

체계적위험과 비정상성에 관한 연구*

이진근**

요약

본 연구는 비정상성과 관련된 기존의 연구들이 베타위험과 추가설명변수들 사이의 상관관계를 무시한 검증방법의 오류를 지적한다. 그 상관관계를 고려한 포트폴리오 구성방법을 선택한 후, 비정상성에 관한 좀 더 정밀한 검증을 실시하여 규모효과와 EP효과를 검토한다. 더 나아가 CAPM의 두 가지 주장, 즉, 베타위험의 유일성과 이 위험과 그 자산의 수익률간의 양의 상관관계를 갖는다는 두 가지 주장을 세밀히 검토하게 된다. 또한 이 모든 검증에서 등가중지수(Equal-Weighted Index: EWI)와 가치가중지수(Value-Weighted Index: VWI)의 적용에 대한 차이도 동시에 검토하였다.

1980년 1월부터 1993년 6월까지의 월별수익률과 한국신용평가주식회사의 주식수익률 데이터베이스(KIS-SMAT), 재무제표 데이터베이스(KIS-FAS)를 이용하여 검증한 결과, 한국증권시장에서는 규모효과만 존재하였고, EP효과가 존재한다는 증거는 얻지 못하였다. 또한 EWI와 VWI의 지수에 대한 차이는 아주 미미하였다.

특히 CAPM에서 주장하는 베타위험의 유일성과 베타위험과 그 자산의 수익률의 양의 상관관계에 대한 두 가지 사실에 대해서는 오히려 상반된 증거만을 확인할 수 있었다.

* 본 연구는 학술진흥재단의 자유공모과제 연구비 지원으로 작성되었음.

** 경민대학 전산정보처리과 조교수

I. 서론

재무경제학자들은 오랫동안 위험-수익의 관계에 관심을 가져왔다. 자본자산 가격결정모형(CAPM)은 그 중 가장 첫번째 대상이 되었는데, 이 모형이 갖는 의미는 시장위험인 β 위험이 자산가격을 결정하는 유일한 위험요소라는 점이다. 또한 이 위험은 그 자산의 수익률과 양의 상관관계를 갖고 있다는 것이다.

하지만 Roll(1977)의 비판이래 실증적인 면에서 많은 비판을 받기 시작하였다. 이러한 비판은 첫째, CAPM의 무리한 가정과 실증적 검증에 관련한 연구, 둘째, 주식시장의 비정상성을 검증하는 연구, 셋째, 보다 증권시장을 잘 설명할 수 있는 모형의 개발 등으로 계속 이어져 갔다.

자본시장의 비정상성은 자산의 가격 중에서 이론적 가격으로 설명되지 않는 부분이 지속적이며 체계적으로 보여지는 현상을 의미한다. 그러나 이러한 비정상성은 자본시장의 비효율성 때문일 수도 있고, CAPM 자체가 부적합하여 생긴 현상일 수도 있다. 실제로 많은 학자들이 주식시장의 효율성에 대해 많은 연구를 해왔고, 주식시장이 효율적이기 때문에 주식의 내재가치에 근거한 정상수익 이외에 초과수익을 얻을 수 없다는 사실을 발견하였다. 또한 한편에서는 효율적 시장에 반대되는 현상으로 규모효과나 EP효과와 같은 비정상성에 대한 많은 증거도 발견하였던 것이다.

체계적 위험에 다른 설명변수가 추가되어 증권수익률에 대해 더욱 많은 설명을 할 수 있다면, CAPM이 부적절한 모형이라 할 수 있을 것이다. 또한 추가된 설명변수들이 특정의 한 시점이 아니라 지속적으로 유의적인 설명변수가 된다면 증권시장의 비효율성보다는 CAPM의 부적합성에 대해 많은 검증이 이루어져야 할 것이다. 더욱이 이러한 비정상적 현상이 CAPM이 아닌 다른 가격결정모형에 포함되어 사라질 수 있다면 이제 더 이상 비정상적 현상이 아니라 합리적인 가격결정 현상이라 할 수 있을 것이다.

따라서 비정상성의 존재를 단순히 정상이 아니다라는 단순한 판단보다는 더욱 세심하게 살펴야 할 것들이 있다. 첫째는 이 현상이 지속적이며 체계적으로

발생할 때 투자자들에게 좋은 정보가 되며 투자전략에 이용될 수 있다는 점이다. 둘째는 앞에서 언급한 바와 같이 CAPM처럼 심각한 가정에서 출발한 모형은 현실을 잘 묘사하지 못해서 일어나는 현상이 비정상성일 수도 있는데, 이 경우 CAPM의 현실 적용에 큰 문제가 야기될 수 있다는 것이다.

비정상성에 관한 연구는 Basu(1977)의 EP효과와 Banz(1981)의 규모효과를 출발점으로 수많은 연구가 국내외에 있었지만 결론은 매우 다양하여 연구들의 결과를 적용하기가 상당히 어려운 실정이다. 이렇게 결론이 다양한 이유는 첫째, 검증 포트폴리오의 구성 방법상 차이, 둘째, 베타의 추정상 통계적 편의, 셋째, 베타추정시 이용한 지수 등이 각 연구자들마다 차이가 나기 때문이다.

본 연구에서는 기존의 연구들이 베타위험과 추가설명변수들 사이의 상관관계를 무시하고 검증하였기 때문에 생길 수 있는 검증상 오류에 대한 Jegadeesh (1992)의 지적을 설명하고, 그 상관관계를 고려한 포트폴리오 구성방법을 선택한 후, 비정상성에 관한 좀 더 정밀한 검증을 실시하게 될 것이다.

본 연구의 목적은 정밀한 방법으로 새롭게 구성된 검증 포트폴리오를 이용하여 한국증권시장내의 규모효과와 EP효과를 검증하고, 더 나아가 CAPM의 주장이 갖는 두 가지 의미를 좀 더 세밀히 검증하여 CAPM의 부적절성 여부를 검토하고자 하는 것이다. 특히 이 연구에서는 베타추정시 사용되는 시장지수의 종류에 따라 그 지수가 검증결과에 영향을 줄 수 있다는 연구결과들에 주목하고, 더욱 정밀한 검증을 위해 등가중지수(Equal-Weighted Index: EWI)와 가치가중지수(Value-Weighted Index: VWI) 모두를 적용시키게 된다.

이 연구는 6개의 장으로 구성되어 있는데, 제1장 서론에 이어, 제2장에서는 비정상성에 관련된 기존의 연구들을 연구추세에 따라 간략히 살펴보고, 제3장에서는 검증포트폴리오 구성시 변수가 상관관계를 고려하지 않았을 때 나타나는 제반 문제점을 이론적으로 고찰하게 된다. 제4장에서는 자료의 구성방법과 새로운 방법으로 구성된 검증 포트폴리오의 특성들을 살펴보고, 제5장에서는 실증결과를 요약·정리하면서 특이한 결과들을 정리하며, 제6장에서 연구의 요약과 앞으로의 연구과제 등을 제시한다.

II. 비정상성에 관련한 기존의 연구

1. 국외연구

CAPM이 갖는 가정의 비현실성에 대한 비판과, 진정한 시장포트폴리오를 식별할 수 없다는 약점은 많은 논의의 대상이 되었지만, β 위험의 유일성에 대한 도전은 Banz(1981)와 Reinganum (1981)의 논문에서부터 시작되었다. 이 두 논문에서 저자들은 수익률들 사이의 횡단적 차이가 CAPM의 체계적 위험에 의해서 설명되는지를 연구하다가 회사의 규모(Size)가 추가적 설명력을 가지고 있음을 발견하였다. 즉, 작은 규모의 회사의 증권이 큰 규모의 회사보다 더 큰 평균수익을 제공한다는 것이다.

CAPM의 또 다른 도전은 1988년 Bhandari가 레버리지 위험이 평균수익과 양의 상관관계가 있음을 밝힘으로 이루어졌다. 물론 CAPM의 범주내에서 레버리지 위험은 시장 β 에 의해서 포착되어야 한다. 그러나 Bhandari(1988)는 β 뿐만 아니라 기업의 규모(size)를 포함한 검증에서 레버리지가 증권의 횡단적 평균 수익을 설명하는데 도움을 준다는 사실을 발견하였다.

또한 Basu(1983)는 E/P(Earnings-Price ratios)가 시장 β 와 기업규모를 포함한 검증에서 미국증권의 횡단적 평균수익을 설명한다고 밝혔고, Ball(1978)은 더 큰 위험과 기대수익을 갖는 주식의 E/P가 항상 더 크다고 주장하였다.

그러나 Chan & Chen(1988)은 이러한 주장들에 반대되는 의견을 주장하였다. 기업규모효과(size effect)는 회사규모를 "진정한(true) β "의 대용치로 허용함으로써 생기는, β 들 속의 측정오류의 커다란 가공물이라고 하였다. 그래서 더욱 정교하게 β 가 추정된다면 평균수익내에서 기업의 규모와 관련된 차이를 발견할 수 없다는 것이다. 즉, CAPM의 시장 β 가 정확히 측정된다면 기업규모의 효과를 포착하고 있기 때문에 위험의 유일한 척도는 β 일 수밖에 없다는 것이다. Handa, Kothari, Wasley(1989)도 기업의 규모효과는 β 를 추정하는데 사용된 수익률의 적용기간(interval)에 매우 민감하다고 밝혔다. 그래서 통상적으로 실증분석에 많이 이용되는 월수익률보다 년수익률로 베타를 추정했을 때

기업규모의 효과는 유의적이지 못함을 보이고, Chan & Chen(1988)의 입장을 지지하였다.

하지만 Fama & French(1992)는 위에서 언급한 시장 β , 기업의 규모, 레버리지, E/P 등을 이용하여 횡단적 평균수익에서 그들의 결합된 역할을 찾아내려 하였고, 다른 것들은 유의하였지만 오히려 시장 β 가 유의하지 못함을 밝혀 내었다. 또한 β 와 평균수익 사이의 양의 상관관계도 없음을 밝혀내고, CAPM의 가장 기본적인 예측력조차도 지지하지 않는다고 주장하였다.

Jegadeesh(1992)는 β 와 기업규모 사이의 상관관계가 1에 가까운 경우 β 의 R^2 가 1에 가깝게 커지기 때문에 결국 기업규모효과가 사라져 보인다고 Chan & Chen(1988)의 논문을 반박하였다. 그래서 데이터를 β 와 기업규모 사이의 상관관계가 매우 낮게 포트폴리오를 구성한 후 β 에 의해서 기업규모가 설명되는지를 검토한 결과, 그렇지 않음을 보여주었다.

또한 Banz(1981)와 Basu(1983)에 의해 규모효과와 PER효과가 발견된 이래 많은 학자들이 두 효과의 동시적 관계에 많은 관심을 가졌다. 그 결과는 서로 상충된 모습을 보여 아직까지도 어떤 결론을 내리기 어려운 상황이다. Reinganum(1981)은 기업규모를 동시에 고려했을 때, PER효과가 사라진다고 발표하였고, Basu(1983)는 두 변수를 동시에 고려하면 PER효과가 기업규모효과를 훨씬 능가한다고 발표하였다. 그러나 두가지효과가 동시에 존재한다고 발표한 학자도 있었다(Cook & Rozeff (1984) 참고). 또한, Banz & Breen(1986)은 기업의 규모효과만을 발견하였다.

2. 국내연구

국내에서도 많은 연구가 이루어졌는데, 몇가지 연구를 살펴보면 다음과 같다. 조재복(1985)은 10개의 포트폴리오를 규모순으로만 구성하고, 소기업과 대기업 집단으로 나누어 검증한 바, 대기업의 경우 유의적인 음의 초과수익률을, 소기업의 경우는 유의적이지는 못하지만 양의 초과수익률을 발견하여 규모효과가 있었음을 보였다. 지청(1988)의 경우도 규모순에 의해 10개의 포트폴리오를

구성하여 검증한 바 기업규모효과가 존재함을 발견하였지만 검증상의 통계적 편의를 제거한 후 재검토한 결과, 기업규모효과가 존재한다는 완전한 증거를 얻지 못하였다. 이기영(1988)은 통계적 편의를 제거하기 위해 Scholes-Williams β , Dimson β 등을 이용한 결과 기업규모효과가 성립함을 보여주었다. 황선웅(1993)의 경우는 1980 - 1990년까지 11년의 자료를 이용해서 5개의 포트폴리오를 구성하여 검증한 결과 VWI(Value-Weighted Index)지수를 사용한 결과는 기업규모효과가 존재하지만, EWI(Equal-Weighted Index)지수를 사용한 결과에는 규모효과가 존재하지 않는다는 결론을 내렸다. 최운열, 김우종(1986)과 김동순, 김진호(1993)의 경우는 규모효과와 EP효과가 독립적으로 존재한다고 결론을 내렸다. 또한 오세경(1994)의 연구는 30개의 포트폴리오를 하나는 규모순으로 우선 구성한 후 다시 EP순으로 나눈 경우와 다른 하나는 EP순으로 먼저 구성한 후 다시 규모순으로 나누어 두 가지로 구분한 후 1980에서 1992년까지의 13년 자료를 이용해서 검증하였고, 전체기간에 EP효과가 유의적으로 존재하며, 기업규모효과는 주로 1월에만 유의성없이 존재한다고 하였다. 선우석호(1994)의 경우는 오세경(1994)의 경우와 같은 자료를 이용하였는데, 포트폴리오 구성을 대상주식의 누적 초과수익률을 추정하여 큰 순으로 나열한 후 5개 집단으로 나누는데, 첫번째 집단을 승자포트폴리오, 마지막 집단을 패자포트폴리오로 정하여 구성기간과 검증기간을 각각 3년씩을 정하여 검증하였다. 결과는 오세경과는 달리 기업규모효과가 1월뿐 아니라 상반기와 연말에 고루 발생하고 있으며, PER효과도 유의적으로 입증되었다.

Ⅲ. 검증 포트폴리오 구성시 유의점

Chan & Chen(1988)과 Handa, Kothari, Wasley(1989) 등은 시장의 포트폴리오가 제대로 측정된다면 규모효과나 EP효과가 체계적위험 β 에 포착되기 때문에 유일한 위험요소는 β 밖에 없다는 주장을 하였다. 그러나 기업규모효과와 같은

비정상성요소와 β 사이의 상관관계가 1에 가까운 경우 β 의 R^2 가 1에 가깝게 커지기 때문에 기업규모와 같은 비정상성요소의 효과가 사라질 수 있다는 사실을 그들은 고려하지 못했던 것이다. 특히 Chan & Chen(1988)의 경우는 자신들의 논문에서 β 와 기업규모사이의 상관관계가 크다는 것은 언급했지만 그 사실이 그들의 결론에 미치는 영향을 생각하지 못했던 것이다.

기존의 연구에서 기업의 규모효과를 검증하기 위해 사용한 식은 다음과 같다.

$$\bar{R}_i = \delta_0 + \delta_1 \beta_i + e_i \quad (1)$$

\bar{R}_i : 검증기간동안의 포트폴리오 i 의 평균수익

β_i : 포트폴리오 i 의 평균수익의 시장위험

이식을 통해 Fama & McBeth(1973)의 절차를 이용해서 이 회귀분석을 추정하고, 극단적인 기업규모를 갖는 포트폴리오들의 잔차사이에 차이가 0인지를 검토하는 것이다.

검토를 위해 다음의 모형이 포트폴리오의 기대수익을 참(true)으로 표현하다고 가정하자.

$$E(R_i) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \gamma_2 S_i \quad i=1, 2, \dots, N \quad (2)$$

γ_j : 계수

S_i : 포트폴리오 i 의 기대수익과 선형상관관계에 있는 규모 변수

식(1)의 기울기계수에 대한 OLS 추정치의 확률극한($T \rightarrow \infty$)은

$$\begin{aligned}
plim \delta_1 &= (\beta' \beta)^{-1} \beta' \bar{R}_i \\
&= (\beta' \beta)^{-1} \beta' (\gamma_0 + \gamma_1 \beta + \gamma_2 S) \\
&= \gamma_1 + \gamma_2 (\beta' \beta)^{-1} \beta' S \\
&= \gamma_1 + \gamma_2 \rho(\beta, S) \frac{\sigma_s}{\sigma_\beta}
\end{aligned} \tag{3}$$

대표본을 갖는 경우 식(1)의 회귀식 R^2 를 구해보면

$$\begin{aligned}
R^2_\beta &= \frac{\delta_1^2 \sigma_\beta^2}{\sigma_{\bar{R}}^2} \\
&= \frac{\gamma_1^2 \sigma_\beta^2 + \rho_{\beta s}^2 \gamma_2^2 \sigma_s^2 + 2\gamma_1 \gamma_2 \rho_{\beta s} \sigma_\beta \sigma_s}{\sigma_{\bar{R}}^2}
\end{aligned} \tag{4}$$

식(4)에서 분모에 표현된 평균수익의 횡단분산은

$$\sigma_{\bar{R}}^2 = \gamma_1^2 \sigma_\beta^2 + \gamma_2^2 \sigma_s^2 + 2\gamma_1 \gamma_2 \rho_{\beta s} \sigma_\beta \sigma_s \tag{5}$$

결국 식(4)에서 분모와 분자의 차이는 분자의 두 번째 항이 $\rho_{\beta s}^2$ 를 포함하고 있다는 것이다.

결과적으로 $\rho_{\beta s}^2$ 가 1에 가깝다면 R_β^2 가 1에 가까울 수밖에 없다. 즉, $\gamma_2 \neq 0$ 일 때조차도 β 는 기대수익에서의 모든 횡단적 차이를 유일하게 설명하는 것처럼 보인다.

또한 Chan & Chen(1988)은 기업규모효과의 검증에서 자기지분(시장가치)의 자연대수값(LnSz)을 기업규모(S)의 대용치로 하여 다변량회귀분석을 하였다. 그들은 다음의 횡단적 회귀분석에서 LnSz의 기울기가 0와 다른 지를

검토하였다.

$$\bar{R}_i = \tau_0 + \tau_1 \beta_i + \tau_2 \text{LnSz}_i + u_i \quad i=1, \dots, N \quad (6)$$

Handa, Kothari, Wasley(1989)도 년수익률을 사용하여 추정된 β 로 유사한 검증식을 이용하였다. 이 회귀식이 갖고 있는 문제는 독립변수들 사이에 상관관계가 크기 때문에 파라미터 추정치의 표준오차가 커지게 된다는 점이다. Chan & Chen(1988)도 이 문제를 인식하고 있었다. 이 경우 LnSz가 단지 “규모의 대용치”이기 때문에 앞의 회귀식에 의한 추정치를 토대로 한 해석은 더욱 강력한 가정을 요구하게 된다. 즉, 이 변수가 β 와 관계해서 규모변수를 얼마나 잘 대용하는가에 대한 가정이 요구되는 것이다.

식(6)의 회귀식에서 각 기울기에 대한 확률극한값은

$$plim \tau_1 = \gamma_1 + \gamma_2 \rho_{\beta s} \frac{\sigma_s}{\sigma_\beta} (1 - \Gamma_s^2, \text{LnSz}, \beta) \quad (7)$$

$$plim \tau_2 = \gamma_2 \Gamma_s^2, \text{LnSz}, \beta \quad (8)$$

여기서 $\Gamma_s^2, \text{LnSz}, \beta$ 는 β 의 효과에 따른 S와 LnSz사이의 부분상관관계를 의미한다. 다시 말해서 $\Gamma_s^2, \text{LnSz}, \beta$ 는 β 와 S사이의 횡단적 관계가 설명된 후에 LnSz에 의해서 설명된 S의 잔차분산(residual variance)의 비율을 측정한 것이다. 만약 LnSz가 β 에 이미 포함되어 있지 않은 S에 대한 새로운 정보를 거의 또는 전혀 가지고 있지 않다면 식(2)에서 $\gamma_2 \neq 0$ 가 된다 할지라도, $\Gamma_s^2, \text{LnSz}, \beta$ 는 0에 가까워질 것이고, 그래서 τ_2 도 0에 가까워질 것이다.

만약 LnSz와 β 가 상당히 큰 상관관계에 있다면 $\Gamma_s^2, \text{LnSz}, \beta$ 가 0에 근접한다는 것은 상당히 가능성이 있는 일이다. 반면에 $\Gamma_s^2, \text{LnSz}, \beta$ 가 1에 가깝다면 τ_2 의 추정치는 γ_2 에 가까워질 것이고, (6)식을 토대로 한 검증은 타당성을 가

질 수 있을 것이다. 이러한 경우는 β 와 회사의 규모가 시험 포트폴리오상에서 서로 상관관계가 없을 때 가능한 경우일 것이다. 결국 회귀식(6)을 기초로 해서 기업규모효과에 대한 추론을 할 때, 이러한 부분상관계수의 양(magnitude)에 대하여 조사자가 중점을 어디에 두느냐가 중요한 관건이 될 것이다.

그래서 시험 포트폴리오의 β 가 기업규모변수와 크게 상관관계가 있을 때, 식(1)과 (6)의 회귀식 검증에서 추론을 아주 주의깊게 행하여야 한다는 것이다. 그러나 이러한 어려움은 시험 포트폴리오에서 $\rho_{\beta s}$ 를 작은 크기가 되게끔 구성할 때 충분히 피할 수 있는 것이다.

IV. 실증분석

1. 자료의 구성방법

본 연구에서 사용된 자료는 1980년 1월부터 1993년 6월까지의 월별수익률과 종합주가지수를 한국신용평가주식회사에서 제공하는 주가 수익률 데이터베이스(KIS-SMAT)를 이용하여 구하였다. 또한 사용된 회계자료는 동사의 재무제표 데이터베이스(KIS-FAS)에서 구하였다. 사용된 회계자료는 주당당기순이익, 상장주식수, 총주식가치 등이다. 무위험이자율은 1년만기 정기예금 이자율을 사용하였다.

위의 자료에서 분석대상의 기업 수는 총 609개의 상장된 회사 중 1980년 1월부터 1993년 6월까지의 162개월간 계속 상장된 기업으로 238개의 기업을 분석대상으로 하였다.

기업규모¹⁾는 상장된 총 주식가치 + 고정부채를 자연대수로 치환한 값을 이

1) 규모에 적용될 회계요소를 결정하기 위해 총주주지분, 총자산, 매출액, 총주식가치+고정부채 등 4가지 요소가 검토되었는데, 각 요소간의 상관관계는 매우 높았고

용하였고, EP비율은 주당 당기순이익을 주가로 나누어준 것으로서, $t-1$ 기의 1년간 당기순이익을 t 기의 3월말 주가로 나누어서 구하였다.²⁾

2. 검증 포트폴리오 집단의 구성방법과 특성

본 연구에서 검증 포트폴리오 집단의 구성은 규모효과와 베타의 유용성을 검증하기 위한 경우와 EP효과와 베타의 유용성을 검증하는 두 가지 경우로 나누어진다. 각각의 경우 기존의 연구들에서는 규모를 기준으로 정렬(규모기준 포트폴리오)하거나, EP를 기준으로 정렬된 포트폴리오(EP기준 포트폴리오)집단만을 사용하게 된다. 그러나 앞에서 언급한 바와 같이 β 와 규모 또는 β 와 EP사이의 상관관계가 비정상성에 관련된 연구들의 결론에 영향을 미칠 수 있기 때문에 두 경우에서 다시 β 와 규모, β 와 EP간에 상관관계가 작아지도록 새로운 포트폴리오집단(규모-베타 포트폴리오, EP-베타 포트폴리오)을 만들었다. 그래서 실증분석에는 이러한 4가지 종류의 포트폴리오 집단을 대상으로 분석이 이루어진다.

(1) 규모기준 포트폴리오 집단

규모는 '총주식가치+고정부채'를 자연대수로 치환한 값으로 대응하였고, 이 규모를 기준으로 238개 대상기업을 규모순으로 오름차순 정렬(sort)한 후 10% 단위로 나누고 등가중치로 구성된 10개의 포트폴리오를 만들었다. 그래서 각 포트폴리오는 평균 23개정도의 주식으로 구성되었고 각 포트폴리오의 β 는 종합주가지수를 시장지수로 이용한 추정치(Value Weighted Index: VWI)와 등가

본 논문에서 총주주지분+고정부채를 규모로 채택하였다.

2) Banz와 Breen(1986)은 Look-ahead 편의성이 PER효과에 대한 연구에 당기순이익 자료를 사용함으로써 발생할 수 있다고 하였고, 이 편의성은 투자자에게 수개월이 지나야 알 수 있는 자료를 연구자들이 잘못 적용해서 생겨날 수 있다고 보았다. 이 편의성은 12월까지의 당기순이익자료를 1월에 사용하지 않고, 표본기업을 12월 결산기업을 대상으로 하여 3월말 주가로 나누어 EP비율을 계산할 때 사라질 수 있다고 하였다.

중치를 시장지수로 이용한 추정치(Equal Weightd Index: EWI)로 구하였다. <표 1>에서 LnSz는 각 포트폴리오별로 규모의 자연대수 치환값을 평균한 것이다.

<표 1> 규모기준 포트폴리오의 특성

포 트 폴 리 오	평균수익률	규모대용치	VWI를 이용한 β	EWI를 이용한 β
1	.019946	15.59483	.842601	.981382
2	-.004760	16.29304	.828811	1.260921
3	.023399	16.65276	.798288	.917393
4	.024654	16.97446	.746239	.881609
5	.022989	17.25729	.774988	.843780
6	.021453	17.54329	.782123	.823102
7	.025248	17.87027	.812314	.880094
8	.019922	18.32353	.881987	.872779
9	-.033694	18.80716	.943896	1.274694
10	-.094519	19.74147	1.286174	1.264244

(2) 규모-베타기준 포트폴리오 집단

규모기준 포트폴리오와 마찬가지로 238개 기업을 규모에 따라 오름차순 정렬한 후 20%단위로 우선 5개의 그룹으로 나누고, 각각 그룹에 대해 다시 β 가 높은 그룹과 낮은 그룹으로 양분하여 총 10개의 포트폴리오를 다시 구성한다. 이 포트폴리오 집단은 베타와 규모간의 상관관계가 작아지도록 의도적인 구성 방법을 선택한 것이다.

〈표 2〉 규모-베타기준 포트폴리오

포트폴리오	평균수익률	규모대용치	VWI를 이용한 β	EWI를 이용한 β
1	-.005836	15.88346	1.023805	1.471275
2	.021124	16.02743	.646114	.774675
3	.023317	16.79840	.956288	1.076077
4	.024857	16.82883	.584192	.720793
5	.022164	17.39993	.962440	1.006840
6	.021925	17.40064	.583968	.650766
7	.021812	18.14003	1.036684	1.049998
8	.023898	18.05378	.669488	.706968
9	-.124002	19.23064	1.356305	1.702627
10	-.007543	19.31800	.848540	.839981

(3) EP기준 포트폴리오 집단

〈표 3〉 EP기준 포트폴리오의 특성

포트폴리오	평균수익률	EP대용치	VWI를 이용한 β	EWI를 이용한 β
1	.009365	0.053117	1.346987	1.008772
2	.013726	0.074808	1.147627	.988468
3	.018170	0.094997	1.090957	1.028456
4	.016365	0.115551	.951510	.944832
5	.023848	0.139422	.970305	.902795
6	.023759	0.166675	.953480	.894718
7	.023910	0.197661	.914248	.853154
8	.026252	0.237450	.907300	.828173
9	.025695	0.304804	.853838	.814188
10	.023685	0.836001	.863748	.772631

EP는 t-1기의 주당 당기순이익을 t기의 3월말 주가로 나누어서 매년 3월말에 포트폴리오를 재구성하였고, EP기준 포트폴리오는 EP순으로 오름차순 정렬한 후 10% 단위로 구분하여 10개의 포트폴리오를 구성한다. 12월말 결산 법인들 중에 당기순이익이 양(+)인 기업만을 선택하였기 때문에 160개 기업이 분석대상에 포함되었다.

이 포트폴리오 집단도 규모기준 포트폴리오와 똑같은 방법으로 구성되었고, 시장지수도 VWI와 EWI를 모두 사용하여 분석하게 된다. 여기서 EP의 값은 각 포트폴리오별로 평균한 값을 적은 것이다.

(4) EP-베타기준 포트폴리오 집단

이 포트폴리오 집단은 규모-베타기준 포트폴리오를 만들 때와 마찬가지로 EP를 오름차순으로 정렬한 후 우선 20%단위로 5개의 그룹을 만들고, 다시 그룹별로 베타가 낮은 것과 높은 것을 양분하여 총 10개의 포트폴리오를 구성하였다.

〈표 4〉 EP-베타기준 포트폴리오의 특성

포트폴리오	평균수익률	EP 대응치	VWI를 이용한 β	EWI를 이용한 β
1	.021345	0.064457	1.145494	1.033281
2	.020737	0.063468	.817352	.778979
3	.023575	0.105348	1.177552	.986078
4	.027025	0.105200	.903679	.759778
5	.026868	0.152980	1.160244	.954004
6	.024686	0.153116	.863699	.641684
7	.027342	0.217131	1.144806	.894336
8	.024879	0.217980	.808431	.585778
9	.031023	0.468610	1.119421	.835151
10	.030074	0.672195	.859319	.563989

3. 베타와 두 요소간의 상관관계

규모기준 포트폴리오에서 베타와 규모간의 상관관계를 살펴보면 시장지수가 VWI인 경우는 0.727046, EWI인 경우는 0.38485이었다. 그러나 상관관계를 감소하기 위한 규모-베타 기준 포트폴리오에서는 VWI인 경우가 0.385662, EWI인 경우가 0.142923으로 약 50%정도의 감소를 보였다.

특히 EP기준 포트폴리오에서는 각 베타와 횡단 평균상관계수가 EWI인 경우는 0.9가 넘는 경우도 있었고, 평균적으로는 VWI인 경우가 0.58812, EWI인 경우가 -0.78184이었다. EP-베타기준 포트폴리오에서는 VWI인 경우 -0.45284, EWI인 경우 -0.10372로 상당히 감소됨을 알 수 있다.

베타와 규모간의 상관관계에서 한가지 특이한 점은 양의 상관관계를 갖고 있다는 것인데, 이는 Reinganum(1981), Basu(1983)의 경우와 반대인 결과이다. 일반적으로 베타와 규모간의 관계가 음의 상관관계이고, 그래서 소규모기업의 베타가 대기업의 경우보다 더 크다는 것이 일반적인 설명이었다. 사실 베타와 규모간의 양의 상관관계는 국내증권시장의 특이성으로 볼 수가 있다. 이와 동일한 현상을 보고한 국내 논문은 황선웅(1993), 김동순, 김진호(1993), 오세경(1994), 선우석호(1994) 등의 연구를 들 수 있다.

〈표 5-1〉 규모와 베타의 평균상관관계

포트폴리오 집단	규모기준 포트폴리오	규모-베타기준 포트폴리오
규모		
$\rho(\text{LnSz}, \beta \text{VWI})$	0.727046	0.385662
$\rho(\text{LnSz}, \beta \text{EWI})$	0.328485	0.142923

〈표 5-2〉 EP와 베타의 평균상관관계

포트폴리오 집단 규모	EP기준 포트폴리오	EP-베타기준 포트폴리오
$\rho(EP, \beta VWI)$	0.58812	-0.45284
$\rho(EP, \beta EWI)$	-0.78184	-0.10372

황선웅(1993)은 베타 추정시 시장지수로 종합주가지수(VWI)를 사용하는 경우에는 베타와 규모가 강한 양의 상관관계를 가지고, 동일가중지수수익률(EWI)을 사용하면 미국 증권시장과 마찬가지로 음의 상관관계를 보인다고 하여 종합주가지수 수익률보다는 동일가중지수수익률이 시장수익률의 대용치로 더 적합하다고 하였다. 그러나 그 음의 상관관계는 매우 약하게 나타났고, 본 연구에서 검토한 결과 <표 5-1>에서 보듯이 VWI와 EWI, 두 경우에서 모두 양의 상관관계를 보였고, 단지 EWI를 사용한 경우 그 양의 상관관계가 다소 약해짐을 알 수 있었다.

김동순, 김진호(1993)의 경우는 베타추정시 종합주가지수(VWI)를 시장지수로 이용하였는데, 베타와 규모의 관계는 양의 상관관계로 나왔고, 오세경(1994)의 경우도 종합주가지수(VWI)를 이용해 베타를 구했는데, 규모와 양의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 선우석호(1994)의 연구는 동일가중지수수익률(EWI)을 사용했는데, 베타와 규모의 관계는 역시 약한 양의 관계로 나타났다.

본 연구에서는 VWI 베타가 규모와 강한 양의 상관관계를 보이고, EWI 베타는 약한 양의 상관관계를 나타냈다.

한국증권시장에서 반대의 현상, 즉, 규모와 베타가 음이 아닌 양의 상관관계를 보이는 근거들을 나열해보면 다음과 같다. 첫째, 황선웅(1993)의 연구처럼 VWI와 EWI를 사용하는데 부호가 바뀔 정도는 아니지만, VWI 베타를 사용했을 때 강한 양의 상관관계가 EWI 베타를 사용했을 때 상당히 약화되거나 음의 상관관계로 측정될 수 있다. 둘째, 김동순, 김진호(1993)의 설명과 같이 미국

시장과는 다르게 우리 나라 증권시장은 주로 기관투자자가 주도하고 있고, 개인투자자들이 이를 따르는 형편이기 때문에 기관투자자가 많이 보유하고 있는 대형주가 시장에 더 민감하게 나타난 것으로 보인다. 셋째, 모든 연구에서 베타를 추정하기 위해 사용된 우리 나라의 무위험이자율이 장기간 변화하지 않는 수익률임을 알 수 있다. 즉, 베타를 추정하기 위해 시장수익률, 개별포트폴리오의 수익률, 무위험이자율이 이용되는데, 무위험이자율은 월별자료에 비해 상당 기간 수익률의 변화가 작은 것들이 이용되어 베타추정에 영향을 미칠 수 있다. 넷째, 표에서 보듯이 기업의 규모는 약간씩 차이는 있지만 재무제표를 이용하여 규모를 정의하는 경우, 미국의 경우는 연결재무제표를 사용하고 우리 나라의 경우는 개별재무제표를 사용하기 때문에 자본금에 관련된 총액이 상대적으로 작게 나타나 마치 우리 나라의 대기업 규모가 미국의 소기업 정도 밖에 표현되지 않는다는 점도 무시할 수 없을 것이다. 마지막으로 비록 본 연구에서 사용된 자료는 월별수익률이지만 빈번하지 못한 소형주의 거래가 소형주의 베타추정이 낮아지도록 만들 수 있다는 Roll(1981)의 주장도 검토할 만한 이유가 될 것이다.

4. 실증분석의 결과

(1) 일원량 회귀분석(Univariate Regression)

첫번째 검증으로 다음의 횡단회귀분석모형이 매달 추정된다.

$$H_0 : \delta_{1t} = 0$$

$$H_A : \text{횡단기대수익은 } \beta \text{의 양(+)\의 선형함수이다. } (\delta_{1t} > 0)$$

$$R_{it} = \delta_{0t} + \delta_{1t}\beta_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

이 식 (9)에서 R_{it} 는 t 번째 월의 포트폴리오 수익률이고, β_i 는 1980년 1월부터 1993년 6월까지 전 표본기간에 걸쳐 추정된 베타이다.³⁾ 이 회귀분석

3) 연구결과의 일관성을 위하여 β_i 를 구하는 방법은 Chan & Chen(1988), Jegadeesh(1992) 등이 사용한 방법을 그대로 사용하였다.

모형은 4가지 포트폴리오 집합에 적용되었고, 각각 VWI베타와 EWI에 대해 분석이 이루어졌다. 그 결과는 <표 6>에 제시되어 있다.

<표 6> 일원량 회귀분석의 결과

(a) 규모기준 포트폴리오

	β_{VWI}	β_{EWI}
δ_{ot}	0.206381	0.169867
t값	(8.64829)	(10.75989)
	P=0.0001	P=0.0001
δ_{1t}	-0.23446	-0.16740
t값	(-8.43642)	(-9.86486)
	P=0.0001	P=0.0001
수정R ²	0.334904	0.091568

(b) 규모-베타기준 포트폴리오

	β_{VWI}	β_{EWI}
δ_{ot}	0.120467	0.105289
t값	(8.913728)	(8.578442)
	P=0.0001	P=0.0001
δ_{1t}	-0.13648	-0.10312
t값	(-7.78824)	(-7.49448)
	P=0.0001	P=0.0001
수정R ²	0.279992	0.285880

(c) EP기준 포트폴리오

	β_{VWI}	β_{EWI}
δ_{ot}	0.053549	0.043791
t값	(2.985667)	(3.610502)
	P=0.0033	P=0.0004
δ_{1t}	-0.03075	-0.01803
t값	(-1.60805)	(-1.68458)
	P=0.1099	P=0.0941
수정R ²	0.166051	0.158881

(d) EP-베타기준 포트폴리오

	β_{VWI}	β_{EWI}
δ_{ot}	0.030661	0.023556
t값	(3.543598)	(2.669282)
	P=0.0005	P=0.0084
δ_{1t}	-0.00611	0.002199
t값	(-0.52753)	(0.209639)
	P=0.5986	P=0.8342
수정R ²	0.217442	0.158030

<표 6>에서 각 추정치와 t값의 기간에 대한 평균값들(time series averages)이 제시되어 있다. 4) <표 6>에서 규모관련 포트폴리오의 결과를

4) <표 6>에서 주어진 δ_j 들은 다음과 같이 구해졌다.

$$\widehat{\delta}_j = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \widehat{\delta}_{jt}$$

여기서 $\widehat{\delta}_{jt}$ 는 식 ()에서 매 t시점에 대한 모수 j의 OLS추정치이다. $\widehat{\delta}_j$ 의 분산의 추정치는 $\sigma^2_{\delta_{jt}}/T$ 이고, 여기서 $\sigma^2_{\delta_{jt}}$ 는 $\widehat{\delta}_{jt}$ 의 기간들에 대한 분산(time-series

살펴보면 규모기준(a)의 경우 δ_{1t} 의 t값이 상당히 커서 유의적인 반면 계수의 부호가 음(-)이기 때문에 베타위험과 증권수익률사이의 양의 상관관계라는 CAPM의 주장을 보여주지 않고 있다. 규모-베타기준(b)의 경우도 마찬가지로 베타가 유의적이면서 부호는 역시 음(-)을 나타내고 있다. EP관련 포트폴리오에서도 EP기준의 경우(c)보다는 EP-베타기준(d)의 경우 δ_{1t} 의 t값이 작아진다는 것은 규모관련의 경우와 동일하다. 그러나 추정계수가 유의적인 것은 하나도 없지만, 부호는 4개중 3개가 음의 부호를 가지고 있다. 또한 Adj-R²을 살펴보면 4가지 포트폴리오의 집합에서 모두 낮게 나와 증권의 수익률을 베타위험만으로 추정할 수 있다는 것에 문제를 제기하고 있으며, 새로운 설명변수가 추가되어야 한다는 점을 시사한다. 이상과 같이 추정 δ_{1t} 가 음의 부호를 갖는다는 점은 증권수익률과 베타위험의 상관관계가 양이라는 CAPM의 주장에 상반되는 사실을 보여주고 있다.

(2) 다변량분석

다변량분석은 추가설명변수로 규모(LnSz)을 추가한 회귀모형과 EP를 추가한 회귀모형이 검토되었다. 베타는 일원량분석과 마찬가지로 VWI 베타와 EWI 베타로 나누어 검증되었다.

1) 규모관련

규모를 설명변수로 추가한 모형은 다음과 같다. 그 결과는 <표 7>에 제시되어 있다.

$$H_0 : \tau_{1t} = 0, \tau_{2t} = 0$$

$$H_A : \tau_{1t} > 0, \tau_{2t} < 0$$

$$R_{it} = \tau_{0t} + \tau_{1t}\beta_i + \tau_{2t}\text{LnSZ}_{it} + U_{it} \quad (10)$$

variance)이다.

<표 7>에서 규모기준(a)과 규모-베타기준(b)을 비교해보면 규모-베타의 경우 t값이 전반적으로 증가되었고, 결국 τ_{1t} 와 τ_{2t} 가 유의적인 결과가 나왔다. 하지만 두 경우 모두 베타의 회귀계수가 음의 부호를 가지고 있음은 일원량분석의 결과와 일관된 것이다. 이는 증권의 수익률과 베타가 양의 상관관계라는 CAPM의 주장을 보장하지 못하는 결과이다. 이에 비해 규모의 회귀계수가 음의 부호를 갖는 것은 규모효과가 오히려 베타보다 증권의 수익률을 더욱 정확하게 설명하고 있다는 점을 보여주고 있다. 또한 규모의 변수가 추가되어 Adj-R²가 상당히 증가됨을 알 수 있는데, 규모가 증권 수익률의 설명변수로 좋은 역할을 하고 있고, 우리 나라 증권시장에 규모의 효과가 있음을 보여 주고 있다.

2) E/P 관련

EP를 설명변수로 추가한 모형은 다음과 같다. 그 결과는 <표 8>에 제시되어 있다.

$$H_0 : d_{1t} = 0, d_{2t} = 0$$

$$H_A : d_{1t} > 0, d_{2t} > 0$$

$$R_{it} = d_{0t} + d_{1t}\beta_i + d_{2t}EP_{it} + \nu_{it} \quad (11)$$

<표 8>에서 EP기준(a)에서 t값과 EP-베타기준(b)에서의 t값을 비교해보면 EP-베타기준의 경우가 다소 증가하였지만 두 경우 모두 유의적이지 못하다. 그러나 d_{1t} 는 VWI 베타의 경우 EP기준에서 음의 부호였지만 EP-베타기준에는 양의 부호로 추정되었다. 따라서 규모관련 검증에서와 마찬가지로 베타의 회귀계수(d_{1t})는 유의적이지는 못하지만 모두 음의 부호로 추정되어 CAPM의 주장을 대변하지 못하고 있으며, 오히려 EP의 회귀계수(d_{2t})가 양의 부호를 정상적으로 보이고 있어서 베타보다는 증권수익률을 제대로 설명한다고 볼 수 있다. 하지만 규모관련 검증의 결과와는 다르게 Adj-R²가 일원량분석의 경우보다 별로 증가하지 않았다. 이는 우리 나라 증권시장에 EP효과가 다소 존재하지만 증권수익률의 설명변수를 대신할 만큼은 존재하지 않

는다고 볼 수 있다.

<표 7> 다변량 회귀분석의 결과(규모관련 포트폴리오)

(a) 규모기준 포트폴리오

	β_{VWI}	β_{EWI}
τ_{ot} t값	0.269257 (2.446597) P=0.0308	0.440028 (2.978714) P=0.0115
τ_{1t} t값	-0.22411 (-2.29027) P=0.0409	-0.11353 (-3.50068) P=0.0044
τ_{2t} t값	-0.00368 (-0.54593) P=0.5951	-0.02028 (-2.60324) P=0.0246
수정R ²	0.436385	0.251631

(b) 규모-베타기준 포트폴리오

	β_{VWI}	β_{EWI}
τ_{ot} t값	0.361144 (2.730423) P=0.0183	0.454248 (3.048732) P=0.0101
τ_{1t} t값	-0.12687 (-2.34302) P=0.0372	-0.09567 (-2.45122) P=0.0305
τ_{2t} t값	-0.01393 (-1.95489) P=0.0743	-0.02025 (-2.63588) P=0.0217
수정R ²	0.524706	0.528107

<표 8> 다변량 회귀분석의 결과(EP관련 포트폴리오)

(a) EP기준 포트폴리오

	β_{VWI}	β_{EWI}
d_{ot} t값	0.054969 (1.236651) P=0.2399	0.057990 (2.62992) P=0.0220
d_{1t} t값	-0.01728 (-0.31455) P=0.7585	-0.01887 (-0.77048) P=0.4559
d_{2t} t값	-0.00047 (-0.01827) P=0.01827	0.002062 (0.074016) P=0.9422
수정R ²	0.182995	0.177256

(b) EP-베타기준 포트폴리오

	β_{VWI}	β_{EWI}
d_{ot} t값	0.072114 (3.053804) P=0.0100	0.080636 (2.859809) P=0.0144
d_{1t} t값	-0.04066 (-1.05191) P=0.3136	-0.04320 (-1.17559) P=0.2626
d_{2t} t값	0.003338 (0.10765) P=0.9161	0.01253 (0.367021) P=0.7200
수정R ²	0.218877	0.177015

V. 결론

CAPM의 주장을 간단히 요약하면 증권수익률과 베타위험은 양의 상관관계를 갖는다는 점과 β 가 증권의 수익률을 설명하는 유일한 위험변수라는 점을 들 수 있다. 본 연구에서는 이러한 CAPM의 주장을 규모효과와 EP효과와 비교하여 그 현실성을 검토하고자 하는 것이다. 물론 국내증권시장에서 EP효과가 존재

하는지, 규모효과가 존재하는 지에 대하여도 결론에 도달하지 못하고 있기 때문에 좀 더 정확히 구성된 검증 포트폴리오를 이용하여 CAPM의 주장과 두 효과에 대한 검증을 실시하였다.

또한 시장지수로 종합주가지수와 같이 VWI를 사용하는 것이 좋은지, EWI를 사용하는 것이 좋은 지도 명확한 해답이 없기 때문에 두 가지 모두를 적용하여 분석을 행하였다.

검증결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 한국증권시장에서 규모효과가 있음을 확인하였다. <표 7>의 규모기준 포트폴리오(a) 결과에서, 시장지수를 VWI를 사용한 경우는 규모효과가 나타나지 않았지만, EWI를 사용한 경우는 규모효과가 유의적으로 나타났다. 이는 황선웅(1993)의 연구결과와 다른 것이다. 그러나 규모-베타기준 포트폴리오를 적용하였을 때는 EWI의 경우 전의 경우와 마찬가지로 규모효과가 나타났고, VWI의 경우도 규모변수 계수의 t값이 증가하여 더욱 유의적인 효과가 있다고 판단된다. 또한 일원량분석 결과인 <표 6>의 (a), (b)와 <표 7>의 결과를 R^2 측면에서 비교하면 규모기준 포트폴리오나 규모-베타기준 포트폴리오의 모든 경우에 규모변수가 추가됨으로 인해 상당히 증가함을 추가적으로 확인할 수 있다. 또한 모든 계수추정치 부호도 음으로 모든 경우에 일관되게 나와서 규모효과의 존재가 명확하게 표현되고 있다.

둘째, EP효과는 존재하지 않는다. <표 8>에서 EP 변수 계수의 t값이 EP기준 포트폴리오에서 VWI인 경우를 제외하고는 유의적인 것이 전혀 존재하지 않았다. 특히 R^2 측면에서 <표 6>의 (c), (d)와 <표 8>를 비교해보면, EP변수가 추가되어도 R^2 가 거의 증가되지 않음을 알 수 있었다.

셋째, CAPM에 관련된 실증논문들에서 많은 문제가 제기되기도 하였지만, 앞에서 언급한 CAPM의 두 가지 주장이 모두 기각되고 있었다. 우선 증권수익률과 베타위험이 양의 상관관계를 갖는다는 주장은 <표 6>의 일원량분석의 경우나, <표 7>, <표 8>의 모든 경우에서 한 경우만을 제외하고는 베타위험 계수의 모든 부호가 음의 값을 갖고 있기 때문에 CAPM의 주장과 모순된 결과를

보이고 있다. 두 번째로 베타위험이 유일한 변수라는 주장도 규모효과를 실증식에 추가시킨 결과 R^2 값이 상당히 증가함을 알 수 있었다. 그 계수의 부호도 베타위험의 경우, 음으로 나타나 이론과 실증이 서로 모순됨을 알 수 있었지만, 규모변수 계수의 부호는 음으로서 모든 경우에서 정확히 증권의 수익률을 설명하고 있었다.

셋째, 시장지수를 VWI와 EWI를 적용하였을 때의 차이는 전반적으로 큰 차이나 특별한 경향이 있어 보이지 않는다. 단지 규모효과를 측정했을 때, 규모기준 포트폴리오에서 VWI의 경우 규모효과가 없고, EWI의 경우에만 존재하는 것으로 나타났지만, 규모-베타기준 포트폴리오를 적용하였을 때, VWI의 경우도 규모변수 계수의 t값이 매우 증가하는 것을 알 수 있었다.

본 연구는 새로운 방법으로 구성된 검증포트폴리오를 적용하여 규모효과와 EP효과를 검증하였고, CAPM의 주장을 동시에 검토하였다. 그 결과 한국증권시장에 규모효과가 있음을 확인할 수 있었고, CAPM의 주장에 모순된 증거를 제시하였다. 따라서 정상수익률의 가격결정이나 초과수익 등의 계산, 자본비용의 계산, 또는 주식의 가치평가모형 등에서 CAPM이 적용될 때 연구자의 세심한 주의가 필요하며, 다요인 모형을 이용하거나, 특히 베타와 관련해서는 베타의 수정기법, 기본적(fundamental) 베타 등을 이용하는 것도 바람직할 것이다.

참 고 문 헌

- 김동순, 김진호, “주당순이익의 공표 및 기업규모가 주식수익률에 미치는 효과,”
금융연구, 제7권 1호(1993), 1-46.
- 선우석호, 윤영섭, 강효석, 이원흠, 오세경, 김선용, “한국주식시장에서의 과잉반응과
기업특성적 이례현상에 관한연구,” 증권학회지 17집(1994), 167-218.
- 송영출, “ β 위험의 불안정성과 최적추정기간에 관한 실증연구,” 증권학회지, 제 11 집
(1989).
- 오세경, “주가수익비율, 기업규모 및 주가의 주가수익률에 대한 영향분석,” 금융연구,
제8권 1호 (1994), 1-30.
- 이일균, “한국주식시장에서의 주가지수선택에 따른 기업규모효과의 실증결과 비교
분석,” 재무관리연구 제 10권 (1993.12), 304-317.
- 이기영, “주식수익률에 나타나는 이례현상, 한국과학기술원, 박사학위논문, 1988.
- 조재복, “한국증권시장에서의 기업규모와 관련된 이상현상에 관한 실증연구,”
한국과학 기술원 석사학위논문, 1985.
- 지청 , “우리나라 증권시장에서의 기업규모효과에 대한 실증적 연구,” 증권학회지,
제9집(1988), 1-39.
- 최운열, 김우종, “주가수익비율과 기업규모가 주가에 미치는 영향,” 증권학회지,
제8집(1986), 1-24
- 홍동수, “사건연구의 수익률생성모형에 관한 비교 연구,” 고려대학교 대학원, 석사
학위 논문, 1989.
- 황선웅, “한국증권시장에서 주가지수 선택에 따른 기업규모효과의 실증결과 비교
분석,” 재무관리연구 제10권 제 2호(1993), 303-317.
- Baesel, J.B., "On the Assessment of Risk: Some Further Considerations," *Journal
of Finance*, (Dec. 1974).
- Ball, R., "Anomalies in relationships between securities' yields and yield-
surrogates," *Journal of Financial Economics* 6, (1978), 3-18.
- _____ and P. Brown, "An Empirical Evaluation of Accounting Income
Numbers," *Journal of Accounting Research*, Autumn, 1968, 159-177.
- Banz, R., "The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks;

- Journal of Financial Economics* 9, (March 1981), 3-18.
- _____ and W. Breen, "Sample-Dependent Results Using Accounting and Market Data: Some Evidence", *Journal of Finance* 41, (September 1986), 779-793.
- Basu, S., "Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis," *Journal of Finance* 32,(1977), 663-682.
- _____, "The relationship between earnings yields, market value, and return for NYSE common stocks: Further evidence," *Journal of Financial Economics* 12, (1983), 51-74.
- Bhandari, L.C., "debt-Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: empirical Evidence," *Journal of Finance* 43 (June 1988), 507-528.
- Chan, K.C. and N. Chen, : An Unconditional Asset Pricing Test and the Role of Firm Size as an Instrumental Variable for Risk, "*Journal of Finance* 43, (June, 1988), 309-325.
- Cook, T.J., M.S. Rozeff, "Size and Earnings/Price anomalies: One Effect or Two?," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19, (1984), 449-466.
- Dimson, E., "Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading," *Journal of Financial Economics* 7, (June 1979), 197-226.
- Dreman, D., "Bye-Bye to Beta," *Fobes*, (March 30, 1992), 148.
- Fama, E. F. and K. French, "Is There a Size Effect in Expected Returns?," *Working Paper, Univ. of Chicago*, (March 1991).
- _____, _____, "The Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of finance* 47, No. 2, (June 1992), 427-465.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth, "Risk Return and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy*, 81(May/June 1973), 607-636.
- Fisher, L. and J. Kamin, "Good Betas and Bad Betas," *Paper for the Seminar on the Analysis of Security Prices*, Univ. of Chicago, (Nov. 1971)
- Handa, P., and S. P. Kothari and C. Wasley, "The Relation between Return Interval and Betas: Implications for the Size Effect," *Journal of Financial Economics* 23, (June 1989), 79-100.

- Jegadeesh, N., "Does Market Risk Really explain the Size Effect?," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 27, No. 3, (September 1992), 337-351.
- Reinganum, M. R., "Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Market Values," *Journal of Financial Economics* 9, (March 1981), 19-46.
- Roll, R., "A Critique of the Assets Pricing Theory's Tests: On Past and Potential Testability of the Theory," *Journal of Financial Economics*, vol.4(1977), 129-176.
- _____, "A possible explanation of the small firm effect," *Journal of Finance* 36(1981), 879-888.