

회계이익과 주식수익률 사이의 관계에 영향을 미치는 요인

Factors Affecting the Association between Accounting Earnings and Security Returns

李 悠(Yi, Yu)*

金 東 出(Kim, Dong-Chool)**

논문접수일 : 97. 11

게재확정일 : 97. 12

목 차

I. 서 론	IV. 실증분석의 결과
II. 이익반응계수 및 가설의 설정	1. 변수들에 대한 기술통계
1 이익반응계수	2. 수익률측정기간에 관한 검증 결과
2 가설의 설정	3. 이익반응계수의 결정요인에 관 한 검증결과
III. 통계적 검증절차와 검증모형	V. 요약과 결론
1. 이익반응계수 추정치의 편의를 완화 시키기 위한 절차	<참 고 문 헌>
2. 검증모형	
3. 관련변수의 정의 및 측정	
4. 표본의 선정과 자료의 수집	

I. 서 론

주식의 가격은 그 주식에 대한 수요와 공급에 의해서 결정되며, 불확실성하에서 주식의 수요는 주식투자자에 따른 미래현금흐름에 대한 투자자들의 기대의 함수로 불 -

* 강원대학교 회계학과 교수

** 영동전문대학 사무자동화과 전임강사

수 있다. 주식이가격의 움직임은 미래사건들에 대한 투자자들의 기대의 변화와 그러한 사건들이 관찰되었을 때 투자자들의 수요함수에 영향을 미치는 방식의 함수이다 (Ohlson, 1979 : p.318). 주식평가에 있어서 정보는 미래의 주식이가격과 배당에 대한 투자자들의 기대에 영향을 주기 때문에 의미가 있는 것이며, 투자자의 주식수요와 관련이 있는 미래의 사건들에 영향을 미치는 어떠한 유형의 변수도 정보변수가 될 수 있다.

따라서 회계정보도 투자자들이 관심을 가지고 있는 기업의 미래의 배당에 관한 그들의 신념에 영향을 미치는 경우에는 의미를 갖게 된다. 이제 투자자들에 대해 재무회계시스템이 담당하는 역할은 기업의 미래현금흐름의 창출능력(배당지급능력)에 관한 정보를 제공하는 것이며, 주식시장에 제공되는 회계이익정보는 투자자들이 주식의 가치를 평가하는 과정에서 사용하는 여러 가지 정보 중 하나로 볼 수 있다. 회계이익이 주식이가격과 어떻게 관련되어 있는가라는 문제는 Ball과 Brown(1968)의 연구 이래 지난 30여년 동안 재무회계연구의 중심적인 연구분야 중 하나였다.

주가-이익 연구는 1980년대 중반경부터 수익률과 이익 사이의 공식적인 함수관계에 토대를 둔 이익반응계수(earnings response coefficients)에 관한 연구로 확장되었다(Lev, 1989). 이익반응계수에 관한 연구는 미래현금흐름을 할인하는 평가모형을 기본적인 이론적 틀로 삼고 있다. Kormendi와 Lipe(1987), Easton과 Zmijewski(1989), Collins와 Kothari(1989), Lipe(1990), 임창우(1990) 등은 지속계수(persistence)가 이익반응계수와 유의적인 양의 관계가 있다는 것을 밝혀냈다. Collins와 Kothari(1989), Lipe(1990)는 이익반응계수와 기업의 체계적 위험 사이에 유의적인 음의 관계가 있다는 증거를 발견하였다. 그러나 Easton과 Zmijewski(1989)는 이익반응계수와 위험 사이의 상관관계가 강력하지 못한 것으로 보고하였다. Collins와 Kothari(1989)는 성장이익반응계수와 양의 관계를 가지고 있다는 것을 발견하였다. 또한 무위험이자율(Collins와 Kothari, 1989), 이익의 예측가능성(Lipe, 1990; Imhoff와 Lobo, 1992), 기업의 수명주기(Anthoy와 Ramesh, 1992), 채무불이행위험(Dhaliwal과 Reynolds, 1994) 등도 이익반응계수에 영향을 미친다는 연구결과가 발표되었다. 이러한 연구들은 주식수익률과 회계이익간의 관계가 기업의 특성에 따라 달라질 수 있다는 것을 밝혀낸 성과는 거두었으나, 기존의 연구보다 월등하게 높은 설명력을 확보하는 데에는 성공을 거두지 못했다(Lev, 1989).

1990년대 초반에 수익률-이익 연구 중에서 가장 두드러진 맥락을 형성하고 있는 새로운 시도는 이익 및 수익률측정기간에 관한 연구와 이익수준변수를 활용한 연구이다. Collins와 Kothari(1989), Kothari와 Sloan(1992), Easton, et al. (1992) 그리고 Warfield와 Wild(1992) 등은 경제적 사건에 대한 주식시장의 인식과 회계의 인식 사이에 시차가 존재한다는 점에 착안하여 이익 또는 수익률측정기간을 확장함에 따라 수익률-이익 회귀모형의 설명력이 증가한다는 일관성있는 결과를 얻었다. 이들의 연구결과는 기업가치와 관련이 있는 사건들에 대한 주식시장에서의 인식과 회계이익상의 인식의 차이가 수익률-이익 관계의 검증에서 고려되어야 한다는 것을 실증적으로

밝힘으로써, 전통적인 동시발생적 수익률-이익 회귀가 지니는 한계를 보완할 방법을 제시하고 있다.

또한 선행연구에서는 일반적으로 비기대이익을 주식수익률에 회귀분석하는 연구방법을 사용하는 경우에 비기대이익에 대한 대응변수로 이익변동변수(earnings change variable)를 사용한다. 그러나 이익변동변수를 사용하는 것은 해당변수의 시계열 속성이 랜덤워크인 경우에만 적절하고, 그렇지 않은 경우에는 측정오류가 발생한다(Brown, et al. 1987). Ohlson(1989b)은 기초주가로 나눈 이익수준변수(earnings level variable)를 수익률에 대한 하나의 설명변수로 제시하였으며, Easton과 Harris(1991)는 수익률-이익 행태에 대한 상관관계의 연구에서 일반적으로 낮은 설명력이 얻어진 것에 대해 문제를 제기하고, 설명력을 개선하기 위한 잠재적 개선 방향의 하나로 이익수준변수에 초점을 두어야 한다는 Lev(1989)의 주장을 실증분석을 통하여 확인하였다. 또한 Ali와 Zarowin(1992)은 전기이익에 일시적 성격을 지닌 구성요소의 비중이 클수록 비기대이익의 대응변수로서의 이익변동변수의 측정오차가 커지며, 이익수준변수가 추가됨에 따라 이러한 측정오차가 완화되기 때문에 이익수준변수를 추가함에 따라 설명력과 이익반응계수가 크게 나타난다고 주장했다. Easton과 Harris(1991), Ali와 Zarowin(1992b), Easton, et al. (1992), Ohlson과 Shroff(1992) 그리고 Kothari(1992) 등은 주식수익률-이익 회귀의 설명력에 있어서 이익변동변수에 비해 이익수준변수가 우월하다는 일관된 증거를 제공하고 있다.

이와 같이 외국에서는 주식수익률과 회계이익 사이의 관계에 대한 연구방법상의 진전이 있었으나, 우리나라에서는 이와 관련된 연구가 거의 이루어지지 않고 있다. 따라서 본 연구에서는 수익률측정기간을 다양하게 확장시킨 상황에서 이익수준변수를 이용할 경우에 이익반응계수가 어떠한 요인에 의해 영향을 받는지를 검증하는 것을 목적으로 한다. 또한 과거에 이익변동변수를 이용하여 이익반응계수의 결정요인으로 파악된 이익의 지속계수, 성장, 이익의 예측가능성, 기업의 체계적 위험 그리고 무위험이자율 등이 우리나라 주식시장에서도 수익률과 회계이익 사이의 관계에 영향을 미치고 있는지를 검토하여 보고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제II장에서는 이익반응계수의 결정요인에 대한 가설을 설정하고, 제III장에서는 제II장에서 설정한 가설들을 실증적으로 검증하기 위한 연구설계가 제시된다. 제IV장에서는 연구설계에 따라 수행된 통계적 검증의 결과를 정리·해석하였고, 마지막으로 제V장에서는 연구의 결과를 요약하고 결론을 맺었다.

II. 이익반응계수 및 가설의 설정

1. 이익반응계수

본 연구는 Collins와 Kothari(1989)의 지분평가모형으로부터 출발하였다. 이 모형은 다기간 자본자산가격결정모델(Capital Asset Pricing Model: CAPM)에 근거를 두고 있다. 다기간 CAPM은 기업의 증권가격이 증권의 미래기대수익률을 할인요소로 이용한 기대미래배당지급의 할인된 현재가치와 관련이 있다고 가정하고 있다. 다기간 CAPM은 Sharp-Linter CAPM의 가정(예, 자본시장의 완전성)과 미래기대수익률이 모두 알려져 있다면, 유효한 지분평가모형이다. 이러한 모형하에서, 기업지분의 미래가격에 대한 불확실성은 시간의 경과에 따른 기대미래배당지급의 변동에서 비롯된다.

Collins와 Kothari(1989)는 기대미래배당의 지급이 당기에 보고된 회계이익에 비례한다고 가정했다. 이 가정은 지분가격과 보고된 회계이익을 연결짓는다. 즉, 이들은 기업의 지분가격은 다음과 같이 표시하고 있다.

$$P_{it} = [\sum_{k=1}^{\infty} \lambda_{i,t+k} \prod_{\tau=1}^k \{1/Et(R_{i,t+\tau})\}] X_{it} \quad (1)$$

- 단, P_{it} : 기간 t 에 기업 i 의 지분의 가격,
- X_{it} : 기간 t 에 기업 i 의 회계이익,
- $\lambda_{i,t+k}$: 기간 t 의 회계이익과 기간 $t+k$ 의 기대배당을 연결하는 계수,
- $R_{i,t+\tau}$: 기간 $t+\tau$ 에 기업 i 의 지분의 수익률.

식 (1)의 주가와 회계이익간의 관계는 다음과 같이 비정상수익률과 비기대이익 간의 관계로 도출될 수 있다(Collins와 Kothari, 1989).

$$UR_{it} = [\lambda_{it} + \sum_{k=1}^{\infty} \lambda_{it+k} \prod_{\tau=1}^k \{1/Et(R_{i,t+\tau})\}] UX_{it}/P_{i,t-1} \quad (2)$$

- 단, UR_{it} : 기간 t 에 기업 i 의 비정상수익률
- UX_{it} : 기간 t 에 기업 i 의 비기대이익

식 (2)는 비기대이익을 비정상수익률과 관련시키며, 주가로 나눈 비기대이익에 대한 계수([]내의 항)는 비기대이익에 반응하는 주가반응의 크기를 나타내기 때문에 Collins와 Kothari(1989)는 이익반응계수(earnings response coefficients)라고 정의했다.

2. 가설의 설정

식 (2)는 이익반응계수가 당기이익과 당기배당과의 관계를 나타내는 λ_{it} , 당기이익과 기대미래배당과의 관계를 나타내는 λ_{it+k} , 그리고 기대수익률($Et(R_{i,t+\tau})$)에 의해 결정된다는 것을 나타내고 있다. 본 연구에서는 식 (2)를 바탕으로 하여 주식수익률과 회계이익 사이의 관계에 영향을 미치는 요인에 관한 다섯 가지 연구가설을 설정하였다.

<가설 1> 이익반응계수는 이익의 지속계수와 양의 관계를 가진다.

이익반응계수는 당기회계이익을 기대미래배당지급에 관련시킨 λ_{it+k} 계수의 양의 함수이다. 만일 이익계열이 높은 지속성을 지닌다면 낮은 지속성을 지닌 경우에 비해 당기회계이익에 대한 기대미래배당에 대한 신념이 더 많이 수정될 것이다. 즉, 지속성이 높다는 것은 특정년도의 회계이익이 후속년도에 지속적으로 영향을 줄 가능성이 크고, 회계이익으로부터 유발되는 미래배당에 대한 기대변화의 크기가 이익의 지속계수가 낮은 기업에 비하여 상대적으로 크게 된다는 의미이다. 따라서 이익반응계수와 이익의 지속계수 사이의 관계는 양일 것으로 예상할 수 있다.NK¹⁾

<가설 2> 이익반응계수는 성장과 양의 관계를 가진다.

Collins와 Kothari(1989)는 정상수익률을 초과하는 수익률을 가져오는 프로젝트에 투자로 인한 경제적 성장에 대한 기회는 단기간동안만 유지될 가능성이 크기 때문에 장기간에 걸쳐 추정된 모수의 안정성을 가정하고 있는 시계열 모형으로부터 추정된 이익의 지속계수가 당기의 성장기회를 정확하게 반영하는 데에는 한계가 있다고 보고 성장에 대한 대응변수를 이익반응계수의 추가적 결정요인으로 포함시켰다. 일반적으로 성장에 대한 기회가 존재하지 않는 경우에 비해 성장에 대한 기회가 존재할 때 미래이익 및 미래배당흐름이 더 클 것이다. 따라서 당기의 이익충격이 성장기회에 대해 정보적이라면 λ_{it+k} 계수는 성장기회에 대한 양의 함수로 기대된다.

<가설 3> 이익반응계수는 이익의 예측가능성과 양의 관계를 가진다.

이익의 예측가능성은 과거의 이익이 미래의 이익을 예측할 수 있는 능력으로 정의된다(Lipe, 1990). 이익의 예측가능성이 증가함에 따라 당기의 이익정보는 미래이익을 예측하는데 유용해지며, 따라서 λ_{it+k} 계수는 커질 것이다. 또한 이익의 예측가능성이 증가함에 따라 이익충격과 주식시장에서의 비기대이익에 대한 평가 사이의 차이가 감소되며, 따라서 이익반응계수가 낮게 평가되는 오류가 감소할 것으로 기대할 수 있다.

<가설 4> 이익반응계수는 기업의 체계적 위험과 음의 관계를 가진다.

식 (2)는 다른 조건이 일정할 때 이익반응계수가 주식의 기대수익률($E_t(R_{it+\tau})$)과 음의 관계를 가지고 있다는 것을 보여주고 있다. Sharpe-Lintner의 CAPM에 의하면 주식 i 의 기대수익률을 다음과 같이 표시한다.

$$E(R_{it}) = R_{ft} + [E(R_{mt}) - R_{ft}] \beta_{it}$$

$$\text{단, } \beta_{it} = \text{Cov}(R_{it}, R_{mt}) / \sigma^2(R_{mt})$$

1) 이익의 지속계수는 Beaver, et al. (1980)의 영구적 이익과도 관련이 있다. 이들은 회계이익 중에서 영구적 이익은 미래이익에 대한 기대를 변경시켜 주가에 영향을 미치지만, 일시적 이익은 주가에 영향을 미치지 않는다고 하였다.

여기서 한 기간만을 생각한다면, R_{ft} 와 $[E(R_{mt}) - R_{ft}]$ 는 모든 주식에 공통해서 일정하므로, 주식 i 의 기대수익률의 크기는 그 주식의 베타의 크기에 따라 결정된다고 할 수 있다. 즉, 모든 조건이 동일하다고 가정하면, 위험이 높은 기업은 기대수익률이 높아질 것이고, 그 결과로 이익반응계수는 낮아질 것이다. 반대로 위험이 낮은 기업은 상대적으로 기대수익률이 낮을 것이고, 그 결과로 이익반응계수가 커질 것이다. 따라서 기업의 체계적 위험이 시간의 경과에 따라 일정하거나 높은 양의 자기상관을 가지고 있다고 가정하면, 이익반응계수가 기업의 체계적 위험과 음의 관계를 가질 것으로 예상할 수 있다.

<가설 5> 이익반응계수는 무위험이자율과 음의 관계를 가진다.

CAPM하에서 기업의 체계적 위험과 함께 기대수익률의 또다른 결정요인은 무위험이자율이다. 무위험이자율이 기대수익률의 구성요소이므로 현재의 무위험이자율이 시간의 경과에 따라 변동한다면 기대수익률이 변동하게 되고, 이에 따라 이익반응계수의 크기가 달라질 것이다. 즉, 당기의 무위험이자율이 높아질 수록 미래기간들의 주식의 기대수익률이 높아진다. 따라서 기업의 체계적 위험과 마찬가지로 이익반응계수와 무위험이자율 사이의 관계는 음일 것으로 예상할 수 있다.

Ⅲ. 통계적 검증절차와 검증모형

1. 이익반응계수 추정치의 편의를 완화시키기 위한 절차

앞에 제시된 것처럼 이익반응계수가 이익의 지속계수, 성장, 이익의 예측가능성, 기업의 체계적 위험 그리고 무위험이자율 등에 의해 영향을 받는다는 가설을 설정했다. 이러한 이익반응계수의 결정요인들과 이익반응계수의 관계는 다음과 같은 함수형태로 표시할 수 있다.

$$\text{이익반응계수} = f(\text{이익의 지속계수}, \text{성장}, \text{이익의 예측가능성}, \text{위험}, \text{무위험이자율})$$

(+) (+) (+) (-) (-)

Collins와 Kothari(1989)는 위에 제시된 요인들 이외에 회계이익 대응변수의 측정 오차와 기업의 정보환경의 차이라는 두가지 요인이 주식수익률과 회계이익 사이의 관계에 영향을 미친다고 하였다.

(1) 회계이익 대응변수의 측정오차

주가와 회계이익의 인식시점의 차이를 적절히 반영하지 못한 회계이익의 대응변수가 가지는 측정오차는 그 대응변수를 사용하여 추정한 이익반응계수에 편의를 개입시

키며, 이에 따라 이익반응계수의 결정요인들을 파악하는 데에도 부정적인 영향을 미칠 것이다. 만일 주식시장의 이익기대에 대한 보다 가까운 회계이익 대응변수를 얻을 수 있다면, 회계이익 대응변수가 가지는 측정오차문제는 완화될 것이다(Warfield와 Wild, 1992).

외국의 경우에는 재무분석가의 이익예측을 이익에 대한 주식시장의 대응변수로 사용하는 경우가 있고, 분석가의 이익예측이 과거이익을 이용하여 추정된 특정 시계열 모형에 비해 더 우수하다는 연구결과가 있다.²⁾ 그러나 우리나라의 경우에는 여러가지 이유로 분석가의 이익예측을 시장의 이익기대에 대한 대응변수로 사용하기 어렵다고 본다. 우리나라의 경우에도 여러 투자분석기관이 당기순이익을 예측하고는 있으나 외국의 경우와는 달리 아직 분석가의 예측이 시계열 예측에 비해 우수한지에 대해 확정적인 연구결과를 얻지 못하고 있으며,³⁾ 이러한 이익예측이 비교적 짧은 역사를 가지고 있어서 본 연구에서 검토된 기간 동안의 자료를 얻을 수 없을 뿐만 아니라 규모가 크고 주식이 넓게 분산된 일부 기업들만을 대상으로 하고 있다.

본 연구에서는 수익률과 회계이익의 인식시차로 인한 측정오차문제를 완화시키기 위해 선행연구에서 주로 사용하였던 동시발생적 수익률-이익 회귀에서 탈피하여, Collins와 Kothari(1989)가 사용한 전년도의 수익률을 포함하는 다양한 수익률추정기간을 적용해 보는 방법을 사용했다.

(2) 정보환경의 차이에 따른 이익반응계수의 편의

회계이익의 대응변수가 가지는 오차 이외에 기업들이 처하고 있는 상이한 정보환경도 추정된 수익률-이익 관계에 편의를 가져올 수 있다. Freeman(1987), Collins, et al. (1987) 등은 기업의 이익반응계수가 기업의 규모에 따라 달라질 수 있다는 것을 실증분석을 통하여 확인한 바 있다. Freeman(1987)에 의하면, 대규모 기업들은 투자자들과 언론의 주요한 관심대상이 되기 때문에 그렇지 못한 소규모기업들에 비해 기업가치와 관련이 있는 사건들이 시장에 훨씬 신속하게 알려지고 이에 따라 빠르게 기대이익의 변동을 유발한다는 것이다. 따라서 일정한 수익률추정기간에 걸쳐 모든 기업에 동일한 방식으로 계산한 회계이익 측정치를 사용하여 이익반응계수를 추정할 경우, 기업규모에 따른 정보환경의 차이를 반영해 주지 못한다.

본 연구에서는 기업규모를 이익반응계수의 결정요인으로 보기보다는 가장 높은 설

2) Brown과 Rozeff(1978), Collins와 Hopwood(1980), Brown, et al. (1987a) 등은 재무분석가의 기업이익예측이 시계열모형에 의한 예측보다 우월하다는 결과를 보고 했고, Fried와 Givoly(1982), Brown, et al. (1987b) 등은 재무분석가에 의한 이익예측치가 시계열모형에 의한 예측치보다 시장기대이익을 잘 나타낸다고 보고했다.

3) 윤성준과 허성관(1991)은 우리나라 재무분석가의 업종별 당기순이익예측이 시계열분석(drift를 가진 랜덤워크와 Box-Jenkins 모형)에 의한 예측에 비해 더 정확하지 않다는 것을 밝혀냈다. 그러나 이경주와 장지인(1992)은 분석가(대우경제연구소)의 이익예측능력이 랜덤워크모형 보다 우월하며, 시장기대이익에 대한 대응치로서 적합성을 평가하는 경우에도 재무분석가의 기업이익 예측능력이 시계열모형보다 우수하다는 결과를 얻었다.

명력을 가져오는 수익률측정기간이 기업규모별로 다르도록 설정함으로써 기업규모에 따른 정보환경의 차이를 분석에 반영하는 방법을 선택했다.

2. 검증모형

(1) 수익률측정기간에 관한 검증모형

본 연구에서는 주식수익률에 반영된 기업가치와 관련이 있는 사건이 그 기간의 회계이익에 반영되지 않음으로써 나타나는 회계이익의 측정오차를 저감시키고, 기업규모에 따른 정보환경의 차이를 분석에 반영하기 위하여 수익률측정이 여러 시점에서 시작되어 여러 기간동안에까지 다양하게 확장되는 상황에서 다양한 수익률을 회계이익에 회귀시키는 다음 모형을 기업규모별로 추정하였다.

$$\text{모형 (1) ECHG 또는 ELEV} = \beta_0 + \beta_1 r_{*it} + \epsilon_{it}$$

단, ECHG : 이익변동변수($\Delta X_{it}/P_{it-1}$)

ELEV : 이익수준변수(X_{it}/P_{it-1})

X_{it} : t기에서 기업 i의 주당순이익

r_{*it} : 다양한 수익률측정기간에 걸쳐 누적한 수익률

P_{it-1} : 수익률측정기간초의 주가

ϵ_{it} : 오차항

모든 모형들에서 종속변수가 같기 때문에 수익률-이익 관계를 극대화시키는 수익률측정의 출발점 및 누적기간은 조정된 결정계수(adj. R²)를 비교함으로써 파악되었다.

(2) 이익반응계수의 결정요인에 관한 검증모형

본 연구에서는 다음과 같은 다중회귀모형을 기본모형으로 하여 이익의 지속계수, 성장, 이익의 예측가능성, 기업의 체계적 위험 그리고 무위험이자율 등과 수익률의 상호작용변수가 주식수익률과 회계이익 사이의 관계에 미치는 영향을 검증한다.⁴⁾

4) 오차분포의 정규성을 검증하기 위하여 표준화된 잔차의 평균과 표준편차, 자기상관성을 검증하기 위하여 Durbin-Waston 통계량, 오차항간의 분산의 동질성을 검증하기 위하여 산포도(Scatter Plot)를 산출한 결과에 의하면 다중회귀분석의 가정을 대부분 충족시키는 것으로 나타났다. 그러나 다중공선성(multicollinearity)의 존재가능성을 검증하기 위하여 분산 확대지수(variance inflation factor)를 산출한 결과에 의하면, R_{it} 와 $R_{it} \times RF_t$ 간에 분산 확대지수가 51이상으로 나타나 다중공선성이 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 R_{it} 와 $R_{it} \times RF_t$ 를 동시에 독립변수로 포함시키지 않았다.

$$\text{모형 (2) ECHG 또는 ELEV} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Rit} + \gamma_2 \text{Rit} \times \text{PERi} + \gamma_3 \text{Rit} \times \text{GROWit} + \gamma_4 \text{Rit} \times \text{STDjt} \\ + \gamma_5 \text{Rit} \times \text{RISKit} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{모형 (3) ECHG 또는 ELEV} = \gamma_0 + \gamma_2 \text{Rit} \times \text{PERi} + \gamma_3 \text{Rit} \times \text{GROWit} + \gamma_4 \text{Rit} \times \text{STDjt} \\ + \gamma_5 \text{Rit} \times \text{RISKit} + \gamma_6 \text{Rit} \times \text{RFt} + \varepsilon_{it}$$

단, ECHG : 이익변동변수($\Delta X_{it}/P_{it}-1$)

ELEV : 이익수준변수($X_{it}/P_{it}-1$)

X_{it} : t기에서 기업 i의 주당순이익

$P_{it}-1$: 수익률측정기간초의 주가

R_{it} : 기업규모별로 파악된 수익률측정기간에 걸쳐 누적한 수익률

PERi : 이익의 지속계수

GROWit : 성장

STDjt : j=1은 이익변동변수, j=2는 이익수준변수의 예측가능성

RISKit : 기업의 체계적 위험

RFt : 무위험이자율

ε_{it} : 오차항

본 연구에서는 회계이익 대용변수에 존재하는 측정오차문제를 완화시키고, 기업에 따라 수익률측정기간의 길이를 변화시키기 위하여 이익반응계수 대신 수익률반응계수(return response coefficients)를 추정하는 역회귀를 사용했다(Beaver, et al. 1987 ; Collins와 Kothari, 1989). 단순회귀상황에서 수익률반응계수의 역수는 이익반응계수의 상한선이다. 이러한 해석은 Beaver 등(1987)의 증거에 주로 근거하고 있다. 앞에서 이익반응계수가 다섯 가지 요인들과 관계가 있다는 가설을 설정했다. 역회귀를 사용하면 이러한 함수관계는 반전된다. 즉 이러한 요인들과 이익반응계수 사이의 관계를 수익률반응계수와와의 관계로 환산하면 수익률반응계수는 이익의 지속계수, 성장 그리고 이익의 예측가능성의 감소함수이고,⁵⁾ 기업의 체계적 위험과 무위험이자율의 증가함수가 된다. 본 연구에서는 수익률반응계수를 보수적으로 해석하여, 수익률반응계수의 결정요인들이 예측된 부호를 지니고 있는지의 여부를 판단하기 위한 유의성 검증에서만 사용한다.

3. 관련변수의 정의 및 측정

(1) 이익변동변수(ECHG)

5) 수익률반응계수와 이익의 예측가능성은 음의 관계에 있으나, 이익의 예측가능성을 이익의 표준편차로 측정하였기 때문에 수익률반응계수와 이익의 표준편차 사이의 관계는 양일 것으로 예측된다.

이익변동변수는 주당순이익변동을 무상증자등을 고려한 수익률측정기간초의 주가⁶⁾로 나누어 사용하였다. 완전희석화 주당이익(fully dilutive EPS)의 계산을 위해서는 많은 추가적 자료가 필요하기 때문에, 본 연구에서는 당기순이익을 우선주를 포함한 기말총발행주식수로 나누어서 주당순이익을 계산하였다.

(2) 이익수준변수(ELEV)

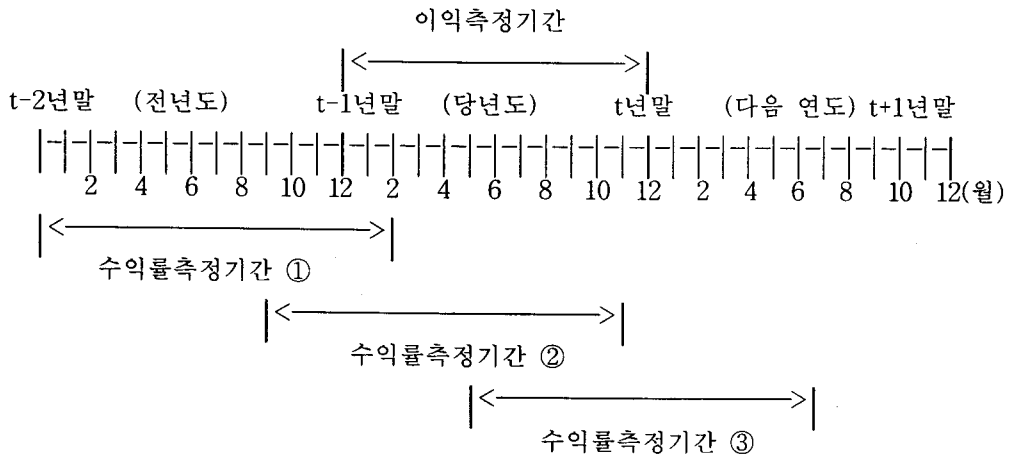
Ali와 Zarowin(1992a)은 이익변동변수가 비기대이익의 대응변수로 사용될 때 존재하는 측정오차가 이익의 일시적 성격이 강할 수록 커지기 때문에 이러한 측정오차가 수익률-이익 연구에서 낮은 설명력과 낮은 이익반응계수 추정치를 얻게되는 한 가지 이유임을 제시하였다. Ohlson(1989b)과 Easton과 Harris(1991)도 이익이 일시적 요소를 포함하고 있기 때문에 이익변동변수가 비기대이익에 대한 취약한 대응변수일 수 있다는 점을 지적했다. 따라서 본 연구에서는 Ohlson(1989b), Ali과 Zarowin(1992a), Easton과 Harris(1991) 등의 선행연구와 마찬가지로 당기의 주당순이익을 수익률측정기간초의 주가로 나눈 이익수준변수를 사용하였다.⁷⁾

(3) 주식수익률(R)

주식수익률을 계산하기 위해 Collins와 Kothari(1989)와 마찬가지로 다양한 수익률 측정기간에 걸쳐 월별주식수익률을 누적한 개별기업의 비조정수익률(raw return)을 사용하였다. 구체적으로 수익률측정의 출발점을 전년도 1월부터 당년도 6월까지에 걸쳐 다양하게 시작한 다음, 수익률누적의 기간을 12개월부터 점차적으로 18개월까지 확장하여 설정했다. 예를 들어, 수익률을 14개월에 걸쳐 누적한다면 첫번째 14개월의 수익률측정기간은 전년도 1월부터 당년도 2월까지(수익률측정기간 ①), 열번째 14개월의 수익률측정기간은 전년도 10월부터 당년도 11월까지(수익률측정기간 ②) 이고, 마지막 14개월의 수익률측정기간은 당년도 6월에 시작하여 다음 연도 7월까지(수익률측정기간 ③) 누적한 비조정수익률이다(<그림 1> 참조). 결국 본 연구에서 검토한 수익률측정기간의 수는 총 126개 이다.⁸⁾

-
- 6) Christie(1987)는 deflate된 이익변동에 대한 수익률의 회귀에서 P_{t-1} 가 적절한 deflator라고 주장하였다. 그 논거는 종속변수인 수익률이 P_{t-1} 를 deflator로 포함하고 있으며, 기초주가를 deflator로 사용함으로써 횡단면적 분석에서 상관관계를 가진 누락된 변수라는 잠재적인 문제를 피할 수 있다는 것이다.
 - 7) Kothari(1992)는 이익변동 뿐만 아니라 이익수준의 경우에도 전기이익 보다는 기초주가를 deflator로 사용함으로써 이익반응계수의 편의가 더 작고, 설명력이 더 높다는 증거를 발견하였다.
 - 8) 수익률측정의 출발점이 t-1의 1월부터 t의 6월까지로 18개이고, 수익률누적을 12개월부터 18개월까지로 삼았기 때문에 7개 이다. 따라서 수익률측정기간의 수는 $18 \times 7 = 126$ 개이다. 여기에 종속변수가 2개이고, 전체기업, 대기업, 소기업별로 회귀분석을 하였기 때문에 전체적으로 $126 \times 2 \times 2 = 504$ 번의 회귀분석을 수행하였다.

<그림 1> 수익률-이익 회귀에 있어서 이익 및 수익률측정기간



(4) 이익의 지속계수(PER)

이익의 지속계수(earnings persistence)는 현재의 이익충격(earnings innovation)이 미래에 지속되는 정도와 미래이익에 대한 기대에 영향을 미치는 정도로 정의된다(Lev, 1989). 일반적으로 이익의 지속계수는 총합자기회귀이동평균과정(ARIMA)을 추정함으로써 측정된다.⁹⁾ 본 연구에서는 이익의 지속계수를 IMA(1,1) 시계열 과정에 의해서 측정하였다.¹⁰⁾ 이익이 IMA(1,1) 과정을 따른다면, 모든 미래기간에 대한 기대이익은 $(1-\theta)UX_t$ 로 수정될 것이다.¹¹⁾ 따라서 본 연구에서는 이익의 지속계수에 대한 추정치로 $1-\theta$ 를 사용했다.¹²⁾

9) Beaver 등(1980)과 Collins와 Kothari(1989)는 ARIMA(0,1,1), Kormendi와 Lipe(1987)는 ARIMA(2,1,0), Easton과 Zmijewski(1989)는 ARIMA(1,0,0)를 사용하여 지속계수를 측정하였다.

10) Kendall과 Zarowin(1990)은 이익반응계수와 지속계수 사이의 관계가 연간이익에 대해 선택된 시계열모델들에 민감하지 않다는 증거를 발견하였다.

11) Ali와 Zarowin(1992a)은 Collins와 Kothari(1989)와 같은 선행연구들이 이익변동을 비기대이익에 대한 대응변수로 사용하고, 이익의 지속계수를 IMA(1,1) 모형에 의해 추정하였기 때문에 이익반응계수와 이익의 지속계수 사이의 양의 관계가 높게 평가되었다고 주장했다.

12) IMA(1,1) 모형을 이용한 연구들로는 Beaver, et al. (1980), Collins와 Kothari(1989), Ali와 Zarowin(1992a, 1992b) 등이 있다. 본 연구에서 IMA(1,1) 모형을 선택한 이유는 첫째, 많은 선행연구들이 연간이익을 IMA(1,1) 모형으로 표시하였다. 둘째, IMA(1,1) 모형은 0과 1 사이에서 변화하기 때문에 단일의 모수(parameter)내에서 이익의 지속계수를 간단하게 표시할 수 있다. θ 가 0이면 랜덤워크과정(random walk process)이 되고, 최선의 예측치는 가장 최근의 관찰치이다. θ 가 1이면 평균회귀과정(mean reverting process)이 되고, 최선의 예측치는 시계열과정의 평균이 된다. 셋째, 이 모형은 Ohlson(1989b)의 연구와 연결된다. Ohlson은 이익변동과 이익수준을 사용하여 이익의 영구적 성격과 일시적 성격을 반영하고 있으며, 이는 이익이 IMA(1,1) 과정을 따른다는 것을 암시하고 있다(Ali와 Zarowin 1992a).

(5) 성장(GROW)

성장에 대한 대응변수로 시장가치 대 순자산의 장부가치비율을 사용했다. 시장가치 대 장부가치비율은 미래의 수익력이나 이익실현의 확실성의 정도 그리고 경쟁력 등을 간접적으로 나타내 준다. 따라서 미래의 수익전망이 밝고 기업운영이 효율적일 수록 시장가치와 장부가치의 차이가 커져 이 비율이 높아진다.

(6) 이익의 예측가능성

이익의 예측가능성에 대한 대응변수로는 Shroff(1995)와 유사하게 이익변동변수와 이익수준변수에 대한 최근 5년간의 표준편차를 각각 사용했다.

(7) 기업의 체계적 위험(RISK)

표본기업의 위험측정치는 검증년도 전 60개월의 기업별 및 시장수익률을 이용하여 Shrap-Linter의 시장모형에 의해 추정된 기업의 체계적 위험(β_j)을 사용하였다. 기업별 월별주식수익률은 (월말종가-월초종가)/월초종가로 계산되었으며, 유무상증자, 배당, 액면분할 등에 대해 조정된 주가를 사용했다. 시장수익률의 계산도 종합주가지수를 이용하여 이와 동일한 방식으로 이루어졌다.

(8) 무위험이자율(RF)

선행연구들에서 무위험이자율의 대응변수로 사용되고 있는 것으로는 통화안정증권 수익률, 장내시장의 보증사채수익률, 정기에금이자율 등이 있다. 통화안정증권수익률은 본 연구기간을 통하여 모든 기간동안에 활용가능하지 않다. 그리고 장내시장의 보증사채수익률은 대부분의 사채가 장외시장에서 거래되기 때문에 실질을 적절히 반영하지 못하는 문제가 있다. 따라서 본 연구에서는 무위험이자율의 대응변수로 장외시장에서 거래되는 연평균 금리연동부보증사채수익률을 사용했다.

(9) 기업규모(S)

기업규모는 기업의 발행주식총수를 연초주가로 곱한 지분시장가치의 크기에 따라 구분하였다. 즉, 선정된 106개의 표본기업에 지분시장가치의 크기에 따라 순위를 매긴 다음 이 순위에 따라 각 집단에 동일한 수의 기업이 포함되도록 표본을 삼등분하여, 대기업(35개), 중기업(35개), 소기업(36개)으로 각각 분류하였다. 기업의 상대적 규모가 시간의 경과에 따라 달라질 수 있는 점을 감안하여 이러한 표본분할 절차는 연도별로 각각 실시하였다.

4. 표본의 선정과 자료의 수집

본 연구에서는 1993년 12월말 현재 한국증권거래소에 상장된 694개 기업 중 다음

의 기준을 충족시키지 못하는 588개 기업을 제외한 106개 기업을 표본기업으로 선정하였다. (1) 1978년 1월 1일 이후에 상장된 기업(388개). (2) 금융업과 보험업에 속하는 기업(42개). (3) 조사기간동안 결산일을 변경한 기업(10개). (4) 조사기간동안 합병이나 타기업의 취득이 있었던 기업(72개). (5) 조사기간동안 법정관리대상에 포함된 적이 있었던 기업(36개). (6) 필요한 자료의 수집이 불가능한 기업(1개).

선정기준 (1)은 재무제표자료가 전산화되어 있는 기간, 필요한 회계변수의 계산, 회계변수에 대한 기대모형과 베타의 추정을 위해 회계자료 및 주식수익률자료가 확보되어야 할 기간 등을 고려하여 설정하였고, 선정기준 (2)와 (3)은 표본기업의 동질성을 높이기 위한 기준이다. 선정기준 (4)와 (5)는 자료의 비교가능성을 향상시키기 위한 것이다. 합병과 취득, 법정관리대상에의 편입과 해제 등은 기업의 회계측정치 또는 주식수익률에 급격한 변화를 가져올 수 있고, 그로 인하여 추정된 모형이 왜곡될 가능성이 있기 때문에 이것을 방지하기 위해 기준 (4)와 (5)를 부과하였다.

본 연구에 사용된 재무제표자료는 한국신용평가주식회사의 온라인 정보제공시스템인 KIS-LINE과 한국상장회사협의회에서 발간한 상장회사총람으로부터 수집하였다. 본 연구에서는 1977년부터 1993년까지의 결산자료를 사용하였다. 본연구에서 사용된 1978년 1월부터 1993년 12월까지의 월별수익률자료와 장외시장에서 거래되는 3년만기 금리연동부보증사채수익률에 관한 자료는 대신증권주식회사로부터 수집했다.

IV. 실증분석의 결과

1. 변수들에 대한 기술통계

본 연구에 사용된 주요 변수들에 대한 상관계수, 평균, 표준편차, 최소값, 중앙값, 최대값 등의 기술통계는 <표 1>에 제시되어 있다. IMA(1,1)모형을 이용하여 추정한 이익의 지속계수($1-\theta$)에 대한 평균은 0.733으로 나타났다. 이는 이익이 랜덤워크과정(random walk process)을 따를 경우의 1과 평균회귀과정(mean reverting process)을 따를 경우의 0 사이에 들어 있기 때문에 이익에 일시적 요소와 영구적 요소가 모두 포함되어 있다는 것을 나타내 주고 있다. 이익에 일시적 요소가 포함되어 있다는 것은 이익변동변수보다 이익수준변수의 설명력이 높게 나타날 가능성을 암시하고 있다. 또한 이익의 지속계수에 대한 표준편차가 0.716으로 상당히 높게 나타나고 있는데, 이는 지속계수의 추정기간이 너무 짧기 때문으로 보인다. 시장모형을 이용하여 추정된 기업의 체계적 위험의 평균이 0.822로 1에 비해 낮은 것은 우리나라에서 상당기간 동안 주가의 움직임을 주도해온 금융업과 건설업이 완전히 빠져 있거나, 법정관리 등의 문제가 많아 표본에 포함된 기업의 수가 작기 때문이다. 또 주가에 큰 영향을 미치는 대규모 기업들이 합병과 취득에 가담하여 표본에서 제외된 경향도 있을 것이다. 성장의 대용변수에 대한 평균은 0.828로 검증기간 동안 기업에 대한 주식시장의 평가

치인 시장가치가 장부가치보다 낮게 평가되고 있음을 알 수 있다.

<표 1> 변수들에 대한 기술통계

		ECHG	ELEV	PER	GROW	STD1	STD2	RISK	RF
상 관 계 수	ECHG _{it}	1.000							
	ELEV _{it}	0.536**	1.000						
	PER _i	-0.058	0.001	1.000					
	GROW _{it}	-0.036	-0.318**	-0.049	1.000				
	STD1	0.514	0.033	-0.256**	-0.092*	1.000			
	STD2	0.020	0.081*	-0.106**	-0.210**	0.791**	1.000		
	RISK _{it}	-0.012	-0.048	-0.005	0.199**	-0.087*	-0.151**	1.000	
	RF _t	0.023	-0.192**	0.006	0.307**	0.003	-0.010	-0.017	1.000
	평 균	0.013	0.158	0.733	0.828	0.155	0.162	0.822	0.155
표준편차	0.198	0.216	0.716	0.587	0.102	0.081	0.401	0.017	
최 소 값	-0.922	-0.972	0.000	0.031	0.030	0.037	-1.093	0.128	
중 양 값	0.000	0.112	0.797	0.682	0.115	0.140	0.814	0.154	
최 대 값	1.157	1.126	2.000	5.941	0.490	0.399	2.624	0.188	

주 1) **는 0.1%, *는 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

2) 변수의 정의 및 측정은 3.3을 참조할 것.

본 연구에서 종속변수로 사용하고 있는 이익변동변수와 이익수준변수의 평균이 각각 0.013과 0.158로 큰 차이를 보이고 있으며,¹³⁾ 이 두 변수간의 상관관계수가 0.536으로 크게 높지 않은 것으로 나타났다. 또한 이 두 가지 변수가 독립변수들과의 상관관계에서도 서로 상이한 양상을 보이고 있다는 점을 고려할 때, 두 가지 종속변수간에 서로 다른 분석결과를 가져올 가능성이 있는 것으로 보인다. 전체적으로 독립변수간의 상관관계수는 그다지 높지 않은 것으로 나타나고 있다. 이것은 독립변수들간에 다중공선성(multicollinearity)이 존재할 가능성이 없고, 각 항목들이 별개의 내용을 반영하는 사체의 역할을 할 수 있다는 것을 시사한다.

2. 수익률측정기간에 관한 검증결과

13) 본 연구에서는 회계이익을 종속변수로 하는 모든 회귀식에 대해 극단치(outliers)를 제거한 후의 자료를 이용하여 추정하였다. 극단치가 제거되기 전의 회계이익의 평균과 표준편차를 계산한 다음, (평균 ± 3 × 표준편차)의 범위를 벗어난 회계이익을 극단치로 간주하여 제거하였다. 총 1,060개의 관찰치중 이익변동변수(ΔX_i/P_{t-1})에서 17개, 이익수준변수(X_i/P_{t-1})에서 16개의 관찰치가 각각 제외되었다. 극단치를 제거하기 전의 이익변동변수와 이익수준변수의 최소값은 각각 -2.330과 -3.048이었으며, 최대값은 각각 8.925와 7.109이었다.

기업규모별로 최선의 수익률측정기간을 파악하기 위하여 수익률측정기간을 여러시점에서 여러기간까지 다양하게 확장시킨 상황에서 이익변동변수 또는 이익수준변수를 종속변수로 하는 모형 (1)을 추정한 결과가 <표 2>에 제시되어 있다. 전체기업, 대기업, 중기업 그리고 소기업에 대하여 선행연구에서 주로 사용되었던 당년도 1월부터 12월까지의 12개월(전통적 측정기간 1; M13C12), 당년도 4월부터 다음 년도 3월까지의 12개월(전통적 측정기간 2; M16C12)의 전통적인 수익률측정기간과 가장 우수한 설명력을 보인 수익률측정기간 및 조정된 결정계수(adj R²)가 표시되어 있다.

<표 2> 가장 우수한 설명력을 나타낸 수익률측정기간

$$\text{모형 (1) ECHG 또는 ELEV} = \beta_0 + \beta_1 r_{it} + \varepsilon_{it}$$

	이익변동변수(ECHG)		이익수준변수(ELEV)	
	수익률측정기간	adj R ²	수익률측정기간	adj R ²
전 체 기 업				
최선의 측정기간	M14C15	0.06711	M11C18	0.14768
전통적 측정기간 1	M13C12	0.02035	M13C12	0.08810
전통적 측정기간 2	M16C12	0.05465	M16C12	0.10903
대 기 업				
최선의 측정기간	M12C15	0.06913	M10C17	0.13787
전통적 측정기간 1	M13C12	0.02949	M13C12	0.07903
전통적 측정기간 2	M16C12	0.03929	M16C12	0.09411
중 기 업				
최선의 측정기간	M14C15	0.09704	M14C17	0.19291
전통적 측정기간 1	M13C12	0.00213	M13C12	0.10629
전통적 측정기간 2	M16C12	0.04082	M16C12	0.10845
소 기 업				
최선의 측정기간	M15C13	0.10387	M14C14	0.16849
전통적 측정기간 1	M13C12	0.04208	M13C12	0.12207
전통적 측정기간 2	M16C12	0.09598	M16C12	0.15448

주 1) M 다음의 두자리 숫자는 수익률측정의 출발점을 나타내고, C 다음의 두자리 숫자는 수익률누적의 기간을 의미한다. 즉, 수익률측정기간 M14C15는 당년도 2월부터 다음 연도 4월까지 15개월동안에 걸쳐 누적한 수익률을 의미한다.

2) 전통적 측정기간 1은 1월부터 12월까지 누적된 수익률을, 전통적 측정기간 2는 4월부터 3월까지 누적시킨 수익률을 나타낸다.

본 연구에서 설정한 126개의 수익률측정기간 중에서 가장 우수한 수익률측정기간은 이익변동변수를 종속변수로 이용한 경우에 대기업은 전년도 12월에 시작하여 15개월, 중기업은 당년도 2월에 시작하여 15개월, 소기업은 당년도 3월에 시작하여 13개월이다. 또한 이익수준변수를 종속변수로 이용한 경우에는 대기업은 전년도 10월에 시

작하여 17개월, 중기업은 당년도 2월에 시작하여 17개월, 소기업은 당년도 2월에 시작하여 14개월에 걸쳐 수익률을 누적할 때 수익률-이익 관계를 가장 잘 설명하는 것으로 나타났다.¹⁴⁾

또한 <표 2>를 보면, 전통적인 12개월의 수익률측정기간은 수익률-이익 관계를 잘 설명하지 못하고 있으며, 특히 1월부터 12월까지의 수익률측정기간을 사용하는 경우에 이러한 현상이 심각한 것으로 나타났다. 기업규모별로는 대기업과 중기업에서 전통적인 12개월의 수익률측정기간이 수익률-이익 관계를 설명하지 못하는 현상이 두드러지게 나타났으며, 대기업은 중기업이나 소기업에 비하여 보다 이른 시점에서 시작되어 보다 긴 수익률측정기간을 사용함으로써 수익률-이익 관계의 설명력이 높아지는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 Collins와 Kothari(1989)가 파악한 기업규모별 수익률측정기간의 출발점과는 차이가 있으나,¹⁵⁾ 기업규모에 따라 정보환경이 상이하다는 Freeman(1987), Collins, et al. (1987), Collins와 Kothari(1989) 등의 주장이 우리나라의 자본시장에도 적용되고 있음을 뒷받침한다.

이후의 모든 분석은 기업규모별로 파악된 최선의 수익률측정기간 동안 누적한 수익률을 사용하여 수행되었다. 기업규모별로 파악된 최선의 수익률측정기간을 이용하여 모형 (1)을 다시 추정한 결과는 <표 3>에 제시되어 있다. 전반적으로 기업규모별로 파악된 최선의 수익률측정기간을 이용함으로써 전통적인 12개월의 수익률측정기간을 이용한 수익률-이익 관계의 검증보다 설명력이 크게 향상되었다.

<표 3> 기업규모별로 파악된 수익률측정기간을 이용하였을 경우의 설명력
모형 (1)' $ECHG$ 또는 $ELEV = \gamma_0 + \gamma_1 R_{it} + \epsilon_{it}$.

	종속변수(ECHG)	종속변수(ELEV)
절편	-0.0336 (-4.865)***	0.0902 (11.624)***
R_{it}	0.1289 (10.289)***	0.1842 (14.604)***
adj R^2	0.0922	0.1695
F값	105.864***	213.288***

주 1) R : 수익률, 이익변동변수가 종속변수인 경우에 대기업은 전년도 12월부터 15개월, 중기업은 당년도 2월부터 15개월, 소기업은 당년도 3월부터 13개월 동안 누적한

14) 106개의 전체표본기업을 대상으로 본 연구에서 설정한 126개의 수익률측정기간에 대하여 식 (1)을 추정한 결과, 이익변동변수를 사용한 회귀들의 조정된 결정계수의 평균은 0.029 이고 중앙값은 0.019 이었으며, 이익수준변수에 대한 것은 각각 0.106과 0.116 이었다. 이러한 결과는 수익률-이익 관계의 설명력에 있어서 이익변동변수보다 이익수준변수가 우월하다는 Easton과 Harris(1991), Ohlson과 Shroff(1992) 등의 선행연구결과와 유사한 것이다.

15) Collins와 Kothari(1989)의 연구결과에 의하면, 대기업과 중기업은 전년도 8월에 시작하여 15개월, 소기업은 전년도 11월에 시작하여 15개월에 걸쳐 수익률을 측정할 때 수익률-이익 관계를 가장 잘 설명하는 것으로 나타났다.

수익률을, 이익수준변수가 종속변수인 경우에 대기업은 전년도 10월부터 17개월, 중기업은 당년도 2월부터 17개월, 소기업은 당년도 2월부터 14개월 동안 누적한 수익률을 나타냄. 다른 변수의 정의 및 측정은 3.3을 참조할 것.

2) 괄호안은 t 통계량을, ***는 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

이익변동변수를 종속변수로 하고 가장 우수한 수익률측정기간을 사용함으로써 조정된 결정계수가 9.22%로 향상되었다. 이것은 전체기업을 통합하여 사용하고, 전통적인 1월부터 12월의 수익률측정기간을 사용한 경우의 2.04%와 4월부터 3월까지의 수익률측정기간을 사용한 경우의 5.47%에 비하여 각각 4.5배와 1.7배 정도가 향상된 것이다. 이익수준변수를 종속변수로 하고 가장 우수한 측정기간을 사용함으로써 조정된 결정계수가 16.95%로 나타나, 전통적인 1월부터 12월 또는 4월부터 3월까지의 수익률측정기간을 사용하여 얻은 8.81%와 10.90%보다 1.9배와 1.6배 정도가 향상되었다.(<표 2> 참조)

3. 이익반응계수의 결정요인에 관한 검증결과

(1) 통합자료를 이용한 검증결과

이익변동변수 또는 이익수준변수를 이용하여 이익의 지속계수, 성장, 이익의 예측가능성, 기업의 체계적 위험 그리고 무위험이자율 등이 수익률반응계수에 미치는 영향을 검증하기 위하여 통합자료(pooled data)를 이용한 역회귀모형 (2)와 (3)을 추정한 결과인 변수의 회귀계수 및 t 통계량, 회귀모형의 조정된 결정계수(adj R²), F값 등이 <표 4>에 제시되어 있다.

분석결과에서 장기간의 시계열로부터 추정된 이익의 지속계수는 시간의 경과에 따라 변화하는 성장에 대한 기회를 가중평균한 값을 나타낸다. 모형 (2)와 (3)에는 이익의 지속계수와 성장에 대한 대응변수가 회귀식내에 함께 포함되었기 때문에 각각에 대한 계수추정치는 수익률반응계수에 대한 각 변수의 증분효과를 나타낸다. 또한 역회귀모형을 사용하여 가설을 검증하였기 때문에 가설에서 설정한 부호는 반전(reverse)된다.

<표 4>에서 이익변동변수를 종속변수로 이용한 경우에 수익률에 대한 계수추정치는 사용된 모형에 관계없이 양이며, 1% 이내의 유의성을 가지고 있다. 이는 회계이익과 주식수익률 사이에 밀접한 관련이 있음을 시사하고 있다.

이익의 지속계수에 대한 계수추정치는 <가설 1>에서 예상한 음의 부호를 가지고, 10% 이내에서 유의적이었다. 이러한 결과는 이익변동변수를 이용하여 이익반응계수와 이익의 지속계수 사이의 관계를 검증한 Kormendi와 Lipe(1987), Easton과 Zmijewski(1989), Collins와 Kothari(1989), Lipe(1990) 등의 연구결과와 일치하는 것이지만, IMA(1,1) 모형을 이용하여 지속계수를 추정하고, 이익변동변수를 사용하였기 때문에 수익률반응계수와 이익의 지속계수 사이의 관계가 높게 평가되었을 가능성을 배제할 수 없다.

<표 4> 통합자료를 이용한 기본모형의 검증결과

	예상 부호	종속변수(ECHG)		종속변수(ELEV)	
		모형 (2)	모형 (3)	모형 (2)	모형 (3)
절편		-0.0330 (-4.982)***	-0.0307 (-4.751)***	0.0890 (11.830)***	0.0922 (12.471)***
R _{it}	+	0.1224 (3.017)***	—	0.1633 (4.127)***	—
R _{it} *PER _i	-	-0.0348 (-2.102)**	-0.0309 (-1.899)*	0.0172 (1.228)	0.0185 (1.308)
R _{it} *GROW _{it}	-	-0.0639 (-2.438)***	-0.0621 (-2.356)**	-0.1301 (-5.476)***	-0.1197 (-5.005)***
R _{it} *STD _{it}	+	0.4923 (3.862)***	0.5264 (4.213)***	0.6685 (5.338)***	0.7791 (6.420)***
R _{it} *RISK _{it}	+	-0.0121 (-0.370)	0.0002 (0.001)	-0.0308 (-1.402)	-0.0176 (-0.847)
R _{it} *RF _t	+	—	0.6319 (2.733)***	—	0.7947 (3.470)***
adj R ²		0.0966	0.0951	0.2144	0.2126
F		21.946***	21.586***	57.278***	56.628***

주 1) 괄호안은 t 통계량을, ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

2) 변수의 정의 및 측정은 3.3을 참조할 것.

성장에 대한 계수추정치는 사용된 모형에 관계없이 <가설 2>에서 예상한 음의 부호를 가지고, 5% 이내의 통계적 유의성을 발견할 수 있었다. 이러한 결과는 장기간의 시계열로부터 추정되는 이익의 지속계수가 당기의 성장기회를 정확하게 반영하는 데는 한계가 있기 때문에 성장을 수익률반응계수의 추가적인 결정요인으로 포함시켜 분석한 Collins와 Kothari(1989)의 연구결과와 유사한 것이다.

이익의 예측가능성에 대한 대용변수로 이용한 회계이익의 표준편차에 대한 계수추정치는 <가설 3>에서 예상한 양의 부호를 가지고, 1% 이내의 수준에서 높은 통계적 유의성을 가지고 있었다. 이는 이익반응계수의 기업간 차이가 이익의 예측가능성과 양의 관계를 가지고 있다는 <가설 3>을 뒷받침하는 결과이며, Lipe(1990)와 Imhoff와 Lobo(1992)의 연구결과와 유사한 것이다.

기업의 체계적 위험에 대한 계수추정치는 모형 (2)에서는 <가설 4>에서 예상한 것과 반대되는 음의 부호를 가지고 있었고, 모형 (3)에서는 예상한 양의 부호를 가지고 있었으나, 두 가지 모형 모두에서 본 연구에서 설정한 유의수준인 10% 이내에서 통계적 유의성을 발견할 수 없었다. 이러한 결과는 수익률반응계수와 기업의 체계적 위험 사이에 유의적인 관계가 있다고 보고한 Collins와 Kothari (1989), Lipe(1990) 등의 결과와 차이가 있는 것이며, Easton과 Zmijewski(1989)의 결과와 유사한 것이다. 즉, 우리나라에서는 기업의 체계적 위험이 수익률반응계수에 큰 영향을 미치지 않는다는 것을 시사한다.¹⁶⁾

무위험이자율에 대한 계수추정치는 <가설 5>에서 예상한 양의 부호를 가지고, 1% 이내의 높은 통계적 유의성을 나타내고 있다. 이는 Collins와 Kothari(1989)와 권우태(1993)의 연구결과와 일치하는 것이다. 이러한 결과는 수익률반응계수가 무위험이자율의 함수로써 기간의 경과에 따라 변동하기 때문에 시계열 통합회귀분석을 수행할 경우에 무위험이자율을 포함시켜야 한다는 것을 시사하고 있다.

이익변동변수를 이용하여 모형 (2)와 (3)을 추정한 경우의 조정된 결정계수가 각각 9.66%와 9.51%로 나타나고 있다. 이는 수익률만을 독립변수로 포함시킨 경우의 조정된 결정계수인 9.22% 보다 약간 향상된 것이다(<표 3> 참조).

<표 4>에서 이익수준변수를 종속변수로 이용한 경우에도 성장, 이익의 예측가능성, 그리고 무위험이자율에 대한 계수추정치의 부호와 유의성은 이익변동변수를 종속변수로 이용한 경우의 결과와 거의 같다. 그러나 이익수준변수를 이용한 경우에 이익의 지속계수에 대한 계수추정치의 부호와 통계적 유의성이 이익변동변수를 이용한 경우와는 차이가 있다. 즉, 이익변동변수를 이용한 경우에는 이익의 지속계수에 대한 계수추정치가 <가설 1>의 예상대로 음의 부호를 가지고 10% 이내에서 유의적이었으나, 이익수준변수를 이용한 경우에는 <가설 1>과 상반되는 양의 부호를 가지고 있으며, 본 연구에서 설정한 유의수준인 10% 이내에서 유의성을 발견할 수 없었다.

(2) 기업규모별 차이에 대한 검증결과

통합자료를 이용한 검증에서 기업규모별로 수익률측정기간을 다르게 해서 규모효과를 통제하려고 시도했지만, 규모효과의 통제가 완전하지 않을 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 통합자료를 이용한 지금까지의 검증결과에 대하여 기업규모효과가 통제되었는지를 검증하기 위하여, 모형 (2)와 (3)에 연초 지분시장가치의 크기에 따라 대, 중, 소기업으로 분류한 다음 기업규모를 가변수(dummy variable)로 포함한 다음의 모형 (2-S)와 (3-S)를 추정하였다.¹⁷⁾

16) 이러한 결과는 베타추정치의 오류 때문일 수도 있다.

17) 가변수의 설정에서 조정된 결정계수가 가장 큰 기업규모를 기준으로 하였다. 즉, 이익변동변수가 종속변수인 경우에는 소기업, 이익수준변수인 경우는 중기업을 기준으로 하였다 (<표 2> 참조).

$$\text{모형 (2-S) ECHG 또는 ELEV} = \gamma_0 + \gamma_1 R_{it} + \gamma_2 R_{it} \times \text{PER}_i + \gamma_3 R_{it} \times \text{GROW}_{it} \\ + \gamma_4 R_{it} \times \text{STD}_{ji} + \gamma_5 R_{it} \times \text{RISK}_{it} + \sum_{k=1}^2 d_k S_k \varepsilon_{it},$$

$$\text{모형 (3-S) ECHG 또는 ELEV} = \gamma_0 + \gamma_2 R_{it} \times \text{PER}_i + \gamma_3 R_{it} \times \text{GROW}_{it} + \gamma_4 R_{it} \times \text{STD}_{ji} \\ + \gamma_5 R_{it} \times \text{RISK}_{it} + \gamma_6 R_{it} \times \text{RF}_t + \sum_{k=1}^2 d_k S_k \varepsilon_{it},$$

단, 기업 i가 규모 k에 속하면 $S_k=1$, 그렇지 않으면 $S_k=0$.

<표 5> 기업규모별 차이에 대한 검증결과

	종속변수(ECHG)		종속변수(ELEV)	
	모형 (2-S)	모형 (3-S)	모형 (2-S)	모형 (3-S)
절편	-0.0407 (-3.979)***	-0.0387 (-3.812)***	0.1028 (8.890)***	0.1067 (9.352)***
R _{it}	0.1201 (2.959)***	—	0.1560 (3.915)***	—
R _{it} *PER _i	-0.0369 (-2.217)**	-0.0331 (-2.022)**	0.0153 (1.086)	0.0163 (1.149)
R _{it} *GROW _{it}	-0.0625 (-2.376)**	-0.0607 (-2.297)**	-0.1252 (-5.202)***	-0.1149 (-4.742)***
R _{it} *STD _{ji}	0.4913 (3.820)***	0.5250 (4.165)***	0.6871 (5.412)***	0.7956 (6.480)***
R _{it} *RISK _{it}	-0.0101 (-0.310)	0.0017 (0.054)	-0.0284 (-1.288)	-0.0158 (-0.759)
R _{it} *RF _t	—	0.6205 (2.681)***	—	0.7551 (3.280)***
D ₁	0.0054 (0.410)	0.0057 (0.434)	-0.0185 (-1.270)	-0.0196 (-1.340)
D ₂	0.0188 (1.420)	0.0191 (1.445)	—	—
D ₃	—	—	-0.0218 (-1.469)	-0.0234 (-1.577)
adj R ²	0.0967	0.0953	0.2148	0.2133
F	15.986***	15.738***	41.299***	40.899***
R ² cha	0.0020	0.0020	0.0019	0.0022
F cha	1.076	1.107	1.274	1.452

주 1) 괄호안은 t 통계량을, ***는 1%, **는 5%, *는 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

- 2) R2 cha와 F cha는 가변수를 포함함으로써 증가된 결정계수(조정 전)와 F값을 나타냄.
- 3) D1, D2, D3는 각각 대, 중, 소규모 기업에 대한 가변수이며, 이익변동변수가 종속변수인 경우에는 소기업, 이익수준변수가 종속변수인 경우에는 중기업을 기준으로 하였음. 다른 변수의 정의 및 측정은 3.3을 참조할 것.

규모를 가변수로 포함한 기본모형의 추정결과는 <표 5>에 제시되어 있다. 규모를 가변수로 포함시킨 경우에도 모형 (2)와 (3)을 추정하였을 때의 계수추정치들의 부호와 통계적 유의성에 있어서 변화가 거의 없고, 가변수에 대한 계수추정치의 유의성을 발견할 수 없었다. 또한 기업규모에 대한 가변수가 추가되기 전과 후의 회귀식에 대한 R2의 변동(R2 cha)이 종속변수에 관계없이 매우 작았다. 가변수가 추가되기 전과 후의 회귀식에 대한 F값의 변동(F cha)은 사용한 종속변수와 추정식에 관계없이 통계적 유의성이 없다.

이러한 결과들은 수익률측정기간에 의하여 기업규모를 통제하면, 이익의 지속계수, 성장, 이익의 예측가능성, 기업의 체계적 위험 그리고 무위험이자율 등이 기업규모별로 거의 차이가 없다는 것을 나타낸다. 이러한 결과는 Freeman(1987), Collins, et al. (1987) 등의 선행연구에서 이익반응계수의 결정요인의 하나로 지적되었던 기업규모에 따른 정보환경의 차이가 기업규모별로 상이한 수익률측정기간을 사용함으로써 통제되었으며, 기업규모별로 가장 우수한 수익률측정기간을 파악하여 실증분석에 사용하는 경우에 이익반응계수의 결정요인으로 설정된 이익의 지속계수, 성장, 이익의 예측가능성, 기업의 체계적 위험 그리고 무위험이자율 등이 이익반응계수에 영향을 미치는 정도가 기업규모에 의해 큰 영향을 받지 않는다는 점을 시사하고 있다.

(3) 회귀계수들의 표본분포를 이용한 연도별 검증결과

통합자료를 이용한 회귀분석은 최소자승법에 의한 표준오차(standard error)가 자료를 상호간의 상관관계를 무시하고 있기 때문에 추정된 회귀계수들에 대한 유의수준을 높게 표시할 가능성이 있다(Bernard, 1987). 따라서 본 연구에서는 모형 (2)와 (3)을 연도별로 추정하였다. 연도별 회귀분석의 결과는 횡단면 회귀로부터 추정된 각 회귀계수들의 표본분포(sampling distribution)의 표준오차로부터 통계적 추론을 실시하였다.

이익변동변수 또는 이익수준변수를 이용하여 모형 (2)와 (3)에 대한 연도별 회귀분석으로부터 얻어진 각 계수추정치의 표본평균과 계수추정치의 표본분포의 표준오차로부터 계산된 t 통계량이 <표 6>에 제시되어 있다.¹⁸⁾

전반적으로 연도별 추정결과는 성장을 제외하고는 통합회귀분석의 결과와 유사하며, 추정식에 관계없이 일관성 있는 결과가 얻어졌다. 이익의 지속계수와 성장에 대한

18) $t_j = b_j / S_{b_j}$

단, t_j : 회귀계수 j의 t 통계량

b_j : 회귀계수 j의 평균

S_{b_j} : 회귀계수 j의 평균의 표준오차

계수추정치 부호는 두 종속변수 모두에서 <가설 1>과 <가설 2>에서 예상한 음의 부호를 가지고 있었으나, 계수추정치의 통계적 유의성은 종속변수에 따라 서로 다른 결과를 보였다. 이익의 지속계수는 이익변동변수가 종속변수인 경우에만 <가설 1>에서 예상한 바와 같이 음이며, 최소한 10% 이내에서 유의적이다. 성장은 이익수준변수가 종속변수인 경우에만 <가설 2>에서 예상한 것처럼 음의 부호를 가지고 5% 이내에서 통계적 유의성을 발견할 수 있었다. 이익의 예측가능성에 대한 대응변수로 이용한 이익의 표준편차에 대한 계수추정치는 종속변수와 추정식에 관계없이 <가설 3>에서 예상한 것처럼 양이며, 5% 이내에서 유의적이다. 기업의 체계적 위험에 대한 계수추정치는 이익변동변수가 종속변수인 경우에는 <가설 4>에서 예상한 양의 부호를, 이익수준변수가 종속변수인 경우에는 <가설 4>와 상반되는 음의 부호를 가지고 있었으나, 유의성을 발견할 수 없었다. 무위험이자율에 대한 계수추정치는 종속변수와 추정식에 관계없이 <가설 5>에서 예상한 것처럼 양이며, 최소한 10% 이내에서 유의성을 발견할 수 있었다.

<표 6> 회귀계수들의 표본분포를 이용한 연도별 검증결과

	예상 부호	종속변수(ECHG)		종속변수(ELEV)	
		모형 (2)	모형 (3)	모형 (2)	모형 (3)
절편		-0.057 (-3.80)***	-0.057 (-3.80)***	0.088 (5.50)***	0.086 (5.37)***
R_{it}	+	0.088 (1.67)*	—	0.176 (2.29)**	—
$R_{it} * PER_{it}$	-	-0.031 (-1.47)*	-0.031 (-1.47)*	-0.008 (-0.38)	-0.007 (-0.34)
$R_{it} * GROW_{it}$	-	-0.014 (-1.01)	-0.014 (-1.01)	-0.116 (-2.76)**	-0.111 (-2.58)**
$R_{it} * STD_{jt}$	+	0.492 (2.04)**	0.492 (2.04)**	0.607 (2.46)**	0.611 (2.47)**
$R_{it} * RISK_{it}$	+	0.059 (1.36)	0.059 (1.36)	-0.040 (-0.74)	-0.041 (-0.76)
$R_{it} * RF_t$	+	—	0.597 (1.76)*	—	1.129 (2.32)**

주 1) 연도별 통합회귀로부터 얻어진 각 계수추정치의 평균임.

2) 괄호안은 t 통계량을, ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

3) 변수의 정의 및 측정은 3.3을 참조할 것.

V. 요약과 결론

투자자들은 미래의 불확실한 효익에 대한 청구권인 주식의 가치를 평가하는 데에 여러가지 정보를 활용한다. 회계정보도 그 중 하나로 볼 수 있다. 주시가격과 회계이익 사이의 상관관계는 지금까지의 재무회계연구에서 중심적인 주제이다. 최근에는 주식수익률-회계이익 관계에 관한 선행연구들의 낮은 설명력을 향상시키기 위한 여러가지 시도가 활발하게 이루어지고 있다. 이러한 연구경향중 대표적인 것으로는 회계이익의 주식수익률에 영향을 미치는 여러가지 기업특성요인을 파악하는 것과 선행연구에서 사용하였던 수익률측정기간 및 회계이익변수들을 다르게 정의하는 것이다. 본 연구에서는 이러한 최근의 세 가지 주요한 연구경향을 통합하고자 하였다.

구체적으로 본 연구에서는 기업규모별로 수익률측정기간을 다양하게 확장시킨 상황에서 이익의 지속계수, 성장, 이익의 예측가능성, 기업의 체계적 위험 그리고 무위험이자율 등이 수익률과 회계이익 사이의 관계에 영향을 미치는 지를 파악해 보는 것을 목적으로 하였으며, 기존의 연구에서 주로 사용되었던 회계이익변수인 이익변동변수와 최근에 등장하기 시작한 이익수준변수를 종속변수로 채택하여 대비시켜 보았다.

실증분석에서 얻어진 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 전통적인 12개월의 수익률측정기간은 수익률과 이익 사이의 관계를 잘 설명하지 못하며, 특히 대기업과 중소기업에서 이러한 현상이 두드러지게 나타났다. 본 연구에서 설정한 126개의 수익률측정기간 중 가장 우수한 수익률측정기간은 이익변동변수를 이용한 경우에 대기업은 전년도 12월부터 15개월, 중소기업은 당년도 2월부터 15개월, 소기업은 당년도 3월부터 13개월이었고, 이익수준변수를 종속변수로 이용한 경우에는 대기업은 전년도 10월부터 17개월, 중소기업은 당년도 2월부터 17개월, 소기업은 당년도 2월부터 14개월이었다.

둘째, 이익반응계수는 이익의 지속계수, 성장, 이익의 예측가능성 그리고 무위험이자율 등에 의하여 영향을 받는다. 이익의 지속계수와 성장에 대한 계수추정치 부호와 통계적 유의성은 이용된 종속변수에 따라 다른 결과를 보였다. 이익의 지속계수는 이익변동변수를 종속변수로 이용한 경우에는 통합회귀분석 및 연도별 회귀분석 모두에서 예상된 부호를 가지고 유의적이었으나, 이익수준변수를 이용한 경우에는 유의적인 결과를 얻지 못했다. 성장은 통합회귀분석에서는 종속변수에 관계없이 유의적이었으나, 연도별회귀분석에서는 이익수준변수를 이용한 경우에만 유의적인 결과를 얻을 수 있었다. 이익의 예측가능성과 무위험이자율은 두 가지의 종속변수 모두에서 예상된 부호를 가지고 유의적이었다. 기업의 체계적 위험은 두 가지 종속변수 모두에서 유의성을 확인할 수 없었다. 본 연구에서는 수익률측정기간에 의하여 기업규모를 통제하였기 때문에, 이익의 지속계수, 성장, 이익의 예측가능성, 기업의 체계적 위험 그리고 무위험이자율 등이 이익반응계수에 영향을 미치는 정도가 기업규모에 의해 영향을 받지 않았다.

이상의 연구결과는 연구설계에 내포된 다음과 같은 여러가지 한계점을 감안하여

해석되어야 할 것이다. 첫째, 본 연구는 사건기간을 길게 설정하는 연관성연구(association study)로써, 이러한 연구들이 가지는 누락된 변수(omitted variables)의 문제가 개입되어 있을 수 있다. 즉, 종속변수를 설명하는 요인으로 다섯 가지 독립변수를 설정했으나 종속변수에 영향을 미치지만 설명변수에는 포함되지 않은 다른 요인들이 존재할 가능성을 배제할 수 없다. 둘째, 본 연구는 상장기업 중 일부만을 연구대상으로 포함하고 있기 때문에 연구결과의 외적 타당성(external validity)이 제한될 수 있다. 셋째, 여러가지 측정오차가 완전히 제거된 것으로 보기 어렵다. 본 연구에서는 이익반응계수의 추정과정에서 발생하는 측정오차를 완화시키기 위한 몇 가지 절차를 사용하였으나 이러한 절차가 완전한 것으로는 생각하지 않는다.

수익률-이익 연관성연구에서 앞으로도 지속적으로 해결방향을 추구해야 할 부분은 측정오차의 문제라고 생각한다. 본 연구에서 시도되었던 방법을 비롯하여 선행연구에서 측정오차를 완화시키기 위한 몇 가지의 시도가 있었으나, 지금까지의 연구결과로는 미흡하며 앞으로도 이 문제에 대해서는 지속적인 노력이 있어야 할 것이다.

참 고 문 헌

<국내문헌>

- 권우태, 회계이익과 주가 사이의 관계에 영향을 미치는 요인에 관한 실증적 연구 - 이익반응계수를 중심으로 -, 성균관대학교 석사학위논문, 1993.
- 박기정, “수익률/이익 연구에서의 지분평가모형과 이익반응계수의 결정요인에 관한 연구,” 산업경영 제13집, 경남대학교 부설 산업경영연구소, 1990, pp.381-402.
- 임창우, “회계이익의 지속계수와 이익공시의 정보효과에 관한 실증적 연구,” 회계학연구, 제11호, 1990.12, pp.151-171.
- 윤성준, 허성관, “시계열분석과 재무분석가에 의한 업종별 당기순이익 예측의 비교,” 회계학연구, 제13호, 1991년 12월, pp.49-60.
- 이경주, 장지인, “재무분석가의 기업회계이익 예측능력,” 회계학연구, 제14호, 1992년 7월, pp.193-216.

<외국문헌>

- Ali, A. and P. Zarowin, “Permanent versus Transitory Components of Earnings and Estimation Error in Earnings Response Coefficients,” *Journal of Accounting and Economics* 15 (1992a), pp.249-264.
- , “The Role of Earnings Levels in Annual Earnings>Returns Studies,” *Journal of Accounting Research* Vol.30 (Autumn 1992b), pp.286-296.
- Anthony, J. H. and K. Ramesh, “Association between Accounting Performance Measures and Stock Prices: A Test of the Life Cycle Hypothesis,” *Journal of Accounting and Economics* 15 (1992), pp.203-227.
- Ball, R. and P. Brown, “An Empirical Evaluation of Accounting Numbers,” *Journal of Accounting Research* 6 (Autumn 1968), pp.159-178.
- Beaver, W. H., R. A. Lambert, and D. Morse, “The Information Content of Security Prices,” *Journal of Accounting and Economics* 2 (1980), pp.3-28.
- , and S. G. Ryan, “The Information Content of Security Prices, A Second Look,” *Journal of Accounting and Economics* 9 (1987), pp.139-157.
- Bernard, V. L., “Cross-Sectional Dependence and Problem in Inference in Market-Based Accounting Research,” *Journal of Accounting Research* Vol. 25 (1987), pp.1-48.
- , and T. L. Stober, “The Nature and Amount of Information in Cash Flows and Accruals,” *The Accounting Review* (October 1989),

- pp.624-652.
- Brown, L. D. and M. Rozeff, "The Superiority of Analyst Forecasts as Measures of Expectations : Evidence from Earnings," *Journal of Finance* (1978), pp.1-16.
- , R. Hagerman, P. A. Griffin, and M. E. Zmijewski, "Security Analyst Superiority Relative to Univariate Time-Series Models in Forecasting Quarterly Earnings," *Journal of Accounting and Economics* Vol.9 (April 1987a), pp.61-87.
- , "An Evaluation of Alternative Proxies for the Markets Assessment of Unexpected Earnings," *Journal of Accounting and Economics* 9 (1987b), pp.159-193.
- Cho, J. Y. and K. Jung, "Earnings Response Coefficients: A Synthesis of Theory and Empirical Evidence," *Journal of Accounting Literature* Vol.10 (1991), pp.85-116.
- Christie, A. A., "On Cross-Sectional Analysis in Accounting Research," *Journal of Accounting and Economics* 9 (1987), pp.231-258.
- Collins, D. W. and S. P. Kothari, "An Analysis of Intertemporal and Cross-sectional Determinants of Earnings Response Coefficients," *Journal of Accounting and Economics* 11 (1989), pp.143-181.
- and W. Hopwood, "Multivariate Analysis of Annual Earnings Forecasts Generated from Quarterly Forecasts of Financial Analysts and Univariate Time-Series Models," *Journal of Accounting Research* Vol.18 (Autumn 1980), pp.390-406.
- , S. P. Kothari, and J. D. Rayburn, "Firm Size and the Information Content of Prices with Respect to Earnings," *Journal of Accounting and Economics* 9 (1987), pp.111-138.
- Dhaliwal, D. S., and S. S. Raynolds, "The Effect of The Default Risk of Debt on the Earnings Response Coefficient," *The Accounting Review* 69 (1994), pp.412-419.
- Easton, P. D., and M. E. Zmijewski, "Cross-sectional Variation in the Stock Market Response to Accounting Earnings Announcements," *Journal of Accounting and Economics* 11 (1989), pp.117-141.
- and T. S. Harris, "Earnings as an Explanatory Variable for Return," *Journal of Accounting Research* Vol.29 (Spring 1991), pp.19-36.
- , T. S. Harris, and J. A. Ohlson, "Aggregate Accounting Earnings can Explain most of Security Returns : The Case of Long Return Intervals," *Journal of Accounting and Economics* 15 (1992),

pp.119-142.

- Freeman, R. N., "The Association between Accounting Earnings and Security Return for Large and Small Firms," *Journal of Accounting and Economics* 9 (1987), pp.195-228.
- Fried, D. and D. Givoly, "Finalcial Analysts' Forecasts of Earnings : A Better Surrogate for Market Expectations," *Journal of Accounting and Economics* 4 (October 1982), pp.85-107.
- Grant, E. B., "Market Implications of Differential Amounts of Interim Information," *Journal of Accounting Research* Vol.18 (Spring 1980), pp.255-269.
- Hopewood, W. S., and J. S. McKewon, "The Incremental Information Content of Interim Expenses over Interim Sales," *Journal of Accounting Research* (Spring 1985), pp.161-174.
- Imhoff, E. A., and G. J. Lobo, "The Effect of Ex Ante Earnings Uncertainty on Earnings Response Coefficients," *The Accounting Review*, Vol.67 (April 1992), pp.427-439.
- Jennings, R., "A Note on Interpreting Incremental Information Content," *The Accounting Review* (January 1989), pp.925-932.
- Kendall, C. S., and P. Zarowin, "Time Series Properties of Earnings, Earnings Persistence and Earnings Response Coefficients," Working Paper, New York University (1990).
- Kormendi, R. and R. Lipe, "Earnings Innovations, Earning Persistence, and Stock Returns," *Journal of Business* Vol.60 (1987), pp.323-345.
- Kothari, S. P., "Price-Earnings Regressions in Presence of Price Leading Earnings : Earnings Level versus Change Specifications and Alternative Deflators," *Journal of Accounting and Economics* 15 (1992), pp.173-202.
- and R. G. Sloan, "Information in Prices about Future Earnings : Implications for Earnings Response Coefficients," *Journal of Accounting and Economics* 15 (1992), pp.143-171.
- Lev, B., "On the Usefulness of Earnings and Earnings Research : Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research," *Journal of Accounting Research* Vol.27 (Supplement 1989), pp.153-192.
- Lipe, R. C., "The Relation Between Stock Returns and Accounting Earnings Given Alternative Information," *The Accounting Review* Vol.65 (January 1990), pp.49-71.
- , "The Information Contained in the Components of Earnings," *Journal of Accounting Research* Vol.24 (Supplement 1986), pp.37-64.

- McNichols, M. and J. Manegold, "The Effect of the Information Environment on the Relationship between Financial Disclosure and Security Price Variability," *Journal of Accounting and Economics* 6 (1983), pp.49-77.
- Miller, M. H. and K. Rock, "Dividend Policy under Asymmetric Information," *The Journal of Finance* (September 1985), pp.53-83.
- Ohlson, J. A., "Ungarbled Earnings and Dividends : An Analysis and Extension of the Beaver, Lambert, and Morse Valuation Model," *Journal of Accounting and Economics* 11 (1989a), pp.109-115.
- , "The Theory of Value and Earnings, and An Introduction to the Ball-Brown Analysis," Unpublished Working Paper, G.S.B., Columbia University, July 1989b.
- and P. K. Shroff, "Changes versus Levels in Earnings as Explanatory Variables for Returns: Some Theoretical Considerations," *Journal of Accounting Research* Vol.30 (Autumn 1992), pp.210-226.
- Rayburn, J., "The Association of Operating Cash Flow and Accruals with Security Returns," *Journal of Accounting Research* (Supplement 1986), pp.112-133.
- Shroff, P. K., "Determinants of the Returns-Earnings Correlation" *Contemporary Accounting Research*, Vol. 12 No.1 (Fall 1995), pp.41-55.
- Swaminathan, S. and J. Weintrop, "The Information Content of Earnings, Revenues, and Expenses," *Journal of Accounting Research* Vol.29 (Autumn 1991), pp.418-427.
- Warfield, T. D., and J. J. Wild, "Accounting Recognition and the Relevance of Earnings as an Explanatory Variable for Returns," *The Accounting Review*, Vol.67, No.4 (October 1992), pp.821-842.