

# 우리 나라 자본시장에서의 이익반응계수 결정요인에 대한 연구: 기업의 성장성변수를 중심으로

김 병 호\*

## 〈요 약〉

본 논문에서는 기업의 성장성변수(기업지분의 시장가치 대 장부가치 비율, MB)가 이익반응계수에 체계적인 영향을 미치는가를 1991년부터 1994년까지 한국증권시장을 대상으로 재무분석가의 예측치에 의한 사건시점방법을 사용하여 실증적으로 분석하였다. 여러 사건시점을 분석한 결과 기업의 성장성과 이익반응계수가 유의적인 정의 관계가 있다는 것을 발견하였다. 이는 우리 나라 증권시장에서 성장성이 높은 기업에서의 이익변화가 성장성이 낮은 기업에 비하여 주식수익률에 더 큰 영향을 미친다는 것을 의미한다. 이에 추가로 Skinner와 Sloan[1998]에서 발견된 고성장기업에서 부의 비기대이익에 대한 큰 폭의 주식수익률 하락이 우리 나라 시장에서도 나타나는가를 분석하였다. 이들의 결과와는 달리 우리 나라 증권시장에서는 이러한 현상이 발견되지 않았으며, 이는 고성장기업에 대하여서도 이익정보가 주식시장에 적절하게 반영된다는 것을 나타낸다. 본 논문은 우리 나라 증권시장에서 기업이익과 수익률간의 사건시점방법을 통한 연구에 있어서 기업의 성장성변수(기업의 시장가치대 장부가치의 비율)가 통제되어야 하는 변수라는 것을 나타낸다.

## I. 서 론

본 논문에서는 우리 나라 자본 시장에서 비기대이익과 비정상수익률 간의 관계를 나타내는 이익반응계수가 기업의 성장성 변수(기업 지분의 시장가치 대 장부가치 비율)에 의하여 설명될 수 있는가에 대하여 사건시점방법을 사용하여 연구하였

\* 국민대학교 경영학부 부교수

\*\* 본 논문은 1997년도 한국학술진흥재단의 자유공모과제 연구비에 의하여 연구되었다. 기업이익 예측자료는 대우경제연구소의 심근섭 전무께서 제공을 하였으며, 본 논문의 완성을 위하여 도와주신 두 분의 심사자에게 감사로 드린다.

다.<sup>1)</sup> 비기대이익과 비정상수익률과의 관계는 회계이익발표에 따른 주식수익률의 변화를 측정하여 검증하는데, 이 두 변수사이의 관계를 나타내는 계수를 이익반응계수라고 부른다. 초기의 이익반응계수에 대한 연구들은 비기대이익과 비정상수익률의 관계가 단순하게 모든 기업들에서 동일하다고 가정을 하여 측정을 하였다. 그러나 그 이후의 많은 연구들에서는 이익반응계수가 횡단면적으로 그리고 시계열적으로 체계적인 차이가 있다는 것을 발견하였다[Easton and Zmijeski(1989), Collins and Kothari(1989), Freeman and Tse(1992), Skinner and Sloan(1998)].

기업의 성장성이란 미래의 투자로부터 정상 이상의 수익률을 발생시키는 것을 의미한다. 주식의 가격이 미래의 배당금에 대한 현재가치의 합이라고 가정을 하면, 성장성이 높은 기업에서의 발표되는 이익의 변화는 미래의 배당금지급에 더 큰 영향을 미치게 될 것이다. 따라서 기업이익과 수익률 사이의 관계를 나타내는 이익반응계수가 성장성이 높은 기업에서는 더 높게 나타나게 될 것이다. 본 연구에서 성장성 변수로서 기업지분의 시장가치대 장부가치의 비율을 사용하였다.

Skinner와 Sloan(1998)은 미국의 증권시장에서 성장성이 높은 기업에서 정의 비기대이익의 발표 시에 비하여 부의 비기대이익 발표 시 더 큰 주식가격의 반응이 나타난다는 것을 발견하였다. 이 결과는 고성장기업에서 주식가격이 과대 평가되어 있으며, 예상보다 낮은 이익을 발표할 경우 낙관적으로 예상했던 기대에 대한 실망 때문에 주식가격이 더 크게 하락한다는 것이다.<sup>2)</sup> 이러한 결과는 부의 비기대이익에 대한 큰 부의 비정상수익률과 외견상 과대 평가된 고성장주식의 관계를 나타낸다.<sup>3)</sup> 본 연구에서는 이러한 관계가 한국의 증권시장에서도 나타나는가를 실증적으로 분석하였다.

1991년부터 1994년도까지의 한국주식시장에서의 이익공시에 대한 주식수익률의 반응을 조사한 결과 이익반응계수는 성장성변수(기업지분의 시장가치 대 장부가치의 비

1) 이와 다른 접근방법으로는 오랜 기간(예를 들어서 12개월) 동안의 비기대이익과 주식가격변화와의 관계를 조사하는 것인데, 이 방법을 연관관계방법이라고 한다. 이 방법은 가치평가에 있어서 회계이익의 정보적 역할을 측정하는 것이 아니고, 회계이익이 그 측정기간 동안에 발생한 정보를 집계할 수 있는 능력을 측정하는 것이다.

2) 미국 증권시장에서 한가지 예로 매우 고성장을 예상했던 Oracle회사의 주식가격이 1997년 12월 8일 주당 순이익이 전년도의 같은 분기에 비하여서는 19센트 높게, 그러나 재무분석가의 예상치 보다 4센트 낮게 발표된 것에 대하여 주식수익률이 매우 크게 하락하였다. 이 회사의 주식은 발표 당일 하루동안 1억 7000만주거래에 수익률이 29% 하락하였다. 발표이전에 이 주식의 주당 가격은 주당 순이익의 45배에서 거래가 되었다. 이 날 하루 동안의 반응에 의하여 시장가격 90억달러가 감소하게 되었다.(Wall Street Journal 1997년 12월 10일)

3) 이러한 현상은 증권시장이 기업이익을 충분히 반영하지 못한 결과라고도 설명할 수 있으며, 이는 주식가격의 일종의 평균으로의 회귀(mean reverting)현상으로 보는 견해도 있다. 그러나 이를 지지하는 실증적인 연구 결과는 나와있지 않다.

을)와 통계적으로 유의한 정의 관계가 있다는 것을 발견하였다. 이는 우리 나라 증권시장에서도 동일한 이익의 변화에 대하여 성장성이 높은 기업에서는 성장성이 낮은 기업에 비하여 더 큰 수익률의 변화를 일으킨다는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 미국시장에서 발견된 것과 같이 고성장기업에서 부의 비기대이익에 대한 반응정도가 정의 비기대이익 보다 크게 나타나지 않았다. 이는 우리 나라 자본시장에서 고성장기업의 주가가 기업이익에 비하여 정상 이상으로 형성되지 않는다는 것을 나타낸다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 국외와 국내에서의 선행연구에 대하여 설명을 하였고, 3장에서는 본 논문에서 검증되는 가설을 요약하였다. 4장에서는 사건시점의 선정, 표본집단의 선정, 회귀방정식을 포함한 연구방법에 대하여 설명하였고, 5장에서는 연구결과, 그리고 마지막으로 6장에서는 연구결과의 설명 및 결론을 기술하였다.

## Ⅱ. 先行研究

### 1. 國外研究

기업이익과 주가가격의 변화를 조사한 최초로 연구한 논문으로는 Ball과 Brown(1968), Beaver(1968) 등이 있는데 이 논문들에서 기업의 이익정보가 주식의 수익률에 영향을 미치며, 따라서 기업정보가 유용하다는 증거를 발견하였다. 그 이후로 많은 논문들[Foster(1977), Wilson(1986, 1987), 그리고 Rayburn(1986)]에서 사건시점 연구방법(Event Study Method) 혹은 연관관계방법(Association Method)을 통하여 기업이익 변화와 주가가격 변화와의 관계에 대하여 연구하였다. 이들 연구에서는 기업이익과 주식수익률간의 관계가 모두 시계열적으로 혹은 횡단면적으로 동일하다고 가정을 하였다.

기업이익정보와 주가가격변화의 관계가 橫斷面的으로 그리고 時系列的으로 차이가 있다는 것을 발견한 연구논문으로서, Easton과 Zmijewski[1989]는 사건시점방법을 사용하여 수정계수(현재의 이익과 미래의 이익간의 관계계수)가 이익반응계수와 정의 관계가 있고, 예상수익률이 이익반응계수와 부의 관계가 있다는 것을 발견하였다. 그리고 Collins와 Kothari(1989)는 企業利益과 株式收益率 關係를 연관관계방법에 의하여 연구하였는데, 이들은 수익률반응계수가 기업의 특성과 관련된 변수(기업의 성장성과 기업의 體系的 위험)와 외생변수(시장이자율) 등에 의하여 체계적으로 영향을 받는다는 사실을 발견하였다. 이들은 성장성의 변수로 기업의 시장가치대 장부가치의 비율을 사용하였다. 본 연구와 Collins와 Kothari(1989)와의 차이점은 본 연구에서는

이익공시시점을 중심으로 하여 사건시점방법을 사용하였고, 재무분석가의 예측치를 시장의 예측치로 사용하였으며, 고성장기업에서의 이익반응계수의 비대칭성을 추가로 연구한 것이다.

시장가치대 장부가치의 비율(Market Value to Book Value, MB)에 대한 연구로, Fama와 French(1992)는 그 역수인 장부가치 대 시장가치(Book Value to Market Value, BE)와 기업의 규모가 1963년~1990년 기간의 수익률의 횡단면적 차이를 잘 설명하고 있으며, 이 두 변수들이 베타( $\beta$ ), 부채비율, 그리고 가격이익비율(Price Earnings Ratio) 보다도 설명력이 더 높다는 것을 발견하였다. 이들에 따르면 이러한 결과는 다음의 두 가지에 의하여 설명이 가능하다. 하나는 시장가격이 이용 가능한 이익 정보들을 충분히 반영하는 경우로, 기업지분의 장부가치 대 시장가치(BE)와 기업의 규모는 우리가 알지 못하는 새로운 차원의 체계적 위험을 반영하는 것이다. 또 다른 설명은 시장가격이 이용 가능한 정보를 충분히 반영하지 못하는 경우로, 시장참여자들이 고성장주식에 대하여서는 너무 낙관적으로 평가하고, 저성장주식에 대하여서는 너무 비관적으로 평가하는 것이다. 따라서 고성장주식은 수익률이 낮고, 저성장주식은 수익률이 높게 나타난다는 것이다. 이 두 가지 설명에 대하여 아직까지 어떠한 결론도 내려져 있지 않다.

이 두 가지 설명 중에서 두 번째의 가능성으로서 Skinner와 Sloan(1998)은 높은 시장가치 대 장부가치기업에서 부의 비기대이익으로 부터의 주식반응이 정의 비기대이익으로 부터의 주식반응보다도 더 크게 나타난다는 것을 발견하였다. 이는 자본시장이 고성장기업에 대하여 기업이익정보를 충분히 반영을 못하고 있다는 것을 나타낸다. 이는 French와 Fama(1992)의 결과 중의 일부가 시장의 이익정보반영에 대한 비효율성에 의한 것이라는 설명을 지지하는 결과이다. 또한 Dreman과 Berry(1995) 그리고 Dreman(1998, 제8장)에서 기업에서 부의 비기대이익을 발표할 경우 고성장기업에서의 주식가격 변화가 저성장기업에 비하여 더 크다는 것을 설명하고 있다.

본 연구에서 성장성의 변수로 사용하는 기업지분의 시장가치 대 장부가치의 비율은 Fama와 French(1992)에서의 우리가 알지 못하는 새로운 차원의 위험을 나타낼 수도 있는 기업지분의 장부가치 대 시장가치의 역수이다. 따라서 기업지분의 장부가치 대 시장가치의 비율을 위험을 나타내는 다른 차원의 변수로 본다면 위험이 높을 때 동일한 미래의 현금흐름으로부터의 현재가치가 낮게되기 때문에 위험이 높은 기업의 이익반응계수는 낮으며, 이 비율(BM)은 이익반응계수와 부의 관계를 갖게 될 것이다. 따라서 본 연구의 첫 번째 가설에 따라 예상되는 결과는 Fama와 French(1992)의 결과와 일치하게 된다.

## 2. 國內研究

국내에서 기업이익과 주식수익률과의 관계를 연구한 초기의 논문으로는 송인만(1989a, 1989b) 및 이남주와 나인철(1991) 등을 들 수 있다. 이들은 비기대이익과 비정상수익률의 관계를 조사하여, 두 변수사이에 통계학적으로 유의한 상관관계를 발견함으로써 우리 나라 증권시장에서 기업이익정보의 유용성에 대한 실증적 결과를 발견하였다. 특히, 이남주와 나인철(1991)은 시장의 기업이익에 대한 대응치로서 재무분석가의 예측치를 사용하였다. 김병호(1997)는 우리 나라 자본시장에서 기업이익과 주가가격의 변화와의 관계를 연관관계방법을 사용하여 횡단면적 결정변수들을 통하여 분석함으로써 情報傳達面에서의 우리 나라 資本市場의 特性을 연구하였다.

본 연구와 기존연구들과의 차이는 다음과 같다. 첫 번째로 본 연구에서는 이익반응계수의 크기가 MB변수에 따라서 체계적으로 설명될 수 있는지를 사건시점방법을 사용하여 실증적으로 분석하였다. 두 번째로 Skinner와 Sloan(1998)에 의하여 발견된 고성장기업에서의 기업이익정보가 충분히 자본시장에 반영되지 않는가를 한국증권시장을 대상으로 분석하였다. 세 번째로 본 연구에서는 주주총회 개최일을 기준으로 여러 사건시점을 통하여 기업이익이 자본시장에 반영되는 시점을 실증적으로 분석하였다. 그리고 마지막으로 시장참여자의 기업이익에 대한 예상치로서 재무분석가의 예측치를 사용하였다. 이는 재무분석가의 예측치가 역사적 이익을 기초로 예측한 변수보다도 시장의 예측을 더 정확하게 반영한다는 과거의 연구들에 기초한 것이다.

## Ⅲ. 假說의 設定

주식가격과 기업이익과의 관계를 나타내는 많은 모형들에서 주식가격은 정상수익률을 발생시키는 투자로부터 발생하는 배당금 흐름의 현재가치와 정상수익률 이상을 발생시킬 것으로 예상하는 투자기회로부터의 미래의 배당금에 대한 성장을 합계한 것이라고 나타내고 있다[Fama와 Miller(1972, 제2장)]. 여기에서 정상수익률이란 경제적인 산업에서 투자의 위험에 해당되는 수익률을 의미한다. 정상수익률을 초과하는 프로젝트(project)에 투자를 하였을 경우 미래의 예상배당금 흐름은 정상수익률에 투자한 경우보다 더 높게 될 것이다. 여기에서의 성장이란 일반적으로 경제적 성장을 지칭하며, 다른 조건이 동일한 경우 미래의 기업이익과 배당금은 이러한 성장기회가 없는 경우보다 성장기회가 있는 경우 더 높을 것이다. 따라서 이러한 성장의 기회가 높은 기업에서는

낮은 기업에 비하여 동일한 기업이익의 변화에 대하여 더 큰 주가가치의 변화를 예상할 수 있다.

이러한 성장을 나타내는 변수로서 본 연구에서는 기업지분의 시장가치와 장부가치의 비율을 사용하였다. 일반적으로 시장전체에 대한 비율과 각 개별기업에 대한 비율의 차이는 각 개별기업들의 투자기회를 나타낸다고 할 수 있다[Smith and Watts(1986)]. 기업지분의 시장가치와 장부가치의 비율은 기업이 가지고 있는 현재의 자산과 예상되는 미래의 투자에 대한 수익률이 지분의 요구수익률을 초과하는 정도를 나타내며, 이 비율이 클수록 기업의 성장기회가 더 높다고 말할 수가 있다.

기업지분의 시장 대 장부가치의 비율은 기업의 미래 지분에 대한 수익률의 변수로 표현될 수 있다. Bernard(1994)와 Penman(1996)은 Edwards와 Bell(1961), 그리고 Ohlson(1988)의 모형을 토대로 시장가치대 장부가치의 비율은 순장부가치, 미래의 지분에 대한 수익률, 그리고 장부가치의 증가에 대한 함수로서 표시하였다. 따라서 미래의 ROE에 대한 예측치와 현재의 장부가치와 미래의 장부가치의 변수라고 밝히고 있다 [아래 식에 대한 도출과정은 Bernard(1994)에서 설명되어 있다].

$$\frac{MVE_t}{BVE_t} = \sum_{\tau=1}^{\infty} (1+r)^{-\tau} E_t [ (ROE_{t+\tau} - r) \frac{BVE_{t+\tau-1}}{BVE_t} ]$$

위의 식에서 각각의 변수는 다음과 같다.

$MVE_t$  = t 시점에서의 지분의 시장가치,

$BVE_t$  = t 시점에서의 지분의 장부가치,

$r$  = 할인률

$$ROE_{t+\tau} = \frac{X_{t+\tau}}{BVE_{t+\tau-1}} \quad (\text{여기에서 } X_{t+\tau} = t + \tau \text{ 시점에서 회계학적 이익})$$

위의 식에서 [ ] 안의 식은 기업이 지분에 대한 미래의 초과이익을 발생시킬 수 있는 능력을 나타낸다. 실제로 Kallapur와 Trombley(1994)는 장부가치의 역사적 증가와 실현된 미래의 성장과는 정의 관계가 있다는 것을 발견하였다. 따라서 같은 조건일 경우 시장가치대 장부가치 비율이 높은 기업에서는 기업이 지분에 대하여 미래의 초과이익을 발생시킬 수 있는 능력이 더 높기 때문에 같은 이익의 변화에 대하여 더 큰 주식수익률 변화를 야기시킬 것으로 예상된다. 따라서 기업지분의 시장가치대 장부가치의 비율이 높은 기업은 낮은 기업에 비하여 더 큰 이익반응계수를 예상할 수가 있을 것이다.

논의된 내용에 따라서 다음의 가설 1이 설정된다.

가설 1 : 사건시점방법을 통하여 측정된 이익공시시점에서의 이익반응계수는 기업의 성장성변수와 정의 관계에 있다.

2장의 선행연구에서 언급된 바와 같이 Skinner와 Sloan(1998)은 고성장기업에서 부의 비기대이익을 발표한 경우에 매우 큰 부의 주가가격변화를 발견하였다. 이 결과는 고성장기업에서 기업이익에 비하여 주가가격이 과대 평가되어 있으며, 따라서 예상이익보다 더 낮은 이익이 발표될 때에 큰 주식수익률 하락이 기대된다는 것이다. 다시 설명하면 이는 고성장기업에서의 주식반응이 부의 비기대이익인 경우와 정의 비기대이익인 경우 서로 비대칭적이라는 것을 의미하며, 부의 비기대이익에 대한 부의 주가가격 반응이 양의 비기대이익에 대한 이익반응계수보다 더 크다는 것을 의미한다. 이러한 사실은 시장참여자들이 고성장기업에 대하여 높은 기대를 가지고 있다가 실제 발표가 이러한 기대에 미치지 못할 경우에는 실망으로 나타나고 이에 따라서 큰 주가가격의 하락을 나타낸다는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 시장이 기업이익을 적절하게 그리고 충분히 반영한다면, 고성장기업에서 이러한 비기대이익의 부호에 따른 비대칭성은 발견되지 않을 것으로 예상된다. 따라서 다음의 가설이 설정된다.

가설 2 : 고성장기업에서 부의 비기대이익에 대한 이익반응계수는 정의 비기대이익에 대한 이익반응계수와 차이가 없다.

## IV. 研究方法

### 1. 사건시점의 선정

많은 연구들에서 기업에서 발표하는 기업이익정보가 투자자들에게 기업의 가치를 평가하는데 유용한 정보를 제공하는가를 검증하기 위하여 利益情報가 최초로 주식투자자들에게 전달될 것으로 기대되는 시점에서의 주식수익률의 변화를 살펴보았다. 이익정보가 최초로 투자자들에게 전달되는 시점에 대하여 미국에서는 기업이익정보가 월스트리트저널(Wall Street Journal)에 발표된 전후로 잡고 있다. 왜냐하면 기업이익정보가 월스트리트저널을 통하여 광범위하게 그리고 빠르게 또한 낮은 비용으로 일반투자자들에게 전달되기 때문이다. 그러나 우리 나라 증권시장에서는 월스트리트저널에 기업이

익이 실린 날짜와 같은 대응치는 아직까지 존재하지 않는다고 할 수 있다. 우리 나라 증권시장에서 언제 최초로 기업이익정보가 투자자들에게 전달되는가는 아직까지 연구의 대상으로 볼 수 있다. 1986년부터 1988년까지 결산속보제도가 시행되었던 때에는 결산속보가 증권시장지에 공시된 시점을 최초로 기업이익정보가 투자자들에게 전달된 점으로 간주하고 있다. 송인만(1989 a,b)은 증권시장지에 기업이익이 실린 날을 포함한 주의 비정상수익률을 측정하여 우리나라기업에서의 이익정보가 유용성이 있다는 것을 발견하였다. 그러나 본 연구의 분석기간인 1991년부터 1994년도에는 결산속보제도가 더 이상 시행되지 않았다. 일반적으로 기업이익이 최초로 투자자들에 전달될 것으로 예상할 수 있는 시점으로 주주총회개최일 혹은 감사보고서일 등을 들 수 있다. 먼저 감사보고서일이란 감사인 혹은 감사법인이 피감사기업에서 감사업무를 마친 날을 의미하며 재무제표를 포함한 감사보고서는 그 이후에 작성이 되기 시작한다. 따라서 물리적으로 감사보고서일에는 확정된 기업이익을 투자자들이 알 수가 없다.

따라서 최초로 기업이익이 투자자들에게 전달되는 시점으로 주주총회개최일이 가능하다. 그러나 많은 기업에서 주주총회개최일 이전에 주주들에게 기업이익정보를 발송한다. 개별기업이 언제 이러한 이익정보를 발송하는가는 기업마다 차이가 있으며 그 발송과 관련된 컴퓨터화된 정보는 존재하지 않는다.<sup>4)</sup> 따라서 본 연구에서는 주주총회개최일을 기준으로 여러 사건시점들을 선정하였다.<sup>5)</sup> 주주총회 개최일을 사건시점으로 선택하여 이 날을 중심으로 먼저 3일 동안의 누적비정상수익률, 주주총회 개최일을 중심으로 5일 동안의 누적비정상수익률, 그리고 주주총회 개최일을 중심으로 10일 동안의 누적비정상수익률을 측정하였다. 또한 주주총회일 이전에 기업이익정보가 투자자들에 이용 가능하여 주식시장에 영향을 미칠 수 있는 것을 고려하여, 주주총회개최일 3일 전을 중심으로 3일, 5일, 그리고 10일 동안의 누적비정상수익률을 측정하였고, 또한 주주총회개최일 10일 전을 중심으로 3일, 5일, 그리고 10일 동안의 누적비정상수익률을 측정하였다. 이렇게 측정된 9가지의 누적비정상수익률을 각각 독립적으로 사용하여 이익반응계수를 측정하였으며, 이를 통하여 어느 시점에서 측정된 누적비정상수익률이 기

4) 미국의 자본시장에서 최초로 기업이익 이외의 재무제표정보가 투자자들에게 전달되는 시점으로 연말주주에게 보내는 보고서(Annual Report to Shareholders)의 발송일 혹은 10-K가 미국증권감독원(Security and Exchange Commission)에 접수되는 일 등을 사용한다. 미국의 경우 주주에게 보내는 보고서일이 매년 매우 규칙적이며 이 날은 직접 기업에 문의하여 알 수가 있다. 또한 미국증권감독원에 10-K가 접수된 날짜는 미국증권감독원에서 제공하는 Computer Online Service를 통하여 얻을 수가 있다.

5) 윤순석(1997) 따르면 특별상각에 대한 시장 반응이 감사보고서일에는 나타나지 않고 이 정보가 공적으로 이용가능한 시점인 주총일에 나타나는 것으로 보고하고 있다.



업이익의 변화를 가장 잘 설명하는가를 측정하였다. 비정상수익률의 측정에 있어서 일별수익율을 사용하였다.<sup>6)</sup>

## 2. 標本 集團 選定

우리 나라 증권시장에 상장되어 있는 기업들 중에서 분석에 필요한 모든 자료가 이용 가능한 기업들 중에서 선정을 하였다. 1994년 말 한국증권거래소에 상장된 기업 중에서 다음의 요건들을 충족하는 기업이 선정되었다.

- (가) 시험기간은 1991년부터 1994년 말까지 총 4년 동안이며, 회계연도가 12월말에 끝나는 기업으로 하였다.
- (나) 비정상수익률을 추정하기 위한 시장모형의 추정을 위하여 약 200일 동안(연말로 부터 -239일부터 -40일까지)의 주식수익율 자료가 이용 가능하여야 한다
- (다) 표본기업들에 대한 주주총회 개최일이 확인되어야 한다.
- (라) 비기대이익의 추정에 있어서 재무분석가의 예측치로서 대우경제연구소에서 1991년도부터 1994년도까지 기업이익에 대한 12월의 예측치가 이용 가능하여야 한다.
- (마) 시험기간 동안에 합병이나 취득활동이 없어야 한다.
- (바) 시험기간 동안에 관리대상기업에 속한 적이 없는 기업이어야 한다.

위의 조건을 만족시키는 기업은 총 260개 기업이었으며, 1부시장에 상장된 기업은 총 205개이고, 2부시장에 상장된 기업은 총 55개였다. 또한 기업의 규모별로 중소기업은 117개 기업이었고 대형주는 143개였고, 제조기업이 207개 비제조기업이 53개였다.

## 3. 研究方法

### 1) 비기대이익의 측정

기업이익에 대한 예측모형은 재무분석가의 기업이익에 대한 예측치를 사용하였다. 재무분석가의 예측치는 기업의 실제이익에 대한 예측치이며, 본 연구에서는 대우경제

6) 주별비정상수익율을 사용할 것인가 혹은 일별비정상수익율을 사용할 것인가 하는 것은 우리 나라 증권시장에서의 정보 전달 과정이 어떠한가에 달려 있다. 이익정보가 투자자들에게 최초로 공시되는 시점을 정확하게 식별할 수 있는 경우는 검증기간을 짧게 잡으면 강력한 결과를 얻을 수가 있다. 그러나 최초로 공시되는 시점을 정확하게 식별할 수가 없을 때는 검증기간을 넓게 잡아야 결과를 얻을 수가 있다.

연구소에서 1991년부터 1994년까지 12월에 각각 발표한 각 상장기업의 이익에 대한 예상치를 각각 년도의 시장에서의 이익에 대한 예상치로 사용하였다. 그리고 실제로 1992년과 1995년 초에 공시되는 기업이익과의 차이를 조사하였다. 표준화변수로서 연초의 주시가격을 사용하며, 비기대이익은 다음과 같이 계산된다.

$$\text{비기대이익} = (\text{실제 주당순이익} - \text{재무분석가의 예측치}) \div \text{각 년도의 주시가격}$$

## 2) 이익반응계수의 측정

위에서 측정된 각각의 비기대이익을 사용하여 이익반응계수를 측정하였다. 이익반응계수의 측정에 있어서 비정상수익율은 市場模型(market model)을 이용하여 일별 비정상주식수익율을 계산하고, 주주총회 개최일을 기준으로 여러 종류의 사건기간별로 누적비정상수익율을 계산하였다.

### (1) 일별 비정상주식수익률의 측정

먼저 Sharpe(1964)의 市場模型에 의하여 시장전체의 영향에 의하여 변동하는 주식수익률의 변화를 통제한다.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + e_{it}$$

$$i = 1 \dots N, \text{ 기업 index}$$

$$t = 1 \dots T, \text{ 일별(daily) index}$$

$$R_{it} = \text{기업 } i \text{의 } t \text{일의 일별수익율}$$

$$R_{mt} = t \text{일의 시장수익률(여기에서 시장수익률은 한국증권시장에 상장된 기업 전체에 대한 동일가중평균치로 계산한다.)<sup>7)</sup>}$$

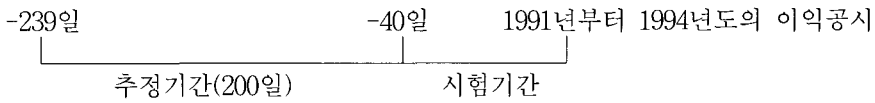
$$e_{it} = \text{오차}$$

最小自乘法(Ordinary Least Square)으로 연차보고서 발표일 이전 -239일에서 -40일까지의 추정기간 동안에 사후적으로 측정된 일별수익율  $R_{it}$ 와  $R_{mt}$ 를 이용하여  $\alpha_i$ 와  $\beta_i$ 를 추정한다. 그리고 비정상 일별수익율은 다음과 같이 계산이 된다.

$$v_{it} = R_{it} - (\alpha_i + \beta_i R_{mt}).$$

추정기간과 시험기간은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

7) 김권중(1998)을 참조하십시오.



추정된 비기대이익과 이익공시시점에서의 비정상수익률의 관계를 나타내는 이익반응계수(Earnings Response Coefficient)를 주주총회 개최일을 기준으로 여러 사건기간 동안에 측정하였다.

(2) 회귀방정식의 추정

다음의 세 가지 회귀방정식들을 사용하여 각 년도의 이익반응계수를 측정한다.

회귀방정식 1 :

$$CAR_{it} = a_0 + a_1 UE_{it} + \omega_{it}$$

$CAR_{it}$  = 시장모형에 의한 사건기간 동안의 누적비정상수익률

$UE_{it}$  = 재무분석가의 예측치에 의한 비기대이익

$\omega_{it}$  = 오차

회귀방정식 1을 통하여서는 여러 개의 사건시점동안의 누적 비정상수익률을 사용하여 어느 사건시점에서 측정된 비정상수익률을 비기대이익이 가장 높은 설명력을 가지고 있는가를 분석한다. 이 결과에서 나타난 가장 높은 설명력을 보여주는 사건기간을 가설검증을 위한 다음의 회귀방정식들에서 사용한다. 회귀방정식 1에서의 통계적으로 유의한 양의  $a_1$ 계수는 재무분석가의 예측치를 사용한 비기대이익이 이익공시시점에서 비정상수익률을 설명한다는 것을 의미하며, 이는 이익정보가 자본시장에서 유용하다는 것을 나타낸다.

회귀방정식 2 :

$$CAR_{it} = a_0' + a_1' MBit + a_2' UE_{it} + a_3' MBit * UE_{it} + \delta_{it}$$

$MBit$  = 연초에 추정된 기업지분의 시장가치대 장부가치의 비율. 이 비율이 5를 초과한 경우에는 5로하여 계산하였다(Truncation Rule을 적용하였다).<sup>8)</sup>

회귀방정식 2를 통하여 이익반응계수가 기업지분의 시장가치대 장부가치의 비율에 의하여 측정된 기업의 성장성 변수에 의하여 설명될 수가 있는가를 검증한다. 회귀방정식 2에서 통계적으로 유의한 정의  $a_3'$  계수는 비기대이익과 비정상수익률사이의 관계

8) MB비율이 5를 초과하는 표본은 전체의 5% 미만이었다. 이러한 초과치를 6, 7, 8로 하였을 경우에도 마찬가지로 결론이 나왔다.

를 기업의 성장성이 체계적으로 설명할 수 있다는 것을 의미하며, 성장성이 높은 기업에서는 같은 정도의 비기대이익의 증가에 대하여 더 큰 주식수익률의 변화를 나타낸다는 것을 의미한다. 통계적으로 유의한  $a1$ 계수는 단지 기업의 성장성 절대치가 비정상 수익률을 설명할 수 있다는 것을 나타낸다. 다시 말해서  $a1$ 계수는 성장성 그 자체가 수익률의 변화를 설명할 수 있는가를 나타낸다. 이는 본 논문의 가설과 직접적으로는 관계가 없으며, 단지 회귀방정식의 통제변수로서 추가하였다.

가설에서 언급한 바와 같이 주식이가격평가모형에서 기업의 가치는 정상수익률을 발생시키는 투자로부터의 배당금흐름에 대한 현재가치와 정상수익률 이상의 초과수익률로부터 발생하는 미래의 배당금 증가에 대한 현재가치의 합으로 표시된다. 따라서 기업의 성장성이 높으면 낮은 기업에 비하여 미래의 기업이익과 미래의 배당금 흐름이 더 커질 것이다. 따라서 비기대이익과 주식이가격의 관계를 나타내는 이익반응계수는 성장가능성에 대하여 정의 관계를 가질 것이다.

회귀방정식 3 :

$$CAR_{it} = a_0'' + a_1'' MBit + a_2'' D1 UEit + a_3'' D2 I UEit I \\ + a_4'' D1 MBit UEit + a_5'' D2 MBit * I UEit I + \delta_{it}$$

$D1 = 0$ , 비기대이익이 음수일 경우

= 1, 비기대이익이 양수일 경우

$D2 = 0$ , 비기대이익이 양수일 경우

= 1, 비기대이익이 음수일 경우

회귀방정식 3은 가설 2를 검증하는 데, 구체적으로 정의 비기대이익과 부의 비기대이익에서 이익반응계수가 성장성에 따라서 다르게 나타나는가를 검증한다. 만약 고성장기업에서 기업이익이 주식시장에 충분히 반영되지 않고 부의 비기대이익에 대하여 더 큰 주식 반응이 나타난다면 비기대이익의 부호에 따라서 주식수익률의 변화가 비대칭적이며,  $a_4''$ 가  $I a_5'' I$ 보다 크게 될 것이다. 그러나 기업이익이 주식시장에 충분히 반영된다면  $a_4''$ 와  $I a_5'' I$ 는 차이가 없을 것이다.

## V. 研究結果

### 1. 비기대이익

비기대이익에 대한 통계치가 <표 1>에 제시되어 있다. 비기대이익의 추정에서 규모

에 의한 각 기업간의 차이를 통제하기 위하여 각 연도의 주식 시가로 표준화하였다.

<표 1> 비기대이익의 통계치

비기대이익 = (실제 주당순이익 - 재무분석가의 예측치) ÷ 각 년도의 주식시가

|      | 전체표본    | 1991년   | 1992년   | 1993년   | 1994년   |
|------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 표본개수 | 1040    | 260     | 260     | 260     | 260     |
| 평균치  | -0.0114 | -0.0234 | -0.0235 | -0.0010 | -0.0155 |
| 표준편차 | 0.1001  | 0.1454  | 0.0955  | 0.1100  | 0.1400  |

비기대이익의 평균치는 1991년이 -0.0234, 1992년이 -0.0235, 1993년이 -0.0010, 1994년이 -0.0155로 나타났으며, 1991년부터 1994년까지의 전체표본에 대하여서는 -0.0114로 나타났다. 이는 과거의 연구(Shipper, 1991)에서와 마찬가지로 재무분석가의 예측치가 일반적으로 낙관적이라는 것을 나타낸다. 그러나 전체 년도에 걸쳐서 통계적으로 유의하지는 않았다. 이는 12월의 예측치이기 때문에 실제와 많은 차이를 나타내지 않은 것으로 생각할 수가 있을 것이다. 미국의 증권시장에서 재무분석가들이 낙관적인 예측을 하는 이유들로는 재무분석가들이 기업의 경영진들과 좋은 관계를 유지하기 위해서(Francis and Philbrick, 1993), 혹은 재무분석가들이 투자은행(investment bank)의 활동을 돕기 위해서(Lin and McNicols, 1998), 그리고 재무분석가들이 전체 대상기업들에 대하여 예상이익을 공시하는 것이 아니라 일반적으로 높은 수익이 예상되는 기업들을 주로 예측 대상으로 선정하기 때문에(McNicols and O'Brien, 1997) 등을 들 수가 있다. 우리 나라에서 왜 재무분석가의 예측치가 낙관적인가에 대하여서는 아직까지 연구된 바가 없다.

## 2. 기업지분의 시장가치 대 장부가치에 대한 자료

다음은 기업이이익의 성장가능성의 대응치로 사용하는 기업지분의 시장가치 대 장부가치의 비율(MB ratio)에 대한 자료이다. 분석에서는 각 기업에서의 각 연도 말의 비율을 사용을 하였다. 이 자료는 <표 2>에 제시되어 있다.

1991년말부터 1994년말까지의 각 표본기업들의 총평균 MB는 1.58이었으며, 최소치는 0.10 최대치는 20.56이었다. 각 연도별 비율을 보면 1991년말은 1.01, 1992년말은 1.42, 1993년말은 1.89, 그리고 1994년말은 2.01로 나타났으며, 이는 매년 연말기준으로 비율이 증가했다는 것을 나타낸다.<sup>9)</sup> 이 수치는 1992년부터 1996년까지 미국의 증권시

장에 상장되어 있는 기업들의 MB가 평균 2.82이고 중위수가 2.23인 것을 비교하면 (Skinner and Sloan, 1998) 낮은 편이라고 할 수 있다. 지분의 장부가치가 0 혹은 음수인 경우는 전체표본 중에서 13개였으며, 이는 분석에서 제외가 되었다. 또한 시장가치 대 장부가치의 비율이 10을 초과하는 표본이 6개였다.

<표 2> 표본기업에 대한 시장가치 대 장부가치의 비율

| 년도     | 평균   | 표준편차 | 최대치   | 최소치  |
|--------|------|------|-------|------|
| 전체     | 1.58 | 1.66 | 20.56 | 0.10 |
| 1991년말 | 1.01 | 1.14 | 12.52 | 0.10 |
| 1992년말 | 1.42 | 1.65 | 16.22 | 0.19 |
| 1993년말 | 1.89 | 2.04 | 18.21 | 0.37 |
| 1994년말 | 2.01 | 2.43 | 20.56 | 0.48 |

### 3. 回歸分析 테스트 結果

비기대이익과 기업이익의 공시시점에서의 비정상수익률과의 관계를 회귀방정식 1을 통하여 분석하였다. 비정상수익률은 총 9개의 다른 사건시점으로 측정하였다.

<표 3>의 결과에 따르면 이익반응계수는 주주총회 개최일을 중심으로 3일간, 5일간, 그리고 10일간 측정된 경우와 주주총회 개최 3일전을 중심으로 3일간, 5일간, 그리고 10일간 측정된 경우 모두가 통계적으로 유의한 수치를 나타냈다. 그러나 주주총회 개최 10일 이전을 중심으로 측정된 경우는 5일 전후의 경우 0.10의 통계적 유의치를 나타냈고 그 나머지는 통계적으로 유의하지 않았다. 회귀방정식의 설명력을 나타내는 R2는 대체로 0.01에서 0.03까지를 나타냈으며, 이들 중에서 주주총회 3일 전을 중심으로 5일간을 측정된 경우에 가장 높은 0.03을 나타냈다. 이 결과를 통해서 대체로 주주총회 개최일 이전부터 기업이익에 대한 정보가 시장에 반영되기 시작되고 주주총회 개최일까지는 이익정보가 주식시장에 반영된다는 것을 의미한다. 따라서 <표 3>은 우리나라 자본시장에서 재무분석가의 예측치를 시장의 예측으로 추정한 비기대이익과 주식수익률간에 정의 관계가 있으며, 이는 우리나라 자본시장에서 이익정보가 주식시장에서 유용하게 작용한다는 것을 나타내는 것이다. 비정상수익률의 측정이 시장모형 이외에

9) 1991년말부터 1994년말까지의 종합주가지수를 살펴보면 1991년말이 511, 1992년말이 678, 1993년이 866, 그리고 1994년말이 1,027로, 기업지분의 시장가치대 장부가치 비율의 증가는 이러한 매년 증가된 종합주가지수로 설명될 수 있을 것이다.

시장조정모형을 사용하여 추가로 이익반응계수의 차이에 대하여 검증하였으나 거의 유사한 결과를 얻었다. 또한 일별수익률의 사용에 따른 non-synchronous trading의 문제 발생가능 때문에 Scholes and Williams[1977]의 모형을 사용하여 추정된 비정상수익률을 사용하여 회귀분석한 결과도 유의적인 차이를 나타내지 않았다. 따라서 따로 그 결과들을 별도의 표로서 나타내지는 않았다.

<표 3> 회귀방정식 1의 결과(전체표본, 괄호 안은 t통계치)

$$CAR_{it} = a_0 + a_1 UE_{it} + \omega_{it}$$

| 측정시점               | a <sub>0</sub>    | a <sub>1</sub>   | R <sup>2</sup> |
|--------------------|-------------------|------------------|----------------|
| 주총일을 중심으로 3일간      | 0.013<br>(1.0)    | 0.112<br>(2.4)** | 0.01           |
| 주총일을 중심으로 5일간      | -0.001<br>(-2.1)* | 0.142<br>(3.5)** | 0.02           |
| 주총일을 중심으로 10일간     | 0.001<br>(1.5)    | 0.241<br>(2.0)*  | 0.01           |
| 주총 3일전을 중심으로 3일간   | 0.014<br>(1.1)    | 0.157<br>(4.6)** | 0.02           |
| 주총 3일전을 중심으로 5일간   | 0.019<br>(1.1)    | 0.154<br>(2.4)** | 0.03           |
| 주총 3일전을 중심으로 10일간  | 0.001<br>(1.0)    | 0.005<br>(1.7)*  | 0.01           |
| 주총 10일전을 중심으로 3일간  | -0.010<br>(-1.2)  | 0.021<br>(1.0)   | 0.00           |
| 주총 10일전을 중심으로 5일간  | -0.012<br>(-1.2)  | 0.001<br>(1.5)   | 0.01           |
| 주총 10일전을 중심으로 10일간 | 0.000<br>(1.1)    | 0.151<br>(1.0)   | 0.01           |

주) \* 0.05 수준으로 유의

\*\* 0.01 수준으로 유의

<표 4>는 회귀방정식 2의 결과를 나타낸 것이며, 이는 비정상수익률을 주주총회개최 3일 이전을 중심으로 5일간을 측정하는 수치를 기초한 것이다.

<표 4>의 결과는 본 논문의 가설1을 대체로 지지한다. 1991년부터 1994년까지 4개 연도 중에서 1993년을 제외하고 a3' 계수는 모두 통계적으로 유의하였다. 표본전체를 대상으로 측정하는 결과도 통계적으로 유의한 결과를 나타냈다(a3'=0.006, t=3.3). 이는 이익반응계수가 성장성과 정의 관계가 있다는 것을 나타낸다. 예상대로 a2'는 전체표본

에 대하여 통계적으로 유의한 결과를 나타냈다( $a2'=0.144$ ,  $t=2.8$ ).  $a1'$  계수는 체계적으로 저성장기업과 고성장기업에서 이익발표시에 수익률의 차이가 있는가를 나타내는데, 전체 년도에 걸쳐서 통계적으로 유의한 결과를 나타내지 않았다( $a1'=-0.002$ ,  $t=-1.1$ ). 이 결과를 다르게 해석하면 투자전략으로 높은 시장가치대 장부가치 비율의 주식을 매도하고 낮은 시장가치대 장부가치의 주식을 매입할 경우 초과수익을 올릴 수가 없다는 것을 의미한다. 회귀방정식의 설명력을 나타내는  $R^2$ 는 전체표본에 대하여 0.04를 나타냈으며, 이는 회귀방정식 2의 0.03에 비하여 0.01이 증가한 수치이다.

<표 4> 회귀방정식 2의 결과(괄호 안은 t통계치)

$$CAR_{it} = a_0' + a1'MBit + a2' UE_{it} + a3' MBit*UE_{it} + \delta_{it}$$

| 기간    | 절편( $a_0'$ )     | 성장성( $a1'$ )     | 비기대이익( $a2'$ )   | 비기대이익×성장성( $a3'$ ) | 수정된 $R^2$ |
|-------|------------------|------------------|------------------|--------------------|-----------|
| 1991년 | 0.016<br>(1.6)   | -0.021<br>(-1.3) | 0.146<br>(3.8)** | 0.005<br>(2.2)*    | 0.03      |
| 1992년 | 0.005<br>(2.1)*  | -0.003<br>(1.4)  | 0.248<br>(3.3)** | 0.001<br>(3.1)**   | 0.04      |
| 1993년 | 0.023<br>(1.1)   | 0.006<br>(0.4)   | 0.094<br>(0.8)   | 0.012<br>(1.1)     | 0.02      |
| 1994년 | -0.003<br>(-0.4) | -0.001<br>(1.2)  | 0.112<br>(2.4)*  | 0.110<br>(3.9)**   | 0.03      |
| 총 계   | 0.013<br>(1.1)   | -0.002<br>(-1.1) | 0.144<br>(2.8)** | 0.006<br>(3.3)**   | 0.04      |

주) \* 0.05 수준으로 유의  
 \*\* 0.01 수준으로 유의

<표 5>는 회귀방정식 3의 결과를 나타내고 있다. 계수  $a4''$ 와  $a5''$ 는 각각 정의 비기대이익과 부의 비기대이익 발표 시에 성장성과 이익반응계수간의 관계를 나타내며, 전체표본을 대상으로 측정된 결과를 보면 예상대로 정의 비기대이익 발표시에 성장성과 이익반응계수는 통계적으로 유의한 정의 관계를 나타내며( $a4''= 0.11$ ,  $t=2,2$ ), 또한 부의 비기대이익 발표시에도 성장성과 이익반응계수가 통계적으로 유의한 정의 관계( $a4''=-0.009$ ,  $t=-3.0$ )가 있다는 것을 나타내고 있다. 그러나 각 연도별로 볼 경우, 1991년과 1992년도에서는 부의 비기대이익×성장성계수만 통계적으로 유의하고(1991년 :  $a5''=-0.123$ ,  $t=-2.2$ , 1992년 :  $a5''=-0.232$ ,  $t=-3.9$ ), 1993년도에는 정의 비기대이익×성장성계수만 통계적으로 유의하고( $a4''=0.014$ ,  $t=3.6$ ), 1994년도에는 둘 다 모두 통계적으로 유



의하게 나타났다( $a4''=0.005, t=2.4, a5''=-0.003, t=-3.8$ ). 따라서 모든 연도에 대하여서는 동일한 결과를 얻지 못하였다. 또한 예상한 바와 같이 전체표본을 대상으로 성장성 변수에 대한 계수는 통계적으로 유의하지 않았으며( $a1''=-0.001, t=-0.3$ ), 비기대이익에 대한 계수는 통계적으로 유의하게 나타났다( $a2''=0.131, t=2.4$ ).

<표 5> 회귀방정식 3의 결과(괄호 안은 t통계치)

$$CAR_{it} = a_0'' + a_1'' MBit + a_2'' D1 UE_{it} + a_3'' D2 IUE_{it} + a_4'' D1 MBit * UE_{it} + a_5'' D2 MBit * IUE_{it} + \delta_{it}$$

| 기간    | 절편( $a_0''$ )   | 성장성( $a_1''$ )     | 정의 비기대이익 ( $a_2''$ ) | 부의 비기대이익 ( $a_3''$ ) | 정의 비기대이익 × 성장성 ( $a_4''$ ) | 부의 비기대이익 × 성장성 ( $a_5''$ ) | 수정된 $R^2$ |
|-------|-----------------|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------------|----------------------------|-----------|
| 1991년 | 0.012<br>(2.0)* | 0.262<br>(0.3)     | 0.109<br>(3.6)**     | -0.123<br>(1.0)      | 0.023<br>(1.5)             | -0.123<br>(-2.2)*          | 0.04      |
| 1992년 | 0.004<br>(0.1)  | -0.003<br>(-2.4)** | 0.252<br>(2.1)*      | -0.121<br>(-2.8)**   | 0.000<br>(0.5)             | -0.232<br>(-3.9)**         | 0.04      |
| 1993년 | 0.001<br>(1.6)* | -0.022<br>(0.4)    | 0.082<br>(1.0)       | -0.112<br>(1.1)      | 0.014<br>(3.6)**           | -0.212<br>(-0.9)           | 0.02      |
| 1994년 | 0.000<br>(0.0)  | 0.001<br>(1.4)     | 0.124<br>(2.2)*      | -0.113<br>(-0.9)     | 0.005<br>(2.4)**           | -0.003<br>(-3.8)**         | 0.02      |
| 합 계   | 0.022<br>(1.1)  | -0.001<br>(-0.3)   | 0.131<br>(2.4)**     | -0.125<br>(-3.3)**   | 0.011<br>(2.2)*            | -0.009<br>(-3.0)**         | 0.04      |

주) \* 0.05 수준으로 유의  
 \*\* 0.01 수준으로 유의

앞에서 언급된 바와 같이, Skinner와 Sloan(1998)의 연구에 따르면 미국증권시장에서는 부의 비기대이익 발표시가 정의 비기대이익 발표시에 비하여 성장성에 따라서 더 큰 주식수익률의 반응이 나타난다고 보고하였는데, <표 5>에서 보듯이  $a_4''$ 와  $a_5''$ 는 거의 유사한 값을 지니고 있으며, 이러한 현상은 우리 나라 증권시장에서는 나타나지 않았다.

고성장기업에서의 정의 비기대이익 발표시와 부의 비기대이익 발표시에 차이가 발생하는가를 분석하기 위하여 가장 높은 20% 내에 포함되는 기업지분의 시장가치대 장부가치비율 기업들만을 대상으로 회귀방정식 3을 추정하였다. 그 결과는 <표 6>에 제시되어 있다.

MB가 상위 20%에 속하는 기업들에 한정하여 분석한 결과도 전체표본을 대상으로 분석한 결과와 유사하게 나타났다. <표 6>에서와 같이,  $a_4''$ 와  $a_5''$ 는 모두 통계적으로 유의하였는데, 이 경우에도 전체표본을 대상으로 분석한 결과와 같이 Skinner와 Sloan

[1998]의 결과와는 달리 a4''와 a5''가 거의 유사하게 나타났다.(a4''= 0.015, t=2.6; a5''=-0.013, t=2.1) 이 결과는 고정장기업에서 부의 비기대이익에 대하여 더 큰 주식수익률반응은 나타나지 않는다는 것을 보여주고 있다.

<표 6> 회귀방정식 3의 결과(MB가 상위 20%인 MB기업들, 괄호 안은 t통계치)

$$CAR_{it} = a_0'' + a_1'' MBit + a_2'' D1 UE_{it} + a_3'' D2 IUE_{it} I + a_4'' D1 MBit * UE_{it} + a_5'' D2 MBit * IUE_{it} I + \delta_{it}$$

| 기간 | 절편(a0'')       | 성장성(a1'')         | 정의비기대이익(a2'')   | 부의비기대이익(a3'')      | 정의비기대이익 × 성장성(a4'') | 부의비기대이익 × 성장성(a5'') | 수정된 R <sup>2</sup> |
|----|----------------|-------------------|-----------------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| 전체 | 0.001<br>(1.0) | -0.001<br>(-0.40) | 0.125<br>(2.0)* | -0.117<br>(-3.3)** | 0.015<br>(2.6)**    | -0.013<br>(-2.1)*   | 0.02               |

주) \* 0.05 수준으로 유의  
 \*\* 0.01 수준으로 유의

a2''와 a3''는 각각 예상한 바와 같이 모두 통계적으로 유의한 계수를 나타냈으며, 이는 정의 비기대이익과 부의 비기대이익 정보 모두가 주식수익률에 영향을 미치며, 부호에 관계없이 이익정보가 자본시장에서 유용하게 사용된다는 것을 나타낸다(a2''=0.125, t=2.0, a3''=-0.07, t=-3.3). a1''계수도 예상대로 통계적으로 유의하지 않았다(a1''=-0.001, t=-0.40).

다음으로 정의 비기대이익과 부의 비기대이익에 대한 이익반응계수가 차이가 발생하는가를 다음의 추가 회귀방정식을 사용하여 분석하였다.

추가 회귀방정식

$$CAR_{it} = a_0''' + a_1''' MBit + a_2''' UE_{it} + a_3''' D UE_{it} + a_4''' MBit UE_{it} + a_5''' D MBit UE_{it} + \nu_{it}$$

D = 0 UEit가 양수일 경우  
 D = 1 UEit가 음수일 경우

위의 방정식에서 만약 부의 비기대이익에 대하여 더 큰 주식수익률변화가 발생한다면 통계적으로 유의한 정의 a3'''계수를 나타낼 것이며 또한 기업의 성장성변수에 따라서 부의 비기대이익에 대하여 더 큰 주식수익률 변화가 발생을 한다면 통계적으로 유의한 정의 a5'''계수가 나타날 것이다.

<표 7> 추가회귀방정식의 결과(괄호 안은 t계수)

$$CAR_{it} = a_0''' + a_1''' MBit + a_2''' UE_{it} + a_3''' D UE_{it} + a_4''' MBit UE_{it} + a_5''' D MBit UE_{it} + \nu_{it}$$

| 기간 | 절편 (a0''')     | 성장성 (a1''')       | 정의 비기대이익 (a2''') | 반응의 차이 (a3''') | 정의 비기대이익 × 성장성 (a4''') | 성장성 반응차이 (a5''') | 수정된 R <sup>2</sup> |
|----|----------------|-------------------|------------------|----------------|------------------------|------------------|--------------------|
| 전체 | 0.001<br>(1.0) | -0.029<br>(-0.54) | 0.213<br>(2.2)*  | 0.017<br>(0.3) | 0.011<br>(2.1)**       | 0.021<br>(0.5)   | 0.03               |

주) \* 0.05 수준으로 유의  
 \*\* 0.01 수준으로 유의

추가 회귀방정식의 결과는 <표 7>에 제시되어 있다. 앞의 분석과 일치하게 계수 a3'''(0.017, t=0.3)와 a5'''(0.021, t=0.5)는 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 우리나라 주식시장에서 부의 비기대이익에 대하여 더 큰 주식반응은 없으며, 또한 높은 MB비율에 대하여서도 비대칭적 주식반응은 나타나지 않는다는 것을 보여준다.

## VI. 研究結果의 說明 및 結論

본 논문에서는 사건시점방법을 사용하여 기업의 성장성을 나타내는 변수가 기업이익과 기업의 수익률간의 관계를 설명할 수 있는가를 실증적으로 분석하였다. 먼저 주주총회 개최일을 중심으로 어느 시점에서 측정된 누적비정상수익률과 재무분석가의 예측치를 기준으로 측정된 비기대이익과의 관계가 가장 높은 관계를 나타내는가를 측정하였다. 그 결과 주주총회 개최 3일 이전을 중심으로 총5일 동안 측정된 비정상수익률에서 가장 높은 관계를 발견하였다. 이는 주주총회 개최일 이전부터 주식시장의 반응이 시작된다는 것을 의미한다. 이렇게 측정된 사건시점을 사용하여 기업지분의 시장가치대 장부가치의 비율에 의하여 측정된 성장성변수가 이익반응계수를 체계적으로 설명할 수 있는가를 검증하였다. 비정상수익률과 성장성변수를 곱한 변수에 대한 계수는 예상한 바와 같이 유의적인 정의 관계를 나타냈다. 이는 성장성이 높은 기업에서는 성장성이 낮은 기업에 비하여 같은 이익의 변화에 대하여 더 큰 주식수익률의 변화를 야기시킨다는 것이다. 기업지분의 시장가치대 장부가치의 비율 그 자체가 비정상수익률을 설명할 수 있는가를 측정한 결과 통계적인 유의성을 발견할 수 없었다. 이는 단지 기업지분의 시장가치대 장부가치를 사용하여 투자한 경우 어떠한 초과수익을 올릴 수 없다는 것을 나타낸다.

그 다음으로 미국의 증권시장에서 나타난 바와 같이, 부의 비기대이익 발표시의 주식 수익률 반응이 정의 비기대이익 발표의 경우 보다 더 크게 나타나는가를 측정하였다. 이는 고성장기업에서 주가가 기업이익에 비하여 과대 평가되었기 때문에 예상보다 낮은 기업이익이 발표되는 경우 투자자들의 실망에 기인하여 더 큰 부의 주식반응이 나타난다는 것이다. 우리 나라 주식시장에서는 이러한 현상은 발견되지 않았다. 이는 고성장기업에 대하여 예상보다 높은 기업이익을 발표할 때와 마찬가지로 예상보다 낮은 이익을 발표할 때에도 상호 대칭되는 주식수익률의 변화를 나타낸다는 것이다.

본 논문 결과를 다른 각도로 해석할 수도 있다. 선행연구에서 언급된 바와 같이 본 연구에서 성장성변수의 대용치로 사용한 기업지분의 시장가치대 장부가치의 비율(MB)은 장부가치 대 시장가치의 비율(BE)의 역수이다. Fama와 French(1992) 따르면 미국 증권시장에서 1963년부터 1990년까지  $\beta$ 가 평균주식수익률의 횡단면적 차이를 설명하지 못하며, 오히려 BM과 기업의 규모가 평균수익률의 변화를 더 잘 설명한다는 것을 발견하였다. 이는 기업의 위험이 다차원적일(multi-dimensional) 수 있으며, 그 중의 하나가 BM일 수가 있다는 것이다. 만약 BM을 새로운 차원의 기업위험을 나타내는 대용치로 간주할 경우에도 본 논문의 실증적 분석 결과는 같은 결과를 예측할 수 있다. 구체적으로 설명하면, BM이 높은 기업은 낮은 기업에 비하여 미래의 현금흐름을 현재가치로 환산할 때에 더 높은 수익률로 할인을 하기 때문에 현재가치가 낮아질 것이다. 따라서 BM이 위험만을 나타내는 변수이고, 다른 조건이 동일하다고 가정할 경우 동일한 기업이익의 변화에 따른 주가가의 변화는 BM이 높은 기업에서 더 낮게 나타날 것이다. 이는 BM의 크기와 이익반응계수는 부의 관계가 있다는 것을 의미하며, 이는 곧 MB의 크기와 이익반응계수가 정의 관계가 있다는 것을 의미한다. 따라서 본 연구의 결과를 다르게 해석할 경우 이익반응계수는 다른 차원의 위험변수인 BM의 크기와 부의 관계가 있는 것으로도 볼 수 있다. 그러나 왜 BM이 새로운 차원의 위험으로 볼 수 있는가에 대하여서는 더 많은 연구가 필요할 것으로 생각한다.

본 논문에서 Skinner와 Sloan(1998)이 발견한 결과와 다르게 고성장기업에서 비기대이익의 부호에 따라서 이익반응이 비대칭적이 아니라고 밝혀낸 것은 또 다른 의미가 있다고 볼 수가 있다. Sloan과 Skinner(1998)는 French와 Fama(1992)의 결과가 BM이 새로운 차원의 위험을 나타내는 변수이기 때문이 아니고 시장에서 기업이익정보를 충분히 반영을 하지 못하고 있으며 특히 고성장기업(시장가치대 장부가치의 비율이 높은 기업)에서는 일반적으로 주가가 기업이익에 비하여 과대 평가되어 있고, 실제 이익이 예상보다 낮게 공시가 되면 수익률이 크게 하락을 한다는 것이다. 그러나 우리 나라 시장을 대상으

로 분석한 결과 이러한 현상은 발견되지 않았다. 따라서 기업이이익정보가 주식시장에 충분히 반영되지 않는다는 설명은 우리나라시장에서는 적용되지 않는다는 것을 의미한다.

본 연구의 한계성으로 들 수 있는 것들은 다음과 같다. 첫 번째로 사건시점의 선택에서 본 연구에서는 주주총회 개최일을 기준으로 임의적으로 여러 시점을 선택하여 비정상누적수익률을 계산하였다. 미국의 증권시장연구에서 최초로 기업이이익 이외의 재무정보가 투자자들에게 최초로 전달되는 시점을 알기 위하여 몇몇 연구 논문들(Wilson, 1986과 1987)에서는 각 개별기업에 주주에게 보내는 보고서(Annual Report To Shareholders)의 발송일자를 설문문을 통하여 조사하였다. 따라서 개별기업에 대하여 설문 혹은 방문을 통하여 확정된 기업이이익이 최초로 투자자들에게 최초로 전달되는 시점을 조사하여 이 시점을 기준으로 비정상누적수익률을 측정하면 설명력을 높일 수가 있을 것이다. 그러나 대체로 우리 나라 기업에 대한 설문조사는 그 응답률이 매우 낮아 그 실효성에 문제가 있을 수도 있다. 두 번째로 이익반응계수의 설명변수로 본 연구논문에서 다른 성장성 이외에 이자율과 기업이이익의 지속성에 대하여도 추가적인 연구가 필요할 것이다. 그러나 이자율과 기업이이익의 지속성에 대한 영향을 분석하려면 충분히 많은 시계열 자료가 존재하여야 하는데, 컴퓨터화된 주식수익률 및 기업의 재무자료가 이용가능한 기간은 현재 매우 한정적이다. 또한, 기업이이익의 지속성의 경우 최소한 30년 이상의 이익정보에 대한 시계열자료가 필요한데 이용 가능한 자료는 대단히 한정적이다. 따라서 현재로서는 이에 대한 연구가 불가능한 상황이다.<sup>10)</sup> 세 번째로 본 논문에서 성장성의 변수로 사용한 기업지분의 시장가치대 장부가치의 비율(MB)의 역수인 기업의 장부가치 대 시장가치의 비율이 새로운 차원의 위험을 나타내는 변수인가에 대하여서는 아직까지 많은 추가적인 연구가 필요한 실정이며, 이에 대하여서도 연구가 있어야 할 것이다. 네 번째로 본 연구에서 재무분석가의 예측치로서 대우증권의 예측치를 사용하였는데, 일반적으로 미국의 증권시장에 대한 연구에서는 여러 재무분석가의 예상치를 평균하여 사용한다. 이는 이러한 평균이 재무분석가의 합의된 예측치(analysts' consensus forecast)을 대변할 수 있다고 생각하기 때문이다. 그러나 우리 나라에서 정기적으로 기업이이익에 대한 예측치를 일반에게 공시하는 회사는 매우 제한적이다. 다른 재무분석가의 예측치를 추가하여 분석하거나, 또는 다른 재무분석가의 예측치와 함께 재무분석가들의 평균을 사용하는 방법도 사용할 수가 있을 것이다. 그리고 마지막으로 기업의 성장성변수로 기업지분의 시장가치대 장부가치의 비율을 사용하였는데 그 이외의 변수

10) 추가적인 통제변수로서 기업의 위험을 나타내는 베타를 추가하여 회귀방정식 2를 측정하였으나 어떠한 통계적 유의성도 발견되지 않았다. 이는 김병호[1997]의 결과와 일치한다.

로 예를 들어서 연구개발비의 자산에 대한 비중이라든지, 연구개발비의 증가율 등을 고려할 수도 있을 것이다.

본 논문이 기여하는 바는 다음과 같다. 첫째로 우리 나라 증권시장에서 기업지분의 시장가치대 장부가치로 측정된 성장성변수가 기업의 이익과 주가가격간의 관계를 체계적으로 설명하는 변수라는 것을 사건시점방법을 통하여 발견하였다. 이는 앞으로 사건시점방법을 사용하여 이익반응계수를 연구할 때에 성장성변수가 통제되어야하는 변수라는 것을 의미한다. 둘째로 미국의 증권시장에서 발견된 결과와는 다르게 고성장기업에서 부의 비기대이익에 대하여 정의 비기대이익보다도 더 큰 주식수익률 반응은 나타나지 않았다. 이는 한국의 주식시장에서 기업지분의 시장가치대 장부가치의 비율이 높은 고성장기업에 대하여 투자자들이 기업주식의 가치를 과대평가를 하지 않는다고 해석할 수 있을 것이다. 네 번째로 본 연구에서는 사건시점방법을 사용하고 재무분석가의 예측치를 사용하여 기업이익과 수익률간의 관계를 분석하였다. 일반적으로 과거의 연구에 따르면 재무분석가의 예측치가 다른 시계열적인 방법을 사용하여 측정된 예측치보다 시장의 예상을 더 잘 반영한다고 알려지고 있다. 마지막으로 수익률의 측정 시에 주주총회 개최일을 기준으로 여러 시점을 사용하여 비정상누적수익률을 계산하였으며, 대체로 주주총회개최일 이전부터 기업이익정보가 증권시장에 반영되기 시작한다는 것을 발견하였다. 이는 앞으로 기업이익정보에 대한 시장반응을 사건시점방법을 사용하여 조사하는 연구에 참고가 될 것이다.

## 참 고 문 헌

- 김권중, “재무분석가 이익예측능력의 재검증”, 회계학연구, 1998.
- 김권중, “베타 및 시장위험프리미엄 측정과 시장수익률 대응치 선택”, 회계학연구, 1998.
- 김병호, “연관관계방법을 통한 한국증권시장에서의 이익반응계수의 결정요인에 대한 연구”, 증권학회지, 1997.
- 김병호, “기업이익발표전후의 비정상수익률 분산에 대한 연구”, 증권학회지, 1995.
- 김병호, “기업의 자산화 정도와 기업이익발표전후의 주가가격 변화”, 회계학연구, 1996.
- 송인만, “회계이익과 매출액의 상대적인 정보가치에 대한 실증적 연구”, 증권학회지, 1989a.
- 송인만, “회계이익정보의 유용성에 관한 실증적 연구 : 주별수익율을 이용한 회계이익 공시시점의 검토”, 회계학연구, 1989b.
- 윤순석, “특별상각에 대한 시장반응”, 회계학연구 제22권 4호, 1997.
- 이남주와 나인철, “재무분석가의 예측치를 이용하여 측정한 회계이익 정보와 매출정보에 대한 실증적 연구”, 증권학회지, 1991.
- Atiase, R. K., “Predisclosure Information, Firm Capitalization, and Security Price Behavior Around Earnings Announcements,” *Journal of Accounting Research*, Spring, pp.21-36, 1985.
- Ball, R., and P. Brown, “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers,” *Journal of Accounting Research*, Autumn, pp.159-177, 1968.
- Basu, S., “Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price Earnings Ratios : A Test of the Efficient Market Hypothesis,” *Journal of Finance* 32, pp.663-682, 1977.
- Beaver, W., “The Information Content of Annual earnings Announcements,” *Journal of Accounting Research*, Supplement, pp.67-92, 1968.
- Bernard, V. L., “Accounting Based Valuation Methods, Determinants of Market to Book Ratios, and Implications for Financial Statement analysis,” Working paper, University of Michigan, 1994.
- Collins, D. W., and W. T. Dent, “A Comparison of Alternative Testing Methodologies Used in Capital Market Research,” *Journal of Accounting Research*, Spring, pp. 48-84, 1984.

- Collins, D. W. and S. P. Kothari, "A Theoretical and Empirical Analysis of the Determinants of the Relation between Earnings Innovations and Security Returns." *Journal of Accounting and Economics*, 1989.
- Dreman, D., *Contrarian Investment Strategies : The Next Generation*, New York, Simon & Schuster, 1989.
- Dreman, D. and M. A. Berry, "Overreaction, Underreaction, and the Low-P/E Effect," *Financial Analysts' Journal* 51, 1995.
- Easton, P. and M. E. Zmijeski, "Cross-Sectional Variation in the Stock Market Response to the Announcement of Accounting Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 1989.
- Edwards, E. O., and P. W. Bell, "The Theory and Measurement of Business Income," Berkeley : University of California Press, 1961.
- Fama, E. F., and K. R. French, "The Cross-Section of Expected Stock Return," *Journal of Finance* 47, pp.427-465, 1992.
- Fama, E. F., and M. Miller, *The Theory of Finance*, Dryden Press, Hindsdale, Illinois, 1972.
- Foster, G., "Quarterly Accounting Data : Time-series Properties and Predictive Ability Results," *The Accounting Review*, 1977.
- Francis, J., and D. Philbrick, "Analysts' Decisions as Products of a Multi-task Environment," *Journal of Accounting Research* 31, pp.216-230, 1993.
- Freeman, R. N., and S. Y. Tse, "A Nonlinear Model of Security Price Responses to Unexpected Earnings," *Journal of Accounting Research*, pp.85-209, 1992.
- Kallapur, S. and M. Trombley, "The Association Between Realized Growth and Investment Opportunity Set Proxies," Working Paper, University of Arizona, 1994.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny, "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk," *Journal of Finance* 49, pp.1541-1578, 1994.
- La Porta, R., "Expectations and the Cross-Section of Stock Returns," *Journal of Finance* 51, pp.1715-1742, 1996.
- Lin, H. and M. McNicols, "Underwriting Relationships, Analysts' Earnings, and Investment Recommendations," *Journal of Accounting and Economics*, Forth-



- coming, 1998.
- McNicol, M., and P. C. O'Brien, "Self-Selection and Analyst Coverage," *Journal of Accounting Research*, pp.167-199, 1997.
- Nelson, K. K., "Fair Value Accounting for Commercial Banks : An Empirical Analysis of SFAS No.107," *The Accounting Review*, 1996.
- Ohlson, J. A., "Accounting Earnings, Book Value, and Dividends : The Theory of the Clean Surplus Equation," Working Paper, Columbia University, 1998.
- Patell, J. M., "Corporate Forecasts of Earnings per Share and Stock Price Behavior : Empirical Tests," *Journal of Accounting Research*, Autumn, pp.246-276, 1976.
- Penman, Stephen H., "The Articulation of Price-Earnings Ratios and Market-to-Book Ratios and the Evaluation of Growth," *Journal of Accounting Research*, Vol.34, No.2, Autumn, 1996.
- Rayburn, J., "The Association of Operating Cash Flow and Accruals with Security Returns," *Journal of Accounting Research*, 1986.
- Schipper, K., "Commentary on Analysts' Forecasts," *Accounting Horizon* 4, pp.105-121, 1991.
- Scholes, Myron and Joseph Williams, "Estimating Betas From Nonsynchronous Data," *Journal of Financial Economics* 5, 1977.
- Sharpe, William F., *Capital Asset prices : A theory of Capital Asset Pricing*, *Journal of Economic Theory* 13, pp.341-360, 1964.
- Skinner, D. J. and R. G. Sloan, "Earnings Surprises, Growth Expectations, and Stock Returns," Working Paper, University of Michigan, 1998.
- Smith, D., and R. Watts, "The Investment Opportunity Set and Corporate Policy Choices," Working Paper, Rochester University, 1986.
- Wilson, G., "The Relative Information Content of Accruals and Cash Flows : Combined Evidence at the Earnings Announcement and Annual Report Date," *Journal of Accounting Research Supplement* 21, pp.165-200, 1986.
- Wilson, G., "The Incremental Information Content of the Accrual and Funds Components of Earnings After Controlling Earnings," *Accounting Review*, pp. 293-322, 1987.