

독점력이 기업가치에 미치는 영향

이 경 주* · 강 기 춘**

*제주대학교 회계학과 교수, Tel:064-754-3146, E-mail: mrlove@cheju.ac.kr

**제주대학교 경제학과 교수, Tel:064-754-3168, E-mail: kanggc@cheju.ac.kr

본 연구는 기업의 독점력이 기업가치에 영향이 있는지 여부를 초과수익율과 비기대회계이익의 관계 즉, 이익반응계수(ERC)가 기존 실증연구결과에서 제시되는 여러 기업특성 변수들뿐만 아니라 기업이 제품시장에서 차지하는 독점력에 따라 달라지는가를 분석하여 수행되었다. 우선, 이론적으로 기존의 여러 모형으로부터 기업의 독점력이 ERC와 정(+)의 함수관계를 갖는다는 가설을 도출하였다.

이와 같은 이론적 예측은 152개의 상장기업을 표본으로 하고 13년(1986-1998)동안의 자료를 사용하여 회귀분석을 수행함으로써 검증되었다. 특히, 「독점규제 및 공정거래에 관한 법률」에 의거하여 「시장지배적 사업자」로 지정되었는지 여부에 의해 기업의 독점력을 측정함으로써 우리나라의 기업 환경에 특유한 두 기업집단 사이에 ERC의 차이가 있는지를 분석하였다.

실증분석의 결과, 「시장지배적 사업자」로 지정된 기업들이 비지정기업들 보다 ERC가 큰 것으로 나타났으며 그 차이는 10% 수준(one-tail test)에서 통계적으로 유의하였다. 그러나 체계적 위험과 성장률 등의 기업특성들을 통제한 경우에는 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다.

색인어: 독점력, 이익반응계수, 시장지배적 사업자

* 이 논문은 2003년도 제주대학교 관광경영경제연구소의 학술연구비 지원으로 연구되었음.

I. 서 론

1981년에 “독점규제 및 공정거래에 관한 법률”(이하, 공정거래법)로 출발한 우리나라의 독점금지법은 시장지배적 지위의 남용과 과도한 경제력 집중을 방지하려는 목적으로 제정되었다. 특히, 공정거래법 제3조는 시장지배적 사업자의 남용행위를 규제함으로써 독과점 기업의 시장지배적 지위가 더 이상 강화되지 못하도록 하거나, 혹은 이를 약화시킴으로써 장기적으로 독과점적인 시장구조가 개선될 수 있도록 하였다.¹⁾

공정거래법에서는 시장점유율과 기업규모를 기준으로 시장지배적 사업자를 정의하고 있다. 즉, 시장지배적 사업자는 최근 1년간의 국내 매출액이 1,000억원 이상(1997년 4월 이후 500억원에서 상향조정됨)인 동종 또는 유사한 업종의 사업자로 상위 1개사의 시장점유율이 50% 이상이거나 3개 이내 기업의 시장점유율이 75% 이상인 사업자이다. 또한, 시장지배적 사업자를 미리 감시하고 시장지배적 지위 남용규제의 실효성을 높이기 위한 장치로서 매년 품목별로 공정거래법의 기준을 충족시키는 시장지배적 사업자를 지정·고시하는 시장지배적 사업자 지정제도(이하, 지정제도)를 운영하고 있다.

지정제도가 시작된 1981년의 시장지배적 품목(사업자)수는 42개(102개사)였으나 1998년에는 128개(311개사)로, 3배 이상 증가하였다. 이와 같이 규제대상 기업의 수가 증가함으로써 지정제도의 중요성이 매우 커졌으나, 아직까지 이 제도가 본래 의도하였던 경제적 효과가 있는지에 대한 체계적인 분석은 매우 미미한 실정이다. 단지 몇 개의 연구들이 단편적으로 지정제도의 평가를 시도하였다.

서옥석·이남순(1993)은 현행 지정제도의 기능과 개선방안에 대하여 언급하였고, 이규억·최희선(1995)은 지정제도의 운영과 관련된 법적·제도적 문제점들을 외국의 경우와 비교하여 고찰하고 개선방안을 제시하였다. 한편, 김상권(1996)은 시장지배적 사업자의 수익률 분포와 탈락률을 분석함으로써 지정제도의 평가를 시도하였다. 그러나 이들 연구는 모두 지정제도에 의해 영향을 받는 당사자들인 기업과 일반대중(예; 투자자 및 채권자)을 분석의 대상으로 고려하지 않았다.

본 연구의 목적은 기업의 독점력과 기업가치의 관련성이라는 큰 연구주체의 바탕위에 우리나라의 독점규제, 보다 구체적으로는 지정제도의 경제적 효과를 분석함으로써

1) 시장지배적 사업자란 시장지배적 지위, 즉 상당정도의 시장지배력(market power)을 가진 사업자이며, 시장지배력은 독점력(monopoly power)개념과 유사하다(이규억·최희선(1995)). 본 연구에서는 i) 사업자와 기업, ii) 시장지배력, 독점력 및 시장지배적 지위를 각각 구분하지 않고 사용한다.

이 제도의 실효성을 평가하는 것이다. 특히, 기존의 연구에서 고려되지 않았던 기업과 투자자에 대한 영향을 검토함으로써 지정제도를 평가한다. 이를 위한 기본적인 연구방법으로는 시장지배적 사업자로의 지정이 해당 기업의 한 단위(1원)의 회계이익(변동)에 대한 주가(변동)의 크기를 나타내는 「이익반응계수(earnings response coefficient): 이하 ERC라 함」에 영향을 미치는지 여부를 검증하는 것이다.

ERC가 기업의 고유한 경제적 특성이나 거시경제변수의 변동에 따라 달라지는지 여부에 대해 많은 연구가 수행되었다. 지금까지의 연구결과는 ERC의 결정요인으로서 (i) 현재의 회계이익수준이 미래에 지속되는 정도, 즉 이익지속성, (ii) 체계적 위험, (iii) 기업규모나 회계정보의 질(quality)과 같은 정보환경 등을 대표적으로 제시하고 있다 (예; Kormendi and Lipe, 1987; Collins and Kothari, 1989; Easton and Zmijewski, 1989 등). 이들 외에도 채무불이행위험(Dhaliwal, Lee and Fargher, 1991; Dhaliwal and Reynolds, 1994), 성장성, 원가구조, 경쟁정도(Ahmed, 1994), 배당율(Kallapur, 1994) 등의 기업특성, 감사의견(Choi and Jeter, 1992), 산업(Biddle and Seow, 1991)과 시장이자율(Collins and Kothari, 1989) 등의 거시경제변수, 그리고 실증적 검증모형의 유형--비선형성과 변수의 측정오차(Freeman and Tse, 1992; Ali and Zarowin, 1994) 등이 ERC에 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다.

최근에는 ERC연구의 틀을 적용하여 규제 또는 회계정책의 경제적 효과를 검토하는 연구가 수행되고 있다. 예를 들면, Teets(1992)는 전기가스업종에 대한 요금규제, Collins and Salatka(1993)는 외화환산회계변경, 그리고 Bandyopadbyay(1994)는 석유가스업종의 회계방법변경(SE와 FC)이 ERC에 미치는 영향을 분석하였다. 이들의 연구결과는 경제규제 또는 회계정책의 변경은 ERC에 영향을 주고 있음을 보여주고 있다.

우리나라의 경우 김병호(1997)는 기존의 연구에서 제시된 ERC결정요인들 중 기업의 성장성과 체계적 위험을 사용하여 분석하였는데 그의 연구결과는 대체로 미국의 결과와 비슷하였다. 그러나 손성규(1998)의 실증분석 결과는 미국의 연구결과와는 상이하게 체계적 위험, 성장성 및 기업규모는 ERC에 영향을 주고 있지 않으며 단지 이익지속성만이 ERC의 결정요인임을 보여주고 있다.

한편, ERC연구의 틀은 대체적인 EPS측정방법(김권중, 1993), 회계이익과 현금흐름의 상대적 유용성(최 관, 1993), 감사의견변경(김정재, 1997) 등을 평가하는데 적용되기도 하였다. 특히, 김권중과 남상오(1994)는 연결회계정책에 대한 두 견해(개별론과 결합론)의 근거가 되는 가정의 타당성 여부에 관해 ERC를 통하여 실증적 증거를 제시하였다.

이와 같이 ERC에 관한 많은 연구가 수행되었지만 아직까지 기업의 독점력이 ERC의 결정요인인지 여부 또는 ERC의 분석틀을 적용하여 우리나라 독점규제의 경제적

효과를 분석한 연구는 없는 실정이다.

따라서 본 연구는 「자본시장에 근거한 회계학 연구」의 틀을 적용하여 독과점 규제
제의 경제적 효과에 관한 실증적 증거를 제시함으로써, 독점력과 기업가치의 관계에
대한 규명과 아울러 지정제도에 대한 현재의 운용방식을 재검토하고 독점규제에 관한
향후의 정책수립을 위한 기초 자료로 활용할 수 있다는 점에서 그 필요성이 있다.
또한 본 연구의 결과는 회계이익과 주가(기업가치)의 관계를 나타내는 모형의 탐색
을 위한 추가적인 증거를 제시하며, 특히 우리나라의 기업 환경에 적합한 회계이익과
주가의 함수관계를 규명하기 위한 기초적인 증거를 제시할 수 있을 것이다.

II. 가설의 설정과 연구방법

1. 연구가설의 설정

현존하는 ERC연구의 대부분은 미래의 배당금, 현금흐름 또는 회계이익을 적정한
할인율로 자본화함으로써 기업 가치를 평가하는 모형 중의 어느 하나에 이론적 기초
를 두고 있다.²⁾

ERC의 결정요인을 이론적으로 도출하기 위하여 다음과 같은 가정을 한다. 첫째, 주
식의 가격(P)은 미래의 기대 배당흐름(E(D))의 현재가치이다. 둘째, 미래의 예상 배당
금은 현재의 기업이이익(X)과 다음과 같은 관련성을 갖는다.

$$E_t(D_{t+k}) = \lambda_{t+k} X_t$$

여기에서 λ 는 이익의 성장가능성을 나타내는 것으로서 흔히 '이익지속계수'라고 부
른다. 셋째, 기업에 적용되는 기대수익률(K)은 시점에 관계없이 일정하며, 다음과 같
이 CAPM에 의하여 결정된다.

$$K = R_{ft} + \beta [E(R_{mt}) - R_{ft}]$$

2) 현금흐름의 할인모형은 Kormendi and Lipe(1987), 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.

이상의 가정을 적용하면, 다음과 같은 초과수익율(AR)과 비기대회계이익(UX)의 관계가 도출 된다 (예: 김권중과 남상오(1994), 김병호(1997) 등).

$$AR_{it} = [\lambda_{it} + \sum_{k=1}^{\infty} \lambda_{it+k} \prod_{r=1}^k \frac{1}{[1+E(R_{it+r})]}] \frac{UX_{it}}{P_{it-1}} \quad (1)$$

위 식 (1)에서 ERC는 괄호([])안의 함수형태로 주어진다. 따라서 ERC는 다른 조건이 동일할 경우 λ 와는 정(+)의 관계를, β 와는 부(-)의 관계를 갖는다.

이상의 결과로부터 독점력, 즉 시장지배적 사업자로의 지정 여부와 ERC의 관계에 대한 가설을 도출할 수 있다. 우선, λ 는 기업의 성장가능성 즉, 정상수익률을 초과하는 초과수익을 발생시키는 경제적 성장의 기회를 나타내는 것으로서 독점력과 직접으로 관련되어 있다. 한편, 기업의 독점력과 체계적 위험(β) 사이에는 부(-)의 관계가 존재한다 (Subrahmanyam and Thomadakis(1976)). 따라서 기업의 독점력은 ERC와 정(+)의 함수관계를 가질 것이다.

「시장지배적 사업자」로 지정된 경우 이 기업(지정기업)은 「시장지배적 사업자」로 지정되지 않은 기업 (비지정기업)에 비해 독점력에 있어서 상대적 우위성을 갖는다고 볼 수 있으므로, 지정기업들은 비지정기업에 비해 높은 이익반응계수를 보일 것이다. 따라서 본 연구의 가설은 다음과 같다.

가설 : 「시장지배적 사업자」로 지정된 기업들은 비지정기업들 보다 이익반응계수가 크다.

2. 표본의 설정

본 연구에서 사용된 표본은 2000년 말 현재 우리나라 증권시장에 상장된 기업 중에서 다음의 요건을 충족시키는 회사들로 구성되었다.

- (1) 당기순이익, 자본금 및 기타 회계자료가 1981년 부터 2000년 까지 20년 동안 이용 가능한 기업.
- (2) 월별주식수익율(monthly returns)자료가 1981년 1월부터 2000년 12월 까지 이용 가능한 기업.
- (3) 은행, 보험회사 등의 금융업종이 아닌 기업.

이상의 요건 중 (1)과 (2)는 실증분석에 필요한 관련 자료를 확보하기 위한 것이고 (3)은 금융업종의 특수성을 고려했기 때문이다. 이상의 선정기준을 충족시키는 회사는 모두 152개였다.

표본기업들의 산업별 분포는 <표1>에 나타나 있다. 표본기업의 업종은 모두 18개로서 매우 다양한 업종별 분포를 보이고 있다. 그러나 <표1>는 다음과 같은 점을 시사하고 있다. 첫째, 음식료품 및 섬유제품은 독과점 산업이다. 이들 2개 업종이 62개 「시장지배적 사업자」인 표본기업 중 각각 29%, 14.5%를 차지하고 있는데서 잘 나타나 있다. 둘째, 모두 17개의 표본기업이 속한 의약품 업종은 단지 1개 기업만이 「시장지배적 사업자」로 지정되어 매우 경쟁적인 업종임을 나타내고 있다. 전체적으로 볼 때, 표본기업들은 설립연도가 오래 되고 규모가 큰 기업들로 구성됨으로써 이른바 '생존편의'(survivorship bias)의 문제가 제기된다.

<표 1> 표본의 업종별 분포

업종	구분	지정기업		비지정기업		전체	
		기업수	%	기업수	%	기업수	%
음식료품		18	29.0	6	6.7	24	15.8
섬유제품		9	14.5	11	12.2	20	13.2
의복 및 모피제품		0	0.0	3	3.3	3	2.0
가죽, 가방 및 신발		0	0.0	1	1.1	1	0.7
목재 및 나무제품		0	0.0	2	2.2	2	1.3
펄프, 종이 및 종이제품		1	1.6	5	5.6	6	3.9
화학제품		6	9.7	11	12.2	17	11.2
의약품		1	1.6	16	17.8	17	11.2
고무 및 플라스틱		4	6.5	1	1.1	5	3.3
비금속광물제품		5	8.1	9	10.0	14	9.2
금속제품		2	3.2	9	10.0	11	7.2
조립금속제품		1	1.6	4	4.4	5	3.3
기계 및 장비		5	8.1	1	1.1	6	3.9
영상, 음향 및 통신장비		3	4.8	7	7.8	10	6.6
전기기계 및 전기변환장치		3	4.8	0	0.0	3	2.0
자동차 및 트레일러		3	4.8	2	2.2	5	3.3
의료, 정밀, 광학기계 및 시계		1	1.6	0	0.0	1	0.7
가구 및 기타 제조업		0	0.0	2	2.2	2	1.3
합 계		62	100.0	90	100.0	152	100.0

3. 변수의 측정

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 연구결과에 따라 다음과 같은 식으로 주어지는 이익 예측치를 사용하였다.

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

여기에서 X는 기업의 당기순이익, δ 는 추세를 나타내는 것으로서 과거 5년간의 당기순이익 증감의 평균치에 의하여 측정하였다. 따라서 본 연구에서 사용된 비기대회계이익(UE)은 실제이익에서 RWD모형에 의한 예측치를 차감한 후 주식의 시장가치로 표준화함으로써 다음과 같이 측정되었다.³⁾

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

여기에서 P_{it-1} 은 t년도 초의 i기업 주식의 시장가치(주가×발행주식수)이다. 비기대회계이익을 표준화하는 데는 주식의 시장가치뿐만 아니라 이익예측치도 자주 사용된다. 본 연구에서 주식의 시장가치를 사용한 이유는 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 $|UE| > 200\%$ 인 경우에는 이를 $\pm 200\%$ 로 처리(truncate)하였다.

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

2) 체계적 위험

기업 i의 t년도 체계적 위험(BETA), β_{it} 는 다음 식으로 주어지는 시장모형을 추정하여 계산하였다.

$$R_{ij} = \alpha_{it} + \beta_{it} R_{mtj} + \varepsilon_{ij} \dots \dots \dots (2)$$

여기에서, R_{ij} = 기업 i의 t년도 j월의 주가수익률,
 R_{mtj} = t년도 j월의 시장수익률(종합주가지수 변화율),
 α_{it}, β_{it} = 기업 i의 t년도 시장모형 추정의 절편 및 기울기.

위 시장모형은 특정 회계연도 개시 후 3개월 이전 48개월 동안의 수익률자료를 이용하여 추정하였으며 이용 가능한 수익률 자료가 24개월 미만인 년도는 분석대상에서 제외하였다.⁴⁾

3) 누적초과수익률

시장모형인 식 (2)에서 추정된 회귀계수 α_{it} 와 β_{it} 를 이용하여 월별 초과수익률(monthly abnormal returns: AR)은 다음과 같이 계산된다.

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

여기에서 i는 기업, t는 년도, 그리고 j는 월을 나타낸다. 이와 같이 계산된 AR은 해당년도의 회계연도 개시 후 4개월부터 결산일 이후 3개월까지 12개월 동안 합산하여 누적초과수익률(cumulative abnormal returns: CAR)을 측정·사용하였다.⁵⁾

$$CAR_{it} = \sum_j AR_{ij}$$

4) 미국의 경우 월별수익률에 의하여 시장모형을 추정할 때 60개월의 자료를 사용하는 것이 보편적이다. 우리나라의 경우 예측기간이 길어질 때 예상되는 β 의 안정성문제 때문에 48개월을 택하였다.
 5) Collins and Kothari(1989)는 초과수익률의 누적기간이 ERC에 영향을 미친다는 증거를 제시하고, 대규모기업에 대해서는 정보환경의 차이를 통제하기 위해 소규모기업에 비해 누적기간이 보다 일찍 시작되어야 한다고 제안하였다. 그러나 누적개시시점을 결정하는 것이 매우 어려우므로 본 연구에서는 기업규모에 관계없이 동일한 누적기간을 적용하였다.

따라서 12월 말 결산기업의 경우 CAR는 특정년도 4월부터 익년도 3월까지 12개월 동안 AR을 누적한 것이다.

4) 실증적 검증모형

본 연구의 주요 관심은 기업이 제품시장에서 차지하는 독점력의 정도가 이익반응 계수(이하 ERC라 함)에 체계적으로 영향을 주는지 여부를 검토하는 것이다. 따라서 본 연구의 기본적 귀무가설(null hypothesis)은 “ERC는 독점력의 크기에 따라 차이가 없다”는 것이다. 이 가설을 검증하기 위하여 다음의 회귀모형이 사용 된다:

$$CAR_{it} = a + bUE_{it} + \phi D_{it}UE_{it} + e_{it} \dots \dots \dots (3)$$

여기에서 CAR_{it} = 기업 i의 t년도 누적초과수익률,
 UE_{it} = 기업 i의 t년도 비기대회계이익,
 D_{it} = 기업 i의 t년도 독점력의 척도를 나타내는 1, 0의 값을 갖는 더미변수(dummy variable).

본 연구의 가설 검증은 「독점규제 및 공정거래에 관한 법률」에 의거하여 공정거래 위원회에서 「시장지배적 사업자」로 지정된 기업과 그렇지 않은 기업들 사이에 ERC의 차이가 있는지 여부를 분석하는 것이다. 따라서 위 검증모형 (3)에서 특정기업 i가 특정년도 t에 「시장지배적 사업자」이면 D_{it} 는 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다.

본 연구에서 주요 관심대상이 되는 변수는 독점력(D_{it}) 이다. 만일 「시장지배적 사업자」로의 지정여부가 독점력의 정도를 적절히 측정하는 대용치라면, 독점력과 ERC의 관계를 검증하는 것은 위 회귀모형에서 추정된 회귀계수 ϕ 의 유의성을 검증하는 것과 동일하다. 따라서 본 연구의 가설은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$H_0: \phi = 0, \quad H_a: \phi > 0$$

Ⅲ. 실증분석의 결과

1. 기술통계

<표 2>는 「시장지배적 사업자」로 지정된 기업 (지정기업)과 지정되지 않은 기업 (비지정기업)별로 주요 변수에 대한 기술통계(평균, 표준편차와 중앙값)를 보여준다. 또한 이 변수들의 두 기업군간 차이가 통계적으로 유의한가를 확인하기 위해 실시한 비모수통계검증방법인 윌콕슨의 부호순위검증(Wilcoxon rank sum test)의 결과가 보고되었다.

CAR와 UE에서는 두 기업군 사이에 차이가 없었다. 그러나 지정기업의 BETA는 평균(중앙값)이 0.816(0.801)으로 비지정기업의 0.936(0.935)보다 작으며 그 차이는 통계적으로 매우 유의($\alpha < 0.0001$)하다. 이 결과는 독점력과 BETA는 음(-)의 관계를 갖는다는 Subrahmanyam and Thomadakis(1980)의 이론적 결과와 일치하는 것이다.

<표 2> 주요 변수들에 대한 기술통계¹⁾

구분 변수	지정기업			비지정기업			Wilcoxon Z 값 ⁹⁾	유의수준 (p 값)
	평균	표준 편차	중앙값	평균	표준 편차	중앙값		
UE ²⁾	-0.001	0.131	0.001	-0.002	0.196	0.002	0.542	0.5871
CAR ³⁾	0.061	0.362	0.058	0.057	0.424	0.045	0.535	0.5922
BETA ⁴⁾	0.816	0.239	0.801	0.936	0.282	0.935	-7.483	0.0001
GROWTH ⁵⁾	2.381	3.601	1.241	1.925	3.051	1.001	5.036	0.0001
LEV ⁶⁾	0.706	0.120	0.723	0.646	0.135	0.660	7.759	0.0001
QRATIO ⁷⁾	1.356	0.945	1.051	1.268	0.884	1.000	4.557	0.0001
SIZE ⁸⁾	236.59	558.53	75.24	52.78	84.90	26.59	12.519	0.0001

- 1) 152개 표본기업에 대해 13년(1986 - 1998)동안 총 1,976개의 관측치를 사용.
- 2) 추세를 고려한 랜덤워크(RWD)모형에 의한 이익 예측치를 사용하고, 연초의 주식의 시장가치로 표준화한 비기대회계이익.
- 3) 회계연도 개시 3개월 후부터 회계연도 종료 후 3개월까지 누적한 초과수익률.
- 4) 시장모형을 이용하여 추정한 체계적 위험.
- 5) 자본금의 장부가액에 대한 시장가액의 비율로 측정된 성장률.
- 6) 부채비율: 총부채/총자산.
- 7) Tobin Q비율: (총부채+자본금의 시장가치)/총자산
- 8) 기업규모: 주식의 시장가치(주가 x 발행주식수): 단위 = ₩100억
- 9) 윌콕슨의 부호순위검증(Wilcoxon signed ranks test) 통계량.

또한, <표 2>는 본 연구에서 관심대상이 되는 몇몇 주요 변수에 대한 기술통계를 보여 준다. 이 변수들은 (1) 자본금의 장부가액에 대한 시장가액의 비율로 측정된 성장률(GROWTH), (2) 총자산에 대한 총부채의 비율로 측정된 부채비율(LEVG), (3) Tobin의 Q비율(QRATIO), (4) 주식의 시장가치에 의해 측정된 기업규모(SIZE) 등이다.

예상대로 지정기업들은 비지정기업에 비해 규모가 큰 것으로 나타났다. 기업규모의 지정기업 평균(중앙값)은 ₩23,659억(₩7,524억)으로 비지정기업의 ₩5,278억(₩2,659억)보다 현저하게 크며 그 차이도 통계적으로 매우 유의하였다($\alpha < 0.0001$). 또한 지정기업들은 비지정기업에 비해 성장률과 부채비율도 높게 나타나고 있다. 한편, 독점력의 측정치라고 볼 수 있는 Tobin의 Q비율(QRATIO)의 경우 지정기업이 비지정기업보다 높게 나타나고 있고 이 차이도 통계적으로 유의하여($\alpha < 0.0001$) 「시장지배적 사업자」의 지정여부가 독점력의 측정치가 될 수 있음을 시사하고 있다.

2. 이익반응계수(ERC)의 비교

<표 3>은 「시장지배적 사업자」로의 지정여부에 의해서 측정된 독점력이 ERC와 관련이 있는지를 검증한 결과를 보여준다. 지정기업과 비지정기업 각각에 대하여 비기대회계이익(UE)과 초과수익률(CAR)의 단순회귀모형을 기업군별로 추정하고, 또한 회귀모형(3)을 전체표본을 사용하여 추정하였다.

회귀모형의 추정결과는 이론적 예측과 일치하고 있다. 지정이 변경된 기업을 포함하여 152개의 전체표본을 사용하는 경우, 지정기업의 ERC는 1.159로서 비지정기업의 0.408에 비하여 2.8배 정도 크게 나타나고 있다. 따라서, ERC의 차이를 측정하는 모형(3)의 회귀계수 ϕ 의 추정치는 예측대로 정(+)^{의 값을 갖는다. 이것은 지정기업의 ERC가 비지정기업에 비해 크다는 것을 의미하는 것이다. 또한 이와 같은 ERC의 차이는 $\alpha < 0.05$ 수준(one-tail test)에서 통계적으로 유의하다. 이상의 결과는 본 연구의 가설이 지지되고 있음을 보여준다.}

한편, 이상의 결과는 전체표본기업(152개)을 사용하여 도출된 것으로서 지정기업과 비지정기업의 수가 매년 비대칭적이어서 추정상의 편의가 있을 수 있다. 따라서 연구기간 동안(1986-1998) 지속적으로 지정기업 또는 비지정기업에 속하는 기업들만 사용하여 모형(3)을 추정하였으며, 그 결과는 <표 3>에 나타나 있는 바와 같이 전체표본을 사용하는 경우와 실질적으로 일치하고 있다. 이와 같은 결과는 기업의 독점력

이 ERC와 정(+)의 관계에 있다는 본 연구의 기본적 가설을 지지하는 것이다.

<표 3> 기업의 독점력과 이익반응계수(ERC)

$$CAR_{it} = a + bUE_{it} + \phi D_{it} * U_{it} + e_{it}$$

1. 전체표본: 지정이 변경된 기업을 포함하는 경우				
독립 변수	예측부호	지정기업	비지정기업	전 체
절 편	?	-0.177 ** (5.340)	-0.142 ** (5.109)	-0.156 ** (7.303)
UE	+	1.159 ** (3.708)	0.408 * (2.397)	0.418 ** (2.510)
D*UE	+			0.744 * (2.023)
R ² (%)		5.35	1.50	2.91
2. 지속적 지정·비지정 기업만 포함하는 경우				
독립 변수	예측부호	지정기업	비지정기업	전 체
절 편	?	-0.206 ** (5.599)	-0.124 ** (4.144)	-0.155 ** (7.303)
UE	+	1.406 ** (2.473)	0.437 ** (2.400)	0.461 ** (2.510)
D*UE	+			0.764 * (1.273)
R ² (%)		3.06	1.82	2.14

- 1) D_{it} 는 더미(dummy) 변수로서, 특정 연도 t에 특정기업 i가 「시장지배적사업자」로 지정된 기업이면 1의 값을, 비지정기업이면 0의 값을 갖는다.
- 2) 괄호 안은 t값은 나타냄
+ : 유의수준 0.10; * : 유의수준 0.05; ** : 유의수준 0.01.

3. 추가적인 분석의 결과

이상의 결과는 본 연구의 가설을 지지하고 있으나 다음과 같은 방법론적인 문제점이 있다. 첫째, 두 기업군에는 규모가 매우 크거나 작은 기업들이 포함되어 있어서

이들이 추정결과에 영향을 미칠 가능성이 있다. 둘째, 지정기업과 비지정기업의 산업별 분포가 다를 경우 산업특성변수가 결과에 영향을 줄 수 있다. 이러한 가능성을 고려한 후 추가적인 분석을 하기 위하여 지정기업과 비지정기업을 산업과 규모에 의해서로 짝을 짓도록 하였다. 각 표본기업의 소속 산업은 상장협의회 분류에 의거하였고, 규모는 13년 동안(1986-1998)의 평균 시장가치를 이용하였다.

<표 4> 기업의 독점력과 이익반응계수: 산업과 기업규모에 의한 대응표본

$$CAR_{it} = a + bUE_{it} + \phi D_{it} * U_{it} + e_{it}$$

1. 지정이 변경된 기업을 포함하는 경우				
독립 변수	예측부호	지정기업	비지정기업	전체
절편	?	-0.191 ** (5.063)	-0.226 ** (5.339)	-0.208 ** (7.362)
UE	+	1.182 ** (3.551)	0.279 (0.886)	0.261 (0.879)
D*UE	+			0.947 * (2.073)
R ² (%)		6.25	0.41	3.20
2. 지속적 지정·비지정 기업만 포함하는 경우				
독립 변수	예측부호	지정기업	비지정기업	전체
절편	?	-0.188 ** (4.406)	-0.144 ** (3.109)	-0.165 ** (5.256)
UE	+	1.565 ** (2.593)	0.099 (0.289)	0.122 (0.375)
D*UE	+			1.362 ** (1.942)
R ² (%)		4.78	0.06	2.08

- 1) D_{it} 는 더미(dummy) 변수로서, 특정 연도 t에 특정기업 i가 「시장지배적사업자」로 지정된 기업이면 1의 값을, 비지정기업이면 0의 값을 갖는다.
- 2) 괄호 안은 t값은 나타냄
+ : 유의수준 0.10; * : 유의수준 0.05; ** : 유의수준 0.01.

산업과 기업규모에 의해 짝을 이룬 대응표본(matched sample)은 특정 산업에 소속된 지정기업과 비지정기업군의 모든 기업을 규모에 의하여 순위(rank)를 정한 후 서로 대응시킴으로써 선정되었다. 이와 같은 방법에 의해 최종적으로 96개(각 48개씩)의 규모와 산업에 의한 대응표본이 선정되었다.

<표 4>에는 대응표본에 대하여 회귀모형 (3)을 추정한 결과가 나타나 있다. 지정이 변경된 기업을 포함하는 경우 독점력을 나타내는 더미변수의 회귀계수는 예측대로 정(+)의 부호를 가지며 $\alpha < 0.05$ 수준에서 유의하였다. 또한 지속적으로 지정 또는 비지정된 기업들만을 대상으로 추정할 경우에도 회귀계수 ϕ 는 예측부호와 일치하며, 통계적으로 유의($\alpha < 0.01$)하다.

이와 같이 산업과 규모에 의해 짝을 이룬 대응표본을 사용하여 이들 변수를 통제할 경우에도 역시 지정기업들이 비지정기업에 비해 ERC가 크다는 결과를 보여주고 있다.

ERC는 독점력의 증가함수일 뿐만 아니라 ERC는 또한 기업의 체계적 위험(BETA)과는 음(-)의 관계를, 이익지속계수와는 양(+)의 관계를 가지고 있다. 따라서 지정기업의 ERC가 비지정기업에 비해 크다는 이상의 검증결과는 이들 변수들의 차이에 기인할 수도 있다. 따라서 다음과 같은 다중회귀모형을 사용하여 추가분석을 수행하였다.

$$CAR_{it} = b_0 + [b_1 + b_2 RISK_{it} + b_3 GROW_{it} + \phi D_{it}] * UE_{it} + e_{it} \dots (4)$$

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

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

다른 변수들에 대한 정의는 모형 (3)과 동일하다. 위 검증모형 (4)에서 변수 UE에 대한 회귀계수 b_1 은 회계정보의 유용성 여부를 측정하는 것으로서 양(+)의 값을 가지며, b_2 와 b_3 는 체계적 위험(BETA)과 이익지속계수의 ERC에 대한 영향을 나타내는 것으로서 $b_2 < 0$ 이고 $b_3 > 0$ 이 될 것으로 예측된다.⁶⁾

6) 이익지속계수의 측정은 각 표본기업에 대해 일정기간 동안의 회계이익자료를 이용하여 특정 시계열모형을 추정하여 이루어진다. 그러나 본 연구에서는 이와 같은 방법 대신에 자본금의 장부가액에 대한 시장가격의 비율로 측정된 성장률을 이익지속계수의 대용치로 사용하였다.

위 회귀모형에 추가된 두 변수 RISK와 GROW가 ERC에 영향을 미친다는 연구결과는 이미 보고되었다 (예; Easton and Zmijewski [1989] and Collins and Kothari [1989] 등). 특히 <표 2>의 결과에 의하면, 이들 두 변수는 지정기업과 비지정기업 사이에 큰 차이를 보이고 있다. 따라서 이 변수들을 통제하는 경우, 앞서의 연구결과가 달라질 수 있을 것으로 예상된다.

<표 5> 기업의 독점력과 이익반응계수: 기업특성 변수들을 통제한 경우

$$CAR_{it} = b_0 + b_1UE_{it} + b_2RISK_{it}*UE_{it} + b_3GROW_{it}*UE_{it} + \phi D_{it}*U_{it} + e_{it}$$

1. 전체표본을 사용하는 경우			
독립 변수	예측 부호	지정이 변경된 기업 포함	지속적 지정·비지정 기업
절편	?	-0.160 (7.469) **	-0.158 (6.796) **
UE	+	0.723 (3.044) **	0.866 (3.439) **
RISK*UE	-	-0.699 (2.107) *	-0.853 (2.340) **
GROW*UE	+	0.236 (0.617)	0.055 (0.138)
D*UE	+	0.508 (1.308) *	0.589 (0.977)
R ² (%)		3.60	3.29
2. 대응표본을 사용하는 경우			
독립 변수 ¹⁾	예측 부호	지정이 변경된 기업 포함	지속적 지정·비지정 기업
절편	?	-0.211 (7.514) **	-0.164 (5.217) **
UE	+	0.834 (2.111) **	0.581 (1.339) +
RISK*UE	-	-1.265 (2.453) **	-0.989 (1.667) *
GROW*UE	+	2.468 (2.261) *	0.320 (0.231)
D*UE	+	0.372 (0.747)	1.105 (1.538) +
R ² (%)		5.75	3.12

- 1) $RISK_{it}$ = 만일 기업의 t년도 체계적 위험이 중앙값보다 크면 1이고, 다른 경우에는 0의 값을 갖는 더미변수.
 $GROW_{it}$ = 만일 기업의 t년도 성장률이 중앙값보다 크면 1이고, 다른 경우에는 0의 값을 갖는 더미변수.
- 2) 괄호안은 t값은 나타냄
 + : 유의수준 0.10; * : 유의수준 0.05; ** : 유의수준 0.01.
 (부호가 예측되는 경우는 one-tail, 그렇지 않은 경우는 two-tail test에 의거함)

이 방법은 Collins and Kothari(1989) 등에 의해 사용되었다.

<표5>는 위 회귀모형의 추정결과를 (1) 전체표본, (2) 산업과 규모에 의해 짝을 이룬 대응표본 각각에 대하여 지정이 변경된 기업을 포함할 경우와 지속적 지정·비지정기업 만을 사용하는 경우로 구분하여 보여주고 있다. 전체적으로 두 변수 RISK와 GROW에 대한 회귀변수의 부호는 예측과 일치하게 나타나고 있으며, 특히 RISK의 경우에는 그 크기도 통계적으로 유의($\alpha < 0.05$) 하였다.

본 연구의 관심대상인 변수 $D*UE$ 에 대한 회귀계수(ϕ)의 부호는 정(+)의 값을 나타내고 있어 예측과 일치한다. 그러나 전체 표본에서 지정이 변경된 기업을 포함하는 경우와, 대응표본에서 지속적 지정·비지정기업들을 포함하는 경우에만 회귀계수의 추정치가 통계적으로 유의하다 ($\alpha < 0.10$). 관련 변수들을 통제하지 않은 앞서의 결과에서와는 달리 이처럼 낮은 유의수준은 실증분석결과가 본 연구의 가설에 대하여 매우 미약하게 지지하고 있음($\alpha < 0.05$)을 보여주고 있다.

IV. 결 론

본 연구는 기업의 독점력이 기업가치에 영향이 있는지 여부를 검토하는 것이다. 이를 위하여 초과수익율과 비기대회계이익의 관계 즉, 이익반응계수(ERC)가 기존 실증연구결과에서 제시되는 여러 기업특성 변수들뿐만 아니라 기업이 제품시장에서 차지하는 독점력에 따라 달라지는가를 분석하였다. 우선, 이론적으로 기존의 여러 모형으로부터 기업의 독점력이 ERC와 정(+)의 함수관계를 갖는다는 가설을 도출하였다.

이와 같은 이론적 예측은 각각 152개의 상장기업을 표본으로 하고 13년(1986-1998)동안의 자료를 사용하여 회귀분석을 수행함으로써 검증되었다. 특히, 「독점규제 및 공정거래에 관한 법률」에 의거하여 「시장지배적 사업자」로 지정되었는지 여부에 의해 기업의 독점력을 측정함으로써 우리나라의 기업 환경에 특유한 두 기업 집단 사이에 ERC의 차이가 있는지를 분석하였다. 실증분석의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, ERC가 「시장지배적 사업자」로 지정된 기업과 비지정기업 사이에 차이가 있는지를 비교한 횡적분석의 결과는 이론적 예측과 비교적 일치하였다. 즉, 「시장지배적 사업자」로 지정된 기업들이 비지정기업들 보다 ERC가 큰 것으로 나타났으며 그

차이는 10% 수준(one-tail test)에서 통계적으로 유의하였다.

둘째, 이러한 결과는 산업과 기업규모를 통제한 경우에도 나타났으나 체계적 위험과 성장률을 통제한 경우에는 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다.

셋째, 지정기업과 비지정기업 사이에는 규모뿐만 아니라 체계적 위험과 성장률, Tobin의 Q비율 등의 경제적 특성에서 차이가 있다.

본 연구는 다음과 같은 한계점을 지니고 있다. 첫째, 지정기업과 비지정기업의 구분은 독점력의 정도를 나타낸다고 가정하고 실증분석을 하였는데 이 가정의 타당성 여부는 실증적 의문사항이다. 더욱이 이와 같은 독점력의 대용치(proxy)가 연구결과에 영향을 주었을 가능성을 배제할 수 없다. 둘째, 거시경제변수(이자율과 시장수익률)의 ERC에 대한 영향이 고려되지 않았다. 셋째, 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, 독점력의 대용치로서 투자수익률, Lerner 지수, Tobin q 비율 등을 측정하고 ERC와 이들 변수와의 관계를 검토할 수 있다. 둘째, 연도별 분석 또는 연도 dummy 변수를 사용하여 횡단적 종속성 문제를 고려할 수 있다. 셋째, 기업의 독점력과 ERC의 관계를 검증하기 위해 독점력의 변동에 따른 ERC의 변화추이를 살펴볼 수 있다. 예를 들면, 본 연구의 틀 안에서 「시장지배적 사업자」로 신규 지정된 기업과 「시장지배적 사업자」에서 해제된 기업들 사이에 지정과 해제를 전후하여 ERC의 차이가 있는지를 검증하는 시계열 접근방법을 시도해 볼 수 있을 것이다.

참고 문헌

- 김권중, 1993, "대체적 EPS 측정방법과 이를 이용한 이익, 매출액 및 비용의 정보가치 분석," 회계학연구 (한국회계학회), 제17호, 1-28.
- 김권중 · 남상오, 1994, "연결회계정책 정립을 위한 실증적 연구," 회계학연구(한국회계학회), 제18호, 19-45.
- 김상권, 1996, 독점과 기업집단, 한국경제연구원
- 서옥석 · 이남순, 1993, 시장지배적사업자 지정제도의 개선방안, 공정거래위원회
- 이경주 · 장지인, 1992, "재무분석가의 기업회계이익 예측능력," 회계학연구(한국회계학회), 제15호, 193-216.
- 이규억 · 최희선, 1995, "시장지배적지위 남용규제제도의 운용방향", 법경제연구(II) (한국개발연구원), 7-66.
- 최 관, 1993, "주식가격에 대한 회계이익과 현금흐름의 정보가치," 회계학연구(한국회계학회), 제16호, 1-27.
- Ahmed, A., 1994, "Accounting Earnings and Future Economic Rents," *Journal of Accounting and Economics*, 377-400.
- Albrecht, S., L. Lookabill and J. McKeown, 1977, "The Time-Series Properties of Annual Earnings," *Journal of Accounting Research*, 226-244.
- Ali, A. and P. Zarowin, 1994, "Permanent versus Transitory Components of Annual Earnings and Estimation Error in Earning Response Coefficients," *Journal of Accounting and Economics*, 249-264.
- Bandyopadhyay, S., 1994, "Market Reaction to Earnings Announcements of Successful Efforts and Full Cost Firms in the Oil and Gas Industry," *Accounting Review*, 657-674.
- Biddle, G. and G. Seow, 1991, "The Estimation and Determinants of Association Between Returns and Earnings: Evidence from Cross-Industry Comparisons," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 183-232.
- Christie, A., 1987, "On Cross-sectional Analysis in Accounting Research," *Journal of Accounting and Economics*, 231-258.
- Collins, D. and S. Kothari, 1989, "An Analysis of Intertemporal and

- Cross-sectional Determinants of Earnings Response Coefficients," *Journal of Accounting and Economics* ,143-181.
- Collins, D. and W. Salatka, 1993, "Noisy Accounting Earnings Signals and Earnings Response Coefficients: The Case of Foreign Currency Accounting," *Contemporary Accounting Research* ,119-160.
- Dhaliwal, D., K. Lee and N. Fargher, 1991, "The Association Between Unexpected Earnings and Abnormal Security Returns in the Presence of Financial Leverage," *Contemporary Accounting Research* ,20-41.
- Dhaliwal, D. and S. Reynolds, 1994, "The Effect of the Default Risk of Debt on the Earnings Response Coefficients," *Accounting Review* ,412-419.
- Easton, P. and M. Zmijewski, 1989, "Cross-sectional Variation in the Stock Market Response to Accounting Earning Announcements," *Journal of Accounting and Economics*, 117-141.
- Freeman, R. and S. Tse, 1992, "A Nonlinear Model of Security Price Response to Unexpected Earnings," *Journal of Accounting Research*, 185-209.
- Fried, D. and D. Givoly, 1982, "Financial Analysts' Forecasts of Earnings: A Better Surrogate for Market Expectations," *Journal of Accounting and Economics*, 85-107.
- Kallapur, S., 1994, "Dividend Payout Ratios as Determinants of Earnings Response Coefficients," *Journal of Accounting and Economics*, 359-375.
- Kormendi, R. and R. Lipe, 1987, "Earnings Innovations, Earning Persistence, and Stock Returns," *Journal of Business*, 323-345.
- Subrahmanyam, M. and S. Thomadakis, 1980, "Systematic Risk and the Theory of the Firm," *Quarterly Journal of Economics*, 437-451.
- Thomadakis, S., 1976, "A Model of Market Power, Valuation and the Firm's Returns," *Bell Journal of Economics*, 150-162.
- Teets, W., 1992, "The Association Between Stock Market Response to Earnings Announcements and Regulation of Electric Utilities," *Journal of Accounting Research*, 274-285.