(1984)**, **Atiase, Bamber and Tse(1989)**, 그리고 **김평기(1996)** 등을 개관하기로 한다.

보고시차와 시장반응간의 관련성에 대한 초기연구인 **Givoly and Palmon(1982)**과 **Chambers and Penman(1984)**의 연구는 명확한 결론을 보이지는 못하였다. **Givoly and Palmon(1982)**은 1960년에서 1974년에 걸쳐 감사받은 이익정보를 공시한 표본을 기초로 빠른 공시집단과 늦은 공시집단간의 추가반응 차이를 분석하였다. 분석의 결과는 빠른 또는 늦은 공시의 구분기준에 따라 다른 결과를 보여주었다. 일력상의 결산일과 실제 공시일간의 시차인 일력시차기준을 적용할 경우는 공시기간에 있어서 두 집단의 주가변동의 크기간에 유의적인 차이를 보이지 않은 반면, 기대공시일과 실제의 공시일간의 시차인 비기대시차기준을 적용할 경우에는 기대에 비하여 상대적으로 빠른 공시집단에 있어서 시장반응이 보다 강하게 나타났다. 그러나 이들 연구에서는 규모효과를 고려하지 않았다.

Chambers and Penman(1984)의 연구는 100개 미국기업의 1970년에서 1976년에 걸

친 691개의 이익공시 표본을 대상으로 하였다. 이들의 연구에서도 보고시차와 주가반응 간의 관련성은 빠른 또는 늦은 공시기업의 구분기준에 따라 다르게 나타났다. Givoly and Palmon(1982)의 연구와 마찬가지로 기대공시일을 구분기준으로 이용할 경우에는 빠른 공시기업 집단이 상대적으로 더 강한 시장반응을 보이는 것으로 나타났으나, 일력공시일을 이용할 경우 유의한 차이가 없었다. Chambers and Penman(1984)은 이러한 결과에 대하여 규모효과가 교란요인으로 작용할 가능성을 인식하여 분석표본을 상대적으로 규모가 큰 NYSE 기업으로 한정하고 있다. 또한, 규모효과의 영향을 파악하기 위하여 중위수 기업보다 적은 기업군과 중위수 기업보다 큰 기업군을 대상으로 별도의 분석을 하였으나, 두 소집단 분석 모두에서 일력기준을 적용할 경우에는 보고시차와 시장반응간의 관련성을 발견하지 못하였다. 이들은 연속변량을 이용한 다변량분석을 하지 않고 이산적인 범주형 분석을 하고 있기 때문에 각 소집단 분석에서 규모효과를 완전히 제거하지는 못하였다.

Atiase, Bamber and Tse(1989)는 보고시차가 길어질 경우 보다 적시에 발표되는 다른 정보원천이 공시정보를 대체할 가능성이 높아 정보의 공시효과가 저하될 가능성이 커짐에도 불구하고, 이익공시의 적시성이 갖는 시장반응을 다른 기준의 연구에서는 명확한 증거를 제시하지 못하고 있는 이유를 규명하고자 하였다. 이들은 기존연구의 결과가 최소한 부분적으로는 보고시차의 주가효과를 상쇄할 수 있는 규모효과와 같은 잠재적인 요인들을 통제하지 못한 데서 비롯된 것으로 보았다. 일반적으로 대기업일수록 이익정보를 상대적으로 빨리 공시함에도 불구하고 이의 시장반응은 규모효과에 의하여 저하되는 경향을 갖는다. 이들의 연구에서는 다변량분석을 통하여 이러한 규모효과를 통제한 후 정보공시의 적시성이 갖는 주가효과를 분석하였다. 기업규모를 통제하여 분석한 결과 보고시차는 주가의 재평가지수와 역의 관계에 있는 것으로 나타났다. 즉, 보고지연이 길어질수록 주가 반응은 감소하는 것으로 나타났으며, 더 나아가 ‘나쁜 뉴스’를 담고 있는 이익공시의 경우에는 이러한 관계가 심화되는 것을 보여주었다.

김평기(1996)에서는 ‘감사보고’와 ‘재무공시’의 두 가지 공시유형을 도입하여 이를 기초로 구성된 감사시차, 보고시차, 그리고 감사시차에 대비한 공시시차의 비율인 상대시차 등의 적시성 지표를 구성하고 이들에 따른 주가반응을 분석하였다. 구체적으로 감사시차 가설, 보고시차 가설, 그리고 상대시차 가설 등 세 가지 가설을 설정하여, 감사시차가설은 감사보고기간을 대상으로 그리고 보고시차가설과 상대시차가설은 재무공시기간을 대상으로 분석하였다. 다변량회귀모형을 이용하여 기업규모, 부채비율, 재벌여부, 그리고 공시정보의 뉴스유형 등을 통제하여 분석한 결과, 재무공시의 적시성이 주가반응과 역의 관

계가 있음을 보이는 증거가 발견되었으나 공시정보의 뉴스유형이나 재벌소속 여부에 따라 일관되지 못한 결과를 보여주었다.

III. 연구내용 및 방법

본 절에서는 재무보고의 적시성이 갖는 주가반응을 분석하기 위하여 감사시차 가설과 보고시차 가설을 설정하고, 이를 검증하기 위한 변수의 정의와 표본계획 등을 기술하기로 한다.

1. 가설의 설정

결산일로부터 감사보고서일까지로 정의되는 감사시차가 길어질수록 감사보고서일을 중심으로 한 일정 기간⁽¹⁾ 동안의 주가반응은 줄어들 것으로 예상되며, 마찬가지로 결산일로부터 주주들이 회계장부를 열람할 수 있는 주주총회 일주일 전까지로 정의되는 보고시차가 길어질수록 주주총회 일주일 전의 회계자료 열람기간⁽²⁾ 동안의 주가반응은 감소할 것으로 예상할 수 있다. 이러한 예상은 경쟁적인 정보원천의 존재와 감사시차와 보고시차의 신호효과 등을 근거로 한다.

우선, 경쟁적인 정보원천이 존재하여 감사시차나 보고시차가 길어질수록 사전에 이익정보를 포함한 재무정보가 누출될 가능성은 증가한다. Bowen, Castania and Daley (1983) 등 다수의 정보이전을 다룬 연구에서는 동일산업내에서 재무정보 선공시기업의 정보발표가 후공시기업의 주가이익률 변화를 추정하는 데 이용되고 있다는 증거들을 제시하고 있다. 효율적인 자본시장에서는 가치관련정보가 주가에 신속히 반영되기 때문에 정보효과를 갖는 어떤 기업의 정보발표는 그 기업의 주가뿐만 아니라 다른 기업의 주가에도 반영될 수 있다.

또한, 감사시차나 보고시차가 길어질수록 시차의 신호효과에 의하여 주가반응이 감소할 수 있다. 일반적으로 재무보고가 늦어질 경우 '좋지 않은' 뉴스로 작용할 가능성이 있다. 많은 기존연구들에서 경영자들은 보고의 적시성을 통제하려는 유인을 갖는다고 주장하고 있는데(Penman, 1984), 구체적으로 순손실 등 나쁜 뉴스는 좋은 뉴스에 비해 늦게 공시

(1) 이 기간을 '감사기간'이라 칭한다.

(2) 이 기간을 '공시기간'이라 칭한다.

된다는 것이다. 어떤 기업의 감사시차나 보고시차가 증가할 경우 투자자들은 이를 기업의 순손실 보고의 가능성으로 예상할 수도 있으며 따라서 감사기간이나 보고기간 중의 주가 반응은 감소할 수 있다.

이상과 같은 대체적인 정보원천과 신호효과의 가능성을 기초로 감사시차나 보고시차가 길어질수록 주가반응은 줄어들 것으로 기대되며 다음과 같은 두 가지 가설을 설정할 수 있다. 이 두 가설은 분석의 대상기간이 다를뿐 본질적으로 동일한 가설이다.

가설 I : 감사시차 가설

감사시차가 길어질수록 감사기간 중의 주가반응은 감소한다.

가설 II : 보고시차 가설

보고시차가 길어질수록 공시기간 중의 주가반응은 감소한다.

위에서 설정한 두 가설 중 감사시차 가설은 감사기간을 대상으로 한 감사기간 분석에서 검증되며, 보고시차 가설은 공시기간을 대상으로 한 공시기간 분석에서 검증된다.

감사기간 분석에서는 감사보고서일을 재무공시일로 보아 감사보고서일을 전후한 일정 기간(감사기간)의 주가반응과 감사시차간의 관련성에 대한 감사시차 가설을 분석한다. 「주식회사의 외부감사에 관한 법률」에 따라 수행되는 공인회계사에 의한 재무제표감사는 관련 회계기간 동안의 영업성과를 비롯하여 일반인에게는 공개하기 어려운 다양한 정보를 누출하는 제도화된 계기를 제공한다.

공시기간 분석에서는 자발적인 재무공시 관행이나 제도가 없는 우리나라의 상황을 고려하여 「상법」에서 주주에게 회계자료 열람권을 부여하는 주주총회일 일주일전을 재무공시일로 보아 이로부터 일정기간, 즉 공시기간을 대상으로 보고시차 가설을 분석한다.

2. 변수의 정의

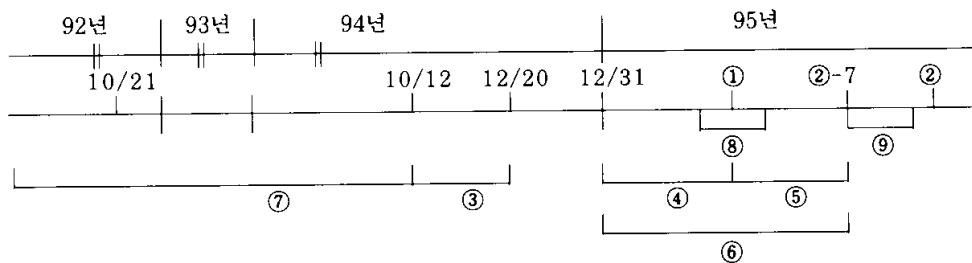
여기에서는 모형의 종속변수인 주가반응과 이에 대한 설명변수인 재무공시의 적시성, 그리고 적시성의 주가반응을 의미있게 분석하기 위하여 통제되는 기업규모, 부채비율, 재벌소속, 그리고 뉴스의 유형 등의 변수를 정의한다.

1) 주가반응

재무공시의 적시성에 따른 주가반응을 분석하기 위하여는 정보가 공시되지 않는 비감사

기간 또는 비공시기간⁽³⁾에는 예상하지 못한 감사기간 또는 공시기간의 비기대 추가반응을 측정할 필요가 있다. 여기에서는 이러한 추가반응지표로 Atiase(1985)와 김평기(1996)에서 이용한 재평가지수(Revaluation Indices)인 SQR과 ABR을 대체적으로 적용하기로 한다.

재평가지수는 비교기간의 평균주가반응에 대비한 감사기간이나 공시기간의 주식가격재평가의 상대적인 크기를 측정함으로써 내생적으로 비교기간에 존재하는 정보내용을 통제할 수 있다. 감사기간은 감사보고서일을 중심으로 5일 또는 7일 거래기간으로 정의하며, 공시기간은 주주들이 회계장부를 열람할 수 있는 주주총회 일주일전으로부터 5일 거래기간으로 정한다.⁽⁴⁾ 비교기간은 결산일전의 12월 20일(또는 다음 거래일)을 기준일로 하여 기준일전 12개의 5일 거래기간인 60일로 구성된다.⁽⁵⁾



- ① 감사보고서일로서 감사인이 현장감사를 완료하고 철수한 날
- ② 주주총회일
- ③ 비교기간으로 재평가지수는 비교기간의 평균초파이익률과 감사기간 또는 공시기간의 초파이익률의 상대적인 비율로 측정
- ④ 감사시차로서 결산일로부터 감사보고서일까지의 경과일수
- ⑤ 공시시차로서 감사보고서일로부터 주주총회 일주일전(②-7일)까지의 경과일수
- ⑥ 보고시차로서 감사시차와 공시시차로 구성
- ⑦ 추정기간으로 비교기간, 감사기간, 그리고 공시기간 초파이익률을 산출하기 위하여 104주의 주간이익률을 이용하여 시장모형의 α 와 β 를 추정
- ⑧ 감사기간으로 감사보고서일을 중심으로 5일 또는 7일 거래기간
- ⑨ 공시기간으로 주주총회 일주일전으로부터 5일간

〈그림 1〉 분석기간의 구성

(3) 이 기간을 '비교기간'이라 부른다.

(4) 공시기간을 주주총회 일주일 전으로부터 7일간으로 정하지 않은 것은 주주총회일의 근접일에 나타날 수 있는 배당정보 등 재무공시 이외의 정보효과를 최소화하려는 것이다.

주식가격 반응의 방향보다는 그 크기가 주된 관심이기 때문에 재평가지수는 감사기간 또는 공시기간의 초과이익률을 다음과 같은 두 가지 대체적인 방법으로 전환하여 측정한다.

$$\textcircled{1} \quad SQR_{iy} = \frac{\varepsilon_{ir}^2}{\left(\sum_{s=T-11}^T \varepsilon_{is}^2 \right) / 12} \quad \textcircled{2} \quad ABR_{iy} = \frac{|\varepsilon_{ir}|}{\left(\sum_{s=T-11}^T |\varepsilon_{is}| \right) / 12}$$

ε_{ir} = 기업 i 의 감사기간 또는 공시기간의 초과이익률

ε_{is} = 기업 i 의 12개 5일 거래기간 중 s 번째 5일 거래기간의 초과이익률

T = 60일의 비교기간을 5일 거래기간으로 나눈 12개의 5일 거래기간

재평가지수 SQR 은 ε_{ir}^2 에 기초하고 있으며 이는 보고기간의 초과이익률에 대한 추정치이다. SQR 은 ε_{ir}^2 를 비교기간 중의 초과이익률 자승의 평균으로 표준화하여 계산한다. Oppong(1980)은 이와 같은 초과이익률의 제곱을 기초로 한 주가반응지수가 재무공시에 따른 주가반응의 계산에 있어 높은 초과이익률을 보이는 소수의 표본에 불균등한 가중치를 부여할 수 있다는 점을 지적하였다. 따라서 여기에서는 초과이익률의 절대값 $|\varepsilon_{ir}|$ 에 기초한 재평가지수 ABR 을 SQR 과 함께 이용한다. 구체적으로 재평가지수 ABR 은 감사기간이나 공시기간 동안의 초과이익률의 절대값을 비교기간의 초과이익률 절대값 평균으로 나누어 계산한다.

일반적으로 대기업일수록 이용가능한 정보가 많다고 볼 수 있기 때문에 소기업일수록 대기업에 비하여 더 높은 위험조정이익률을 보일 것이다. 이것이 Banz(1981)가 지적한 '재무적인 규모효과'이다. SQR_{iy} 와 ABR_{iy} 에서는 이러한 재무적인 규모효과를 통제하고 있다.⁽⁶⁾

(2) 재무보고의 적시성

주가반응을 나타내는 재평가지수 SQR 또는 ABR 등에 영향을 미칠 것으로 예상하는 재무보고의 적시성은 감사시차(AUDLAG)와 보고시차(REPLAG)로 구분하여 비기대시차

- (5) 60일의 비교기간은 사전적인 재무정보 공시전의 기간이다. 결산일로부터 10일 전을 기준일로 한 것은 결산일을 전후하여 감사기간이나 공시기간의 정보공개와는 무관하게 발생할 수 있는 정보누출의 주가효과를 비교기간에서 배제하여 비교기간과의 상대적인 주가반응을 명확히 하려는 것이다.
- (6) 재평가지수의 기초가 되는 초과이익률(AR)을 산출하기 위하여 결산일전 80일로부터 104주간의 추정기간에 시장모형의 α 와 β 를 추정하게 되는데 시장이익률 R_{mt} 는 단순평균주가수익률(EMR)을 기초로 산출된다.

기준으로 정의된다.

보고시차(REPLAG)는 시차계산 기산일인 결산일로부터 주주들에게 회계장부 열람권이 부여되는 주주총회 일주일 전까지의 경과일수를 말하며 이는 감사시차와 공시시차를 합한 개념으로 정의할 수 있다. 보고시차의 기산일로 일력에 의한 결산일인 12월 31일을 적용할 경우 감사시차는 결산일로부터 감사보고서일까지의 경과일수이다. 감사보고서일은 감사인이 현장감사를 완료하고 철수한 날이다. 공시시차(DISLAG)는 감사보고서일로부터 주주총회 일주일전까지의 경과일수로서, 감사를 받은 후 회계자료를 공시 또는 열람하기 까지의 지체일수를 말한다.

시차는 시차의 산출기준에 따라 일력시차(Chronological Lag) 기준과 비기대시차(Unexpected Lag) 기준을 적용할 수 있다.⁽⁷⁾ 일력시차는 시차의 기산일을 일력상의 결산일인 12월 31일로 하여 이로부터 감사보고서일 또는 공시일까지의 경과일수를 계산한다. 시차의 기준일로 전년도의 감사보고서일 또는 공시일을 기대공시일 또는 기대감사일로 이용할 경우, 시차는 이러한 기대일과 당해연도의 실제의 감사일 또는 공시일과의 증감일수로 측정되는 비기대시차 기준으로 정의할 수 있다. 본 연구에서는 이러한 비기대시차기준으로 감사시차와 보고시차를 정의한다.

(3) 통제변수

① 기업규모

기업규모는 정보의 사전적인 누출가능성에 영향을 미쳐 적시성의 추가반응효과를 교란할 수 있다. Atiase(1980)는 이러한 시장반응의 규모효과에 대하여 투자자들이 사적인 비공개정보를 입수하려는 유인은 기업규모의 증가함수라고 주장하고 있다. 최근의 실증연구들은 대기업들의 공시에 비하여 소기업들의 이익공시가 보다 많은 비기대 정보를 전달하며, 따라서 보다 강하고 지속적인 시장조정을 거친다는 점을 시사하는 증거들을 제시하고 있다(Bamber(1987), Freeman(1987) 등).

Atiase(1980)가 제시한 규모효과로 인한 차별적인 정보가설은 재무관리 연구들에서 제시한 '재무적인 규모효과'와 관련성이 있기는 하나 이들은 상이한 개념이다. 재무적인 규모효과가 차별적인 위험조정이익률, 즉 초과이익률효과인 반면에, Atiase(1980)가 제시한 '회계적인 규모효과'는 이익공시와 같은 공식적인 회계공시에 의하여 시장에 전달되는 차별적인 비기대 정보효과이다. 재평가지수는 각 기업의 보고기간 초과이익률을 각 기업

(7) Chambers and Penman(1984), Givoly and Palmon(1982), 그리고 Atiase and Tse(1989).

들의 비교기간 초과이익률로 표준화하기 때문에 평균위험조정이익률의 횡단적 차이인 재무적인 규모효과는 내생적으로 통제된다. 따라서 관찰되는 회계적인 규모효과는 재무적인 규모효과를 통제한 후 나타나는 것으로 추가반응에 대한 적시성의 효과를 상쇄할 수 있다. Atiase, Bamber and Tse(1989)의 연구에서는 이러한 회계적인 규모효과를 통제하여 보고시차와 시장반응간의 관계를 보다 명확히 규명한 바 있다.

기업규모는 회계문헌에서 제기하는 규모효과를 통제하기 위하여 자산의 장부가액을 적용하며, 분포의 비정규성을 완화하기 위하여 장부가액은 자연로그값으로 변형한다.

② 부채비율

기업의 재무구조는 지분구조와 함께 기업의 회계 및 재무의사결정에 중요한 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 이른바 실증이론연구들에서는 감가상각방법, 재고자산 평가방법 등 회계방법선택, 감사수수료, 감사인 선정 등 감사의사결정 등 많은 분야에서 재무구조의 역할에 대한 증거를 제시하고 있다. 규모변수와 마찬가지로 부채비율도 정보공시의 적시성과 시장반응에 영향을 미칠 수 있다.

주가반응과 관련하여 부채비율이 높을수록 정보공시전에 재무정보의 사적탐색활동이 클 것으로 예상할 수 있다. 기업에 대출을 하는 은행을 비롯한 각종 금융기관은 대출감사를 통하여 기업의 재무정보를 공시전에 획득할 가능성이 크다고 볼 수 있으며, 따라서 부채비율과 재평가지수간에는 음(−)의 관계를 예상해 볼 수 있다. 부채비율은 총자산 대비 부채의 비율로 측정한다.

③ 재벌소속

재벌소속 여부도 기업규모나 부채비율과 마찬가지로 정보공시의 적시성과 시장반응에 양면적인 영향을 미칠 수 있다. 정보공시에 따른 재벌기업의 주가반응은 독립기업에 비하여 상대적으로 낮을 것으로 예상할 수 있다. 재벌기업일수록 본사의 업무감사 등 감독이 심할 뿐 아니라 회계자료를 본사에서 통합관리하거나 내부관리목적에 따라 주기적으로 재무자료를 통합하기 때문에 비재벌기업에 비하여 기업의 재무정보가 공시전에 외부로 누출될 가능성이 크다고 볼 수 있다. 따라서 재벌기업일수록 재평가지수는 감소할 것으로 예상할 수 있다. 재벌소속 여부가 적시성과 주가반응에 이상과 같은 영향을 미칠 가능성을 고려하여 재벌소속 여부를 주가반응의 설명변수로 추가하여, 재벌소속 기업은 1, 기타기업은 0을 부여한다.

④ 뉴스유형

이익정보 등 공시되는 정보의 질적속성도 다른 변수들과 마찬가지로 정보공시의 적시성

과 이의 시장반응에 영향을 미칠 수 있다. 뉴스의 유형이 정보공시에 따른 주가반응에 미치는 영향과 관련하여서는 Atiase, Bamber and Tse(1989)의 연구결과를 참고할 수 있다. 이들 연구에서는 보고지연이 길어질수록 주가반응이 감소하는 것으로 나타났으며, 더 나아가 '나쁜 뉴스'를 담고 있는 이익공시의 경우 보고지연과 주가반응간의 반비례 관계가 심화되는 것을 보여주었다.

여기에서는 정보공시의 질적속성이 공시의 적시성과 시장반응에 미칠 수 있는 이러한 효과를 고려하여 공시되는 뉴스의 유형을 통제변수로 포함한다. 뉴스유형은 Atiase, Bamber and Tse(1989)에서 이용한 지표와 동일하게 보고기간, 즉 감사보고일을 전후한 5일(또는 7일)간 그리고 주주총회 1주일전으로부터 5일간의 초과이익률의 부호로 각각 측정하며 (+)일 경우 1, (-)일 경우에는 0을 부여한다.⁽⁸⁾

3. 표본계획

표본은 자료수집상의 문제를 고려하고 잠재적인 교란요인이 적시성과 시장반응간의 관계에 미칠 수 있는 영향을 배제하기 위하여, 1995년 3월 현재 한국증권거래소에 상장된 687개 기업 중 다음과 같은 다섯 가지 기준을 만족하는 기업을 대상으로 1994년 회계년도 재무공시를 대상으로 〈표 1〉과 같이 구성된다.

〈표 1〉 표본구성

| | |
|---|------|
| 1995년 3월 31일 현재 상장기업 | 687개 |
| (-)금융기업 | 87개 |
| 12/31일 결산일 이외의 결산기업 | 94 |
| 최근 상장기업 | 11 |
| 추정기간 또는 비교기간 중 주가자료 미비(한신풍 자료) | 97 |
| 93, 94 회계연도 감사보고서일 또는 주주총회일 자료미비(증권거래소) | 39 |
| 적정의견 이외의 감사의견 | 17 |
| 표본수 | 342개 |

(8) 뉴스의 유형에 대한 지표로는 당기순이익 또는 순이익의 부호, 전년도 순이익 대비 당기순이익 증감률, 당기의 투자이익률이나 투자이익률의 증감률 등을 이용할 수도 있다. 그러나, 감사기간이나 공시기간의 초과이익률의 부호로 측정되는 뉴스유형은 이상과 같은 이익 등 경영성과 지표를 포괄하는 지표이다. 초과이익률의 부호는 결국 경영성과 뿐만 아니라 재무상태 등 공시되는 정보의 다양한 질적 속성이 종합적으로 반영된 것으로 볼 수 있기 때문이다.

① 1994 회계연도로 분석연도를 한정하는 것은 자료수집상의 어려움 때문만 아니라 1990년대 초의 급변하는 한국의 회계 및 투자환경을 고려할 때 가장 최근 연도를 대상으로 할 때 정보공시의 적시성과 시장반응간의 관계가 보다 명확할 것이라는 기대가 있기 때문이다.

② 우리 나라의 경우 대다수 기업들의 결산일이 12월 말에 집중되어 있어 12월부터 3월까지는 감사전문직의 성수기(*busy season*)이며 결산월에 따라 감사시차와 보고시차가 영향을 받을 수 있다. 채택하는 결산월이 적시성과 시장반응에 미칠 잠재적인 영향을 배제하기 위하여 12월 결산기업 이외는 표본에서 제외한다.

③ 기존연구들에서는 금융업종은 다른 업종에 비하여 감사시차가 더 적은 것으로 보고하고 있다. 이러한 산업특성이 분석에 미치는 잠재적인 영향을 통제하기 위하여 금융업종을 분석에서 제외한다.

④ 1990년도부터 1995년도 4월까지의 주가자료를 입수할 수 있는 1995년 3월 현재 상장기업을 대상으로 한다. 본 연구는 일반적인 시장모형에 의한 시장초과이익률을 이용하기 때문에 추정기간, 비교기간, 그리고 감사기간이나 공시기간 중의 주가자료를 입수할 수 있어야 한다.

⑤ 감사의견이 표준적인 적정의견이며 불확실성 등을 내용으로 하는 별도문단이 없는 기업에 한정한다.

이상과 같은 다섯 가지 표본추출기준에서 ①과 ④를 제외한 ②, ③, ⑤ 등의 기준은 적시성과 시장반응간의 관련성에 영향을 미칠 수 있는 교란요인을 배제하기 위하여 설정한 기준이다.⁽⁹⁾

IV. 분석결과

본 장에서는 앞의 표본계획에 따라 수집한 자료를 기초로 관련 변수들에 대한 기술통계를 요약하고, 재무공시의 적시성이 주가에 미치는 영향을 감사기간과 공시기간으로 나누어 분석한 결과를 제시한다.

(9) 이들 측면을 분석에 명시적으로 포함하여 이들의 영향을 이해할 수도 있으나, 이들 기준을 만족하는 기업의 수가 상대적으로 현저히 적기 때문에 정규성 등 회귀분석의 기본가정에 문제를 유발할 수도 있어 이들을 배제하기로 한 것이다.

1. 기술통계

〈표 2〉와 〈표 3〉에서는 앞 장의 변수정의에서 제시한 두 가지 대체적인 주가반응지표인 재평가지수 SQR과 ABR을 5일(또는 7일)간의 감사기간과 5일의 공시(열람)기간에 대하여 각각 분석한 결과를 표본전체와 다섯 단계의 자산규모 집단별로 요약한 것이다.

〈표 2〉에서 감사기간에 대하여 시장초과이익률(MAR)을 기초로 계산된 재평가지수를 보면 전체표본이 SQR(5일) 0.76, SQR(7일) 0.93, 그리고 ABR(5일) 0.78, ABR(7일)이 0.87로 나타났다. 전반적으로 SQR, ABR 재평가지수가 1.00에 미달한 것으로 나타났으나, 앞에서 기술한 바와 같이 감사기간의 재평가지수가 1.00에 미달한다는 것은 비보고기간(결산일 10일전의 60일)에 전달된 정보보다 상대적으로 “적은” 정보가 5일 또는 7일간의 감사기간에 시장에 전달된 것을 의미하는 것이지 감사기간의 정보누출로 인한 정보효과가 없다는 것은 아니다. 비보고기간의 초과이익률이 다양한 주가변동요인에 의하여 시장전체적으로 높게 나타날 수도 있기 때문이다. 여기에서의 관심은 감사보고의 적시성이 재평가지수에 미치는 효과에 있기 때문에 기업별로 재평가지수 분포의 변이가 존재하는 것으로 충분하다.

〈표 2〉에서는 전체표본에서 SQR, ABR 모두 적용한 초과이익률에 관계없이 5일간의 감사기간에 비하여 7일간의 감사기간에 재평가지수가 높다는 것을 알 수 있다. 이것은 5일간의 감사기간에 비하여 7일간의 감사기간에 시장에 전달된 정보가 더 “많음”을 의미하는 것이다. 그러나 전달된 정보가 더 많다고 하여 반드시 감사보고의 적시성에 따른 정보효과가 5일간에 비하여 7일간에 더 높다는 것을 의미하는 것은 아니다.

다섯 단계의 자산규모 집단별로 재평가지수의 분포를 보면, 시장초과이익률(MAR)에 기초한 S4 집단의 SQR(7일)을 제외하고는 전반적으로 S3 집단이 1.00을 초과하는 재평가지수를 보이고 있는 반면, 나머지 규모 집단에서는 1.00에 미달하는 분포를 보여주고 있다. 앞 장에서 기술한 바와 같이 재평가지수는 자산규모가 초과이익률에 미치는 재무적인 규모효과를 통제한 후 산출된 주가반응지표로 재평가지수의 차이는 곧 정보전달로 인한 정보효과를 나타내며 정보전달시에 나타나는 정보효과는 자산규모에 따라 차이를 보일 수 있다. 즉, 자산규모에 따른 〈표 2〉의 재평가지수의 분포는 자산규모와 재평가지수간의 관련성이 앞 장에서 예상한 바와 같은 선형관계가 아니며, 자산규모가 증가할수록 정보효과가 높아지다가 어느 단계를 넘어서면 정보효과가 감소하는 관계를 갖는다는 것을 알 수 있다.

〈표 2〉 감사기간의 재평가지수

| 재평가지수 | | 전체 | 자산규모 집단(S1 < ... < S5) | | | | | |
|-------|------------------|----|------------------------|------|------|------|------|------|
| | | | S1 | S2 | S3 | S4 | S5 | |
| MAR' | SQR ¹ | 5일 | 0.76 | 0.38 | 0.69 | 1.34 | 0.92 | 0.51 |
| | | 7일 | 0.93 | 0.51 | 0.83 | 1.45 | 1.18 | 0.72 |
| | ABR ² | 5일 | 0.78 | 0.59 | 0.80 | 0.99 | 0.89 | 0.66 |
| | | 7일 | 0.87 | 0.70 | 0.89 | 1.00 | 0.98 | 0.81 |

1), 2) 재평가지수 SQR과 ABR은 다음의 식으로 산출된다.

$$SQR_{iy} = \frac{\varepsilon_{ir}^2}{\left(\sum_{s=T-11}^T \varepsilon_{is}^2 \right) / 12} \quad ABR_{iy} = \frac{|\varepsilon_{ir}|}{\left(\sum_{s=T-11}^T |\varepsilon_{is}| \right) / 12}$$

ε_{ir} = 기업 i 의 감사기간(감사보고서일을 중심으로 5일 또는 7일간)의 초과이익률(AR)

ε_{is} = 기업 i 의 비보고기간(12월 20일을 기준일로 기준일전 60일) 중 s 번째 5일 거래기간의 초과이익률(AR)

T = 비보고기간을 12개로 나눈 5일 거래기간

3) 1), 2)의 SQR과 ABR 재평가지수의 초과이익률 ε 에 시장모형을 기초로 산출된 시장초과이익률 (MAR)을 이용한다.

$$\varepsilon_{it} = R_{it} - (\alpha_i + \beta_i R_m)$$

R_{it} = 기업 i 의 t 일의 이익률

R_{mt} = 단순평균종합주가에 기초한 t 일의 시장이익률

〈표 3〉은 주주들이 기업의 재무정보를 열람할 수 있는 주주총회전 1주일부터 5일간의 공시기간의 재평가지수를 표본전체와 자산규모별로 요약한 것이다. 〈표 2〉의 감사기간 재평가지수와 비교할 경우 공시기간의 재평가지수가 전반적으로 다소 낮은 수준을 보여주고 있다. 이것은 공시기간의 정보전달로 인한 주가반응이 감사기간의 정보누출로 인한 주가변동에 비하여 상대적으로 낮다는 것을 의미한다.

우리 나라의 경우 상법에서 인정되는 주주총회 1주일 전의 주주들의 회계장부 열람외에는 특별히 기업들이 재무정보를 주주총회전에 일반에게 공개하고 있지 않다. 따라서 〈표 3〉의 공시기간의 재평가지수는 주주들이 회계장부 열람권을 어느 정도 행사하는가, 즉 실질적으로 공시기간 중에 재무정보가 주주들에게 전달되는 정도에 따라 영향을 받는다. 감사기간에 비하여 공시기간의 정보전달에 따른 주가반응이 낮게 나타난 것은 공시기간전에, 즉 감사보고일로부터 주주총회 1주일전의 공시시차 기간중에 중요한 재무정보가 이미

〈표 3〉 공시기간의 재평가지수

| 재평가지수 | 전체 | 자산규모 집단(S1 < ... < S5) | | | | |
|------------------|---------------------|------------------------|------|------|------|------|
| | | S1 | S2 | S3 | S4 | S5 |
| MAR ³ | SQR ¹ 5일 | 0.64 | 0.54 | 0.66 | 0.80 | 0.62 |
| | ABR ² 5일 | 0.73 | 0.70 | 0.70 | 0.84 | 0.71 |
| | | | | | | 0.72 |

1), 2), 3) 〈표 2〉의 주석을 참조한다.

주가에 반영이 되었거나 또는 공시기간 중에 주주들의 재무정보 열람이 실질적으로 이루어지지 않기 때문일 것이다.

〈표 3〉에서는 전반적으로 재평가지수가 감사기간에 비하여 낮은 수준이기는 하나 〈표 2〉와 마찬가지로 규모별 분포에서 중간규모 집단의 재평가지수가 다른 규모집단에 비하여 상대적으로 높은 수준을 지수산출방법에 관계없이 일관되게 보여주고 있으며, 감사기간의 분포에서 기술한 자산규모와 재평가지수의 관련성이 그대로 적용된다.

〈표 4〉는 감사기간(5일 또는 7일)과 공시기간(5일)의 초파이익률의(+) 부호 비율을 표본전체와 자산규모별로 정리한 것이다. 전체적으로 감사기간이 공시기간에 비하여 다소 높은(+) 초파이익률 부호를 보이고는 있으나 모두 40% 대에서 비슷한 수준을 보이고 있으며 5일간의 감사기간이 7일간에 비하여 높은(+) 비율을 보이고 있어 〈표 2〉의 감사기간의 7일간 재평가지수가 5일간에 비하여 높게 나타난 것과 반대의 결과를 보이고 있다. 또한, 자산규모 집단별로도 〈표 2〉나 〈표 3〉과 비교할 경우 특징적인 추세는 보이지 않고 있다.

이것은 재평가지수가 초파이익률을 기초로 계산되기는 하나 정보전달에 따른 직접적인 주가반응을 측정하기 위하여 초파이익률의 부호에 관계없이 절대값을 기초로 산출되며 또한 비보고기간과 감사(공시)기간과의 상대적인 초파이익률의 크기를 기초로 산출되기 때문이다.

〈표 5〉는 결산일에서 감사보고서일까지의 경과일수로 측정한 감사시차, 감사보고서일에서 주주총회 일주일 전까지의 경과일수인 공시시차, 결산일로부터 주주총회 일주일 전까지의 경과일수인 보고시차를 일력시차기준과 비기대시차기준으로 요약한 것이다.

342개 전체표본에 대한 평균시차는 감사시차가 45.95일 공시시차는 15.75일이며 이들의 합계인 보고시차는 61.71일이다. 이러한 평균시차로부터 상장기업은 평균적으로 결산일(12월 31일)로부터 1달 15일 후(2월 중순)에 외부감사를 완료하고, 주주들은 이로부터

〈표 4〉 초과이익률 부호(+)의 분포

| AR | 전체 | 자산규모 집단(S1 < ... < S5) | | | | |
|------|-------|------------------------|-------|-------|-------|-------|
| | | S1 | S2 | S3 | S4 | S5 |
| 감사기간 | | | | | | |
| 5월 | 42.4% | 40.0% | 41.3% | 44.8% | 53.0% | 34.6% |
| 7월 | 44.2 | 44.6 | 46.0 | 47.8 | 50.0 | 34.6 |
| 공시기간 | | | | | | |
| 5월 | 41.2 | 33.8 | 42.9 | 33.8 | 39.4 | 49.4 |

〈표 5〉 시차평균의 분포

| 시차 | 일력시차 | | 비기대시차 |
|------|--------|--------|---------------------|
| | 1993년 | 1994년 | |
| 감사시차 | 44.75일 | 45.95일 | 1.20일 ¹⁾ |
| 공시시차 | 17.00일 | 15.75일 | -1.25일 |
| 보고시차 | 61.75일 | 61.71일 | -0.04일 |

$$1) 45.95 - 44.75 = 1.20\text{일}$$

터 15일 후(3월 초)에 감사보고서를 포함한 전년도의 재무정보를 열람할 수 있음을 알 수 있다. 또한, 주주들이 결산일로부터 재무정보를 열람할 수 있는 시점까지의 시차인 보고시차를 구성하는 감사시차와 공시시차의 구성을 보면 감사시차(45.95일)가 공시시차(15.75일)에 비하여 3배 정도를 차지하고 있어, 감사시차가 기업의 보고시차를 결정하는 주된 요인이라는 점을 보여주고 있다.

〈표 6〉은 재무공시의 적시성이 주가반응에 미치는 효과를 분석하기 위하여 통제변수로 고려되는 자산규모, 부채비율, 그리고 재벌소속비율을 전체표본과 자산규모 집단별로 정리한 것이다. 전체표본에서 자산의 장부가액 평균은 514,562백만원, 부채비율(부채/자산)은 68%, 그리고 표본기업 중 재벌소속기업은 56.1%로 나타났다. 특히, 부채비율과 재벌소속비율은 자산규모가 커질수록 증가하는 경향을 보이고 있어 규모집단 S5의 경우 자산대비 부채비율이 93%, 재벌소속비율이 96.3%를 보이고 있어 재벌소속 대기업의 재무구조의 취약성을 단적으로 보여주고 있다.

〈표 6〉 재무변수 평균

| 변수 | 전체 | 자산규모 집단(S1 < … < S5) | | | | |
|---------|-----------|----------------------|--------|---------|---------|-----------|
| | | S1 | S2 | S3 | S4 | S5 |
| 자산규모 | 514.562백만 | 31,564 | 67,660 | 128,887 | 276,563 | 1,762,730 |
| LOG(자산) | 12.01 | 10.30 | 11.11 | 11.75 | 12.50 | 13.91 |
| 부채비율 | 0.68 | 0.43 | 0.60 | 0.69 | 0.76 | 0.93 |
| 재벌소속 | 56.1% | 18.5 | 28.6 | 53.7 | 72.7 | 96.3 |

2. 적시성의 주가반응 분석

본 절에서는 재무정보 공시의 적시성과 주가반응간의 관련성을 살펴보기 위하여 앞 장에서 설정한 감사시차가설, 보고시차가설, 그리고 상대시차가설의 분석결과를 제시하고 이를 검토하기로 한다. 적시성과 주가반응간의 관련성 분석은 감사보고일을 중심으로 5일 또는 7일간의 감사기간 분석과, 주주총회 1주일전부터 5일간의 공시기간 분석으로 구성된다. 감사기간 분석과 공시기간 분석은 상호독립적이다.

1) 감사기간 분석

감사기간 분석에서는 감사시차와 주가반응간의 관련성에 관한 감사시차 가설을 검증하며, 〈표 7〉은 감사기간 중에 감사시차(AUDLAG)의 주가반응을 분석하기 위하여 구성한 회귀모형 1의 분석결과를 종속변수인 SQR과 ABR의 두가지 재평가지수로 나누어 정리한 것으로, 시장초과이익률을 기초로 산출한 재평가지수를 종속변수로 재벌소속(GROUP)과 기업규모(SIZE) 등을 포함하여 세 가지의 별도의 회귀분석을 한 것이다.

재벌소속(GROUP)을 독립변수로 포함하여 전체표본에 대하여 적용한 분석 1의 결과에서 감사기간의 시장초과이익률 부호 SIGN이 0(−)일 경우에 감사시차(AUDLAG)는 SQR과 ABR 모두 예상과 달리 유의성은 없으나 재평가지수에 (+) 영향을 미치는 것으로 나타났다.

기업규모(SIZE)를 포함하여 재벌기업과 독립기업 각각을 대상으로 한 분석 2와 분석 3은 매우 상반된 결과를 보이고 있다. 재벌기업의 경우 SQR과 ABR 모두에서 감사시차는 재평가지수에 (−) 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 독립기업의 경우에는 SQR, ABR 모두 0.01 유의수준에서 (+) 영향을 보여주고 있다.

이상과 같은 감사시차가 재평가지수에 미치는 효과는 감사기간의 초과이익률이 (−)일 경우 성립되는 것으로⁽¹⁰⁾ 초과이익률의 부호가 (+)일 경우의 감사시차와 재평가지수와의

〈표 7〉 회귀분석 결과

$$\text{모형 I : } \text{SQR(ABR)} = \alpha + \beta_1 \text{AUDLAG} + \beta_2 \text{AUDLAG} \times \text{SIGN} \\ + \beta_3 \text{GROUP(or SIZE)} + \beta_4 \text{LEVER}$$

| 모형분석 | 분석1: 전체표본 | | 분석2: 재벌기업 | | 분석3: 독립기업 | |
|-------------|----------------|----------------|----------------|------------------|----------------|----------------|
| | SQR | ABR | SQR | ABR | SQR | ABR |
| 독립변수 | | | | | | |
| AUDLAG | 0.06 0.85 | 0.04 0.55 | -0.02 -0.19 | -0.06 -0.54 | 0.17 1.74* | 0.17 1.69* |
| AUDLAG | -0.06 | -0.02 | 0.04 | 0.08 | -0.19 | -0.15 |
| × SIGN | -0.87 | -0.33 | 0.34 | 0.74 | -1.95** | -1.47 |
| GROUP | 0.06 1.04 | 0.09 1.55 | | | | |
| SIZE | | | -0.12 -1.57 | -0.15 -2.11** | 0.17 2.04** | 0.17 2.05* |
| LEVER | -0.01 -0.10 | -0.01 -0.11 | 0.02 0.23 | 0.02 0.27 | -0.04 -0.46 | -0.04 -0.47 |

- 1) 분석 1: 재벌소속(GROUP)을 포함한 전체표본 분석.
- 분석 2: 기업규모(SIZE)를 포함한 재벌기업표본 분석.
- 분석 3: 기업규모(SIZE)를 포함하여 독립기업표본 분석.
- 2) SQR과 ABR은 재평가지수로서 주가반응을 측정하며 산식은 〈표 2〉의 주석을 참조한다.
- 3) AUDLAG(감사시차), SIGN(감사기간 초과이익률의 부호), GROUP(재벌소속), SIZE(기업규모), LEVER(부채비율) 등.
- 4) 표의 수치는 β 값(위)과 t 값(아래)을 나타내며, *는 0.10 **는 0.05의 유의수준을 나타낸다.

관계는 감사시차(AUDLAG)와 감사기간의 초과이익률 부호(SIGN)의 상호작용 효과를 고려하여야 한다. 상호작용항(AUDLAG × SIGN)이 재평가지수에 미치는 효과는 전체표본을 대상으로 한 분석 1에서는 (-) 관계를 보이고 있으나 재벌기업과 독립기업의 경우 상반된 부호를 보이고 있다. 이것은 감사기간의 초과이익률의 부호가 (+)일 경우, 즉 $SIGN = 1$ 일 때에는 $(\beta_1 + \beta_2)$ 이 감사시차(AUDLAG)의 회귀계수가 된다.⁽¹¹⁾

(10) 감사기간의 초과수익률이 (-), 즉 $SIGN = 0$ 일 경우 회귀모형은 다음과 같으며, $\text{SQR(ABR)} = \alpha + \beta_1 \text{AUDLAG} + \beta_3 \text{GROUP(or SIZE)} + \beta_4 \text{LEVER}$ $SIGN = 1$ 일 경우에는 회귀모형이 다음과 같이 변형된다. $\text{SQR(ABR)} = \alpha + (\beta_1 + \beta_2) \text{AUDLAG} + \beta_3 \text{GROUP(or SIZE)} + \beta_4 \text{LEVER}$.

재벌소속(GROUP)의 경우 분석 1에서 유의성은 없었으나 예상과는 달리 재평가지수에 (+) 영향을 미치고 있으며, 재벌기업을 대상으로 한 분석 2에서는 기업규모가 예상 대로 (-) 주가반응을 보이고 있으며 ABR 모형에서는 0.05의 유의수준을 보이고 있으나, 독립기업의 경우에는 예상과는 반대의 (+) 방향으로 유의적인 주가반응을 보이고 있다. 재벌소속과 기업규모가 재평가지수에 미치는 이러한 상호작용 효과는 추가적인 연구 가능성 을 제기하고 있다. 부채비율의 경우에는 분석 2와 3에서 상반된 결과를 보이고 있으나 전반적으로 재평가지수에 별로 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

요컨대, 감사기간의 시장초파이익률의 부호가 (-)이고 재벌기업의 경우에는 감사시차 가 길수록 가설에서 예상한 대로 재평가지수, 즉 주가반응이 감소하는 것으로 나타났으나 독립기업의 경우에는 가설과 반대의 방향으로 유의적인 관계를 보이고 있어 전체적으로 감사시차의 주가반응은 (+) 관계를 보이고 있다. 그리고 표에는 정리하지 않았으나 회귀 모형의 설명력(R^2)은 모든 분석모형에서 5% 미만으로 낮은 것으로 나타나⁽¹²⁾ 재평가지 수는 모형에 포함된 이상과 같은 변수들 외에도 많은 요인들이 영향을 미칠 수 있음을 시사하였다.

2) 공시기간 분석

여기에서는 공시기간을 대상으로 한 보고시차의 주가반응 분석결과를 검토하기로 한다. 공시기간 분석에서는 앞 장에서 설정한 보고시차 가설을 검증한다. 〈표 8〉은 회귀모형 Ⅱ를 이용하여 시장초파이익률을 기초로 산출된 재평가지수 SQR과 ABR을 종속변수로 하여 보고시차 가설을 검증한 결과이다.

〈표 8〉은 보고시차, 보고시차와 공시기간의 초파이익률 부호의 상호작용항, 그리고 통제 변수로서 재벌소속(또는 기업규모)과 부채비율 등을 독립변수로 하여 이들 변수들이 시장초파이익률을 기초로 산출된 재평가지수 SQR과 ABR에 미치는 효과를 분석한 것이다.

보고시차의 경우 전체표본을 대상으로 한 분석 1에서 공시기간의 초파이익률이 0(-) 일 경우 유의성은 없으나 예상과 동일한 (-) 주가반응을 보이고 있으나 재벌기업과 독립 기업 분석에서는 상반된 결과를 보이고 있다.

통제변수로 고려된 재벌소속(GROUP), 기업규모(SIZE), 그리고 부채비율(LEVER) 등의 변수는 분석에 따라 t 값의 부호가 상이하고 유의성도 없는 것으로 나타났다. 다만,

(11) 분석 1의 ABR모형의 결과를 예로 들면, SIGN = 1일 경우 $\beta = 0.02(0.04 - 0.02)$ 가 된다.

(12) 이하의 분석에서도 모형의 설명력은 5% 미만으로 낮게 나타났다.

〈표 8〉 회귀분석 결과

$$\text{모형 II : } \text{SQR(ABR)} = \alpha + \beta_1 \text{REPLAG} + \beta_2 \text{REPLAG} \times \text{SIGN} \\ + \beta_3 \text{GROUP(or SIZE)} + \beta_4 \text{LEVER}$$

| 모형분석 | 분석1: 전체표본 | | 분석2: 재벌기업 | | 분석3: 독립기업 | |
|--------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | SQR | ABR | SQR | ABR | SQR | ABR |
| 독립변수 | | | | | | |
| REPLAG | -0.05 -0.70 | -0.04 -0.56 | 0.01 0.10 | 0.02 0.14 | -0.12 -1.12 | -0.12 -1.08 |
| REPLAG | -0.02 | 0.01 | -0.00 | 0.01 | -0.06 | -0.03 |
| × SIGN | -0.20 | 0.13 | -0.02 | 0.11 | -0.60 | -0.27 |
| GROUP | -0.04 -0.70 | 0.11 0.11 | | | | |
| SIZE | | | -0.03 -0.40 | -0.02 -0.27 | 0.02 0.28 | 0.03 0.34 |
| LEVER | 0.02 0.27 | -0.04 -0.67 | -0.06 -0.79 | -0.09 -1.20 | 0.10 1.14 | 0.03 0.33 |

- 1) 분석 1: 재벌소속(GROUP)을 포함한 전체표본 분석.
- 분석 2: 기업규모(SIZE)를 포함한 재벌기업표본 분석.
- 분석 3: 기업규모(SIZE)를 포함하여 독립기업표본 분석.
- 2) SQR과 ABR은 재평가지수로서 추가반응을 측정하며 산식은 〈표 2〉의 주석을 참조한다.
- 3) REPLAG(보고시차), SIGN(공시기간 초과이익률의 부호), GROUP(재벌소속), SIZE(기업규모), LEVER(부채비율) 등.
- 4) 표의 수치는 β 값(위)과 t 값(아래)을 나타내며, *는 0.10 **는 0.05의 유의수준을 나타낸다.

재벌기업과 독립기업의 경우 t 값의 부호가 상반되게 나타나 기업규모와 부채비율은 재벌소속(GROUP) 변수와의 상관관계가 있을 수 있음을 보여주고 있다.

V. 결 론

본 연구에서는 비기대시차기준으로 정의되는 재무정보 적시성이 추가반응에 미치는 효과를 분석하기 위하여 감사시차 가설과 보고시차 가설을 설정하여 감사시차 가설은 감사기간을 대상으로 그리고 보고시차 가설은 공시기간을 대상으로 각각 분석하였다. 추가반응을 측정하기 위하여 SQR과 ABR 등 두가지 재평가지수를 구성하였으며, 시장초과이

의률과 규모 포트폴리오 초파이익률 등 두 가지 초파이익률을 적용하여 산출한 재평가지수를 종속변수로 하여 모형 I(감사기간 분석)과 모형 II와 모형 III(공시기간 분석)을 구성하여 분석하였다.

감사기간 분석에서 감사기간의 초파이익률 부호가 (-)인 경우 감사시차는 재평가지수에 예상과 달리 부분적으로 유의한 (+) 영향을 미치는 것으로, 그리고 공시기간 분석에서는 공시기간의 초파이익률의 부호가 (-)인 경우 보고시차는 유의성은 없으나 재평가지수에 전반적으로 (-) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 통제목적으로 모형에 포함하여 분석한 재벌소속, 자산규모, 그리고 부채비율 등은 전체적으로 재벌기업이나 독립기업분석에서 일관된 관계를 보이지 못하였다.

참 고 문 헌

- 김평기(1996), “재무정보 적시성의 추가반응에 관한 연구”, 미발표연구.
- Ashton, R.H., P.R. Graul and J.D. Newton(1989), “Audit Delay and the Timeliness of Corporate Reporting,” *Contemporary Accounting Research*(Spring), pp.657-673.
- Atiase, R., L. Bamber and S. Tse(1989), “Timeliness of Financial Reporting, the Firm Size Effect, and Stock Price Reactions to Annual Earnings Announcements,” *Contemporary Accounting Research*(Spring), pp.526-552.
- Atiase, R. (1980), “Predisclosure Informational Asymmetries, Firm Capitalization, Financial Reports, and Security Price Behavior,” Unpublished Ph.D. dissertation, University of California, Berkeley(June).
- Atiase, R.K. (1985), “Predisclosure Information, Firm Capitalization, and Security Price Behavior Around Earnings Announcement,” *Journal of Accounting Research* (Spring), pp. 21-36.
- Bamber, L. (1987), “Unexpected Earnings, Firm Size, and Trading Volume Around Quarterly Earnings Announcements,” *Accounting Review* (July), pp.510-532.
- Banz, R. (1981), “The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks,” *Journal of Financial Economics*(March), pp.3-18.
- Bowen, R., R. Castania and L. Daley (1983), “Intra-Industry Effects of the Accident at Three Mile Island,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp.87-111.

- Chambers, A.E. and S.H. Penman (1984), "Timeliness of Reporting and the Stock Price Reaction to Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research* (Spring), pp.21-47.
- Freeman, R.N. (1987), "The Association Between Accounting Earnings and Security Returns for Large and Small Firms," *Journal of Accounting and Economics* (July), pp. 195-228.
- Givoly, D. and D. Palmon (1982), "Timeliness of Annual Earnings Announcements: Some Empirical Evidence," *Accounting Review* (July), pp.486-508.
- Grant, E.B. (1980), "Market Implications of Differential Amounts of Interim Information," *Journal of Accounting Research*(Spring), pp.255-269.
- Kross, W. (1982), "Profitability,Earnings Announcement Time Lags,and Stock Prices," *Journal of business Finance and Accounting*(Autumn), pp.313-328.
- Kross, W. and D.A. Schroeder (1984), "An Empirical Investigation of the Effect of Quarterly Earnings Announcement Timing on Stock Returns," *Journal of Accounting Research* (Spring), pp.153-176.
- Oppong, A. (1980), "Information Content of Annual Earnings Announcements Revisited," *Journal of Accounting Research* (Autumn), pp.574-584.
- Penman, S.H. (1984), "Abnormal Returns to Investment Strategies Based on the Timing of Earnings Reports," *Journal of Accounting and Economics* (December), pp.165-183.