

消費에 근거한 CAPM의 實證的 研究*

具 本 烈**

〈요 약〉

CCAPM이 韓國證券市場에서 現實的으로 성립가능한가에 대한 실증적 검증을 하였으며, 또한 市場포트폴리오와 대응되는 총소비지출의 성장률이 事前的으로 효율적 프론티어(efficient frontier)상에 놓여 있는가에 대한 검증을 실시하였다. 이와 아울러 전통적인 S-L CAPM도 검증함으로써 CCAPM과 S-L CAPM을 比較分析하였다. 통계적 기법은 非線型下의 무관회귀분석과 GLS를 이용하였다. 1980년 1/4 분기부터 1990년 4/4 분기까지의 분기별 자료를 이용하여 분석한 결과, CCAPM은 全期間을 표본으로 한 경우에 기대수익률과 위험과의 線型關係가 기각되었다. 그리고 全期間을 前半期和 後半기로 나눈 下位期間別 分析에서도 마찬가지로의 결과를 얻었다. 한편 S-L CAPM의 경우에는 全期間과 前半期에는 선형關係가 기각되었으나 後半期에는 채택되었다. 즉 후반기에는 위험프리미엄의 추정치가 0.05834이고 t값이 2.525로 매우 유의적이었으며 절편의 값이 통계적으로 0과 다르지 않아 實質無危險利率이 0%로 추정되었다. 그런데 이는 실제로 3개월의 정기에금이자율과 소비자물가지수를 고려하여 구한 것과 일치함을 보였다. 그리고 이에 사용된 한국종합주가지수의 事前的 效率性은 全期間과 下位期間 모두에 있는 것으로 판명되었다. 한편, CCAPM이 한국증권시장에서 기각되는 이유 중의 하나는 경기순환에 따른 生産活動이 즉시적으로 개별증권의 수익률에 영향을 주나 총소비지출은 이보다 非彈力的인데 따른 것으로 생각되었다.

I. 序 論

Rubinstein(1976), Breeden-Litzenberger(1978), Breeden(1979) 등에 의해 유도된 消費에 근거한 資本資產價格決定模型(Consumption based CAPM : 이하 CCAPM)은 개별증권의 수익률이 거시경제변수의 하나인 總消費(aggregate consumption)와 線型關係(linear relation)를 가진다는 이론이다. 이는 전통적인 Sharpe-Lintner의 資本

* 이 논문은 1991년도 교육부지원 한국학술진흥재단의 자유공모(지방대학육성)과제 학술 연구조성비에 의하여 연구되었음. 필자는 이 논문을 읽고 조언해 주신 韓國財務管理學會의 편집 및 심사위원에게 감사를 드립니다.

** 忠北大學校 經營大學 副教授

資産價格決定模型(Sharpe-Lintner CAPM : 이하 S-L CAPM)이 개별증권의 수익률은 시장포트폴리오와 선형관계를 가진다는 이론과는 서로 대조를 이루고 있다. 또한 개별증권의 수익률은 여러 종류의 경제변수와 선형관계를 가진다는 Ross(1976)의 裁定價格決定模型(Arbitrage Pricing Theory : 이하 APT)에 대해 CCAPM은 하나의 경제변수인 총소비가 개별증권의 수익률에 영향을 주고 있다는 점에서 APT와 대조를 이루고 있다. 그러나 CCAPM에 대한 실증적 검증은 전통적인 S-L CAPM에 대한 검증방법과 비슷한 절차를 취하고 있다. 즉 Black-Jensen-Scholes(1972)와 Fama-MacBeth(1973) 등에 의해 시도된 單一變量(univariate)검증이나 Gibbons(1982), Stambaugh(1982)와 Shanken(1985) 등에 의해 시도된 多變量(multivariate)검증이다. CCAPM의 검증에 대한 대표적 논문이라 할 수 있는 Breeden-Gibbons-Litzenberger(1989 : 이하 BGL)도 다변량의 분석기법을 이용하고 있다.

한편, S-L CAPM의 현실적 적용에 대한 검증이 개별증권의 수익률과 시장베타(market beta)와의 선형관계를 분석하는 것과 마찬가지로 CCAPM에 대한 검증도 개별증권의 수익률이 消費베타(consumption beta)와 선형관계를 가지는가에 대한 분석이 된다. 그러나 S-L CAPM에 대한 가정은 市場포트폴리오가 평균과 분산의 측면에서 事前的으로 效率的(mean variance ex ante efficient)이어야 한다는 것이다. 이는 진정한 市場포트폴리오(true market portfolio)의 代用值(proxy)가 事前的으로 效率的 프론티어(ex ante efficient frontier)상에 놓여 있어야 한다는 것을 의미한다. 따라서 이에 대한 검증이 Gibbons(1982), Stambaugh(1982) 및 Gibbons-Ross-Shanken (1989 : 이하 GRS) 등에 의하여 실시되었다. 따라서 CCAPM도 이론상 市場베타와 消費베타는 비례적이기 때문에 市場포트폴리오와 대응되는 總消費支出의 成長率(the growth rate in aggregate consumption)이 사전적으로 효율적인가를 검증하여야 할 것이며 이는 위의 分析方法을 이용하면 될 것이다.

본 연구는 CCAPM의 現實的 適用이 韓國證券市場에서 가능한가와 총소비지출의 성장률의 사전적 효율성을 검증하고자 한다. 이와 병행하여 S-L CAPM (혹은 제로베타 CAPM)도 검증하여 서로 비교분석하고자 한다. 이를 위하여 본 연구는 다음과 같이 구성하였다. 제 2장에서는 CCAPM을 간단히 유도하고 제 3장에서는 통계적 검증을 위한 研究方法論을 제시한다. 그리고 제 4장에서는 검증결과와 통계적 분석과 경제적 의미를 설명하며 제 5장에서는 結論을 제시한다.

II. CCAPM의 誘導

일반적으로 CCAPM은 Lucas(1978)의 效用에 근거한 資産價格決定模型(utility based asset pricing model)에 그 기초를 두고 있기 때문에 이에 근거하여 간략하게 유도하여 보기로 하자.¹⁾ 우선 이를 위하여 각 시점간의 위험자산을 자유로이 살 수 있거나 팔 수 있는 代表的인 投資者(a representative investor)가 존재한다고 가정하자. 이 경우에 투자자는 주어진 예산의 제약조건하에서 효용을 극대화하는 최적소비를 계획한다면 다음과 같은 1次條件(first order condition)을 얻을 수 있다.²⁾

$$E[(R_{jt} - R_{\alpha t})\{U'(C_t)/U'(C_{t-1})\} | I_{t-1}] = 0 \quad (1)$$

$$j = 1, 2, \dots, N$$

단, $R_{\alpha t}$: 시점 t에서의 무위험자산의 수익률 혹은 제로베타포트폴리오의 수익률

C_t : 시점 t에서의 1인당 총소비지출

$U'(C_t), U'(C_{t-1})$: 시점 t-1과 t에서의 각 소비로부터의 한계효용

I_{t-1} : 시점 t-1에서의 이용가능한 정보집합

그런데 식 (1)에서의 $\{U'(C_t)/U'(C_{t-1})\}$ 은 임의의 시점 t-1과 t사이의 限界代替率(marginal rate of substitution : MRS)을 의미하고 있다. 이제 CCAPM의 유도를 위하여 $U'(C_t)$ 를 테일러(Taylor)전개식에 의하여 C_{t-1} 부근에서 1次近接式(first order approximation)을 구하고 정리하면 MRS는

$$MRS = \frac{U'(C_t)}{U'(C_{t-1})} = 1 - [-C_{t-1}\{U''(C_{t-1})/U'(C_{t-1})\}]R_{\alpha t} \quad (2)$$

단, $R_{\alpha t} = [C_t/C_{t-1} - 1]$ 로서 1인당 총소비지출의 성장률 (the growth rate in aggregate consumption per capita)

이 된다.³⁾ 그런데 식(2)의 우변항의 $[\cdot]$ 부분은 相對危險回避係數(coefficient of relative

1) CCAPM은 discrete-time하에서와 continuous-time하에서 각각 유도할 수 있으나 본 연구의 검증자료의 성질상 전자의 조건하에서 유도하기로 한다. 따라서 이 장의 많은 부분은 BGL의 논문을 참조하였다.

2) 식 (1)은 소비에 근거한 자산가격결정모형(consumption based asset pricing model)이라고 불리우며 소비에 근거한 가장 일반적인 자산가격결정모형이다.

3) $U'(C_t)$ 를 C_{t-1} 의 부근에서 1차근접식을 구하면

$$U'(C_t) = U'(C_{t-1}) + U''(C_{t-1}) [C_t - C_{t-1}]$$

이 되고 이를 정리하면 식(2)를 얻을 수 있다.

risk aversion)이며 이를 b 라고 정의하기로 하면 식(2)는

$$E[(R_{jt} - R_{xt})(1 - bR_{ct}) | I_{t-1}] = 0 \quad (3)$$

$$j = 1, 2, \dots, N$$

이 된다. 만약 b 를 실제로 추정하고자 한다면 식(3)을 b 에 대하여 정리하면

$$b = \frac{E[(R_{jt} - R_{xt})]}{E[(R_{jt} - R_{xt})R_{ct}]} \quad (4)$$

이 되어 쉽게 구할 수가 있으며 b 의 표준오차는 GMM(generalized method of moments)의 방법에 의해 추정할 수 있다.⁴⁾

이제 CCAPM의 유도를 위해 식(3)을 공분산의 정의에 의해 다음과 같이 2부분으로 나누어 보기로 하자.⁵⁾ 즉

$$E[(R_{jt} - R_{xt})] E[(1 - bR_{ct})] + \text{Cov}[(R_{jt} - R_{xt}), (1 - bR_{ct})] = 0 \quad (5)$$

$$j = 1, 2, \dots, N$$

가 된다.⁶⁾ 그리고 식(5)를 정리하면

$$[E(R_{jt}) - E(R_{xt})] E[1 - bR_{ct}] = b \text{Cov}[(R_{jt} - R_{xt}), R_{ct}] \quad (6)$$

$$j = 1, 2, \dots, N$$

이 된다. 그런데 식(6)에 어떠한 위험자산에 대하여도 만족하며 CCAPM은 총소비도 거래가능한 자산으로 가정하며 최적소비는 위의 식(6)을 만족하여야 한다. 이는 최적소비도 역시 효율적프론티어상에 있어야 함을 의미한다. 따라서 $j=c$ 로 두면

$$[E(R_{ct}) - E(R_{xt})] E[1 - bR_{ct}] = b \text{Cov}[(R_{ct} - R_{xt}), R_{ct}] \quad (7)$$

4) 이에 대한 자세한 내용은 具本烈의 “한국증권시장에서 투자자의 상대위험회피계수의 추정에 관한 연구,” 증권학회지, 제 14집 (1992)를 참조바람.

5) 공분산의 정의에 의해 $E(XY) = E(X)E(Y) + \text{Cov}(X, Y)$

6) 식(3)은 어떠한 정보집합 I_{t-1} 에 대해서도 조건부 기대치의 값은 항상 0이므로 정보집합 I_{t-1} 은 식에서 제외될 수 있다. 이에 따라 식(5)에서는 정보집합 I_{t-1} 이 나타나 있지 않다.

이 된다. 이제 식(6)과 식(7)을 정리하면

$$[E(R_{jt}) - E(R_{zt})] = \frac{\text{Cov}[(R_{jt} - R_{zt}), R_{ct}]}{\text{Cov}[(R_{ct} - R_{zt}), R_{ct}]} [E(R_{ct}) - E(R_{zt})] \quad (8)$$

이 된다. 따라서 식(8)은

$$E(R_j) = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{cj} \quad (9)$$

$$j = 1, 2, \dots, N$$

단, λ_0 : $E(R_{zt})$ 로서 무위험자산의 수익률 혹은 제로베타포트폴리오의 수익률

λ_1 : $[E(R_{ct}) - E(R_{zt})]$ 로서 소비베타(consumption beta)의 시장가격

β_{cj} : $\frac{\text{Cov}[(R_{jt} - R_{zt}), R_{ct}]}{\text{Cov}[(R_{ct} - R_{zt}), R_{ct}]}$ 로서 소비베타임

가 된다. 식(9)가 discrete time하에서의 CCAPM이다.⁷⁾ 여기서 λ_1 은 소비베타의 위험에 대한 市場價格으로서 소비지출의 변동율이 증가함에 따라 커질 것이다. Jarrow(1988)는 마찰이 없는 완전경쟁시장(frictionless and competitive markets)을 가정하고 裁定利益의 機會(arbitrage profit opportunities)가 없는 경제제도하에서 CCAPM을 유도하였다. 그리고 그는 mutual fund theorem과 개인의 예산제약조건을 이용하여 소비지출의 성장률 R_{ct} 와 시장수익률 R_{Mt} 은 서로 완전 양의 상관관계에 있으며 따라서 消費베타와 市場베타는 서로 비례적임을 보이고 있다. 식(9)의 消費베타의 추정은 개별증권들의 수익률과 소비지출성장률 사이에 다변량의 정규분포를 가정하면 정규분포의 성질에 의하여

$$R_{jt} = \alpha_{cj} + \beta_{cj} R_{ct} + \varepsilon_{jt} \quad (10)$$

$$j = 1, 2, \dots, N$$

로 나타낼 수 있으며 이를 消費에 근거한 市場模型(consumption based market model)이라고 정의할 수 있을 것이다. 결국 CCAPM의 검증은 전통적인 S-L CAPM의 검증방법과 유사하게 식(9)와 식(10)을 이용하면 될 것이다. 따라서 이들 중에서 어느 모형이 더 한국증권시장에서 의미를 가지는지 실증적으로 검토할 수 있을 것이다.

7) continuous-time하에서의 CCAPM의 유도는 Breeden(1979), Jarrow(1988), Huang-Litzenberger(1988), Merton(1992)을 참조바람.

III. CCAPM 檢證을 위한 方法論

1. 總消費支出成長率의 效率性 檢證

(1) 檢證의 意義

CCAPM이나 S-L CAPM(혹은 제로베타 CAPM)이 현실적으로 適合性を 가지는가에 대한 검증의 전제는 기존 모형에서 사용하고 있는 시장포트폴리오가 평균과 분산의 측면에서 효율적이라는 것이다. 그러나 과연 시장포트폴리오의 代用值로 사용되고 있는 여러 종류의 代用포트폴리오가 효율적인가 하는 것은 CCAPM이나 S-L CAPM의 검증 이전에 확인해 보아야 할 것이다. 그런데 Roll(1977)은 시장포트폴리오의 事前的 效率性(ex ante efficiency)의 검증은 불가능하다고 주장하였다. 이는 시장포트폴리오에는 모든 危險資産(risky assets)을 포함하여야 하기 때문에 이의 구성은 불가능하다고 보았기 때문이다. 한편 Stambaugh(1982)는 기존의 여러 종류의 시장지수에다 주식외에 회사채, 국공채, 부동산 등을 편입한 후에 CAPM을 검증해 본 결과, 주식만을 시장포트폴리오로 한 검증결과와 다르지 않음을 발견하고 기존 시장지수의 효율성이 존재함을 주장하였다. GRS(1989)는 초과수익률에 의한 市場模型을 이용하여 CRSP 동일가중지수의 사전적 효율성을 검증한 결과 이 지수의 효율성을 주장하였다. 이러한 시장지수의 사전적 효율성 검증방법을 이용하여 소비지출의 성장률 R_c 의 사전적 효율성을 검증할 수 있을 것이다. 결국 CCAPM이나 S-L CAPM의 검증 이전에 이들의 모형에 포함되어 있는 代用포트폴리오가 평균과 분산의 측면에서 효율적인가에 대한 검증이 선행되어야 할 것이다. 본 연구는 GRS(1989)에 의한 검증방법보다는 Gibbons(1982), Stambaugh(1982)와 Shanken(1985) 등이 사용한 방법을 다소 수정한 검증방법을 제시하고 이에 따라 실증적으로 검증하고자 한다.⁸⁾

(2) 檢證模型의 유도

제 2장의 식 (10)에서

8) GRS(1989)의 검증의 한국증권시장에의 적용은 황선웅-이일균교수(1991)의 논문을 참고바람. GRS부류의 논문은 Gibbons-Shanken(1987), Shanken(1987) 및 MacKinlay(1987) 등을 열거할 수 있으나 모형상에 무위험자산의 수익률(혹은 제로베타 포트폴리오의 수익률)을 사전에 추정하여야 한다는 제약이 있어 본 연구의 실증분석의 고려 대상에서 제외하였다.

$$R_j = \alpha_{cj} + \beta_{cj}R_c + \varepsilon_j \quad (10)$$

$$j = 1, 2, \dots, N$$

으로 나타내었으며, 이를 消費에 근거한 市場模型으로 정의하였다. 이제 총소비지출의 성장률 R_c 의 효율성 검증을 위하여 편의상 식(10)을 非制約된 模型(unconstrained model)이라고 하자. 이제 식(10)의 양변에 기대값을 취하고 정리하면,

$$R_j = E(R_j) + \beta_{cj}[R_c - E(R_c)] + \varepsilon_j \quad (11)$$

이 된다. 식(11)의 의미는 개별증권 j 의 수익률은 j 증권의 기대수익률과 예상하지 못한 消費支出成長率의 變化(the unexpected change in consumption expenditure's growth rate)의 합으로 표현하고 있음을 의미하고 있다. 그런데 CCAPM하에서는 제 2장에서

$$E(R_j) = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{cj} \quad (9)$$

로 표시하였다. 이는 기대수익률과 消費베타사이에는 線形關係(linear relationship)가 성립하고 있음을 의미하고 있다. 그런데 이 관계는 사전적으로 총소비지출성장률 R_c 가 평균과 분산의 조건하에서 효율적이라는 조건하에서 성립한다. 따라서 총소비지출 성장률 R_c 가 평균과 분산의 조건하에서 효율적인 경우에는

$$E(R_c) = \lambda_0 + \lambda_1 \quad (12)$$

이 된다. 이제 식 (10)에 기대값을 취하고 식 (11)을 이용하여 정리하면,

$$\alpha_{cj} = \lambda_0 + [\lambda_1 - E(R_c)]\beta_{cj} \quad (13)$$

이 된다. 따라서 식 (12)와 식 (13)을 정리하면,

$$\alpha_{cj} = \lambda_0(1 - \beta_{cj}) \quad (14)$$

$$j = 1, 2, \dots, N$$

의 관계가 성립된다. 결국 식(14)가 총소비지출성장률 R_c 의 효율성 검증을 위한 制約된 模型(constrained model)이 된다. 그런데 식(14)에서는 λ_0 와 β_{cj} 가 동시에 추정되어야 하므로 제약식이 非線形(nonlinear)의 형태임을 알 수 있다. 따라서 Gibbons(1982)는 이를 선형형태로 변환하여 추정하는 一段階 가우스-뉴턴 추정방법을 이용하였고 Stambaugh는 ML방법(maximum likelyhood method)을, 그리고 Shanken(1985)은 Hotelling's T^2 방법을 사용하였다. 그런데 식(14)의 제약식을 식(10)에 대입하여 모든 자산에 대하여 전개하면

$$\begin{aligned}
 R_{1t} &= \lambda_0(1 - \beta_{c1}) + \beta_{c1}R_{ct} + \varepsilon_{1t} \\
 R_{2t} &= \lambda_0(1 - \beta_{c2}) + \beta_{c2}R_{ct} + \varepsilon_{2t} \\
 &\vdots \\
 R_{Nt} &= \lambda_0(1 - \beta_{cN}) + \beta_{cN}R_{ct} + \varepsilon_{Nt}
 \end{aligned} \tag{15}$$

$$\begin{aligned}
 j &= 1, 2, \dots, N \\
 t &= 1, 2, \dots, T
 \end{aligned}$$

로 되어 非線形하에서의 시스템방정식(system equation)이 됨을 알 수 있다. 따라서 이 경우에는 비선형하에서의 無關回歸分析(seemingly unrelated regression analysis)을 이용하면 λ_0 와 β_{cj} 의 추정이 가능할 것이다.⁹⁾ 식(15)의 λ_0 , β_{cj} 의 추정을 위해서는 몇 가지의 方法이 있으나 가장 일반적으로는 ML방법(maximum likelyhood method)이 있다.¹⁰⁾ 이의 추정방법을 이용하기 위하여 식(15)를 행렬로 표시하면

$$\begin{aligned}
 R_1 &= f_1(R_c, \delta^c) + \varepsilon_1 \\
 R_2 &= f_2(R_c, \delta^c) + \varepsilon_2 \\
 &\vdots \\
 R_N &= f_N(R_c, \delta^c) + \varepsilon_N
 \end{aligned} \tag{16}$$

9) 무관회귀분석의 오차항에 대한 가정은

$$E(\varepsilon_j) = 0$$

$$E(\varepsilon_j \varepsilon_k) = \sigma_{jk} I_T(j, k = 1, 2, \dots, N)$$

으로서 이는 $j \neq k$ 의 경우에 대해서는 오차항은 동분산을 가지고 자기상관(autocorrelation)이 존재하지 않으며 $j = k$ 에 대해서는 횡단면(cross sectionally)으로만 상관관계가 존재한다는 것이다.

10) 이 연구에 사용된 통계 Package인 TSP도 ML에 의한 측정방법을 택하고 있다.

단, $\delta^c = (\delta_1^c, \delta_2^c, \dots, \delta_N^c)$ 이며 각 요소는 $\delta_j^c = (\lambda_0, \beta_{c_j})$

로 표시된다. $j=1, 2, \dots, N$

$\varepsilon^c = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_N)$ 이며 따라서

$$E[\varepsilon \varepsilon^c] = \sum^c \otimes I_T \text{로서 } \sum^c \text{는 제약된}$$

모형하의 오차항의 분산-공분산 행렬

로 나타낼 수 있다. 이제 오차항들이 서로 結合正規分布를 한다고 가정하면 δ^c 와 \sum^c 에 대한 로그-尤度函數(log-likelihood function)는

$$L(\delta^c, \sum^c) = -\frac{TN}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln |\sum^c \otimes I_T| - \frac{1}{2} \varepsilon^c (\sum^c \otimes I_T)^{-1} \varepsilon \quad (17)$$

로 표시된다. 식(17)의 로그-尤度函數를 극대화하는 母數(parameters), 즉 λ_0 와 β_{c_j} 를 구하는 방법이 비선형하에서의 무관회귀분석이다.

이제 앞의 식(10)의 비제약된 모형과 $\alpha_{c_j} = \lambda_0(1 - \beta_{c_j})$ 라는 제약조건을 가한 모형의 추정식인 식(17)을 비교함으로써 총소비지출성장률 R_c 의 사전적 효율성을 검증할 수가 있다. 그런데 식(10)도 또한 시스템방정식으로 볼 수 있으므로 위의 식(16)과 식(17)의 과정을 통하여 비제약된 모형하의 오차항의 분산-공분산행렬인 \sum^c 와 로그-尤度函數, $L(\delta^c, \sum^c)$ 의 값을 구할 수가 있다.¹¹⁾ 이렇게 볼 때 비제약된 모형과 제약된 두 모형상의 로그-尤度函數의 값(value of logarithm of likelihood)을 비교하거나 오차항의 분산-공분산행렬의 행렬식(determinant)의 값을 비교함으로써 통계적 검증이 가능한 尤度比率檢證(likelihood ratio test : LRT)을 이용할 수 있다. 즉 검증통계량은 우도비율, Λ 에 자연대수를 취한 값,

$$\begin{aligned} -2\ln\Lambda &= -[2\ln L(\delta^c, \sum^c) - \ln L(\delta^u, \sum^u)] \\ &= T(\ln |\sum^c| - \ln |\sum^u|) \end{aligned} \quad (18)$$

관찰치 T가 크다면 근사적으로 자유도가 (N-1)인 χ^2 분포에 따른다. 따라서 $(-2\ln\Lambda)$ 의 값이 임계치 $\chi^2_{N-1, \alpha}$ 보다 작다면 귀무가설을 채택하며 이는 총소비지출증가율 R_c 가 사전적으로 효율적이라는 가설을 받아들임을 의미한다. 아울러 한국종합주가지수의 수익률 R_M 에 대해서는 앞의 절차와 같은 방법을 통하여 사전적 효율성을 검증할 수 있을 것이다.

11) 이 경우의 추정치 δ^u 는 $\beta_c = [\beta_{c1}, \beta_{c2}, \dots, \beta_{cN}]$ 이 된다.

2. CCAPM의 검증

앞의 제 1절의 검증절차에 의하여 총소비지출의 성장률 R_c 와 종합주가지수의 수익률 R_M 에 대하여 事前的 效率性이 성립된다면 CCAPM이나 S-L CAPM이 한국증권시장에서 현실적으로 적합성을 가지는가에 대하여 검증할 수 있다. 이는 결국 기대수익률과 消費베타간이나 혹은 기대수익률과 市場베타간의 線形關係(linear relationship)가 성립하는가를 검증하는 것을 의미한다. 이제 이의 검증을 위하여 식(11)에서

$$R_j = E(R_j) + \beta_{cj} [R_c - E(R_c)] + \varepsilon_j \quad (11)$$

로 표시되었으며, 또한 CCAPM은 식(9)로부터

$$E(R_j) = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{cj} \quad (9)$$

로 표시되었다. 따라서 식(9)에서 λ_0 와 λ_1 을 추정하고 λ_0 가 무위험자산의 수익률이거나 혹은 제로베타포트폴리오의 수익률을 확인하고 동시에 λ_1 이 危險프리미엄으로서 0보다 큰가를 확인함으로써 CCAPM의 현실적 適用이 가능한가를 검증할 수가 있다.

그러나 CCAPM은 우선 위험과 기대수익률간의 선형관계를 만족하기 위해서는 λ_1 이 통계적으로 유의적이어야 할 것이다. 일반적으로 λ_1 을 추정하기 위해서는 λ_0 를 모형속에서 λ_1 과 함께 추정하는 방법과 λ_0 를 실제로 증권시장에서 債券收益率이나 은행의 定期預金利率을 기초로 하여 λ_0 를 구하고 이를 모형속에 대입하여 λ_1 만을 추정하는 2가지 방법이 있다. 이제 이들의 추정방법에 대하여 각각 설명하기로 한다.

(1) 檢證模型의 유도-方法 I

식(9)를 식 (11)에 대입하면,

$$R_j = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{cj} + \beta_{cj} [R_c - E(R_c)] + \varepsilon_j \quad (19)$$

$$j = 1, 2, \dots, N$$

가 된다. 그런데 여기서 추정되어야 할 母數(parameters)들은 λ_0 , λ_1 과 β_{cj} 가 되어 非線形(nonlinear)의 형태가 된다. 이는 앞 절에서 논의된 경우와 같은 방법을 취함으로써

추정이 가능함을 알 수 있다. 일반적으로 S-L CAPM의 단일변량검증의 경우에 Black-Jensen-Scholes(1972)와 Fama-MacBeth(1973)는 2단계 추정절차를 취하였으나 이는 變數誤差의 問題(errors in variables problem)를 야기시켜 검증절차에 대한 많은 비판을 받아왔다. 이제 앞 절에서와 마찬가지로 식(19)는 시스템방정식하에서 다변량의 비선형하에서의 무관회귀분석을 통하여 각 모수들을 추정할 수가 있을 것이다. 이는 앞의 식(16)과 식(17)을 변형하여 ML방법에 의해 추정하면 될 것이다.

(2) 檢證模型의 유도-方法 II

λ_0 를 앞 절에서 언급한 바와 같이 채권수익률 자료와 은행정기예금이자율 등을 고려하여 추정할 수 있다고 하자. 이제 식(9)를 식(11)에 대입하여 정리하면,

$$R_j = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{cj} + \xi_j \tag{20}$$

단, $\xi_j = \beta_{cj}[R_c - E(R_c)] + \varepsilon_j$

이 된다. 그런데 식(20)에서

$$\begin{aligned} \text{Var}(\xi_j) &= \beta_{cj}^2 \text{Var}(R_c) + \text{Var}(\varepsilon_j) \\ &= \text{Var}(R_j) \end{aligned} \tag{21}$$

이 된다. 이는 식(20)의 회귀계수를 추정하기 위해서는 GLS(generalized least square)를 사용해야 함을 의미한다. 왜냐하면, β_{cj} 와 ε_j 가 서로 相關關係가 존재함으로써 變數誤差의 문제를 야기시키기 때문이다. 이제 GLS를 사용하기 위해서 편의상 식(20)을 변형하여 행렬로 나타내면,

$$r' = B\lambda_1 + \xi \tag{22}$$

단, $r' = R - \lambda_0 \mathbf{1}$, 여기서 $R' = (R_1, R_2, \dots, R_N)$, $\mathbf{1}' = (1, 1, \dots, 1)$
 $B' = (\beta_{c1}, \beta_{c2}, \dots, \beta_{cN})$

로 나타낼 수 있다.

한편, 식(20)과 식(22)에 의해

$$\text{Var}(\xi) = E(\xi\xi') = \text{Var}(R) = V \quad (23)$$

단, V = 포트폴리오 수익률간의 분산-공분산 행렬

이 되고 V 는 대칭이고 陽定置(positive definite)이므로 역행렬 V^{-1} 도 역시 행렬의 성질에 의해 양정치가 된다. 따라서 Cholesky decomposition에 의해 행렬 P 가

$$PP' = V^{-1} \quad (24)$$

단, P = 상위삼각형행렬(upper triangular matrix)

가 존재한다. 따라서 식(22)에 행렬 P 를 곱하면 변형된 모형은

$$Pr' = PB\lambda_1 + P\xi \quad (25)$$

이 되고 이 경우에

$$\begin{aligned} \text{Var}(P\xi) &= E(P\xi\xi'P') \\ &= PE(\xi\xi')P' \\ &= PV P' \\ &= P(P' P)^{-1} P' \\ &= I \end{aligned} \quad (26)$$

이 되어 식(25)는 OLS(ordinary least square)에 의해 추정할 수 있으며, 이 경우

$$\hat{\lambda}_1 = (\hat{B}' \hat{V}^{-1} \hat{B})^{-1} \hat{B}' \hat{V}^{-1} r' \quad (27)$$

에 의해 회귀계수 λ_1 이 추정되고 통계적 유의성은 t검증에 의해 살펴볼 수 있을 것이다.

IV. 實證的 研究結果

1. 標本의 選定과 資料蒐集

본 연구의 추정에 사용된 統計資料의 標本期間은 1980년 1월부터 1990년 12월까지의 분기별 자료이다. 분기별 주가수익률 계산은 韓國信用評價(株)의 주가수익률 file을 기초로 하여 모든 종목을 11개의 산업별로 구분하여 각 產業別 포트폴리오를 분석에 이용하였다. 산업별 구분내역은 <표 1>과 같으며 각 포트폴리오의 수익률을 實質收益率로 전환하기 위하여 消費者物價指數(consumer price index : CPI)를 디플레이터(deflator)로 사용하였다. 그리고 1人當 總實質消費支出(aggregate real per capita consumption), 實質市場收益率(real market rate of return)도 역시 명목성장률(혹은 명목수익률)에 대해서 CPI를 디플레이터로 하여 實質成長率을 구하였다.

<표 1> 產業別 區分과 構成株式數^{a)}

	산 업 별 구 분	종 목 수
1	어업, 광업, 음식료품제조업	36개 회사
2	섬유, 의복 및 가죽산업	31개 회사
3	목재, 제지산업	11개 회사
4	화학, 석유, 석탄, 고무 및 플라스틱제품제조업	57개 회사
5	비금속광물제품제조업	13개 회사
6	제 1차 금속산업	15개 회사
7	조립금속, 기계 및 장비제조업	39개 회사
8	종합건설업	30개 회사
9	도매업	19개 회사
10	운수 및 창고업	11개 회사
11	금융, 보험업	42개 회사
계		304개 회사

a) : 1980년 1월 4일 기준으로 포트폴리오를 구성하였음.

구체적으로 1인당 총실질소비지출을 구하기 위해서는 다음과 같은 절차를 취하였다. 즉 한국은행이 발행하는 「調査統計月報」에 의하여 非耐久性消費(nondurables)와 서비스부문을 합한 소비지출을 총인구로 나누고 여기에다 1985년 不變市場價格(constant market value)으로 조정된 값을 1인당 총실질소비지출의 변수로 사용하였다. 마지막으로 實質無危險利率은 한국은행의 「조사통계월보」의 정기에금이자율에서 CPI로 조정된 값으로 사용하였다. 그리고 본 연구에 사용된 통계 package는 University of Texas의 main computer에 설치된 TSP version 4.2를 이용하였다.

2. 實證的 研究結果

여기에서는 제 3장에서 논의된 總消費支出成長率 및 韓國綜合株價指數의 效率性 檢證節次와 CCAPM과 S-L CAPM의 현실적 적용가능성의 검증절차에 따라 산출된 결과를 분석하기로 한다. 이를 위하여 우선 <표 2>에는 각 포트폴리오들과 총소비 지출성장률 R_c 와 한국종합주가지수의 수익률 R_M 의 平均 및 標準偏差에 관한 記述 統計量이 제시되어 있다. 구체적인 분석은 1980년 1/4분기부터 1990년 4/4분기까지의 전기간과 이를 2기간으로 다시 나누어 전반기(1980년 1/4분기-1985년 2/4분기)와 후반기(1985년 3/4분기-1990년 4/4분기)의 하위기간별 분석도 겸해서 시행하였다.

<표 2> 産業別 區分 및 R_c 와 R_M 의 記述統計量

포 트 폴리오	전기간 1980Q1-1990Q4		전반기 1980Q1-1985Q2		후반기 1985Q3-1990Q4	
	평 균	표준편차	평 균	표준편차	평 균	표준편차
1	0.0523	0.166	0.0494	0.106	0.0553	0.212
2	0.0658	0.224	0.0378	0.063	0.0938	0.311
3	0.0636	0.207	0.0362	0.161	0.0910	0.246
4	0.0614	0.172	0.0497	0.079	0.0731	0.233
5	0.0638	0.147	0.0597	0.123	0.0679	0.170
6	0.0553	0.202	0.0376	0.108	0.0730	0.267
7	0.0595	0.158	0.0551	0.139	0.0639	0.177
8	0.0675	0.270	0.0248	0.264	0.1101	0.275
9	0.0687	0.152	0.0607	0.106	0.0766	0.190
10	0.0512	0.160	0.0322	0.108	0.0703	0.199
11	0.0832	0.234	0.0275	0.061	0.1390	0.319
R_c	0.0165	0.073	0.0076	0.089	0.0253	0.062
R_M	0.0367	0.133	0.0002	0.082	0.0734	0.160

<표 2>에서 보는 바와 같이 증권시장이 비교적 침체기였던 전반기의 산업별 포트폴리오와 R_c , R_M 의 평균이 비교적 호황이었던 후반기의 평균보다 상대적으로 낮게 나타나 있다. 특히 한국종합주가지수의 경우에는 수익률이 전반기에는 분기수익률 기준으로 0.02%이나 후반기에는 7.34%로서 큰 대조를 이루고 있다.

전기간을 통하여 총소비지출성장률 R_c 와 한국종합주가지수수익률 R_M 의 평균과

표준편차를 비교해 볼 때 전자가 후자보다도 현저히 낮게 나타나고 있다. 그리고 경기가 비교적 침체했던 전반기에는 R_c 의 평균이 R_M 보다 크게 나타나고 경기가 비교적 호황이었던 후반기의 경우에는 R_M 의 평균이 R_c 의 평균보다 크게 나타나고 있다. 실제로 이들간의 상관계수는 -0.08 로서 相關關係가 거의 없는 것으로 나타났으며, 이는 이론상 주장되는 R_c 와 R_M 의 完全正相關關係를 이룬다는 사실과 큰 대조를 보이고 있다.¹²⁾ 따라서 消費資料에 의한 실증적 연구결과가 市場資料에 의한 결과보다는 설명력이 낮게 나타날 것이 예상되었다.

(1) 總消費支出成長率과 韓國綜合株價指數의 事前的 效率性的 檢證

<표 3>은 총소비지출성장률에 대한 사전적 효율성의 검증을 한 결과이며, <표 4>는 한국종합주가지수의 사전적 효율성에 대한 검증의 결과이다.

<표 3> 總消費支出成長率의 事前的 效率性 檢證

구분	날 짜	관찰치의 수	$\hat{\lambda}_0/SE(\hat{\lambda}_0)$	LR의 값	검증통계량(χ^2)
전기간	1980Q1	44	0.03989/0.00875 (4.558)**	502.13[U]	7.9
	-1990Q4			498.19[C]	
전반기	1980Q1	22	0.04065/0.01160 (3.502)**	313.33[U]	4.6
	-1985Q2			311.08[C]	
후반기	1985Q3	22	0.02658/0.01300 (2.045)*	296.26[U]	12.0
	-1990Q4			290.53[C]	

주) $SE(\cdot)$: 표준오차(standard error)의 값을 나타냄.

()속은 t값을 나타냄.

*은 $\alpha=0.05$ 에서 유의적임.

**은 $\alpha=0.01$ 에서 유의적임.

[]속의 U는 비제약된 모형을, C는 제약된 모형을 의미함.

$\chi^2_{10,0.05} = 18.31$ 임.

우선 <표 3>에서 보는 바와 같이 전기간이나 전반기와 후반기 모두 우도비율검증에 의한 檢證統計量의 값이 $\alpha=0.05$ 의 유의수준인 18.31보다 작기 때문에 총소비지출

12) 위의 사실 때문에 BGL(1989)이 이용한 MCP(maximum correlation portfolio)방법도 분석자체의 의미가 없어 연구대상에서 제외하였다.

성장률의 사전적 효율성에 대한 歸無假說은 채택된다고 할 수 있다. 그리고 λ_0 의 추정치는 각각 0.03989, 0.04065와 0.02658이며 이들 모두가 통계적으로 유의적이거나 3개월의 실질수익률로서는 큰 것으로 생각된다.¹³⁾ 따라서 만약 CCAPM이 韓國證券市場에서 현실적으로 적합하다면 제로베타의 CCAPM에 가까울 것이다. 그러나 CCAPM의 현실적 적합성의 검증은 다음 절에서 논의될 것이다.

〈표 4〉 韓國綜合株價指數의 事前的 效率性 검증

구분	날 짜	관찰치의 수	$\hat{\lambda}_0/SE(\hat{\lambda}_0)$	LR의 값	검증통계량(χ^2)
전기간	1980Q1	44	0.04841/0.02103 (2.301)*	535.04[U]	17.2
	-1990Q4			526.42[C]	
전반기	1980Q1	22	0.03943/0.01335 (2.954)**	324.47[U]	13.0
	-1985Q2			317.96[C]	
후반기	1985Q3	22	0.00770/0.04546 (0.169)	319.80[U]	9.6
	-1990Q4			315.05[C]	

주) SE(·) : 표준오차(standard error)의 값을 나타냄.

()속은 t값을 나타냄.

*은 $\alpha=0.05$ 에서 유의적임.

**은 $\alpha=0.01$ 에서 유의적임.

[]속의 U는 비제약된 모형을, C는 제약된 모형을 의미함.

$\chi^2_{10,0.05} = 18.31$ 임.

〈표 4〉는 韓國綜合株價指數의 사전적 효율성에 대한 검증의 결과이다. 〈표 4〉에서 보는 바와 같이 전기간과 하위기간 모두 귀무가설이 채택되어 한국종합주가지수의 사전적 효율성은 인정된다고 말할 수 있을 것이다. 그러나 이 경우에도 앞의 경우와 마찬가지로 S-L CAPM의 韓國證券市場에서의 현실적 적용가능성에 대한 검증은 다음 절에서 논의될 것이다. 〈표 4〉에서 전반기의 λ_0 의 추정치는 0.03943으로서 〈표 3〉의 전반기의 λ_0 의 추정치의 값인 0.04065와 비슷한 값을 보이고 있다. 그러나 후반기의 경우에는 λ_0 가 통계적으로 0과 다르지 않음을 보이고 있어 註13)의 실제의 추정과 일치하고 있다.

〈표 3〉과 〈표 4〉를 이용한 전반적인 분석은 전기간과 하위기간별 분석의 모두가

13) 실제로 무위험자산의 수익률은 3개월의 은행정기예금이자율에서 분기별 CPI를 차감한 결과 전반기와 후반기 모두 0%로 추정되었다.

사전적 효율성이 인정된다. 이러한 사실은 총소비지출성장률과 한국종합주가지수를 시장포트폴리오의 代用值로 사용할 수 있음을 의미한다. 이제 이러한 사실하에서 CCAPM이나 S-L CAPM이 한국증권시장에 현실적으로 적용가능한가를 검증하고자 하며 이에 대한 분석은 다음 절에서 하기로 한다.

(2) CCAPM과 S-L CAPM의 現實的 適用可能性 檢證

非線形下에서의 統計的無關回歸分析을 통하여 λ_0 와 λ_1 을 각각 추정하였으며, <표 5>는 총소비지출성장률에 의하여 추정한 결과를 나타내고, <표 6>은 한국종합주가지수에 의하여 추정한 결과를 보여주고 있다.

<표 5> 總消費支出成長率에 의한 λ_0 와 λ_1 의 推定
(비선형 무관회귀분석에 의한 경우)

구분	날 짜	관찰치의 수	$\hat{\lambda}_0/SE(\hat{\lambda}_0)$	$\hat{\lambda}_1/SE(\hat{\lambda}_1)$
전기간	1980Q1- 1990Q4	44	0.06737/0.04123 (1.634)	0.00357/0.03334 (0.107)
전반기	1980Q1- 1985Q2	22	0.03652/0.01131 (3.229)**	-0.05005/0.07111 (-0.704)
후반기	1985Q3- 1990Q4	22	0.04871/0.05470 (0.890)	0.00771/0.01266 (0.609)

註) SE(·) : 표준오차(standard error)의 값을 나타냄.

()안은 t값을 나타냄.

**는 $\alpha=0.01$ 에서 유의적임.

우선 <표 5>에서 보는 바와 같이 전기간의 경우에 λ_1 의 추정치는 0.00357이고, 이의 표준오차는 0.03334이며, 따라서 이의 t값이 0.107로서 통계적 유의성이 없음을 의미하고 있다.

마찬가지로, λ_0 의 추정치도 t값이 1.634로서 유의적이지 못하다. 이는 실질무위험이자율이 0과 다르지 않음을 보이고 있어 註13)의 실제의 추정치와 일치하고 있다. 그러나 λ_1 의 추정치가 통계적으로 유의하지 못하기 때문에 CCAPM은 우리나라의 경우, 유효하지 못함을 의미하고 있다. 그리고 前半期와 後半期로 기간을 나누어 분석한 경우에도 어느 기간도 CCAPM이 유효하지 못함을 보여주고 있다.

〈표 6〉 韓國綜合株價指數에 의한 λ_0 와 λ_1 의 推定
(비선형무관회귀분석에 의한 경우)

구분	날 짜	관찰치의 수	$\hat{\lambda}_0/SE(\hat{\lambda}_0)$	$\hat{\lambda}_1/SE(\hat{\lambda}_1)$
전기간	1980Q1-	44	0.06420/0.07192 (0.892)	0.00341/0.06541 (0.052)
	1990Q4			
전반기	1980Q1-	22	0.04159/0.01514 (2.747)**	-0.00996/0.03499 (-0.284)
	1985Q2			
후반기	1985Q3-	22	0.02322/0.02622 (0.885)	0.05834/0.02310 (2.525)**
	1990Q4			

註) SE(·) : 표준오차(standard error)의 값을 나타냄.

()속은 t값을 나타냄.

**는 $\alpha=0.01$ 에서 유의적임.

한편, 한국종합주가지수에 의한 λ_0 와 λ_1 의 추정치는 〈표 6〉에서 보는 바와 같이 前期間을 통하여 볼 때, λ_1 의 추정치가 0.00341이고 표준오차가 0.06541이며, 이의 t값은 0.052이기 때문에 통계적으로 유의적이지 못함을 보여주고 있다.

그러나 전기간을 전반기와 후반기로 나누어 볼 때, 후자의 경우 λ_1 의 추정치는 0.05834이고 이의 표준오차는 0.0231이며, 따라서 t값은 2.525로서 $\alpha=0.01$ 수준에서 유의적임을 보여주고 있다. 그러나 λ_0 의 추정치는 t값이 0과 다르지 않음을 보여주고 있고 이는 앞의 註13)의 실제의 추정과 일치하고 있다. 따라서, 後半期의 한국종합주가지수의 자료에 의할 경우에는 회귀계수 λ_0 와 λ_1 이 통계적 유의성을 갖고 있을 뿐만 아니라 경제적 의미도 갖고 있어 CAPM의 현실적 적용이 가능함을 보여주고 있다. 그리고 실질무위험이자율은 0으로 추정되기 때문에 한국증권시장의 경우에는 제로베타 CAPM보다는 S-L CAPM이 더 유효하다고 할 수 있을 것이다.

한편, GLS에 의한 λ_1 의 추정의 결과는 〈표 7〉에 나타나 있다. 〈표 7〉은 앞의 비선형무관회귀분석의 결과와 서로 일치하는가를 검증하기 위한 분석으로 볼 수 있다. 즉 λ_0 의 추정은 앞의 〈표 5〉와 〈표 6〉의 결과를 토대로 하여 算定하였으며 이는 앞에서 언급한 바와 같이 실질무위험이자율은 0과 다르지 않다는 가정하에서 GLS 모형을 검증하였다. 〈표 7〉에서 보는 바와 같이 총소비지출성장률에 의할 경우에 λ_1 의 추정치는 前期間과 後半期에는 통계적으로 유의성이 없는 것으로 나타나 앞의 〈표 5〉와 같은 결과를 보이고 있다. 그러나 前半期에는 통계적으로 의미가 있는 것으로 나타나 앞의 〈표 5〉와 다른 결과를 보이고 있다. 이는 GLS에 의하여 횡단면회귀분석을 실시할 경우에 관찰치의 수가 11개에 불과한데 따른 측정상의 문제점이 작용한

것으로 보인다.

〈표 7〉 總消費支出成長率과 韓國綜合株價指數에 의한 λ_1 의 推定
(GLS에 의한 경우)

구 분	날 짜	관찰치의 수	총소비지출성장률 $\hat{\lambda}_1/SE(\hat{\lambda}_1)$	한국종합주가지수 $\hat{\lambda}_1/SE(\hat{\lambda}_1)$
전기간	1980Q1- 1990Q4	44	0.00803/0.00389 (2.064)	-0.00141/0.00396 (-0.415)
전반기	1980Q1- 1985Q2	22	-0.02860/0.01024 (-2.792)*	0.00325/0.00459 (0.709)
후반기	1985Q3- 1990Q4	22	-0.00781/0.00488 (-1.598)	0.04766/0.00592 (8.047)**

註) SE(·) : 표준오차(standard error)의 값을 나타냄.

()속은 t값을 나타냄.

*는 $\alpha=0.05$ 에서 유의적임.

**는 $\alpha=0.01$ 에서 유의적임.

$t_{9,0.05}=2.262$, $t_{9,0.01}=3.250$ 임.

그러나 한국종합주가지수에 의한 경우에는 〈표 6〉과 동일한 결과를 보이고 있다. 즉 全期間과 前半期の 경우에는 λ_1 의 추정치가 통계적으로 유의적이지 못하나 後半期の 경우에는 t값이 8.047로서 매우 유의적이며 이는 〈표 6〉의 비선형무관회귀분석의 결과와 동일함을 보여주고 있다. 결론적으로 CCAPM의 현실적 적용에 대한 검증은 全期間이나 下位期間의 모든 경우에 유의적이지 못한 것으로 나타났다. 그러나 S-L CAPM의 검증의 경우에는 後半期에는 유의적인 것으로 나타나 개별증권의 기대수익률과 市場베타사이의 線形關係가 의미있음을 보여주고 있다.

(3) 검증결과의 綜合的 分析

총소비지출성장률과 한국종합주가지수의 事前的 效率性的 검증결과와 CCAPM과 S-L CAPM의 한국증권시장에서의 成立可能性 檢證을 종합하면, 다음과 같은 결론을 얻을 수 있다. 즉 후자의 검증결과 分析對象의 後半期에만 통계적 유의성이 있는 것으로 나타났으며 λ_1 의 추정치는 0.05834이고 이의 t의 값은 2.525로서 $\alpha=0.01$ 에서 유의적이었다(〈표 6〉참조). 그리고 λ_0 의 추정치는 통계적으로 0과 다르지 않으며, 이는

앞의 註13)의 실제의 추정과 일치하고 있어 S-L CAPM의 現實的 適用이 가능할 것처럼 보인다. 그리고 이 기간동안의 한국종합주가지수는 <표 4>에서 보는 바와 같이 LRT 검증결과 事前的 效率性이 인정되는 것으로 나타났으며, 또한 이때의 λ_0 의 추정치는 통계적으로 0과 다르지 않아 앞의 <표 6>의 후반기의 검증결과와 일치하고 있다. 한편, CCAPM은 실증적으로 성립되고 있지 않음이 증명되었다. 이러한 이유는 검증대상기간이 11년으로 짧을 뿐만 아니라 BGL(1989)의 주장처럼 消費資料의 측정문제(measurement problems)에 기인한 것으로 생각된다. 이러한 이유와 함께 CCAPM이 검증대상기간에 한국의 증권시장에서 성립하지 못하는 것은 다음과 같은 가능성때문일 것으로 추측된다. 즉 경기침체기에는 기업들의 성장률은 하락하고 기업수익도 감소하며 따라서 증권시장 전체의 수익률도 크게 하락할 것이다. 그러나 투자자들의 총소비지출은 基礎消費(basic consumption)를 고려한다면 비탄력적이 되어 하락폭은 기업의 경우보다 작을 것이다. 마찬가지로 경기호황시에는 기업의 성장속도는 크게 신장하여 개별증권들의 수익률은 증가하여 증권시장 전체의 수익률은 증가할 것이나 투자자들의 총소비지출은 비탄력적이기 때문에 기업의 경우보다 빨리 증가하지 않을 것이다. 이러한 사실은 消費베타가 개별증권의 수익률과 線形關係를 가지는 것이 어려운 것으로 보여진다.¹⁴⁾

V. 結 論

본 연구는 CCAPM이 한국증권시장에서 현실적으로 적용가능한가에 대한 실증적 검증을 하였으며, 또한 市場포트폴리오의 代用值라 할 수 있는 총소비지출성장률의 사전적 효율성(ex ante efficiency)을 검증하였다. 이와 아울러 CCAPM과 비교분석을 하기 위하여 S-L CAPM에 대해서 위와 같은 方法을 취하여 검증하였다.

검증의 결과, 총소비지출의 성장률과 한국종합주가지수의 사전적 효율성은 인정이

14) Ferson-Merrick(1987)은 미국의 경우에 Euler식에 의한 소비에 근거한 자산가격결정 모형을 이용한 많은 논문들이 대부분 기각되는 이유를 경기순환(business cycle)의 불황기(recession)와 비불황기(non recession)에 모형의 모수(parameters)가 변하기 때문이라고 주장하고 있다. 그리고 Cochrane(1991, 1992)은 총소비지출이 경기순환과 관계가 작기 때문에 소비에 근거한 자산가격결정모형은 문제점을 가지고 있다고 주장하고 기업의 생산측면이 경기순환과 직결되기때문에 생산에 근거한 자산가격결정모형(production based asset pricing model)을 제시하고 있다.

되어 CCAPM이나 S-L CAPM의 實證分析에 있어 유효한 代用值가 될 수 있었다. 따라서, 이에 근거하여 CCAPM과 S-L CAPM의 선형관계를 검증하였으며 이의 결과, CCAPM은 全期間과 이를 下位期間別로 나눈 경우에 모두가 선형성(linearity)이 기각되었다. 그러나 S-L CAPM의 경우에는 全期間과 下位期間 중의 前半期에는 기각되었으나 後半期에는 선형관계가 채택되어 S-L CAPM이 유효한 것으로 나타났다. CCAPM의 실증적 분석이 기각되는 이유로는 경기순환에 따른 생산활동이 즉시적으로 개별증권의 수익률의 변동에 영향을 주나 총소비지출은 이보다 비탄력적인데 그 원인이 있는 것으로 생각된다.

參 考 文 獻

- 具本烈, “韓國 證券市場에서 投資者의 相對危險回避係數의 推定에 관한 研究,” 證券學會誌, 제 14집, 1992.
- 黃善雄, 李逸均, “資本資產 포트폴리오의 效率性에 대한 多變量檢證,” 證券學會誌, 제 13집, 1991, 357-401.
- Black, F., M. C. Jensen and M. Scholes, “The Capital Asset Pricing Model : Some Empirical Findings,” in the Studies in the Theory of Capital Markets, edited by M. C. Jensen, Praeger : New York, 1972.
- Breeden, D. T., “An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities,” *Journal of Finance*, Vol.7, 1979, 265-296.
- Breeden, D. T., M. R. Gibbons and R. H. Litzenberger, “Empirical Test of the Consumption-Oriented CAPM,” *Journal of Finance*, June 1989, 231-262.
- Breeden, D. T. and R. H. Litzenberger, “Prices of State-Contingent Claims Implicit in Option Prices,” *Journal of Business*, October 1978.
- Cochrane, J. H., “A Cross-Sectional Test of a Production-Based Asset Pricing Model,” NBER, Working Paper #4025, 1992.
- Cochrane, J. H., “Production-Based Asset Pricing and the Link between Stock Returns and Economic Fluctuations,” *Journal of Finance*, Vol.46, 1991, 207-234.
- Fama, E. and J. MacBeth, “Risk, Returns, and Equilibrium : Empirical Tests,” *Journal of Political Economy*, Vol.81, 1973, 607-636.
- Person, W. E. and J. J. Merrick, Jr., “Non-Stationary and Stage-of-the -Business-Cycle Effects in Consumption-Based Asset Pricing Relations,” *Journal of Financial Economics*, Vol.18, 1987, 127-146.
- Gibbons, M. R., “Multivariate Tests of Financial Models : A New Approach,” *Journal of Financial Economics*, Vol.10, 1982, 2-28.
- Gibbons, M. R., S. Ross and J. Shanken, “A test of the Efficiency of a Given Portfolio,” *Econometrica*, Vol.57, 1989, 1121-1152.
- Gibbons, M. R. and J. Shanken, “Subperiod Aggregation and the Power of Multivariate Tests of Portfolio Efficiency,” *Journal of Financial Economics* Vol.19, 1987, 389-394.
- Huang, Chi-fu and R. H. Litzenberger, *Foundations for Financial Economics*, North-Holland, 1988.

- Jarrow, R. A., Finance Theory, Prentice-Hall, Inc., NJ., 1988.
- Lucas, Jr. R. E., "Asset Prices in an Exchange Economy," *Econometrica*, Vol.46, 1978, 1429-1445.
- Mackinlay, A., "On Multivariate Tests of the CAPM," *Journal of Financial Economics*, Vol.18, 1987, 341-372.
- Merton, R. C., *Continuous-Time Finance*, Blackwell, 1992.
- Roll, R., "A Critique of the Asset Pricing Theory's Test - Part 1 : On Past and Potential Testability of the Theory," *Journal of Financial Economics*, 1977, 129-176.
- Ross, S., "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory*, Vol.13, 1976, 341-360.
- Rubinstein, M., "The Valuation of Uncertain Income Streams and Pricing of Options," *Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol.7, 1976, 407-425.
- Shanken, J., "A Bayesian Approach to Testing Portfolio Efficiency," *Journal of Financial Economics*, Vol.19, 1987, 195-215.
- Shanken, J., "Multivariate Tests of the Zero-Beta CAPM," *Journal of Financial Economics*, Vol.14, 1985, 327-348.
- Stambaugh, R., "On the Exclusion of Assets from Tests of the Two-Parameter Model : A Sensitivity Analysis," *Journal of Financial Economics*, Vol.10, 1982, 237-268.