

## 韓國株式市場에서의 株價指數 選擇에 따른 企業規模效果의 實證結果 比較分析

黃善雄\*

### 〈요약〉

Banz(1981)와 Reinganum(1981)에 의한 실증연구에 의한 소기업과 대기업간의 수익률차이는 자본자산가격결정모형(CAPM)에 의하여 설명될 수가 없는 결과 즉, 과거의 체계적 위험과 기업규모를 기준으로 보면 도구변수(instrumental variable)인 기업규모는 추정된 CAPM의 베타에 대하여 통제된 연후에도 포트폴리오간의 평균수익률에 대하여 통계적으로 유의적인 설명력을 가진다는 것이다. 이것은 주식의 위험조정후수익률(risk-adjusted return)이 기업규모와 負의 관계에 있다는 것으로서, CAPM으로서는 설명되지 않는 異常 수익률 현상이다. Banz와 Reinganum 이후 미국학계에서 그동안 수많은 연구들이 규모효과에 대한 설명을 시도하였으나 아직도 완전한 설명은 존재하지 않고 있다.

본 연구는 우리나라 주식시장에서의 규모효과 존재여부에 관한 기존의 몇몇 연구들이 갖고 있는 방법론상의 문제점들을 제거함으로써 규모효과의 존재여부를 새로이 검증하였다. 특히, 동일가중지수수익률(equal-weighted index return)은 효율적 포트폴리오수익률이나 종합주가지수수익률은 비효율적 포트폴리오수익률이라는 황선웅·이일균(1991)의 연구 결과를 고려하여, 시장수익률 대용치로서 종합주가지수수익률을 사용할 경우 규모효과의 검증결과가 어떠한 영향을 받는지도 아울러 분석하였다.

1980-90년의 기간을 대상으로 하여 실증분석한 결과, 먼저 동일가중지수수익률을 시장수익률로 사용할 경우 체계적위험 추정치와 기업규모간에는 負의 관계가 존재하고 있음이 관측되고 있으며, 기업규모포트폴리오의 초과수익률 추정치도 대형주는 물론 소형주의 경우에도 통계적으로 유의하게 異과 다르지 않다. 그 결과 최소한 1980-90년의 경우 우리나라 주식시장에는 규모효과가 존재하였다는 실증적 증거가 발견되지 않는다. 그러나 종합주가지수수익률을 시장수익률로 사용하면 소형주에 대한 체계적위험이 대형주의 경우보다 오히려 작게 나타나고 있으며, 그에 따라 통계적으로 유의한 규모효과가 존재하는 것처럼 나타나고 있어 종합주가지수수익률은 시장수익률 대용치로 적절하지 않음을 제안하고 있다.

\* 중앙대학교 사회과학대학 경영학과 부교수

\*\* 이 논문은 1992년도 중앙대학교 교내 일반교수 연구비 지원에 의하여 작성되었음.

## I. 서론

1980년대에 들어 재무분야에서 발견된 실증상의 규칙성(regularities)중의 하나는 장기간에 걸쳐 측정해 볼 때 소기업포트폴리오의 평균수익률이 대기업포트폴리오의 그것보다 훨씬 높다는 사실이다. 이 사실 자체는 그리 놀라운 것은 아닌 것이 직관적으로 볼 때 소기업들은 대기업보다 일반적으로 위험도가 크다고 인정되기 때문이다. 그러므로, 투자자들이 위험혐오적이라는 가정아래 시장이 균형을 이루기 위해서는 소기업주식의 기대수익률은 대기업주식의 기대수익률보다 높게 나타날 것이다.

Banz(1981)와 Reinganum(1981)에 의한 실증연구에 의한 소기업과 대기업간의 수익률차이는 자본자산가격결정모형(capital asset pricing model; CAPM)에 의하여 설명될 수가 없는 결과를 보여주고 있다. 즉, 과거의 베타(beta)와 기업규모를 기준으로 포트폴리오를 구성하면 도구변수(instrumental variable)인 기업규모는 추정된 CAPM의 베타에 대하여 통제된 연후에도 포트폴리오간의 평균수익률에 대하여 통계적으로 유의적인 설명력을 가진다는 것이다.

본 연구의 목적은 우리나라 주식시장에서 기업규모효과(firm size effect)가 존재하는지의 여부를 실증분석함에 있다. 앞서 설명한 바와 같이 기업규모효과는 주식의 위험조정후수익률(risk-adjusted return)이 기업규모와 負의 관계에 있다는 것으로서, 자본자산가격결정모형(capital asset pricing model; CAPM)으로서는 설명되지 않는 異常수익률 현상이다.<sup>1)</sup> Banz(1981)와 Reinganum(1981)이후 미국학계에서 그동안 수많은 연구들이 규모효과에 대한 설명을 시도하였으나 아직도 완전한 설명은 존재하지 않고 있다.

우리나라 주식시장에서의 규모효과 존재여부에 대해서는 그동안 몇몇의 연구가 실증분석을 수행한 바 있다. 먼저 지청(1987)은 1976-86년간의 기간을 대상으로 하여 규모효과의 존재여부를 검증하고자 하였다. 그러나 금융업종주식들을 표본에서 제외하였으며, 또한 시장수익률도 표본에 포함된 주식들만을 이용하여 산출하는 등의 문제점 때문에 검증결과의 의미있는 해석이 불가능하다. 체계적위험과 초과수익률의 추정치는 사용된 시장수익률 대용치의 적절성 여부에 따라 직접 영향을 받기 때문이다. 최운렬, 김우종(1986)은 이에 앞서 1975-84년기간의 12월결산법인을 대상으로 하여 주가수익률(Price-Earnings Ratio; PER)효과와 기업규모효과의 관계를 분석한 결과, PER효과와 기업규모효과가 모두 존재함을 확인하였으며, 위의 두 가지 효과중에서 하나를 통제하더라도

1) 이에 대해서는 Schwert(1983)가 잘 요약하고 있으므로 참조바람.

다른 효과가 체계적으로 나타나는 사실로 보아 PER효과와 기업규모효과는 어느 한쪽이 종속된 효과가 아니라 독립적으로 존재한다고 주장하였다. 그러나 이들은 표본기간을 두 개의 소표본기간으로 나누어 분석한 결과 PER효과는 기간에 관계없이 통계적으로 유의하게 나타나는 한편, 기업규모효과는 기간에 따라 나타나지 않는 경우도 있음을 보고하였다.

본 연구는 기존의 연구들이 갖고 있는 방법론상의 문제점들을 제거함으로써 규모효과의 존재여부를 새로이 검증한다. 또한, 동일가중지수수익률(equal-weighted index return)은 효율적 포트폴리오수익률이나 종합주가지수수익률은 비효율적 포트폴리오수익률이라는 황선웅 이일균(1991)의 연구결과를 고려하여, 시장수익률 대용치로서 종합주가지수수익률을 사용할 경우 규모효과의 검증결과가 어떠한 영향을 받는지도 아울러 분석한다.

1980-90년의 기간을 대상으로 하여 실증분석한 결과, 먼저 동일가중지수수익률을 시장수익률로 사용할 경우 체계적위험 추정치와 기업규모간에는 負의 관계가 존재하고 있음이 관측되고 있으며, 기업규모포트폴리오의 초과수익률 추정치도 대형주는 물론 소형주의 경우에도 통계적으로 유의하게 零과 다르지 않다. 그 결과 최소한 1980-90년의 경우 우리나라 주식시장에는 규모효과가 존재하였다는 실증적 증거가 발견되지 않는다. 그러나 종합주가지수수익률을 시장수익률로 사용하면 소형주에 대한 체계적위험이 대형주의 경우보다 오히려 작게 나타나고 있으며, 그에 따라 통계적으로 유의한 규모효과가 존재하는 것처럼 나타나고 있어 종합주가지수수익률은 시장수익률 대용치로 적절하지 않음을 제안하고 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ절에서는 기업규모효과에 대하여 이미 발표된 기존연구를 유형별로 나누어 간단히 언급하고자 한다. 제Ⅲ절에서 규모효과의 검증을 위한 표본구성과 검증방법에 대해 기술한다. 제Ⅳ절에서 검증결과가 제시하고, 제Ⅴ절에서는 본 연구의 결론이 기술된다.

## Ⅱ. 기업규모효과

이 절에서는 기업규모효과를 주로 기존문헌들이 사용한 접근방법의 동기나 이론적 배경, 그리고 연구결과의 해석에 초점을 맞추면서 살펴보고자 한다. 많은 학자들이 기업규모효과를 여러가지 다른 방법으로 이러한 현상을 설명하고 있으므로, 먼저 이들을 분류해 보면 다음과 같다.

### 1. 수익률산정오류가설(miscalculation hypothesis)

학자들의 일부는 특히 소기업포트폴리오의 평균수익률 산정이 잘못되었다고 주장하고 있다. Roll(1983)은 소기업포트폴리오의 평균수익률은 포트폴리오의 재구성기간(rebalancing interval)이 길어질수록 하락하며, 특히 포트폴리오의 재구성기간이 1개월 이상이 되면 평균수익률이 안정화되어가는 현상을 보여주고 있다. Blume & Stambaugh(1983)도 역시 비교적 짧은 재구성기간을 택하였을 때 특히 소기업포트폴리오에 대하여 측정된 수익률이 매도-매수호가효과(bid-ask effect)에 의하여 상향으로 편이가 발생한다는 사실을 보고하고 있다. 수동적투자전략(buy-and-hold strategy)에 의한 수익률은 최소한 1개월의 포트폴리오재구성기간을 이용하여 계산된 수익률에 의하여 답습될 수 있기 때문에, 보다 짧은 재구성기간을 사용하여 산출된 수익률을 사용하게 되면 소기업과 대기업간의 수익률차이를 과다하게 나타낼 가능성이 농후하다는 것이다. 이러한 연구결과는 일별재구성기간을 이용하여 기업규모효과를 연구한 몇몇 논문의 유효성에 의문점을 던져주고 있지만 월별기간을 이용한 Banz를 비롯한 기타의 연구결과를 해명하지는 못하고 있다.

### 2. 거래비용가설(transaction costs hypothesis)

또 하나의 설명으로 소기업종목의 매매에는 많은 거래비용이 든다는 사실을 들고 있다. 물론 소기업종목의 매매에는 평균적으로 대기업종목에 비하여 주가의 백분율로 표시되는 직간접비용이 매우 높은 것은 사실이다.<sup>2)</sup> 그러나 소기업과 대기업의 평균수익률에 대한 거래비용의 차이는 사실상 관찰하기가 매우 어렵다. 단지 소기업종목을 매입하여 보유하려는 투자자가 매입주문의 처리에 있어 정보에 의한 주문과는 달리 급박함이 없는 경우, 사실상의 매도-매수호가의 차이(bid-ask spread)는 아마 발표된 것과는 상당한 차이가 나게 될 것이다. 거래비용에서 차이가 난다면 이것은 또한 고객효과(clientele effect)를 야기시키게 될 것이다. 즉, 가격등락이 빈번하리라 예상되는 투자에는 비교적 거래비용이 낮은 종목들이 포함될 가능성이 크게 된다. 따라서 거래비용의 차이로 유도되는 시장균형을 살펴보지 않고서는 두 그룹간 평균수익률차이를 충분히 설명할 수는 없다.

### 3. 체계적위험편의가설(bias-in-beta hypothesis)

이 가설에 의하면 특히 소기업종목의 베타의 추정에 편이가 발생하고 있다고 한다. Roll(1981)에 의하면 여러 실증연구에서 보고된 소기업효과는 소기업종목들이 일반적인

2) 이에 관련한 통계적 결과는 Stoll & Whaley(1983)과 Schultz(1983)를 참조하기 바람.

로 빈번하게 거래되지 않음으로 인하여 베타의 추정에 하향편의(downward bias)가 발생하는 사실로 일부 설명될 수 있다고 한다. Roll(1981)과 Reinganum(1982) 모두 베타가 제대로 추정되기만 하면 기업규모효과는 현저히 줄어들 것이라고 주장한다. Chan & Chen(1985)은 이러한 체계적위험편의가설을 베타와 시장프리미엄을 시간에 따라 변화하도록 하는 연구방법으로 재검증한 결과, 베타가 '충분히 정확하게' 추정되기만 하면 기업규모대용치(firm size proxy)는 규모별간의 평균수익률차이를 설명하는 데 아무런 역할을 하지 못함을 발견하였다.

#### 4. CAPM의 표기오류가설(misspecification hypothesis)

이 가설은 자본자산가격결정모형(CAPM)이 잘못 표기되었다고 주장한다. 앞서 언급한 대부분의 실증연구에서는 위험과 수익률의 균형관계를 잘 알려진 자본자산가격결정모형으로 나타내고 있다. 즉,

$$E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_i \quad (1)$$

균형상태에서의 위험과 수익률의 상반관계는 식(1)이 아니라 규모효과까지도 포착하는 다른 형태의 균형가격결정모형에 의해서 보다 잘 설명될 가능성이 있다. 재정가격결정모형(arbitrage pricing model; APT)을 이용한 기업규모효과의 실증연구로서는 Chen(1983)을 꼽을 수 있다. 그의 연구결과는 요인계수들(factor loadings)을 통제한 이후에는 기업규모는 종목간의 평균수익률을 설명하는 변수로는 전혀 작용을 하지 못함을 보여주고 있다. 사실 재정가격결정모형을 실증연구에 이용하는 것은 전적으로 통계적 기법에 의존하기 때문에 그의 연구에서 도출할 수 있는 유일한 결론은 단지 기업규모는 어떤 위험요인(risk factor)의 대용치로 작용한다는 사실이다. 한편 Chan, Chen, & Hsieh(1985)는 Chen, Roll, & Ross(1986)에 의하여 규명된 바 있는 경제적으로 확인 가능한 변수를 이용한 다요인가격결정모형(multifactor pricing model)으로 기업규모 효과를 검증하였는데, 기업규모효과는 단지 소기업종목들의 높은 위험도에 기인한다고 보고하고 있다.

### Ⅲ. 표본 및 검증방법

본 연구에 사용된 표본기간은 1980-90년까지 11년동안의 기간이다. 표본은 1990년말 현

재 상장되어 있는 모든 보통주를 대상으로 하여, 1980-90년의 표본기간중 매년 초에 보통주의 시가총액 크기에 따라 동일한 수의 주식을 포함하는 다섯개의 포트폴리오, MV1 ~ MV5를 구성한다. MV1은 시가총액이 가장 작은 하위 20%의 소형주들로 구성된 포트폴리오이며, MV5는 시가총액이 가장 큰 상위 20%의 대형주들로 구성된 포트폴리오이다. 구성주식의 월별수익률 자료를 이용하여 각 포트폴리오 p의 월별수익률,  $R_{pt}$ 를 동일가중방식에 따라 산출한다.

$$R_{pt} = \sum_{i=1}^{N_{pt}} \left( \frac{1}{N_{pt}} \right) R_{pit} \quad (2)$$

$N_{pt}$  : 포트폴리오 p의 t월중 구성주식수

$R_{pit}$  : 포트폴리오 p에 속하는 주식 i의 t월의 수익률

시장수익률의 대용치로서 사용될 동일가중지수수익률(이하 EWI라 한다)과 종합주가지수수익률(이하 KSI라 한다)은 다음과 같이 각각 정의된다.

$$EWI_t = \sum_{i=1}^{N_t} \left( \frac{1}{N_t} \right) R_{it} \quad (3)$$

$N_t$  = t-1월말에 상장되어 있는 종목의 수

$R_{it}$  = 주식 i의 t월의 수익률

$$KSI_t = \frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \quad (4)$$

$I_t$  = t월말의 종합주가지수

$I_{t-1}$  = t-1월말의 종합주가지수

EWI를 사용하지 않고 KSI를 사용할 경우 기업규모포트폴리오의 체계적위험과 초과수익률 추정치들이 어떠한 영향을 받게 되는가를 분석하기 위하여 기업규모포트폴리오별로 다음의 시장모형을 OLS에 의해 추정한다.

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_{pE} + \beta_{pE}(EWI_t - R_{ft}) + u_{pt} \quad (5)$$

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_{pK} + \beta_{pK}(KSI_t - R_{ft}) + v_{pt} \quad (6)$$

- $R_{pt}$  : 포트폴리오 p의 t월의 수익률
- $R_{ft}$  : 무위험자산의 t월의 수익률
- $EWI_t$  : t월의 동일가중지수수익률
- $KSI_t$  : t월의 종합주가지수수익률
- $\beta_{pE}$  : EWI를 사용한 때의 포트폴리오 p의 체계적위험
- $\beta_{pK}$  : KS사용한 때의 포트폴리오 p의 체계적위험
- $\alpha_{pE}, \alpha_{pK}$  : 상수
- $u_{pt}, v_{pt}$  : 오차항

무위험자산의 수익률  $R_{ft}$ 의 대응치로는 기존의 실증적연구에서 3개월만기 정기예금이자율(윤영섭 1988; 남상구·엄경식 1990; 황선용·이일균 1991), 1년만기 정기예금이자율(최운렬·김우중 1986), 국채수익률(고성수 1991), 그리고 보증사채수익률(송영출·진태홍 1992) 등을 사용하고 있다. 이들의 시계열자료를 보면 국채수익률과 보증사채수익률은 상호 비슷한 수준이나 정기예금이자율은 이들보다 훨씬 낮으며 3개월만기 정기예금이자율이 더욱 낮다. 본 연구에서 이들 모두를 사용해 보았으나 검증결과가 유사하므로 후술하는 결과분석에서는 3개월만기 정기예금이자율을 사용한 결과를 제시한다.

규모효과는 위 식(5) 또는 (6)에서 소형주의  $\alpha_p$ 가 대형주의  $\alpha_p$ 보다 크다는 것을 의미하며, 이는 본 연구의 경우 MV1과 MV5의  $\alpha_p$ 를 비교함으로써 검증될 수 있다. MV1의 t월의 수익률을  $R_{St}$ 라 하고, MV5의 t월의 수익률을  $R_{Lt}$ 라 하자. 그러면 EWI를 사용할 경우의 MV1 및 MV5에 대한 위 식(5)는 각각 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$R_{St} - R_{ft} = \alpha_{SE} + \beta_{SE}(EWI_t - R_{ft}) + u_{St} \tag{7}$$

$$R_{Lt} - R_{ft} = \alpha_{LE} + \beta_{LE}(EWI_t - R_{ft}) + u_{Lt} \tag{8}$$

식(7)에서 식(8)을 빼면 다음의 회귀모형이 된다.

$$\begin{aligned} R_{St} - R_{Lt} &= (\alpha_{SE} - \alpha_{LE}) + (\beta_{SE} - \beta_{LE})(EWI_t - R_{ft}) + (u_{St} - u_{Lt}) \\ &= \gamma_{0E} + \gamma_{1E}(EWI_t - R_{ft}) + \epsilon_t \end{aligned} \tag{9}$$

따라서, 식(9)의 절편  $\gamma_{0E}$ 는 규모효과를 추정하게 되며, 만일 우리나라 주식시장에서 규모효과가 존재한다면  $\gamma_{0E}$ 는 正의 값을 가지게 될 것이다. 기울기계수  $\gamma_{1E}$ 는 MV1과

〈표 1〉 기업규모포트폴리오 월별수익률의 분포

(단위: %)

포트폴리오		기간별 구분	1980-90		1980-85		1986-90	
			mean	std	mean	std	mean	std
기업규모 포트폴리오	MV1 (S)		3.13	8.28	2.15	4.81	4.30	11.0
	MV2		2.46	7.10	1.96	4.35	3.05	9.42
	MV3		2.39	6.79	1.89	4.62	2.99	8.72
	MV4		2.46	6.92	1.89	5.20	3.13	8.54
	MV5 (L)		1.96	7.24	1.45	5.41	2.59	8.98
시장수익률	KSI		1.70	6.77	0.79	4.75	2.79	8.51
	EWI		2.59	6.88	1.86	4.54	3.47	8.88

주) std = 표준편차

S(L) = smallest (largest) portfolio

KSI = 종합주가지수수익률

EWI = 동일가중지수수익률

MV5와의 위험계수의 차이를 나타내며, 소형주가 대형주보다 높은 위험계수를 갖고 있다면  $\gamma_{1E}$  또한 正의 값을 가지게 될 것이다.

KSI를 사용하여 규모효과를 검증하는 경우에도 위와 유사한 방식에 따라 다음의 회귀 모형이 유도된다.

$$R_{St} - R_{Lt} = \gamma_{0K} + \gamma_{1K}(KSI_t - R_{ft}) + e_t \tag{10}$$

따라서, 식(10)의 절편  $\gamma_{0E}$ 는 규모효과를 추정하게 되며, 기울기계수  $\gamma_{1E}$ 는 MV1과 MV5와의 위험계수의 차이를 추정하게 된다.

## IV. 통계적 검증결과

### 1. 기업규모포트폴리오의 수익률분포

〈표 1〉의 상반부는 1980-90년의 표본기간에 대한 기업규모포트폴리오 MV1-MV5의 월별 수익률 분포를 보여주고 있다. 앞절에서 논의된 바와 같이 MV1은 시가총액이 가장 작은 하위 20%의 소형주들로 구성된 포트폴리오이며, MV5는 시가총액이 가장 큰 상위 20%의



대형주들로 구성된 포트폴리오이다. 전체표본기간의 경우, 기업규모와 수익률간에는 대체로 負의 관계가 존재함을 볼 수 있는 바, 동기간중 MV1의 월평균수익률은 3.13%인데 비해 MV5의 월평균수익률은 1.96%이며, 그 차이는 통계적으로 유의하다( $t$ -value=2.17). 그러나 중형주 포트폴리오들인 MV2-MV4간에는 평균수익률의 차이가 크지 않으며, MV1과 MV5의 평균수익률이 상대적으로 각각 아주 크거나 작게 나타나고 있다.

전체표본기간에 대한 수익률 표준편차의 크기를 보면, MV1의 표준편차가 8.28%로 가장 크나, 나머지 포트폴리오들간에는 일정한 관계가 존재하지 않는다. 특히 MV5의 평균수익률이 가장 낮음에도 불구하고 이의 수익률 표준편차는 중형주들인 MV2-MV3들보다 오히려 크게 나타나고 있다.

전체표본기간을 1980-85와 1986-90의 두 소표본기간으로 구분해서 검토해 보면, 평균수익률의 크기는 전체표본기간의 경우와 유사한 관계를 보이고 있다. 그러나 수익률 표준편차의 크기는 1980-85년의 경우 MV5가 가장 크며, 1986-90년의 경우에도 MV5의 수익률 표준편차는 MV3-MV4보다 오히려 크게 나타났다. 대형주 수익률의 이러한 변동양태는 미국증권시장의 경우 기업규모와 수익률 분산간에 負의 관계가 있는 것과는 매우 다른 현상이다.<sup>3)</sup>

전체표본기간중 EWI와 KSI의 수익률 분포를 보면, EWI는 월평균 2.59%이나 KSI는 월평균 1.70%에 불과하여 KCI가 월평균 0.89%만큼이나 낮다. 이 차이는 1% 수준에서 유의하다( $t$ -value=2.86). 기간을 구분해서 보아도 1980-85년의 경우 EWI는 월평균 1.86%이나 KSI는 월평균 0.79%이며, 또한 1986-90년의 경우에도 KSI가 EWI보다 낮아서 KSI는 월평균 2.79%, 그리고 EWI는 월평균 3.47%의 수준을 보이고 있다. KSI는 배당수익을 포함하지 않으며 또한 대형주의 수익률에 큰 비중을 두어 산출되고 있으므로 KSI가 EWI보다 낮은 것은 이미 예측된 결과이다.

KSI가 EWI보다 수익률면에서는 평균적으로 매우 낮으나 수익률분산의 크기를 보면 양자간에 큰 차이가 없다. 전체표본기간에 있어 KSI의 표준편차는 6.77%이고 EWI의 표준편차는 6.88로서 비슷한 수준이며, 소표본기간으로 구분해서 보아도 별 차이가 없다. KSI의 수익률 표준편차가 이렇게 큰 이유는 앞에서 논의한 바와 같이 대형주의 수익률 분산이 크기 때문인 것으로 보인다. 요컨대 KSI는 EWI와 비교하여 볼 때 매우 다르게 움직이며 그 결과 평균수익률은 매우 낮은 반면 수익률분산은 비슷한 수준이어서 KSI가 비효율적 포트폴리오 수익률이라는 황선용·이일균(1991)의 검증결과는 당연한 귀결이라고 판단된다.

3) 예컨대, Stoll and Whaley(1983)를 꼽을 수 있다.

〈표 2〉 기업규모포트폴리오별 시장모형의 추정결과 (기간: 1980-90)

A. 종합주가지수수익률(KSI)을 사용한 경우

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_{pK} + \beta_{pK}(KSI_t - R_{ft}) + v_{pt}$$

기업규모 포트폴리오	$\alpha_{pK}(\%)$	$t(\alpha_{pK})$	$\beta_{pK}$	$t(\beta_{pK})$	adj-R <sup>2</sup>
MV1 (S)	1.55	3.03**	0.88	11.7**	0.508
MV2	0.96	2.36*	0.80	13.5**	0.579
MV3	0.90	2.48*	0.80	15.2**	0.638
MV4	0.86	2.98**	0.90	21.3**	0.776
MV5 (L)	0.27	1.17	0.99	29.7**	0.871

주) S (L) = smallest (largest) portfolio.

\*\*(\*): 1% (5%) 수준에서 유의함 (양측검증)

B. 동일가중지수수익률(EWI)을 사용한 경우

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_{pE} + \beta_{pE}(EWI_t - R_{ft}) + u_{pt}$$

기업규모 포트폴리오	$\alpha_{pK}(\%)$	$t(\alpha_{pK})$	$\beta_{pK}$	$t(\beta_{pK})$	adj-R <sup>2</sup>
MV1 (S)	1.55	3.03**	0.88	11.7**	0.508
MV2	0.96	2.36*	0.80	13.5**	0.579
MV3	0.90	2.48*	0.80	15.2**	0.638
MV4	0.86	2.98**	0.90	21.3**	0.776
MV5 (L)	0.27	1.17	0.99	29.7**	0.871

주) S (L) = smallest (largest) portfolio.

\*\*(\*): 1% (5%) 수준에서 유의함 (양측검증)

2. 기업규모포트폴리오별 시장모형의 추정결과

본절에서는 규모효과 검증의 예비단계로서 KSI 및 EWI를 각각 사용하여 기업규모포트폴리오별로 식(5) 및 (6)의 시장모형을 추정한 결과를 분석한다. 〈표 2〉의 Panel A는 표본기간에 대해 KSI를 사용하여 시장모형을 추정한 결과를 제시하고 있다. Panel A에서 보는 바와 같이, MV5를 제외한 모든 포트폴리오가 최소한 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 초과수익률을 갖고 있는 것으로 나타나고 있다. 초과수익률( $\alpha_{pK}$ )의 크기는 기업규모가 작을수록 크게 나타났으며 특히 MV1의 경우 월평균 1.54%이고, MV4의

〈표 3〉 기업규모효과의 검증결과 (검증기간: 1980-90)

$$R_{St} - R_{Lt} = \gamma_{0K} + \gamma_{1K}(KSI_t - R_{ft}) + e_t$$

$$R_{St} - R_{Lt} = \gamma_{0E} + \gamma_{1E}(EWI_t - R_{ft}) + \epsilon_t$$

사용지수수익률	$\gamma_0(\%)$	$t(\gamma_0)$	$\gamma_1$	$t(\gamma_1)$	adj. $R^2$
KSI	1.29	2.38*	-0.12	-1.52	.010
EWI	0.78	1.44	0.20	2.57*	.041

주)  $KSI_t$  = t월의 종합주가지수수익률  
 $EWI_t$  = t월의 동일가중지수수익률  
 $R_{St}$  = t월의 MV1(smallest portfolio)의 수익률  
 $R_{Lt}$  = t월의 MV5(largest portfolio)의 수익률  
 $R_{ft}$  = t월의 무위험자산 수익률  
 \*: 5% 수준에서 유의함 (양측검증)

경우 월평균 0.83%이다.

위험계수 ( $\beta_{PK}$ )의 추정결과를 보면, MV1-MV5의 모든 포트폴리오에 대해 위험계수가 1.0보다 작게 나타나고 있으며, 또한 중소형주 포트폴리오들인 MV1-MV4가 대형주 포트폴리오인 MV5보다 오히려 낮은 위험계수를 갖고 있는 것으로 나타나고 있다. 소형주의 체계적위험이 대형주보다 낮다는 이러한 추정결과는 과연 KSI가 시장수익률 대용치로 사용될 수 있는가에 대해 심각한 의문을 제기한다. 황계농 이일균(1991)은 KSI가 효율적 포트폴리오 수익률이 아님을 이미 실증적으로 보인 바 있다. 종합주가지수는 시가총액방식에 따라 산출되므로 KSI는 가치가중지수수익률(value-weighted index return, VWI)에 유사한 성격을 갖고 있을 것이나, 미국증권시장의 경우 VWI를 사용하여 체계적위험을 추정하더라도 기업규모와 위험계수간에는 負의 관계가 있으며, 또한 소형주의 경우 EWI를 사용한 때에 비해 VWI를 사용한 때의 위험계수 추정치가 더욱 크게 나타나고 있음은 잘 알려져 있다. 그러므로 KSI가 시장수익률 대용치로 적절하지 않은 이유로서는 다음의 두가지를 상정해 볼 수 있다. 첫째, 우리나라의 경우 상장종목수가 작아서 소수 대형주의 움직임이 KSI의 움직임에 큰 영향을 줄 수 있다. 둘째, KSI는 VWI와는 달리 개별주식의 수익률을 토대로 산출되는 것이 아니므로 KSI의 크기가 주식수익률 이외의 요인에 의해 영향을 받고 있을 지도 모른다.

〈표 2〉의 Panel B는 EWI를 사용하여 시장모형을 추정한 결과를 제시하고 있다. Panel B에서 볼 수 있듯이, KSI를 사용한 때와는 전혀 다른 결과가 얻어진다. MV5는 물론이고 모든 포트폴리오의 경우 초과수익률( $\alpha_{pE}$ ) 추정치는 유의하게 零과 다르지 않다. 위험계수( $\beta_{pE}$ )의 추정결과 또한 전혀 다르게 나타났다. 미국증권시장의 경우와 유사하게 기업규모와 위험계수간에는 負의 관계가 있음을 볼 수 있으며, 예를 들면, MV1의

〈표 4〉 기업규모효과의 검증: 기간별 검증결과

$$R_{St} - R_{Lt} = \gamma_{0K} + \gamma_{1K} (KSI_t - R_{ft}) + e_t$$

$$R_{St} - R_{Lt} = \gamma_{0E} + \gamma_{1E} (EWI_t - R_{ft}) + \varepsilon_t$$

검증기간	사용지수수익률	$\gamma_0(\%)$	$t(\gamma_0)$	$\gamma_1$	$t(\gamma_1)$	adj. $R^2$
1980-85	KSI	0.70	1.48	-0.34	-3.43**	.132
	EWI	0.78	1.49	-0.07	-0.60	-.009
1986-90	KSI	1.84	1.75	-0.06	-0.49	-.013
	EWI	0.88	0.90	0.27	2.46*	.079

경우 1.12, 그리고 MV5의 경우 0.93으로 나타나고 있다. 그러므로 〈표 2〉의 결과는 체계적위험의 추정시 EWI를 사용할 것을 제안하고 있고, KSI를 사용하면 소형주의 체계적위험이 과소추정(downwardly biased)되고 그에 따라 초과수익률이 과대추정(upwardly biased)됨을 나타내고 있다.

### 3. 기업규모효과의 통계적 검증결과

〈표 3〉은 1980-90년의 기간에 대해 KSI 및 EWI를 각각 사용하여 규모효과의 존재 여부를 검증한 결과를 제시하고 있다. 검증에 사용한 모형에서 종속변수는 MV1의 월별수익률에서 MV5의 월별수익률을 차감한 것이다. 그러므로 검증모형의 절편은 규모효과를 추정하게 되며, 기울기계수는 MV1과 MV5간의 위험계수의 차이를 추정하게 된다.

먼저 KSI를 사용한 검증결과를 보면, 〈표 2〉의 결과에서 예상되었던 바와 같이, 기울기계수  $\gamma_{1K}$ 의 추정치는 -0.12이고 절편  $\gamma_{0K}$ 의 추정치는 1.29%인데, 절편추정치가 통계적으로 유의하게 零보다 크다( $t$ -value = 2.38). 그러므로 KSI를 사용하여 검증하면 우리나라 주식시장에도 규모효과가 존재하는 것으로 나타나게 된다. 그러나 EWI를 사용하여 검증하면, 기울기계수  $\gamma_{1E}$ 의 추정치는 0.20으로서 MV1이 MV5보다 높은 위험계수를 갖고 있음이 통계적으로 유의하고( $t$ -value = 2.57), 절편  $\gamma_{0E}$ 의 추정치는 0.78%이나 이는 유의하게 零과 다르지 않다( $t$ -value = 1.44). 따라서 우리나라 주식시장에서는 최소한 1980-90년의 경우 규모효과가 존재한다는 실증적 증거가 없음을 알 수 있다.

〈표 4〉는 전체표본기간을 1980-85 및 1986-90의 소기간으로 구분하여 각 기간별로 규모효과를 추정한 결과를 제시하고 있다. 표본의 크기가 절반으로 작아져서 전체적으로 규모효과 추정치의 통계적 유의성은 감소하고 있다. 그러나 기울기계수  $\gamma_{1K}$ 의 추정치는

1980년대 전반부의 경우 -3.43으로서 유의하게 零보다 작으며( $t$ -value = -3.43), 따라서 KSI를 사용하면 MV1의 위험계수가 MV5보다 낮게 산출되고 있음이 통계적으로 유의하다. 그러나 EWI를 사용한 기울기계수  $1_E$ 의 추정치는 1980년대 후반부의 경우 0.27로서 MV1이 MV5보다 높은 위험계수를 갖고 있음이 통계적으로 유의하다( $t$ -value = 2.46).

## V. 요약 및 결론

김권중·황선용·김진선(1994)은 KSI의 성격을 분석하고, 지수수익률의 선택과 초과수익률 추정치의 편의(bias)문제를 시장모형을 사용하여 수익률창출과정을 적절히 나타내고 있는지를 실증분석함으로써 검증하였다. 그 결과, (1) 신규상장 및 유상증자 등이 발생하여 기준시가총액이 수정되면 KSI는 주식의 수익률이 아닌 가공의 수치를 포함하게 되어 적절한 지수수익률이 될 수 없고, (2) 초과수익률 추정치의 불편성 여부를 검증하기 위해 검증기간에 대하여 기업정보의 공시와 관계없이 주식의 월별 초과수익률을추정한 결과, EWI에 의한 초과수익률 추정치는 평균적으로 零과 다르지 않으나, KSI에 의한 초과수익률의 추정치는 그렇지 않음이 관측되어, 실증연구에서 시장수익률의 대용치로서 KSI를 사용하면 연구결론이 왜곡될 가능성이 매우 크다고 경고하고 있다.

본 연구는 우리나라 주식시장에서 기업규모효과(firm size effect, Banz 1981; Reinganum 1981)가 존재하는지에 대한 실증분석을 수행하였다. 동일가중지수수익률은 효율적 포트폴리오수익률이나 종합주가지수수익률은 비효율적 포트폴리오수익률이라는 황선용·이일균(1991)의 연구결과를 고려하여, 시장수익률 대용치로서 종합주가지수수익률을 사용할 경우 규모효과의 검증결과가 어떠한 영향을 받는지의 문제도 아울러 실증분석하였다.

1980-90년의 기간을 대상으로 하여 검증한 결과, 먼저 종합주가지수수익률을 시장수익률로 사용하면 소형주에 대한 체계적위험이 대형주의 경우보다 오히려 작게 나타나고 있으며, 그에 따라 통계적으로 유의한 규모효과가 존재하는 것처럼 나타나고 있다. 그러나 동일가중지수수익률을 시장수익률로 사용할 경우 체계적위험 추정치와 기업규모간에는 부의 관계가 존재하고 있음이 관측되고 있으며, 또한 각 기업규모포트폴리오의 초과수익률 추정치도 대형주는 물론 소형주의 경우에도 유의하게 零과 다르지 않다. 그 결과 최소한 1980-90년의 경우 우리나라 주식시장에는 규모효과가 존재하였다는 실증적 증거가 발견되지 않는다. 본 연구의 결과는, 황선용·이일균(1991)과 김권중·황선용·김진선(1994)에 뒤이어, CAPM의 검증 또는 이에 관련된 향후의 실증연구에서 종합주가지수수익률을 시장수익률 대용치로 사용하면 그릇된 연구결과를 얻을 위험이 매우 크다는 사실을 다시금 강조하고 있다.

## 참고문헌

- 고성수, “증권회사의 비공개된 추천종목은 경제적가치가 있는가?” 증권학회지, 제13집 (1991), 207-226.
- 김권중, 황선웅, 김진선, 지수수익률의 선택과 초과수익률 추정치의 편倚, 증권학회지, 제16집 (1994), 467-511.
- 남상구, 엄경식, “한국주식시장과 채권시장에서의 수익률예측에 관한 연구,” 증권학회지, 제12집 (1990), 89-115.
- 송영출, 진태홍, “펀드매니저의 성과평가에 관한 연구,” 증권학회지, 제14집 (1992), 425-452.
- 윤영섭, “소외기업효과에 관한 실증적 연구,” 증권학회지, 제10집, pp. 143-153.
- 지 청(1987), “우리나라 증권시장에서의 기업규모효과에 대한 실증적 연구,” 증권학회지, 제9집 (1988), 1-39.
- 최운렬, 김우중, “주가수익비율과 기업규모가 주가에 미치는 영향,” 증권학회지, 제8집 (1986), 153-176.
- 황선웅, 이일균, “자본자산포트폴리오의 효율성에 대한 다변량검증,” 증권학회지, 제13집 (1991), 357-401.
- Banz, R.**, “The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks,” *Journal of Financial Economics* (1981), 3-18.
- Blume, M. and R. Stambaugh**, “Biases in Computed Returns: An Application to the Size Effect,” *Journal of Financial Economics* 12(1983), 387-404.
- Breeden, D.**, “An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities,” *Journal of Financial Economics* 7 (1979), 265-296.
- Chan, K. C., N. Chen, and D. Hsieh**, “An Exploratory Investigation of the Firm Size Effect,” *Journal of Financial Economics* 14 (1985), 451-471.
- Chen, N.**, “Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage Pricing,” *Journal of Finance* 38 (1983), 1393-1414.
- Chen, N., R. Roll, and S. Ross**, “Economic Forces and the Stock Market,” *Journal of Business* 59(3) (1986), 383-403.
- Kato, K and J. Schallheim**, “Seasonal and Size Anomalies in the Japanese

- Stock Market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20 (1985), 243-260.
- Keim, D.**, "Size-Related Anomalies and Stock Market Seasonality: Further Empirical Evidence," *Journal of Financial Economics* 12 (1983), 13-32.
- Keim, D. and R. Stambaugh**, "Predicting Returns in the Stock and Bond Markets," *Journal of Financial Economics* 17 (1986), 357-390.
- Reinganum, M.**, "Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Market Values," *Journal of Financial Economics* (1986), 19-46.
- Reinganum, M.**, "A Direct Test of Roll's Conjecture on the Firm Size Effect," *Journal of Finance* 37 (1982), 27-36.
- Roll, R.**, "A Possible Explanation of the Small Firm Effect," *Journal of Finance* 36 (1981), 879-888.
- Roll, R.**, "On Computing Mean Returns and the Small Firm Premium," *Journal of Financial Economics* 12 (1983), 371-386.
- Rozeff, M. S. and W. R. Kinney, Jr.**, "Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns," *Journal of Financial Economics* 3 (1976), 379-402.
- Schwert, G.**, "Size and Stock Returns and Other Empirical Regularities," *Journal of Financial Economics* (1983), 3-12.
- Schultz, P.**, "Transaction Costs and the Small Firm Effect: A Comment," *Journal of Financial Economics* 12 (1985), 81-88.
- Schultz, P.**, "Personal Income Taxes and the January Effect: Small Firm Stock Returns before the War Revenue Act of 1917," *Journal of Finance* 40 (1985), 333-343.
- Stoll, H., and R. Whaley**, "Transaction Costs and the Small Firm Effect," *Journal of Financial Economics* (1983), 57-79.
- Van den Bergh, W. M. and R. E. Wessels**, "Stock Market Seasonality: An Examination of the Tax-Loss-Selling Hypothesis," *Journal of Business Finance and Accounting* 12 (1985), 515-530.