

# 기업의 독점력과 이익반응계수 : 계열기업과 비계열기업의 비교

이 경 주\*

## 목 차

- I. 서 론
- II. 독점력과 이익반응계수
- III. 연구의 방법
  - 1. 연구가설의 설정
  - 2. 표본의 설정
  - 3. 변수의 측정
  - 4. 실증적 검증모형
- IV. 실증분석의 결과
- V. 결 론

## I. 서 론

회계자료, 특히 회계이익이 기업가치평가에 유용한 정보를 제공하고 있는지 여부, 즉 회계이익의 유용성에 관한 연구는 지금까지 수행되어온 회계학연구 분야 중 가장 많은 관심을 끌어난 주제라고 할 수 있다. Ball and Brown(1968)을 시작으로 많은 연구들이 기업가치평가에 있어서 회계이익이 차지하는 역할을 분석하였는데, 이들이 사용한 기본적인 연구방법은 (1) 회계이익의 공시에 따른 주가의 변동을 관찰하거나(event study) 또는 (2) 초과수익율 (abnormal returns)과 비기대회계이익 (unexpected earnings) 간의 상관관계를 검토하는 것(association study)이다.<sup>1)</sup> 접근 방법에 관계없이 지금까지의 연구결과는 기업가치평가에 있어서 회계이익이 유용한 정보임을 보여주고 있다. 그러나 이들 연구의 대부분은 회계이익과 주가의 관계, 즉 회계이익의 유용성이 기업별 또는 기간별로 동일하다고 가정하였다.

\* 경상대학 회계학과 (Dept. of Accounting, Cheju Univ., Cheju-do, 690-756, Korea)

1) Event study를 사용한 연구는 Beaver(1968), Wilson(1986) 등이 있으며, association study 접근방법을 사용한 연구로는 Beaver, Clarke and Wright(1979), Beaver, Lambert and Morse(1980) 등을 들 수 있다. 이에 관한 연구들의 검토는 Lev and Ohlson(1989)과 송인만(1991)을 참조할 것.

최근에 몇몇 연구들이 초과수익율과 비기대회계이익의 관련정도를 나타내는 이른바 '이익반응 계수'(Earnings Response Coefficient : 이하 ERC라 함)가 기업의 특성과 경제적으로에 의해 결정된다는 실증적 결과들을 보여주고 있다(예, Kormendi and Lipe(1987), Easton and Zmijewski(1989), Collins and Kothari(1989), Dhaliwal, Lee and Fargher(1991) 등).<sup>2)</sup> 이들 연구에서는 ERC의 결정요인으로서 (1) 현재의 회계이익수준이 미래에 지속되는 정도, 즉 이익지속계수(earnings persistence coefficient), (2) 체계적위험, (3) 자본구조, (4) 기업규모나 회계정보의 질(quality)과 같은 정보환경, (5) 시장이자율 등을 제시하고 있다.<sup>3)</sup>

우리나라에서도 연구결과에 의하면 초과수익율과 비기대회계이익 사이에는 유의적인 정(+)의 관계가 있어 회계이익이 기업가치평가에 유용한 정보가 된다는 증거를 제시하고 있다. (예, 송인만(1989), 이남주와 나인철(1991) 등). 그러나 이들 연구의 대부분은 event study 접근방법을 사용하고 있어서 이익공시시점의 파악, 검증기간의 설정, confounding events problem 등과 같은 문제점을 내포하고 있다. 또한 박준완(1989, 1990)은 회계이익의 정보효과가 기업규모, 기금집중도(기관투자자의 주식보유비율), 기업소유구조, 상장기간 등의 기업특성 요인에 따라 달라진다는 증거를 제시하였다. 그러나 그의 연구 역시 event study 접근방법을 사용하고 있으며, 회계이익-주가의 관계를 나타내는 ERC가 아닌 이익공시에 따른 주가반응의 결정요인에 초점을 두고 있다. 더우기 기업의 차별적 정보환경에 이론적 기초를 둬으로써 기업의 위험이나 이익지속계수 등의 경제적 변수가 고려되지 않았다.

본 연구의 목적은 우리나라에서도 초과수익율과 비기대회계이익의 관계(ERC)가 기업특성에 따라 달라지는가를 검토하는 것이다. 특히 미국의 기존 실증연구결과에서 제시되는 체계적위험과 이익지속계수 뿐만 아니라 기업이 제품시장에서 차지하는 독점력(monopoly power)의 정도가 ERC에 영향을 미치는지를 분석함으로써, 우리나라 기업환경에 특유한 계열기업과 비계열기업 사이에 체계적인 ERC의 차이가 존재하는지 여부를 검증하였다.

기업특성에 따른 회계이익과 주가 사이의 차별적 관계에 대한 우리나라에서의 기존연구와 비교해 볼 때, 본 연구는 다음과 같은 차이점을 갖는다. 첫째, 제품에 대한 수요함수의 특성을 고려한 기업평가모형을 설정하고 이로부터 ERC가 체계적위험, 이익지속계수 그리고 독점력의 함수임을 도출하였다. 둘째, 이론적 예측을 검증함에 있어서는 association study 접근방법을 사용함으로써 event study 접근방법의 문제점을 보완하고, 우리나라에서도 회계이익의 유용성이 연구방법에 관계없이 나타나는지 여부를 검토할 수 있었다. 셋째, 계열기업과 비계열기업 사이에 체계적위험이나 회계이익의 시계열속성 등과 같은 경제적 특성이 차이가 있는지를 분석하였다.

본 연구의 모형은 ERC가 독점력에 대한 증가함수임을 보여준다. 이 이론적 예측은 179개의

2) 이익반응계수(ERC)는 비기대회계이익 1단위가 초과수익율의 크기에 미치는 영향의 정도를 나타내는 계수이다(Kormendi and Lipe(1987), p. 326). 한편 실증분석에서 ERC는 초과수익율과 비기대회계이익을 각각 종속변수와 독립변수로 사용하는 회귀모형의 기울기에 의하여 측정된다.

3) 이익반응계수에 관한 기존연구들에 대한 상세한 언급은 Cho and Jung(1991)을 참조할 것.

표본기업을 사용하여 체계적위험과 이익지속계수를 통제한 후 ERC가 계열기업과 비계열기업 사이에 차이가 있는지를 비교함으로써 검증하였다. 실증분석결과는 이론적 예측과 비교적 일치하였다. 즉, 계열기업들이 비계열기업들 보다 ERC가 큰 것으로 나타났으며 그 차이는 10% 수준(one-tail test)에서 통계적으로 유의하였다. 그러나 기업규모를 통제한 경우에는 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 본 연구의 결과는 회계이익과 주가(기업가치)의 관계를 나타내는 모형의 탐색을 위한 추가적인 증거를 제시하며, 특히 우리나라의 기업환경에 적합한 회계이익과 주가의 함수관계를 규명하기 위한 기초적인 증거를 제시할 수 있을 것이다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 수요함수의 불확실성하에서 최적생산량을 결정하는 기업의 수요탄력성과 기업가치의 관계를 검토함으로써 독점력이 ERC에 미치는 영향을 이론적으로 도출한다. 제3장에서는 연구가설의 설정, 표본의 추출, 변수의 측정, 실증분석을 위한 모형의 설정 등에 대해서 기술한다. 제4장은 실증분석의 결과를 제시하며, 마지막으로 제5장에서는 연구의 요약과 결론, 한계 및 장래의 연구방향 등을 언급한다.

## II. 독점력과 이익반응계수

### 1. 기업가치평가모형

초과수익율과 비기대회계이익의 관계를 검토함으로써 회계이익의 유용성을 분석한 과거의 연구에서는 기업(또는 주식)의 평가모형을 구체적으로 설정하지 않고 단지 암묵적으로 가정하였다.<sup>4)</sup> 그 이유는 초과수익율과 비기대회계이익의 관계 즉, ERC가 기업별 또는 기간별로 동일하다고 보았기 때문이다. 그러나 ERC의 결정요인을 분석하기 위해서는 기업가치와 회계이익간의 관계에 대한 구체적 평가모형이 전제되어야 한다. 현존하는 ERC연구의 대부분은 미래의 배당금(예, Garman and Ohlson(1980), Ohlson(1989) 등), 현금흐름(예: Miller and Rock(1985), Watts and Zimmerman(1986) 등) 또는 회계이익(Beaver, Lambert and Morse(1980))을 적정한 할인율로 자본화 함으로써 기업가치를 평가하는 모형 중의 어느 하나에 이론적 기초를 두고 있다.<sup>5)</sup>

본 연구에서는 현금흐름의 할인모형(cash flow discount model)을 기본모형으로 하고 여기에 미래 현금흐름을 결정하는 수요함수의 형태를 고려함으로써 수요의 탄력성 즉, 독점력(monopoly power)이 ERC의 결정요인임을 증명한다. 현금흐름의 할인모형은 Kormendi and Lipe(1987),

4) Ball and Brown(1968), Beaver(1968), Beaver, Clarke and Wright(1979) 등의 초기 연구에서 암묵적으로 가정한 평가모형은 기업가치와 회계이익 즉, 초과수익율과 비기대회계이익은 정(+ )의 관계를 갖는다는 것이다.

5) 기업가치평가모형과는 달리 정보경제학(information economics)에 기초하여 회계이익(정보)-주가의 함수관계를 도출하는 대체적인 접근방법이 있다. Holthausen and Verrecchia(1988), Lev(1989), Choi and Salamon(1990) 등에 의해 제시된 이 모형은 기업의 정보환경과 불확실성이 ERC의 결정요인임을 보여준다.

Collins and Kothari(1989), Dhaliwal et al. (1991) 등의 ERC연구에서 사용되고 있으며, 독점력을 기업평가모형에 고려한 연구로는 Thomadakis(1976)와 Subrahmanyam and Thomadakis (1980) 등이 있다. 본 연구에서는 이 두 접근방법을 접목하여 초과수익률과 비기대회제이익간의 함수관계를 도출한다.

본 연구에서 사용한 모형은 Ahmed(1990)의 모형과 매우 유사하지만 다음과 같은 차이점이 있다. 첫째, 그는 기업의 위험을 고려하지 않은 반면, 본 연구에서는 자본자산 가격결정모형(CAPM)을 가정함으로써 기업의 체계적위험이 ERC의 결정요인임을 도출하였다. 둘째, 그는 수요함수 뿐만 아니라 비용함수의 특성도 고려함으로써 기업의 원가구조가 ERC에 영향을 미친다는 것을 보였으나 본 연구에서는 이를 고려하지 않았다.

## 2. 모형의 가정

분석을 보다 단순화하기 위하여 기업의 환경(시장, 투자 및 자본조달 등)에 대해 다음과 같은 가정을 한다.

- A1. 기업은 2기간(1기와 2기) 동안에만 존속하며, 매기의 초에 기업은 미래 현금흐름의 현재가치를 극대화하는 생산량( $q$ )을 결정한다. 기업의 투자 역시 기초에 이루어지며 생산량 단위당 투자액은  $k$ 로서 매기 일정하다.
- A2. 제1기 초의 투자를 위한 자금은 주식발행에 의해 조달되며 1기 말의 순현금흐름 중 2기에 대한 투자액을 초과(미달)하는 부분은 전액 배당으로 지급된다(주식을 발행하여 충당한다). 따라서 기업은 자기자본만으로 구성된 자본구조를 갖는다.
- A3. 기업은 다음과 같은 수요함수(demand function)를 갖는다.

$$p_t = a_t q_t^{-n}, \quad t = 1, 2$$

여기에서  $p_t$  =  $t$ 기의 제품 단위당 가격,

$q_t$  =  $t$ 기의 제품 생산량,

$a_t$  =  $t$ 기의 수요함수에 대한 불확실성을 나타내는 확률변수로서 평균, 분산 및 시장전체의 생산량과의 공분산 모두 매기에 일정하다.

$n$  = 0과 1 사이의 값을 갖는 상수,  $0 < n < 1$ .

- A4. 기업의 비용함수(cost function)는 다음과 같다.

$$TC_t = c_t q_t, \quad t = 1, 2$$

여기에서  $TC_t$  =  $t$ 기의 총비용.

$c_t = t$ 기의 제품 단위당 비용으로써 평균, 분산 및 시장전체의 생산량과의 공분산이 일정한 확률변수.  $c_t$ 는  $a_t$  및  $q_t$ 와 상호독립적이다.

A5. 단일기간의 CAPM이 매기에 적용되며, CAPM을 결정하는 시장 파라미터 (무위험 이자율, 시장포트폴리오의 수익율, 체계적위험)는 외생적이고 매기 일정하다. 따라서 특정 기업에 대한 위험조정 기대수익율(risk-adjusted expected return)  $K_t$ 는 다음과 같이 주어진다.

$$K_t = R_f + \beta[E(R_m) - R_f], \quad t = 1, 2$$

여기에서  $R_f =$  무위험 이자율,

$E(R_m) =$  시장포트폴리오에 대한 기대수익율,

$\beta =$  기업의 체계적 위험.

A3에서 주어진 수요함수에 의하면 기업의 한계수익(marginal revenue : MR)과 평균수익(average revenue : AR)은 각각 다음과 같다(기간을 나타내는 첨자  $t$ 는 생략함).

$$MR = (1-n)aq^{-n}$$

$$AR = aq^{-n}$$

위 식으로부터  $n=0$ 인 경우에는  $MR=AR=p$ , 즉 완전경쟁기업을 나타내는 반면,  $n>0$ 인 경우는 독점기업을 나타낸다는 것을 알 수 있다. 더우기  $n$ 은 부호를 무시한 수요탄력성의 역수이므로  $n$ 이 클수록 수요는 비탄력적이 된다.<sup>6)</sup> 따라서  $n$ 은 기업의 독점력의 정도를 나타내는 것이라고 볼 수 있다. 이것은 독점력을 측정하는 Lerner 지수가  $1/(1-n)$ 인데서 더욱 명확해진다. 한편 A4에서 주어진 비용함수는 한계비용(marginal cost : MC)과 평균비용(average cost : AC)이 동일하다. 즉,  $MC=AC=c$ 이며 이것은 기업의 규모에 대한 보수(returns to scale)가 일정함을 의미한다.

### 3. 이익반응계수의 결정요인

앞에서 주어진 가정하에서 기업의 의사결정문제는 다음과 같다. 1기 초( $t=0$ ) 기업은 미래 현금흐름을 극대화하기 위한 1기의 최적생산량( $Q_1$ )과 이에 따른 투자액을 결정한다.<sup>7)</sup> 이 때 2기의 생산 및 투자결정은 1기 말( $t=1$ )에 이루어진다는 것을 고려하여 의사결정이 행해진다. 1기의 가격(즉, 수요)과 비용은 1기 말에 실현되고, 이에 따라 기업은 2기의 현금흐름에 대한 0시점에서

6) 수요의 탄력성( $\eta$ )은 정의에 의하여,  $\eta = |\delta \ln(q) / \delta \ln(p)| = 1-1/n$ . 따라서  $n=1/\eta$ .

7) 확률변수(random variable)와 실현치(realized value), 그리고 의사결정변수(decision variable)와 최적치(optimal value)를 각각 구분하기 위하여 실현치와 최적치는 대문자를 사용한다.  $P_t$ 와  $C_t$ 는 확률변수인  $p_t$ 와  $c_t$ 의 실현치이고,  $Q_t$ 는 의사결정변수인  $q_t$ 의 최적치를 나타낸다.

의 예측을 수정하고 2기의 최적 생산량(Q<sub>2</sub>)을 결정한다. 2기 말에 기업은 청산된다.

이와같은 상황에서 2기 초(t=1)에 기업의 당면문제는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{Max}_{q_2} \frac{E_1(p_2 q_2 - c_2 q_2)}{1+K} - k q_2 \dots\dots\dots (2-1)$$

여기에서 E<sub>1</sub>은 1기 말까지 이용가능한 모든 정보에 입각한 예측을 나타내며, q<sub>2</sub>는 2기의 생산량, K는 기업의 기대수익율, 그리고 kq<sub>2</sub>는 2기에 대한 투자액이다. 위 문제의 1차조건(first order conition)은 다음과 같이 주어진다.

$$\frac{(1-n)E_1(p_2 - c_2)}{1+K} = k \dots\dots\dots (2-2)$$

이 식으로부터 최적생산량 Q<sub>2</sub>는 쉽게 결정된다.<sup>8)</sup> 또한 식 (2-2)의 양변에 Q<sub>2</sub>를 곱하고 정리하면, 1시점의 기업가치 (V<sub>1</sub>)은 다음과 같이 표시된다.

$$V_1 = \frac{E_1(p_2 Q_2 - c_2 Q_2)}{1+K} = k Q_2 + \frac{n E_1(p_2 Q_2 - c_2 Q_2)}{1+K} \dots\dots\dots (2-3)$$

위 식에서 1기 말의 기업가치는 2기의 투자액(I<sub>2</sub>=kQ<sub>2</sub>)과 2기의 초과수익의 현재가(M<sub>1</sub>=(nE<sub>1</sub>(p<sub>2</sub>Q<sub>2</sub> - c<sub>2</sub>Q<sub>2</sub>)/(1+K)))의 두 부분으로 구성되어 있음을 알 수 있다.<sup>9)</sup> 이것은 완전경쟁기업의 경우(n=0), M<sub>1</sub>=0이고 따라서 기업가치는 총자산의 대체원가(I<sub>1</sub>)와 같게됨을 보여준다.

식 (2-1), (2-2), (2-3)에 의해 결정된 Q<sub>2</sub>와 M<sub>1</sub>에 입각하여 기업은 1기 초(t=0)에 미래 2기간 동안의 현금흐름을 극대화하는 1기의 최적생산량 (Q<sub>1</sub>)을 결정하게 된다. 즉, 기업의 문제는 :

$$\text{Max}_{q_1} \frac{E_1(p_1 q_1 - c_1 q_1)}{1+K} - k q_1 + \frac{E_0(M_1)}{1+K} \dots\dots\dots (2-4)$$

M<sub>1</sub>은 q<sub>1</sub>과 무관하므로 위문제의 1차조건은 다음과 같다.

$$\frac{(1-n)E_0(p_1 - c_1)}{1+K} = k \dots\dots\dots (2-5)$$

위 식 (2-5)의 양변에 Q<sub>1</sub>을 곱하여 정리하면, 0시점의 기업가치(V<sub>0</sub>)는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$V_0 = \frac{E_0(p_1 Q_1 - c_1 Q_1)}{1+K} + \frac{E_0(M_1)}{1+K}$$

8) p<sub>2</sub> = a<sub>2</sub>q<sub>2</sub><sup>-n</sup>를 (2-2)에 대입하고 q<sub>2</sub>에 대해서 풀면, 다음과 같다.

Q<sub>2</sub> = [(1-n)E<sub>1</sub>(a<sub>2</sub>-c<sub>2</sub>)/k(1+K)]<sup>1/n</sup>.

9) 기업가치가 자산의 대체원가와 초과수익의 현재가로 구성된다는 것은 Lindenberg and Ross(1981)의 기업평가모형과도 유사하다.

$$= kQ_1 + \frac{nE_0(p_1Q_1 - c_1Q_1)}{1+K} + \frac{nE_0(p_2Q_2 - c_2Q_2)}{(1+K)^2} \dots (2-6)$$

식 (2-6) 역시 기업가치가 자산의 대체원가와 기업의 존속기간 동안 발생하는 초과수익의 현재가치의 합으로 표시됨을 보여준다.<sup>10)</sup>

기업의 1기의 실현수익율( $R_1$ )은 다음과 같이 정의된다.

$$R_1 = \frac{V_1 - V_0 + D_1}{V_0}$$

여기에서  $D_1 = P_1Q_1 - C_1Q_1 - kQ_2$ 로서 1기에 실현된 현금흐름 중에서 2기의 투자액을 공제한 후 주들에게 지급한 배당금이다. 1기동안의 초과수익율( $AR_1$ )은 실현수익율( $R_1$ )과 기대수익율( $K$ )의 차이로 정의되므로,<sup>11)</sup> 이 정의와 식 (2-3) 및 (2-6)을 이용하여 정리하면 초과수익율은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} AR_1 &= R_1 - K \\ &= \frac{1}{V_0} \{ [(P_1Q_1 - C_1Q_1) - E_0(p_1Q_1 - c_1Q_1)] + \frac{n}{1+K} [E_1(p_2Q_2 - c_2Q_2) - E_0(p_2Q_2 - c_2Q_2)] \} \dots (2-7) \end{aligned}$$

위 식으로부터 초과수익율과 비기대회계이익의 관계, 즉 이익반응계수(ERC)의 결정요인을 도출하기 위하여 다음과 같은 추가적인 가정을 한다. 첫째, 기업의 현금흐름과 회계이익( $X_t$ )은 동일하다. 즉,  $X_t = p_tq_t - c_tq_t$ . 둘째, 기업의 회계이익은 다음과 같은 관계로 나타낼 수 있는 시계열속성을 갖는다.

$$E_t(X_{t+1}) - E_0(X_{t+1}) = \lambda [X_t - E_0(X_t)]$$

여기에서  $\lambda$ 는 당기의 비기대회계이익이 미래기간의 기대현금흐름에 대한 수정(revision)에 영향을 미치는 정도를 나타내는 것으로서, 흔히 '이익지속계수'라고 불리운다.  $\lambda$ 의 부호와 값은 기업 회계이익이 시계열속성에 의하여 결정된다.<sup>12)</sup> 이상의 추가적인 가정과 A5의 기대수익율( $K$ )에 대한 정의를 이용하여 식 (2-7)을 다시 쓰면 아래와 같다.

$$AR_1 = \left[ 1 + \frac{n\lambda}{1+Rf + \beta [E(Rm) - Rf]} \right] \frac{X_1 - E_0(X_1)}{V_0} \dots (2-8)$$

위 식 (2-8)의 괄호부분은 ERC의 함수형태를 보여주는 것으로서, 이로부터 다음과 같은 관계가

10) 일반적으로  $t$ 시점의 기업가치는  $V_t = I_t + M_t$ 로 표시된다 (Thomadakis (1976)).  
 11) 기대수익율은 정의에 의하여  $K = [E_0(V_1) - V_0] / V_0$  이다. 따라서 초과수익율은 다음과 같이 표시된다.  $AR = [V_1 + D_1 - E_0(V_1)] / V_0$ .  
 12) 회계이익의 시계열과정은 일반적인 ARIMA(pdq) 모형에 따른다고 하면 이익지속계수  $\lambda$ 는 설정된 시계열모형의 파라미터의 함수로 표시된다. 이에 대해서는 Collins and Kothari (1989, p. 148)를 참조할 것.

도출된다.

$$\frac{\delta ERC}{\delta \beta} < 0, \quad \frac{\delta ERC}{\delta \lambda} > 0, \quad \frac{\delta ERC}{\delta (E(Rm) - R_f)} < 0, \quad \frac{\delta ERC}{\delta n} > 0$$

처음의 두 결과는 다른 조건이 동일하다면 ERC가 기업의 체계적위험( $\beta$ )과는 부(-)의 관계를, 이익지속계수( $\lambda$ )와는 정(+)의 관계를 갖게됨을 보여주는 것이다. Kormendi and Lipe(1987), Easton and Zmijewski(1989), Collins and Kothari(1989)의 실증분석 결과는 이 예측과 일치하고 있다. 세번째 결과는 ERC와 시장의 위험프리미엄은 역의 관계에 있음을 나타내며, Collins and Kothari(1989)는 이를 지지하는 연구결과를 제시하고 있다. 마지막 결과는 본 연구의 주요 관심 대상이 되는 것으로서 제품시장에서 기업의 독점력( $n$ )과 ERC가 정(+)의 관계에 있음을 보여주는 것이다.

### III. 연구의 방법

#### 1. 연구가설의 설정

본 연구의 주요 관심은 기업이 제품시장에서 차지하는 독점력의 정도가 이익반응계수에 체계적인 영향이 있는지 여부를 검토하는 것이다. 제2장에서 전개된 모형의 이론적 결과는 ERC가 기업의 독점력과 정(+)의 함수관계에 있음을 보여주고 있다. 그러나 기업이 향유하는 독점력의 정도는 측정하기가 어렵기 때문에 본 연구에서는 특정 기업이 제벌의 계열기업에 속하는 경우가 기업은 비계열기업에 비해 독점력에 있어서 상대적 우위성을 갖는다고 가정하였다. 우리나라에서 독과점규제법의 적용을 받는 기업들의 대부분이 계열기업이라는 점에 비추어 볼 때 이 가정은 비교적 현실적 타당성을 갖는다고 할 수 있다.

계열기업과 비계열기업 사이에 독점력에 있어서 차이가 있다면, 계열기업들은 비계열기업에 비해 높은 이익반응계수를 보일 것이다. 따라서 본 연구의 대체가설(alternative hypothesis)은 다음과 같다.

가설 : 계열기업들은 비계열기업들 보다 이익반응계수가 크다.

#### 2. 표본의 설정

본 연구에서 사용된 표본은 1991년 말 현재 우리나라 증권시장에 상장된 기업 중에서 다음의 요건을 충족시키는 회사들로 구성되었다.

- (1) 당기순이익, 자본금 및 기타 회계자료가 1981년부터 1991년까지 11년 동안 이용가능한 기업.

(2) 월별주식수익율(monthly returns)자료가 1981년 1월부터 1991년 12월까지 이용 가능한 기업.

(3) 은행, 보험회사 등의 금융업종이 아닌 기업.

이상의 요건 중 (1)과 (2)는 실증분석에 필요한 관련자료를 확보하기 위한 것이고 (3)은 금융업종의 특수성을 고려했기 때문이다. 이상의 선정기준을 충족시키는 회사는 모두 199개였으며, 이들 표본기업의 업종별 분포는 매우 다양하게 나타나고 있다. 그러나 표본기업들은 설립년도가 오래되고 규모가 큰 기업들로 구성됨으로서 이른바 '생존편의' (survivorship bias)의 문제가 제기된다. 본 연구의 실증분석은 199개 기업을 전체표본으로 하고 5년(1986~1990) 동안의 자료를 이용하여 수행되었다.

### 3. 변수의 측정

#### 3.1 비기대회계이익

비기대회계이익(unexpected earnings : UE)을 측정하기 위해서는 이익예측모형이 필요하다. 연간회계이익의 시계열속성은 추세를 고려한 랜덤워크(random walk with drift : RWD)모형에 의해 가장 적절히 설명된다는 과거의 연구결과(예, Albrecht, Lookabill and McKeown(1977), Watts and Leftwich(1977) 등)에 따라 다음과 같은 식으로 주어지는 이익예측치를 사용하였다.

$$E_{t-1}(X_t) = X_{t-1} + \delta_t$$

여기에서 X는 기업의 당기순이익,  $\delta$ 는 추세를 나타내는 것으로서 과거 5년간의 당기순이익 증감의 평균치에 의하여 측정하였다.<sup>13)</sup> 따라서 본 연구에서 사용된 비기대회계이익(UE)은 실제이익에서 RWD모형에 의한 예측치를 차감한 후 주식의 시장가치로 표준화함으로써 다음과 같이 측정되었다.<sup>14)</sup>

$$UE_{it} = \frac{X_{it} - (X_{it-1} + \delta_{it})}{P_{it-1}}$$

여기에서  $P_{it-1}$ 은 t년도 초의 i기업 주식의 시장가치(즉, 주가×발행주식수)이다.

비기대회계이익을 표준화하는 데는 주식의 시장가치 뿐만 아니라 이익예측치도 자주 사용된

13) 이와같은 방법에 의한 추세의 측정은 Ball and Brown(1968)과 Beaver et al. (1979) 등에 의하여 사용되었다.

14) 최근의 연구결과에 의하면 재무분석가에 의한 예측치가 정확성 및 시장기대이익의 대응치로서 추세를 고려한 랜덤워크모형 등의 시계열모형에 의한 예측치보다 우수한 것으로 나타나고 있다. (예, Friend and Givoly(1982), 이경주와 장지인(1992) 등). 재무분석가의 예측치 대신 시계열모형을 사용함에 따른 비기대회계이익의 측정오류가 본 연구의 결과에 미치는 영향은 알 수 없다.

다. (예, Beaver et al. (1979), Beaver et al. (1980), Collins and Kothari(1989) 등). 본 연구에서 주식의 시장가치를 사용한 이유는 그것이 제2장에서 도출된 모형의 deflator에 부합하며, 이론적으로 보다 우수하고(Christie (1987)), 많은 기존연구(예, Easton and Zmijewski(1989), Collins and Kothari (1989) 등)에서 사용되었기 때문이다. 비기대회계이익의 측정에서 발생하는 오류 또는 특이치(outliers)가 실증분석결과에 미칠 수 있는 영향을 피하기 위하여  $|UE| > 300\%$ 인 경우에는 이를  $\pm 300\%$ 로 처리(truncate)하였다.

### 3.2 체계적위험

기업 i의 t년도 체계적위험(BETA),  $\beta_{it}$ 는 다음 식으로 주어지는 시장모형을 추정하여 계산하였다.

$$R_{itj} = \alpha_{it} + \beta_{it}R_{mtj} + e_{itj} \quad \dots\dots\dots (3-1)$$

여기에서,  $R_{itj}$  = 기업 i의 t년도 j월의 주가수익율,

$R_{mtj}$  = t년도 j월의 시장수익율(종합주가지수 변화율),

$\alpha_{it}, \beta_{it}$  = 기업 i의 t년도 시장모형 추정의 절편 및 기울기.

위 시장모형은 특정회계년도 개시후 3개월 이전 48개월 동안의 수익율자료를 이용하여 추정하였으며 이용가능한 수익율 자료가 24개월 미만인 년도는 분석대상에서 제외하였다.<sup>15)</sup>

### 3.3 누적초과수익율

시장모형인 식 (3-1)에서 추정된 회귀계수  $\alpha_{it}$ 와  $\beta_{it}$ 를 이용하여 월별 초과수익율(monthly abnormal returns : AR)은 다음과 같이 계산된다.

$$AR_{itj} = R_{itj} - (\alpha_{it} + \beta_{it}R_{mtj})$$

여기에서 i는 기업, t는 년도, 그리고 j는 월을 나타낸다. 이와같이 계산된 AR은 해당년도의 회계년도 개시후 4개월 부터 결산일 이후 3개월까지 12개월 동안 합산하여 누적초과수익율(cumulative abnormal returns : CAR)을 측정·사용하였다.<sup>16)</sup>

$$CAR_{it} = \sum_j AR_{itj}, \quad t=1986, \dots, 1990$$

따라서 12월 말 결산기업의 경우 CAR은 특정년도 4월부터 익년도 3월까지 12개월 동안 AR을

15) 미국의 경우 월별수익율에 의하여 시장모형을 추정할 때 60개월의 자료를 사용하는 것이 보편적이다. 우리나라의 경우 예측기간이 길어질 때 예상되는  $\beta$ 의 안정성문제 때문에 48개월을 택하였다.

16) Collins and Kothari(1989)는 초과수익율의 누적기간이 ERC에 영향을 미친다는 증거를 제시하고, 대규모기업에 대해서는 정보환경의 차이를 통제하기 위해 소규모 기업에 비해 누적기간이 보다 일찍 시작되어야 한다고 제안하였다. 그러나 누적개시 시점을 결정하는 것이 매우 어려우므로 본 연구에서는 기업규모에 관계없이 동일한 누적기간을 적용하였다.

누적인 것이다.

### 3.4 이익지속계수

이익지속계수(earnings persistence coefficient : PERS)를 측정하기 위해 각 표본기업에 대해 10년(1980~1990) 동안의 당기순이익 자료를 사용하여 다음과 같은 ARIMA (011)모형을 추정하였다.<sup>17)</sup>

$$X_t = X_{t-1} - \theta e_{t-1} + e_t$$

여기에서  $\theta$ 는 이동평균(moving average : MA) 파라미터이고,  $e_t$ 는 평균이 0이고 분산이 일정한 확률변수로서  $t$ 기의 예측오차를 나타낸다. 이 모형을 택한 이유는 (1) Beaver et al. (1980), Collins and Kothari(1989) 등의 이론적 또는 실증연구에서 사용되었고, (2) 과거의 실증연구에서 제시된 연간회계이익의 시계열속성은 이 모형의 특수한 경우에 해당되기 때문이다. 즉,  $\theta = 0$ 인 경우는 랜덤워크모형이고,  $\theta = 1$ 인 경우는 mean-reverting 모형이 된다. 시계열 파라미터의 추정치인  $\theta$ 는 -1과 1 사이의 값을 갖기 때문에  $PERS=1-\theta$ 에 의하여 이익지속계수를 측정하였다.

### 4. 실증적 검증모형

제2장에서 도출된 이론적 예측에 의하면 ERC는 독점력의 증가함수이며 따라서 본 연구의 기본가설은 계열기업의 ERC가 비계열기업에 비해 크게 나타난다는 것이다. 그러나 ERC는 또한 기업의 체계적위험(BETA)과는 음(-)의 관계를, 이익지속계수(PERS)와는 양(+)의 관계를 갖기 때문에 가설을 검증하기 위해서는 이들 변수의 영향을 통제해야만 한다. 따라서 다음과 같은 다중회귀모형을 사용하였다.

$$CAR_{it} = b_0 + b_1UE_{it} + b_2DB*UE_{it} + b_3DP*UE_{it} + b_4MONO*UE_{it} + e_{it} \dots\dots\dots (3-2)$$

여기에서  $CAR_{it}$  = 기업 i의 t년도 누적초과수익율,

$UE_{it}$  = 기업 i의 t년도 비기대회계이익,

$DB$  = 만일  $BETA_{it} >$  중앙값(median)이면 1이고, 다른 경우는 0의 값을 갖는 dummy 변수

$DP$  = 만일  $PERS_{it} >$  중앙값(median)이면 1이고, 다른 경우는 0의 값을 갖는 dummy 변수,

$MONO$  = 만일 기업 i가 계열기업군에 속하면 1이고, 비계열기업이면 0의 값을 갖는 dummy 변수.

위 검증모형 (3-2)에서 변수 UE에 대한 회귀계수  $b_1$ 은 회계정보의 유용성 여부를 측정하는 것으로서 양(+)의 값을 가지며,  $b_2$ 와  $b_3$ 는 체계적위험(BEAT)과 이익지속계수(PERS)의 ERC에 대

17) 시계열모형의 추정은 RATS Package를 사용하였다.

한 영향을 나타내는 것으로서  $b_2 < 0$ 이고  $b_3 > 0$ 이 될 것으로 예측된다. 미국의 경우 실증분석결과 는 이상의 이론적 예측과 일치하고 있다. (예, Ball and Brown(1968), Beaver et al. (1979), Beaver et al. (1980), Kormendi and Lipe(1987), Easton and Zmijewski(1989), Collins and Kothari(1989), Dhaliwal et al. (1991) 등 ). 그러나 이러한 결과가 우리나라의 경우에도 적용되는지 여부는 실증 적 의문사항이다.

본 연구에서 주요 관심대상이 되는 변수는 독점력(MONO)이다. 만일 계열기업과 비계열기업의 구분이 독점력의 정도를 적절히 측정하는 대용치라고 하면, 회귀계수  $b_4$ 는 양(+)의 값을 가질 것으로 예측된다. 따라서 본 연구의 가설은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$H_0: b_4 = 0$$

$$H_a: b_4 > 0$$

## IV. 실증분석의 결과

### 1. 기술통계

<표 1>은 본 연구에서 사용된 주요변수 및 표본의 특성을 나타내는 변수에 대한 기술통계를 보여준다. 선정에 사용된 여러가지 요건 때문에 표본기업들은 대규모의 회사들로 구성되었을 가능성이 높다. 주식의 시장가치로 측정된 기업규모(SIZE)의 평균 ₩1,039억은 이와같은 가능성을 지지하고 있다. 그러나 비교적 작은 중앙값(₩34.5억)과 높은 표준편차 (₩2,542억)는 표본기업들의 규모가 다양함을 나타내는 것이다. 한편 체계적위험(BETA)의 평균(중앙값)은 0.806(0.807) 이고 CAR는 -1.2%(-1.8%)를 나타내고 있다.

추세를 고려한 랜덤워크(RWD)모형을 이용하여 측정한 비기대회계이익은 주식의 시장가치를 deflator로 사용했을때(PCUERWD) 평균(중앙값)이 1.4%(0.4%)로서 이익예측치를 사용한 경우(PCTUERWD)의 33.9%(9.4%)보다 낮게 나타나고 있다. 이것은 Collins and Kothari(1989)의 결과와 비슷하다. 한편 랜덤워크(RW)모형을 이용한 경우 어떤 deflator를 사용했는가에 따라 중앙값은 각각 2.4%(PCUERW)와 17.5%(PCTUERW)이다. 이것은 RWD모형이 RW모형에 비해 보다 정확한 이익예측(즉, 낮은 예측오차)을 한다는 것을 보여주는 것으로 이경주와 장지인(1992)의 연구결과와 일치한다.

표본기업의 이익지속계수(PERS)는 평균이 0.966이고 중앙값이 0.970이다. PERS는  $1-\theta$ 로 측정되므로 본 연구에서 사용된 표본기업의 경우 회계이익의 시계열속성은 랜덤워크 모형( $\theta=0$ )에 의 하여 비교적 잘 설명된다고 볼 수 있다. 이것은 김정교(1989)에 의한 연구결과를 지지하는 것이다. 그러나 0.586의 표준편차는 회계이익의 시계열속성이 기업간에 차이가 있다는 증거를 보여 주고 있다.

〈표 1〉 주요변수들의 기술통계 : 전체표본<sup>1)</sup>

변 수	평 균	표준편차	4 분 위		
			25 %	50 %	75 %
CAR <sup>2)</sup>	- 0.012	0.431	- 0.243	- 0.018	0.237
PRCUERWD <sup>3)</sup>	0.014	0.123	- 0.014	0.004	0.025
PCTUERWD <sup>4)</sup>	0.339	0.960	- 0.206	0.094	0.547
PRCUERW <sup>5)</sup>	0.024	0.121	- 0.006	0.007	0.030
PCTUERW <sup>6)</sup>	0.359	0.876	- 0.108	0.175	0.567
BETA <sup>7)</sup>	0.806	0.377	0.588	0.807	1.038
PERS <sup>8)</sup>	0.966	0.586	0.484	0.970	1.336
SIZE <sup>9)</sup>	10.391	25.429	1.450	3.457	9.320

- 1) 199개 표본기업에 대해 5년(1986~1990) 동안 총 995개의 관측치를 사용.
- 2) 회계년도 개시 3개월후부터 회계년도 종료후 3개월까지 누적한 초과수익율.
- 3) 추세를 고려한 랜덤워크(RWD) 모형에 의한 이익예측치를 사용하고, 년초의 주식의 시장가치로 표준화한 미예상회계이익.
- 4) 추세를 고려한 랜덤워크(RWD) 모형에 의한 이익예측치를 사용하고, 이익예측치로 표준화한 미예상회계이익.
- 5) 랜덤워크(RW) 모형에 의한 이익예측치를 사용하고, 년초의 주식의 시장가치로 표준화한 미예상회계이익.
- 6) 랜덤워크(RW) 모형에 의한 이익예측치를 사용하고, 이익예측치로 표준화한 미예상회계이익.
- 7) 시장모형을 이용하여 추정된 체계적위험.
- 8) 이익의 지속계수(persistense coefficient) : ARIMA(011) 모형에 의해 추정된  $1-\theta$ , 여기에서  $\theta$ 는 이동평균계수임.
- 9) 주식의 시장가치(주가 × 발행주식수) : 단위 = ₩100억.

## 2. 이익반응계수의 결정요인

우리나라의 경우에도 초과수익율(CAR)과 비기대회계이익(UE)의 관계가 체계적위험(BETA)과 이익지속계수(PERS) 등의 기업특성요인에 의하여 달라지는가를 검토하기 위하여 실증적 검증모형(3-2)에서 독점력 변수(MONO)를 고려하지 않은 회귀모형을 추정하였다. 미국의 기존 연구에서 제시되는 ERC의 결정요인은 이상의 두 변수 외에 재무레버리지, 성장도, 기업규모 등도 있으나 본 연구에서는 제2장의 이론적 예측에 충실하는 한편 기초적인 증거를 얻기 위하여 이 변수들은 고려하지 않았다.

〈표 2〉는 전체표본 199개 기업에 대하여 5년 동안(1986~1990)의 자료를 이용한 추정결과를 다양한 UE의 측정치별로 보여준다. ERC를 나타내는 회귀계수  $b_1$ 은 양(+)의 값을 가지며 통계적으로 유의하다( $\alpha < 0.01$ ). 특히 이 결과는 UE의 측정치에 관계없이 일관되게 나타나고 있다. 이

〈표 2〉 이익반응계수의 결정요인<sup>1)</sup>

$$CAR_{it} = b_0 + b_1UE_{it} + b_2DB*UE_{it} + b_3DP*UE_{it} + \epsilon_{it}$$

독립변수 <sup>2)</sup>	예측부호	미예상회계이익(UE)의 측정치			
		PRCUERWD	PCTUERWD	PRCUERW	PCTUERW
절편	?	-0.022 (1.628) <sup>3)</sup>	-0.049** (3.484)	-0.023 <sup>‡</sup> (1.679)	-0.042** (2.912)
UE	+	0.551** (3.960)	0.132** (5.875)	0.588** (4.148)	0.146** (6.152)
DB*UE	-	-0.191 (0.717)	-0.106** (4.053)	-0.678** (2.396)	-0.180** (6.411)
DP*UE	+	0.479* (2.052)	0.068** (2.627)	0.205 (0.878)	0.064* (2.265)
R <sup>2</sup> (%)		4.04	7.83	2.83	7.00

- 1) 199개 표본기업에 대하여 5년(1986~1990) 동안 총 995개의 관측치를 사용하여 추정한 결과임.
- 2) UE = 비기대회계이익.  
DB = 만일  $BETA_{it} >$  중앙값(median)이면 1이고, 다른 경우는 0의 값을 갖는 dummy 변수.  
DP = 만일  $PERS_{it} >$  중앙값(median)이면 1이고, 다른 경우는 0의 값을 갖는 dummy 변수.
- 3) 괄호안은 t값을 나타냄.  
\*\* : 유의수준 0.01 : \* : 유의수준 0.05 : ‡ : 유의수준 0.10 (부호가 예측되는 경우는 one-tail test, 그렇지 않은 경우는 two-tail test에 의거함).

것은 회계이익의 유용성을 보여주는 것으로 event study 접근방법을 사용한 송인만(1989), 이남주와 나인철(1991) 등의 연구결과와 일치하는 것이다.

BEAT와 PERS에 대한 dummy변수의 회귀계수들도 어떤 UE를 사용하든지 각각 음(-)과 양(+ )의 값을 가지며, 2개의 예외를 제외하고는  $\alpha < 0.05$  수준에서 통계적으로 유의하다. 이 결과는 Kormendi and Lipe(1987), Easton and Zmijewski(1989), Collins and Kothari(1989)의 연구결과와 일치하는 것으로서 우리나라의 경우에도 이익반응계수가 체계적위험과 이익지속계수에 의하여 달라진다는 증거를 보여주는 것이다. 그러나 모형의 R<sup>2</sup>는 2.83%에서 7.83%로 매우 미약하게 나타나고 있어 많은 관련변수들이 누락되었음을 시사하고 있다.

### 3. 독립력과 이익반응계수

〈표 3〉에는 계열기업과 비계열기업별로 주요변수에 대한 기술통계(평균과 중앙값)와 이들 변수의 차이가 통계적으로 유의한가를 확인하기 위해 실시한 비모수통계검증방법인 Wilcoxon rank

sum test의 결과가 보고되었다. 전체 표본기업 199개 중에서 20개 기업은 1987년부터 1990년까지 일관되게 계열 또는 비계열기업군에 속하지 않았기 때문에 제거되고, 남아있는 179개 기업 중 계열기업은 64개, 비계열기업은 115개이며 각각 320개와 575개의 관찰치(1986~1990의 5년)를 사용하여 분석하였다.

CAR와 UE에서는 두 기업군 사이에 차이가 없었다. 그러나 계열기업의 BETA는 평균(중앙값) 0.923(0.922)로서 비계열기업의 0.728(0.726)보다 크며 그 차이는 통계적으로 유의( $\alpha < 0.01$ )하다. 이 결과는 독점력과 BETA는 음(-)의 관계를 갖는다는 Subrahmanyam and Thomadakis(1980)의 이론적 결과와 상반되는 것이다. 그러나 이것은 시장모형에 의해 BETA를 추정하는데서 오는 결과라고 생각된다. 즉, 시장포트폴리오의 수익율은 시장을 구성하는 상장기업들의 주식수익율에 의하여 결정되고 계열기업들은 시장을 주도하는 대규모기업들이므로 그들의 수익율은 시장의 변동에 따라 같이 움직이게 되어 결국 BETA는 크게 측정될 것이다.

한편 계열기업의 PERS는 평균(중앙값)이 0.993(1.004)인 반면 비계열기업은 0.959(0.930)로 나타나고 있다. 이것은 계열기업의 경우 회계이익의 시계열속성이 RW모형에 의해 잘 설명되며 비계열기업은 이동평균(MA)모형(즉,  $\theta \neq 0$ )에 보다 가깝다는 것을 시사해준다. 그러나 평균적으로는 두 기업군 사이에 시계열속성이 통계적으로 유의한 차이가 없으므로 이에 대한 결론을 얻기 위해서는 보다 상세한 분석이 요구된다.

〈표 3〉 주요 변수들에 대한 기업군간의 비교: 전체표본<sup>1)</sup>

변 수 <sup>2)</sup>	계열기업 <sup>3)</sup>		비계열기업 <sup>4)</sup>		Wilcoxon Z 통계량
	평 균	중앙값	평 균	중앙값	
CAR	- 0.033	- 0.012	- 0.007	- 0.025	- 0.071
UE	0.011	0.004	0.014	0.003	0.632
BETA	0.923	0.922	0.728	0.726	7.856**
PERS	0.993	1.004	0.959	0.930	0.415
SIZE	23.181	10.327	3.830	2.106	14.875**

- 1) 1987년부터 1990년까지 일관되게 계열기업 또는 비계열기업군에 속하는 179개 표본기업을 사용.
  - 2) UE는 추세를 고려한 랜덤워크(RWD)모형에 의한 이익예측치를 사용하고, 년초의 주식의 시장가치로 표준화한 비기대회계이익.  
기타 변수의 정의는 〈표 1〉과 동일함.
  - 3) 64개의 계열기업에 대해(1986~1990) 동안의 320개의 관측치를 사용한 결과임.
  - 4) 115개의 비계열기업에 대해 5년(1986~1990) 동안의 575개의 관측치를 사용한 결과임.
- \*\* : 유의수준 0.01; \*\* : 유의수준 0.05; † : 유의수준 0.10

예상대로 계열기업들은 비계열기업에 비해 규모가 큰 것으로 나타났다. 주식의 시장가치에 의해 측정된 기업규모(SIZE)의 계열기업 평균(중앙값)은 ₩2,318.1억(₩1,032.7억)으로 비계열기업의

W383억 (W210.6억)보다 현저하게 크며 그 차이도 통계적으로 매우 유의하였다( $\alpha < 0.01$ ). 이 결과는 독점력과 ERC의 관계를 검증하기 위해서는 기업규모가 통제되어야 할 변수임을 시사하는 것이다. 따라서 식 (3-2)로 주어지는 검증모형(모형 I) 뿐만 아니라 다음과 같은 회귀모형(모형 II)도 추정하였다.

$$CAR_{it} = b_0 + b_1UE_{it} + b_2DB*UE_{it} + b_3DP*UE_{it} + b_4MONO*UE_{it} + b_5DS*UE_{it} + \epsilon_{it}$$

여기에서, DS는 만일  $SIZE_{it} >$  중앙값 (median) 이면 1이고, 다른 경우는 0의 값을 갖는 dummy 변수이다.

<표 4>는 179개 표본기업을 사용하여 모형 I 과 모형 II를 추정한 결과를 보여준다. 우선 모형 I에서 ERC ( $b_1$ )는 통계적으로 유의한( $\alpha < 0.01$ ) 양(+)의 값을 가지며, BETA와 PERS변수의 회귀계수인  $b_2$ 와  $b_3$ 의 추정치는 각각 -0.479와 0.506으로 모두 예측부호와 일치하며  $b_3$ 는  $\alpha < 0.05$  수준에서 통계적으로 유의하다. 본 연구의 핵심 변수인 MONO에 대한 회귀계수의 추정치는 0.576으로 예측한대로 양(+)의 값을 가지며 미약하지만  $\alpha < 0.05$  수준(one-tail test)에서 통계적으로 유의하였다. 이것은 기업의 독점력이 ERC와 정(+)의 관계에 있다는 본 연구의 가설을 지지하는 것이다.

<표 4> 독점력이 이익반응계수에 미치는 영향 : 전체표본<sup>1)</sup>

$$CAR_{it} = b_0 + b_1UE_{it} + b_2DB*UE_{it} + b_3DP*UE_{it} + b_4MONO*UE_{it} + b_5DS*UE_{it} + \epsilon_{it}$$

독립변수 <sup>2)</sup>	예측부호	모형 I	모형 II
절편	?	-0.026 (1.802) <sup>§</sup>	-0.026 (1.790) <sup>§</sup>
UE	+	0.521 (3.055)**	0.514 (2.989)**
DB*UE	-	-0.479 (1.506) <sup>§</sup>	-0.485 (1.522) <sup>§</sup>
DP*UE	+	0.506 (2.001)*	0.505 (1.994)*
MONO*UE	+	0.576 (1.610)*	0.537 (1.256)
DS*UE	?		0.136 (0.312)
R <sup>2</sup> (수정 R <sup>2</sup> )		3.93 (3.48)	3.93 (3.39)

- 1) 1987년부터 1990년까지 일관되게 계열기업 또는 비계열기업군에 속하는 179개 표본기업을 사용.
- 2) MONO = 만일 기업 i가 계열기업군에 속하면 1이고, 비계열기업이면 0의 값을 갖는 dummy 변수.  
DS = 만일  $SIZE_{it} >$  중앙값 (median) 이면 1이고, 다른 경우는 0의 값을 갖는 dummy 변수.  
UE는 추세를 고려한 랜덤워크(RWD)모형에 의한 이익예측치를 사용하고, 년초의 주식의 시장가치로 표준화한 비기대회계이익.  
기타 변수의 정의는 <표 1> 및 <표 2>와 동일함.
- 3) 괄호안은 t값을 나타냄.  
\*\* : 유의수준 0.01; \* : 유의수준 0.05; § : 유의수준 0.10  
(부호가 예측되는 경우는 one-tail test, 그렇지 않은 경우는 two-tail test에 의거함).

한편 기업규모(SIZE) 변수를 포함한 모형 II의 추정결과는 모형 I과 매우 유사하다. SIZE변수에 대한 추정치( $b_5$ )는 양(+)의 값을 보이거나 통계적으로 유의하지는 않았다. 특히 주목할 것은 모형 II를 사용하는 경우 독점력에 대한 회귀계수( $b_4$ )는 유의하지 않았다. 이것은 계열기업과 비계열기업간에 존재하는 ERC의 차이가 독점력 뿐만 아니라 규모의 차이에 기인한다는 것을 뜻한다.

이상의 결과는 전체표본기업(179개)을 사용하여 도출된 것으로서 다음과 같은 문제점이 있다. 첫째, 계열기업(64개)과 비계열기업(115)의 수가 비대칭적이어서 이에 따른 추정상의 편이가 있을 수 있다. 둘째, 두 기업군에는 규모가 매우 크거나 작은 기업들이 포함되어 있어서 이들이 추정결과에 영향을 미칠 가능성이 있다. 셋째, 계열기업과 비계열기업의 산업별 분포가 다를 경우 산업특성변수가 결과에 영향을 줄 수 있다. 이러한 가능성을 고려한 후 추가적인 분석을 하기 위하여 계열기업과 비계열기업을 산업과 규모에 의해 서로 짝을 짓도록 하였다. 각 표본기업의 소속산업은 상장협회의 분류에 의거하였고, 규모는 5년 동안(1985~1989)의 평균시장 가치율을 이용하였다.

〈표 5〉 변수들에 대한 기업군간의 비교 : 산업과 규모에 의해 짝을 이룬 표본<sup>1)</sup>

변 수	산업에 의해 짝을 이룬 표본 <sup>2)</sup>			규모에 의해 짝을 이룬 표본 <sup>1)</sup>		
	계 열	비계열	Wilcoxon Z값 (유의수준)	계 열	비계열	Wilcoxon Z값 (유의수준)
	평 균 (중앙값)	평 균 (중앙값)		평 균 (중앙값)	평 균 (중앙값)	
CAR	-0.003 (-0.020)	-0.009 (-0.024)	0.006 (0.995)	0.000 (-0.001)	-0.044 (-0.036)	1.291 (0.197)
UE	0.012 (0.005)	0.016 (0.001)	1.163 (0.245)	0.012 (0.005)	0.010 (0.001)	1.519 (0.129)
BETA	0.901 (0.900)	0.771 (0.765)	4.105** (0.001)	0.881 (0.906)	0.759 (0.731)	4.880** (0.001)
PERS	1.011 (1.017)	0.980 (1.050)	0.016 (0.987)	1.010 (1.012)	0.935 (0.841)	1.163 (0.245)
SIZE	18.314 (8.940)	4.483 (2.563)	8.888** (0.001)	11.134 (7.840)	6.289 (4.200)	5.155** (0.001)

1) UE는 추세를 고려한 랜덤워크(RWD) 모형에 의한 이익에측치를 사용하고, 년초의 주식의 시장가치로 표준화한 비기대회계이익. 기타 변수의 정의는 〈표 1〉과 동일함.

2) 계열기업과 비계열기업 각각 48개씩. 따라서 각 기업군에 대하여 240개 (48×5년)의 관측치를 사용한 결과임.

3) 계열기업과 비계열기업 각각 52개씩. 따라서 각 기업군에 대하여 260개 (52×5년)의 관측치를 사용한 결과임.

\*\* : 유의수준 0.01.

산업에 의해 짝을 이룬 표본(matched sample)은 특정 산업에 소속된 계열기업과 비계열기업군의 모든 기업을 규모에 의하여 순위(rank)를 정한 후 서로 대응시킴으로써 선정되었다. 따라서 개개의 짝(pair)에 대한 규모의 차이는 고려하지 않았다. 이와같은 방법에 의해 최종적으로 96개(각 48개씩)의 산업에 의해 짝을 이룬 표본이 선정되었다. 한편 규모에 의해 짝을 이룬 표본은 다음과 같이 선정되었다. 우선 전체표본을 대상으로 계열기업집단과 비계열기업집단에 대해 규모에 의거하여 순위를 정한 후 가능한한 비슷한 규모의 기업들끼리 짝을 이루도록 하였다. 이 결과 계열기업 중 규모가 큰 상위 11개 기업과 비계열기업 중 하위 62개 기업이 제거되어 각 52개씩의 기업이 표본에 포함되었다.

〈표 5〉는 산업과 규모에 의해 짝을 이룬 표본의 계열기업과 비계열기업에 대한 주요변수의 기술통계(평균과 중앙값)와 두 집단간에 이 변수들이 차이가 있는지 여부를 보여주고 있다. 결과는 전체표본을 사용한 경우와 매우 유사하다. 즉, CAR, UE, PERS는 차이가 없으나 계열기업은 비계열기업에 비해 BETA와 SIZE가 크며 이 차이는 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타나 있다. 특히, 규모에 의해 짝을 이룬 표본의 경우 계열기업의 평균(중앙값) 규모는 ₩1,113억(₩784억)으로 비계열기업의 2배 정도이다. 이것은 전체표본의 경우와 비교할 때 차이가 많이 줄었으나 아직도 두 집단간에 상당한 규모의 차이가 있음을 보여주는 것이다.

〈표 6〉 독립력이 이익반용계수에 미치는 영향 : 산업과 규모에 의해 짝을 이루는 표본<sup>1)</sup>

$$CAR_{it} = b_0 + b_1UE_{it} + b_2DB*UE_{it} + b_3DP*UE_{it} + b_4MONO*UE_{it} + b_5DS*UE_{it} + \epsilon_{it}$$

독립변수	예측 부호	산업에 의해 짝을 이룬 표본 <sup>2)</sup>		규모에 의해 짝을 이룬 표본 <sup>3)</sup>	
		모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
절편	?	-0.026 (1.235)	-0.026 (1.226)	-0.027 (1.458)	-0.026 (1.446)
UE	+	0.594 (2.262)*	0.597 (2.276)*	0.945 (3.031)**	0.942 (3.015)**
DB*UE	-	-1.037 (2.448)**	-1.062 (2.505)**	-0.912 (2.149)*	-0.917 (2.155)*
DP*UE	+	0.259 (0.755)	0.224 (0.653)	0.104 (0.283)	0.107 (0.292)
MONO*UE	+	0.803 (1.647)*	0.577 (1.111)	0.646 (1.389) <sup>§</sup>	0.621 (1.296)
DS*UE	?		0.935 (1.259)		0.134 (0.211)
R <sup>2</sup> (수정 R <sup>2</sup> )		3.86 (3.05)	4.18 (3.17)	4.07 (3.34)	4.08 (3.16)

1) UE는 추세를 고려한 랜덤워크(RWD) 모형에 의한 이익예측치를 사용하고, 년초의 주식의 시장가치로 표준화한 비기대회제이익. 기타 변수의 정의는 〈표 4〉와 동일함.

- 2) 계열기업과 비계열기업 각각 48개씩. 따라서 각 기업군에 대하여 240개 (48×5년)의 관측치를 사용한 결과임.
- 3) 계열기업과 비계열기업 각각 52개씩. 따라서 각 기업군에 대하여 260개 (52×5년)의 관측치를 사용한 결과임.
- 4) 괄호안은 t값을 나타냄.  
 \*\*: 유의수준 0.01; \* : 유의수준 0.05; † : 유의수준 0.10(부호가 예측되는 경우는 one-tail test, 그렇지 않은 경우는 two-tail test에 의거함).

〈표 6〉에는 짝을 이룬 표본에 대하여 회귀모형 I 과 모형 II를 추정한 결과가 나타나있다. 산업에 의해 짝을 이룬 표본의 경우, 모형 I 을 추정하였을 때는 독점력변수(MONO)가 정(+)의 부호를 가지며  $\alpha < 0.05$  수준에서 유의하였으나 SIZE를 고려했을 때(모형 II)에는 통계적으로 유의하지 않았다. 한편 UE, BETA, PERS 등의 변수들은 모두 예측부호와 일치하며, PERS를 제외하고는 모두 통계적으로 유의( $\alpha < 0.05$ )하다. 규모에 의해 짝을 이룬 표본을 사용한 경우 역시 본질적으로 동일한 결과를 보여주고 있다. 결론적으로 이상의 결과는 계열기업들이 비계열기업에 비해 ERC가 크지만 그 이유는 독점력과 규모의 상호작용효과에 기인한다는 것을 시사하는 것이다.

## V. 결 론

본 연구는 초과수익율과 비기대회계이익의 관계 즉, 이익반응계수(ERC)가 기업의 경제적 특성에 따라 달라지는가를 검토하는 것이다. 특히, 미국의 실증연구결과에서 제시되는 체계적위험과 이익지속계수 뿐만 아니라 기업이 제품시장에서 차지하는 독점력(monopoly power)과 ERC의 관계를 분석함으로써 기존 ERC연구를 확장하는 것이다. 이를 위하여 제품에 대한 수요함수의 특성을 고려한 기업평가 모형을 설정하고 이로부터 ERC가 체계적위험, 이익지속계수 그리고 독점력의 함수임을 이론적으로 도출하였다.

이와같은 이론적 예측은 179개의 상장기업을 표본으로 하고 5년(1986~1990)동안의 자료를 사용하여 검증하였다. 특히, 계열기업과 비계열기업에의 소속여부에 의해 기업의 독점력을 측정함으로써 우리나라의 기업환경에 특유한 두 기업집단 사이에 ERC의 차이가 있는지를 분석하였다. 실증분석의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 이익반응계수는 기업의 체계적위험과는 부(-)의 관계를, 이익지속계수와는 정(+)의 관계를 갖는다. 이 결과는 비기대회계이익의 측정치에 관계없이 일관성 있게 나타나고 있다. 이것은 우리나라에서도 회계이익의 유용성이 기업의 경제적 특성요인에 따라 달라진다는 증거를 보여주는 것이다.

둘째, 계열기업이 비계열기업에 비해 이익반응계수가 크다. 이것은 계열기업이 비계열기업에 비해 높은 독점력을 향유하고 있음을 시사하는 것이다. 그러나 계열기업은 비계열기업 보다 상대적으로 규모가 큰 기업들로 구성되어 있어서 두 기업집단간의 ERC의 차이는 독점력과 규모의

상호작용효과에 기인하는 것으로 나타났다.

세째, 계열기업과 비계열기업 사이에는 규모 뿐만 아니라 체계적위험과 회계이익의 시계열속성(이직지속계수) 등의 경제적 특성에서 차이가 있다.

본 연구는 다음과 같은 한계점을 지니고 있다. 첫째, 이론적 모형을 전개함에 있어서 자기자본만으로 구성된 기업을 가정함으로써 자본구조 또는 채무불이행위험(default risk)과 ERC의 관계가 고려되지 않았다. 둘째, 계열기업과 비계열기업의 구분이 독점력의 정도를 나타낸다고 가정하고 실증분석을 하였는데 이 가정의 타당성 여부는 실증적 의문사항이다. 더우기 이와같은 독점력의 대용치(proxy)가 연구결과에 영향을 주었을 가능성을 배제할 수 없다. 세째, 거시경제 변수(이자율과 시장수익율)의 ERC에 대한 영향이 고려되지 않았다. 네째, 횡단면자료와 시계열자료를 통합하여 회귀모형을 추정하는데서 오는 횡단적 종속성(cross-sectional dependence)의 문제(Bernard(1987))를 고려하지 않았다.

이상의 한계점들과 관련하여 다음과 같은 주제들이 미래의 연구과제가 될 수 있다. 첫째, 본 연구의 기업평가모형을 다기간(multi-period) 모형으로 확장하고 옵션가결정모형(OPM)과 연결시킴으로써 기업의 자본구조가 ERC의 결정요인임을 이론적으로 도출할 수 있다. 둘째, 독점력의 대용치로서 투자수익율, Lerner 지수, Tobin q 비율 등을 측정하고 ERC와 이들 변수와의 관계를 검토할 수 있다. 세째, 연도별분석 또는 연도 dummy 변수를 사용하여 횡단적 종속성문제를 고려할 수 있다.

## 참 고 문 헌

- 김정교, "우리나라 기업의 연간회계이익의 시계열속성," 「회계학연구」(1989년 11월), pp. 71~97.
- 박준완, "회계이익공시의 정보효과와 기업특성요인에 관한연구," 「회계학연구」(1989년 11월), pp. 311~336.
- 박준완, "회계이익공시의 추가반응과 상장기간효과," 「회계학연구」(1990년 9월), pp. 1~18.
- 송인만, "회계이익정보의 유용성에 관한 실증적 연구: 주별수익율을 이용한 회계이익공시시점의 검토," 「회계학연구」(1989년 11월), pp. 1~24.
- 송인만, "주식시장에 근거한 회계학연구에 대한 소고," 「회계학연구」(1991년 12월), pp. 133~156.
- 이경주, 장지인, "재무분석가의 기업회계이익 예측능력," 「회계학연구」(1992년 7월), pp. 193~216.
- 이남주, 나인철, "재무분석가의 예측지틀 이용하여 측정한 회계이익정보와 매출정보의 유용성에 관한 실증적 연구," 「증권학회지」(1992년 3월), pp. 523~553.

- Ahmed, A., "A Structural Model of Stock Price Reaction to Earning Announcements and Tests of Its Implications for Earnings Response Coefficients," Working paper, University of Rochester, 1990.
- Albrecht, S., L. Lookabill and J. McKeown, "The Time-Series Properties of Annual Earnings," *Journal of Accounting Research* (Autumn 1977), pp. 226~244.
- Ball, R. and P. Brown, "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," *Journal of Accounting Research* (Autumn 1968), pp. 159~178.
- Beaver, W., "The Information Content of Annual Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research Supplement* (1968), pp. 67~100.
- Beaver, W., R. Clarke and W. Wright, "The Association Between Unsystematic Security Returns and the Magnitude of Earnings Forecast Errors," *Journal of Accounting Research* (Autumn 1979), pp. 316~340.
- Beaver, W., R. Lambert and D. Morse, "The Information Content of Security Prices," *Journal of Accounting and Economics* (1982), pp. 3~28.
- Bernard, V., "Cross-Sectional Dependence and Problems in Inference in Market-Based Accounting Research," *Journal of Accounting Research* (Spring 1987), pp. 1~48.
- Cho, J. and K. Jung, "Earnings Response Coefficients: A Synthesis of Theory and Empirical Evidence," Working paper, 1991.
- Choi, S. and G. Salamon, "Accounting Information and Capital Asset Prices," Working paper, Vanderbilt University, 1990.
- Christie, A., "On Cross-sectional Analysis in Accounting Research," *Journal of Accounting and Economics* (December 1987), pp. 231~258.
- Collins, D. and S. Kothari, "An Analysis of Intertemporal and Cross-sectional Determinants of Earnings Response Coefficients," *Journal of Accounting and Economics* (July 1989), pp. 143~181.
- Dhaliwal, D., K. Lee and N. Fargher, "The Association Between Unexpected Earnings and Abnormal Security Returns in the Presence of Financial Leverage," *Contemporary Accounting Research* (Fall 1991), pp. 20~41.
- Easton, P. and M. Zmijewski, "Cross-sectional Variation in the Stock Market Response to Accounting Earnings Announcements," *Journal of Accounting and Economics* (July 1989), pp. 117~141.
- Fried, D. and D. Givoly, "Financial Analysts' Forecasts of Earnings: A Better Surrogate for Market Expectations," *Journal of Accounting and Economics* (October 1982), pp. 85~107.

- Garman, M. and J. Ohlson, "Information and the Sequential Valuation of Assets in Arbitrage-Free Economics," *Journal of Accounting Research* (Autumn 1980), pp. 420~440.
- Holthausen, R. and R. Verrechia, "The Effect of Sequential Information Releases on the Variance of Price Changes in an Intertemporal Multi-Asset Market," *Journal of Accounting Research* (Spring 1988), pp. 82~106.
- Kormendi, R. and R. Lipe, "Earnings Innovations, Earnings Persistence, and Stock Returns," *Journal of Business* (July 1987), pp. 323~345.
- Lev, B., "On the Usefulness of Earnings Research : Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research," *Journal of Accounting Research Supplement* (1989), pp. 153~201.
- Lev, B. and J. Ohlson, "Market-Based Empirical Research in Accounting : A Review, Interpretation, and Extension," *Journal of Accounting Research Supplement* (1982), pp. 249~322.
- Lindenberg, E. and S. Ross, "Tobin's q and Industrial Organization," *Journal of Business* (January 1981), pp. 1~32.
- Miller, M. and K. Rock, "Dividend Policy Under Asymmetric Information," *Journal of Finance* (September 1985), pp. 1031~1052.
- Ohlson, J., "Ungarbled Earnings and Dividends," *Journal of Accounting and Economics* (July 1989), pp. 109~115.
- Subrahmanyam, M. and S. Thomadakis, "Systematic Risk and the Theory of the Firm," *Quarterly Journal of Economics* (May 1980), pp. 437~451.
- Thomadakis, S., "A Model of Market Power, Valuation and the Firm's Returns," *Bell Journal of Economics* (1976), pp. 150~162.
- Watts, R. and R. Leftwich, "The Time Series of Annual Accounting Earnings," *Journal of Accounting Research* (Autumn 1977), pp. 253~271.
- Watts, R. and J. Zimmerman, *Positive Accounting Theory*, (Englewood Cliffs, N. J. : Prentice-Hall) 1986.
- Wilson, G., "The Relative Information Content of Accruals and Cash Flows : Combined Evidence at the Earnings Announcement and Annual Report Release Date," *Journal of Accounting Research Supplement* (1986), pp. 165~200.

Summary

**Monopoly Power and Earnings Response Coefficient :**  
**Comparison Between Affiliated and Non-affiliated Firms**

*Kyung-Joo Lee*

The purpose of this study is to examine the effect a firm's monopoly power on the coefficient relating unexpected earnings and abnormal stock returns (i. e., earnings response coefficient : ERC). This study is an extension of recently growing literature on the cross-sectional and intertemporal variation in ERCs. Using a firm valuation model, which considers explicitly the demand function for the firm's products, we demonstrate that the ERC is a function of, among others, the firm's monopoly power (i. e., the inverse of the elasticity of demand for the firm's products). Specifically, we develop a hypothesis that the ERC is an increasing function of the firm's monopoly power.

We test this hypothesis by comparing the ERCs between the affiliated firms and the non-affiliated firms. Our empirical results, based on 179 sample firms over 5-year period (1986~1990), are generally consistent with theoretical predictions. Specifically, the affiliated firms exhibit larger ERCs than the non-affiliated firms even after controlling for such factors as the systematic risk and persistence coefficient, and the difference is statistically significant at 10% level. Overall, our findings suggest that the firm's monopoly power is an important determinant of ERCs.