

生産準據 資本資産價格決定模型의 實證分析

李昌郁*

1. 序論

금융시장(financial market)이 발달하여 효율적(efficient)이라면 자산가격 혹은 자산의 기대수익률을 예측하기란 매우 어렵다. 균형상태하에서 자본자산의 기대수익률의 예측을 설명하는 대표적인 模型으로는 資本資産價格決定模型(capital asset pricing model: CAPM)이 있으며, Sharpe(1964)와 Lintner(1965) 이후 미국을 중심으로 많은 실증분석이 있어왔다. CAPM의 주요 내용은 개별자산의 기대수익률은 시장전체 포트폴리오의 기대수익률과 선형적인 관계에 있으며, 예측계수인 β 가 안정적이라는 것을 주요 가정으로 하고 있다. 이러한 CAPM의 이론적 타당성에 대한 중요한 문제점으로는 시장전체의 포트폴리오 기대수익률의 측정여부와 예측계수인 자산 β 의 안정성 여부이다. 이러한 두가지 문제점을 극복하기 위한 많은 연구가 진행되고 있으나 현실적으로 시장전체의 포트폴리오 기대수익률을 정확하게 측정하기가 매우 어렵기 때문에, 시장전체의 포트폴리오 기대수익률에 대한 측정 대신에 거시경제변수 혹은 실물경제의 흐름을 나타내주는 변수들을 사용하여 개별자산의 기대수익률을 설명하려는 노력이 계속되고 있는 실정이다[Fama(1991), Fama와 French(1989), Chen, Roll 및 Ross(1986)]

이러한 상황에서 Rubinstein(1976), Breeden-Litzenberger(1978), Breeden(1979) 등에 의해 유도된 消費準據 資本價格決定模型(consumption-based CAPM: CCAPM)은

* 한국생산성본부

소비의 흐름, 즉 소비의 시점간 한계대체율(intertemporal marginal rate of substitution)이 자산의 기대수익률을 설명하는 데 중요한 실물변수가 된다는 것이다. 즉, 합리적인 소비자들이 소비에 대한 최적 의사결정을 함으로써 총소비가 자산의 가격결정에 體系的인 영향이 있으며, CAPM에서 개별자산의 수익률이 시장포트폴리오와 선형관계를 가진다는 것과 같이 CCAPM은 총소비증가율과 개별증권수익률의 선형관계를 나타낸 것이다.

한편 최근에 이론적 패러다임이 형성된 生産準據 資本資產價格決定模型(production based CAPM: PCAPM)은 CCAPM과 같은 논리적 근거에 의해 생산자의 투자에 대한 의사결정이 자산가격결정에 體系的인 영향을 미친다는 것을 나타낸 것이다. 즉, PCAPM은 시장 포트폴리오를 대신하는 실물경제변수로서 소비증가율 대신에 투자수익률을 사용하여 개별자산의 기대수익률을 설명하고 있다.

다만 CCAPM에서는 소비자의 효용함수와 소비의 최적조건으로부터 유도된 소비의 시점간 한계대체율(intertemporal marginal rate of substitution)을 이용하여 개별자산의 기대수익률을 설명하고 있는 반면에, PCAPM은 생산자의 생산함수와 생산자의 제1차조건(producer's first order condition)으로부터 유도된 투자의 한계변환률(intertemporal marginal rate of transformation)과 개별자산 수익률과의 상관관계를 분석하고 있다. PCAPM은 생산측면을 강조하여 기업의 투자에 관한 최적의사결정은 결국 금융자산의 수익률과 밀접한 관계를 갖게 되고, 금융시장이 효율적이어서 차익거래의 기회가 없다면 기업의 투자수익률은 개별자산의 기대수익률과 같아야 한다는 균형원리를 이용하고 있다.

이와 같이 소비준거 자산가격결정모형이 개별소비자의 자산에 대한 수요측면에 초점을 맞추었다면, 생산준거 자산가격결정모형은 개별기업의 자산에 대한 공급측면에 중점을 두고 있는 것이다.

Cochrane (1991, 1992)은 투자에 관한 의사결정과 주식수익률과의 관계를 體系的으로 설명함으로써 지금까지 자산가격모형으로서 주로 사용되어온 CCAPM이나 CAPM 대신에 기업의 생산측면에 초점을 맞추어 분석한 PCAPM을 제시하고 있다.

자산의 기대수익률의 결정요인으로 소비대신에 기업의 투자에 초점을 맞춘 PCAPM을 이용하여 조정비용 계수를 추정된 후에 투자수익률을 구하고, 이러한 투자수익률이 자산의 기대수익률을 설명하는 데 얼마나 유용하는지를 살펴보고 있다. 특히 생산준거 자산가격결정모형은 기업의 최적투자 의사결정에 의한 것이므로 화폐

(money)의 역할을 고려하는 것이 기대수익률을 보다 잘 설명할 수 있을 것으로 판단되었다. 즉,화폐의 역할은 자본시장이 잘 발달되지 못한 개발도상국에서 흔히 나타날 수 있는 유동성 제약을 설명함으로써 기업의 투자에 대한 생산활동과 자본시장에서 자산의 기대수익률과의 관계를 보다 잘 설명할 것으로 여겨진다. 따라서 이러한 유동성 제약을 검증모형에 반영하기 위해 총통화증가율(M_2)을 포함하여 분석하였다.

또한 한국과 같이 경제성장이 빠른 국가에서는 기술진보 역시 빠른 것으로 생각할 수 있으므로 이러한 개발도상국의 생산측면의 특징을 반영하기 위해 기업의 투자수익률을 계산하는데 있어서 기술진보가 투자수익률에 미치는 파급과정을 명시적으로 포함하고 있다.

본 논문의 연구목적은 최근에 발전된 계량기법인 GMM(generalized method of moments)을 이용하여 조건부 형태의 PCAPM이 자산의 기대수익률을 얼마만큼 설명할 수 있는가를 실증분석하는 데에 있다. 더욱이 CCAPM과 CAPM의 실증분석 결과를 PCAPM의 결과와 비교함으로써 어떤 자산가격결정모형이 우리 나라 증권시장에서 설득력이 있는 지를 살펴보는 것은 재무관리 이론에서 매우 중요한 과제로 여겨진다.

본 논문의 구성으로는 제II장에서 PCAPM 모형의 유도과정을 살펴보고, 제III장에서는 본 연구에 사용된 기초자료에 대한 설명과 PCAPM의 실증분석에 대한 결과를 해석하고, 나아가 PCAPM, CCAPM, CAPM 모형의 실증결과를 비교분석하고 있으며, 제IV장에서는 본 논문의 실증분석의 결과를 요약하고,본 연구의 문제점 및 향후 연구 방향에 대하여 논의하였다.

II. 生産準據 資本資産價格決定 모형(PCAPM)의 유도

生産準據 資本資産價格決定模型(production based CAPM: PCAPM)은 CAPM에서 사용되는 시장포트폴리오를 투자수익률로 대체하는 것이다. 이는 금융시장이 효율적이라면 차익거래의 기회가 없으므로 균형상태하에서는 투자자산의 기대수익률이 투자수익률과 같게 된다는 가정에 기초하고 있다. 따라서 투자수익률을 유도하고 산출함으로써 PCAPM을 분석할 수가 있게 된다.

2.1. 模型의 유도

기업들은 투자나 영업활동으로 인한 미래의 현금흐름의 현재가치를 극대화함으로써 기업의 가치를 극대화하려고 한다. 이러한 기업의 극대화 행동원리를 따르게 되면, 완전시장(complete market)에서의 기업가치는 조건부 청구권(contingent claim)의 가격에 의해서 결정된다. 이러한 조건부 청구권은 기업의 미래 산출에 대한 청구권이므로 기업의 가치는 미래 산출에서 발생할 이득을 조건부 청구권으로 할인하여 총합한 값으로 결정된다. 이를 수식으로 나타내면 식(1)과 같다.

$$\max E_t \sum_{j=0}^{\infty} m_{t,t+j}(y_{t+j} - i_{t+j}) \quad (1)$$

$$\text{subject to } y_t = f(k_t, l_t) - c(i_t, k_t)$$

$$k_{t+1} = (1 - \rho)(k_t + i_t)$$

단, y_t = 산출(부가가치)
 A_t = 중립적 기술진보
 $f(k_t, l_t)$ = 생산함수
 k_t = 자본스톡
 l_t = 노동투입
 i_t = 투자
 ρ = 감가상각율
 $c(i_t, k_t)$ = 조정비용함수

여기서 m 은 완전시장에서 상태의 변화에 의해 결정되는 조건부 청구권의 가격이다. 따라서 이것의 현가는 기업의 t 시점의 조건부 청구권의 가격이 된다. 한편 불완전시장(uncomplete market)에서도 기업은 식 (1)을 최대화 하는 조건이 성립되나, 이때의 m 은 경제전체의 확률적 할인요인(stochastic discount factor)이라기 보다는 자산수익률을 가격으로 할인하는 확률적 할인요인이 된다. Cochrane(1992)은 불완전시장에서 자산수익률과 한계대체를 및 한계변환을 사이의 관계가 약화되는 경향은 있으나, 이들의 상호관계가 없어지는 않는다고 주장하였다.

한편 시점 t 에서의 i_t 의 변동에 따라 식 (1)을 최대화 하는 기업의 1次 조건(first order condition)으로부터 투자수익률을 유도할 수 있다.

즉, t 기의 투자에 관한 1次 조건에 의하면, 다음과 같다¹⁾.

$$1 + c_i(t) = E_t \sum_{j=1}^{\infty} m_{t, t+j} (1 - \rho)^j (A(t+j)f_k(t+j) - c_k(t+j)) \quad (2)$$

$$\text{단, } c_i(t) = \frac{\partial c(i_t, k_t)}{\partial i_t}$$

$$c_k(t) = \frac{\partial c(i_t, k_t)}{\partial k_t}$$

$$f_k(t) = \frac{\partial f(i_t, k_t)}{\partial k_t}$$

식 (2)는 왼쪽 부분의 투자 한단위에 필요한 限界費用과 오른쪽 부분의 투자로부터 발생하는 미래의 모든 이익들을 현재가치로 환산했을 때의 限界利益이 같아야 한다는 균형상태를 나타낸 것이다.

t기와 t+j기 사이의 할인율인 $m_{t, t+j}$ 를 t기와 t+1기, 그리고 t+1기와 t+j기 사이의 할인율로 분할하면, 즉 $m_{t, t+j} = m_{t, t+1} m_{t+1, t+j}$ 로 되고, 식 (2)는 식 (3)과 같이 표현될 수 있다.

$$(1 + c_i(t)) = E_t [m_{t, t+1} (1 - \rho) \{ A(t+1)f_k(t+1) - c_k(t+1) + \sum_{j=1}^{\infty} m_{t+1, t+1+j} (1 - \rho)^j (f_k(t+1+j) - c_k(t+1+j)) \}] \quad (3)$$

식 (3)의 오른쪽의 마지막 항은 t+1기에서의 투자의 한계비용을 나타내므로 다음과 같이 정리될 수 있다.

$$1 + c_i(t) = E_t [m_{t, t+1} (1 - \rho) \{ A(t+1)f_k(t+1) - c_k(t+1) + 1 + c_i(t+1) \}] \quad (4)$$

식 (4)의 양변을 $(1 + c_i(t))$ 로 나누면 투자에 관한 효율적 조건을 말해주는 소위

1) 이하의 투자수익률 산출과정은 Cochrane(1992)의 논문을 참조하였다.

生産準據 모형의 오일러 방정식(Euler equation)이 도출된다.

$$1 = E_t [m_{t, t+1} (1 - \rho) \frac{1 + A(t+1)f_k(t+1) + c_i(t+1) - c_k(t+1)}{1 + c_i(t)}] \quad (5)$$

따라서 투자수익률은 技術進步를 나타내는 $A(t+1)$ 과 자본의 한계생산성이 포함된 식 (6)으로 표시될 수 있다.

$$R_{t+1}^I = (1 - \rho) \frac{1 + A_{t+1}f_k(t+1) + c_i(t+1) - c_k(t+1)}{1 + c_i(t)} \quad (6)$$

식 (6)의 $(1 + c_i(t))$ 는 t 시점에서 투자가 증가할 때 調整費用에 의한 산출의 손실을 나타내고 있다. $A(t+1)f_k(t+1)$ 은 자본 1단위 증가 및 시간의 경과에 따른 기술진보에 의한 산출의 증가를 나타낸다. 또한 $c_k(t+1)$ 은 $t+1$ 시점에서의 調整費用의 변화를 나타내고 있는데, 이는 자본스톡이 $t+1$ 기에 높아지기 때문에 나타나는 변화이다.

기업의 경제행위로서는 투자와 판매 두가지가 있다고 하고, 판매는 $t+1$ 기 이후인 $t+2, t+3 \dots$ 시점에서는 불변이라고 가정한다면, t 기의 투자수익률은 t 시점에 추가적인 1단위의 투자를 하므로써 $t+1$ 에 기업이 판매할 수 있는 여분의 산출로 정의되고 있다. 즉 기업은 자본과 노동을 결합하여 소비재를 생산하는 데, t 시점에서 1단위의 판매를 줄이고 투자를 증가한다면, $t+1$ 시점에서 추가적인 소비재들이 판매될 수 있고, 동시에 자본스톡과 판매계획은 $t+1$ 기 이후의 시점에서는 변하지 않는다고 가정한다. 그러므로 투자수익률은 t 시점의 소비재를 $t+1$ 시점의 소비재로 변환시키는 변환율이다.

한편 기업의 최적화 조건식에서 生産函數를 1次 同次函數로 가정하고, 오일러 정리(Euler's theorem)를 이용하게 되면 생산은 식 (7)과 같으며, 또한 Whited(1991), Cochrane(1992)도 식 (8)과 같은 調整費用 함수를 사용하고 있어서, 본 논문에서도 동일한 형태의 조정비용함수를 갖는다고 가정하였다.²⁾³⁾

$$f(k_t, l_t) = mpk \cdot k_t + mpl \cdot l_t \quad (7)$$

$$c(i_t, k_t) = \gamma/2 \left[\frac{i_t}{k_t} \right] \cdot i_t \quad (8)$$

단, mpl 은 勞動의 限界生産, l_t 는 勞動投入量,
 γ 는 調整費用係數를 나타냄.

그리고 調整費用 함수에 대한 투자와 자본스톡에 대한 편미분을 한 결과는 다음과 같다. 투자로 편미분 한 것은 투자 한단위에 해당하는 자본투자의 프리미엄을 나타내고 있다.

$$\frac{\partial}{\partial i} c(i_{t+1}, k_{t+1}) = \gamma \left(\frac{i_{t+1}}{k_{t+1}} \right)$$

$$\frac{\partial}{\partial k} c(i_{t+1}, k_{t+1}) = -\gamma/2 \left(\frac{i_{t+1}}{k_{t+1}} \right)^2$$

위의 결과를 투자수익률을 나타내는 식 (6)에 대입하면 식 (9)와 같이 추정가능한 함수형태로 표시될 수 있다.

$$R_{t+1}^I = (1-\rho) \frac{1 + A_{t+1} \cdot mpk_{t+1} + \gamma(i_{t+1}/k_{t+1}) + \gamma/2(i_{t+1}/k_{t+1})^2}{1 + \gamma(i_t/k_t)} \quad (9)$$

위 식 (9)에서 투자수익률은 기술진보 (A_t), 자본의 한계생산 (mpk_t), 투자/자본비율 (I_t/K_t)에 의해서 결정되는 것으로 나타나고 있다. 만일 자본스톡의 변화율이 크지

-
- 2) 調整費用이란 투자에 따른 발생하는 비용을 일컫는다. 예를 들면 자동차를 생산하는 기업의 경우 새로운 기종의 차를 생산하는 생산라인을 증설할 때 기존의 근로자에 대한 교육훈련, 재조직화, 새로운 자본재설치 등의 調整費用이 발생하게 된다.
 - 3) 시간에 대해 비분리 형태의 조정비용함수, 즉 $C_t = C(I_t, I_{t-1}, K_t)$ 를 도입하거나 학습효과 (Learning by doing effect)가 있다고 가정하면(즉, $D_t = f(K_{t-1})$), 본 논문에 사용된 시간분리 PCAPM은 소비준거자산가격 모형에서의 내구성과 습관성을 고려한 비분리모형과 마찬가지로 시간분리 모형으로 확장될 수 있다.

않다면, 투자수익률은 기술진보, 자본의 한계생산, 투자의 증가에 비례적인 것으로 생각할 수 있을 것이다. ρ 는 감가상각률으로서 투자수익률의 평균에 영향을 미치고 있으며, 調整費用 γ 는 파라미터로서 투자수익률의 평균과 분산에 영향을 주고 있다.

한편 Lucas(1978), Brock(1982), Cox, Ingersoll과 Ross(1985)는 거시경제의 특성과 자산가격과의 관계를 보편화하였다. 그들은 기대수익률은 상태변수의 함수라 하였는데, 상태변수는 과거와 현재의 생산율, 기대자본생산성 그리고 기술진보의 불확실성이라고 하였다. 그러므로 과거와 현재의 생산율, 기대자본생산성 및 기술진보의 불확실성에 따라서 투자수익률이 결정된다면, 개별자산의 기대수익률은 투자수익률의 함수가 된다는 것을 추론할 수가 있을 것이다.

또한 Chen(1991)은 기대수익률과 자본생산성은 양(+의 상관관계를 갖고 시장프리미엄은 생산기술의 불확실성에 영향을 받는다고 주장하였다. Balvers, Cosimano 및 McDonald(1990)는 총생산의 변동에 따라 투자자들의 소비행태가 변하기 때문에 주식에 대한 요구수익률도 변한다고 언급하고, 이러한 관계를 이용하면 총생산의 예측가능 정도에 따라서 주가수익률을 예측할 수 있다고 주장하였다.

이러한 이론적 배경하에서 Cochrane(1992)은 差益去來의 機會가 없을 경우에 確率的 割引率 m_{t+1} 은 投資收益率과 위험자산들의 수익률의 線形結合으로 나타낼 수 있고, 또한 이들 중 어느 종류의 자산과도 나타낼 수 있음을 보이고 있다. 따라서 確率的 割引率 m_{t+1} 은 실물 투자자산들의 대표적 자산수익률인 投資收益率(return on investment)에 의해서도 표현될 수 있기 때문에 다음과 같이 나타낼 수 있다고 하였다⁴⁾.

$$m_{t+1} = a + b R_{t+1}^I + \varepsilon_{t+1} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \text{단, } E[\varepsilon_{t+1} | I_t] &= 0, \\ E[R_{t+1}^I \varepsilon_{t+1} | I_t] &= 0 \\ R^I &\text{는 투자수익률임.} \end{aligned}$$

4) 當評價模型으로도 자산의 期待收益率과 投資收益率의 관계를 설명할 수 있다. 이를 위해 b 는 内部留保率, 투자수익률 r 이라하고, 기업의 배당 D , 기업의 주가 P , 성장률은 일정한 $g=rb$ 로 가정한다. 또한 자기 자본비용이 성장률보다 크다는 가정을 추가하고 當評價模型을 이용하여 주식수익률(R)을 산출하면, 다음과 같이 주식수익률은 투자수익률과 선형관계가 있다는 것을 알 수 있다.

$$R = \frac{D_0}{P_0} + br$$

이제 CAPM 및 CCAPM과 비교 검증가능한 PCAPM을 유도하기 위해 식 (10)에 따라서 앞의 식 (5)의 生産準據 모형을 대표적인 금융자산이라 할 수 있는 주식의 기대수익률과의 관계로 나타낼 수 있다. 이는 식 (10)를 식 (5)에 대입하여 정리하면 된다. 그런데 식 (10)는 모든 자산에 대하여도 성립하기 때문에 식 (10)를 無條件附形態의 超過收益率 模型(excess return model)으로 변화시키면 다음과 같이 식 (11)로 표현된다.

$$E [m (R_j - R_f)] = 0 \quad (11)$$

단, $j = 1, 2, \dots, N$

따라서 식 (11)은 共分散의 성질⁵⁾에 의해 다음과 같이 분해할 수 있다.

$$E(m) E(R_j - R_f) + \text{Cov}(m, R_j - R_f) = 0 \quad (12)$$

식 (11)를 식 (12)에의 $\text{Cov}(\cdot)$ 에 대입하면 식 (13)이 된다.

$$E(m) E(R_j - R_f) + b \text{Cov}(R^I, R_j) = 0 \quad (13)$$

식 (13)은 모든 자산수익율에 대하여 성립하므로 투자수익율 R^I 에 대하여도 성립한다. 따라서 R_j 대신에 R^I 를 대입하면, (14)식이 성립된다.

$$E(m) E(R^I - R_f) + b \text{Var}(R^I) = 0 \quad (14)$$

식 (13)과 식 (14)을 이용하면, 식 (15)로 정리되어, CAPM이나 CCAPM과 비교가능한

5) 共分散의 성질에 의해 $E(xy) = E(x)E(y) + \text{Cov}(x, y)$ 이 된다.

$$E [R_j] - R_f = [E(R^I) - R_f] \beta_j \quad (15)$$

$$\text{단, } \beta_j = \frac{\text{Cov}(R_j, R^I)}{\text{Var}(R^I)}$$

生産基準 資本資産價格決定模型(PCAPM)이 誘導된다⁶⁾. 이 PCAPM은 주식의 期待收益率이 投資收益率과 線形關係에 있다는 것을 나타낸 것이다. 따라서 CAPM, CCAPM, PCAPM 모형들은 시장전체의 포트폴리오 수익률과 개별증권의 주식수익률이 形關係를 나타내다는 점에서는 같으며, 다만 시장전체의 포트폴리오 수익률을 綜合株價指數收益率(R_m), 總消費增加率(R_c), 投資收益率(R^I) 가운데 어느 것으로 하느냐에 따라 구분될 수가 있다⁷⁾.

2.2. 技術進步와 投資收益率

투자수익률이란 기업의 생산계획이 일정하다는 전제하에 현재의 투자를 증가하므로 인해 시간에 따라 자원을 변환시킬 수 있는 한계변환율이다. 생산측면의 자료를 이용하여 투자수익률을 유도하기 위해서는 일반적으로 앞 절의 식 (1)에서처럼 다음과 같은 형태의 기술진보와 調整費用 함수를 가정한다.

$$y_t = A_t f(k_t, l_t) - c(i_t, k_t)$$

기술진보란 주어진 생산요소를 가지고 더 많은 생산을 할 수 있거나, 혹은 똑같은 생산을 하는 데 있어서 생산요소(자본, 노동)를 보다 적게 들게 하는 것을 말한다. 이러한 기술진보는 생산과정에서의 효율성의 변화를 측정하는 수단으로 사용될 수 있는데, 효율성의 향상은 평균비용의 감소로 인해 기업의 이익이 증대되며 결과적으로 투자수익률이 증가함으로서 실현되게 된다⁸⁾. 그러므로 기술진보가 투자수익률에 영향을 미침으로써 자산의 기대수익률을 설명하는데 중요한 역할을 하게 되는 것이다.

6) 生産基準 資本資産價格決定模型의 오일러 방정식(Euler equation)은 식 (5)에 나타나 있다.

7) 본 논문에서는 식 (15) 형태의 선형관계를 이용하여 PCAPM, CCAPM, CAPM의 타당성을 살펴 보고 있다.

8) 본 논문의 기술진보는 중립적 기술진보를 의미하고 총요소생산성(Total factor productivity)과 같은 방법으로 산출된다.

기술진보란 개념에는 측정된 투입요소(자본, 노동)의 증가 이외에 기업의 성장에 영향을 주는 모든 요인이 포함되고 있다. 기술진보는 급변하는 기업의 직접 및 간접 경영환경에 대하여 기업이 능동적으로 대처하는 과정에서 이루어지게 되는데, 구체적으로는 생산과정에서 능률의 향상을 의미하게 된다. 이러한 능률의 향상은 기술의 변화, 규모의 경제, 노동자의 교육 및 훈련, 경영개선, 기업 및 정부차원의 제도개선 등 노동과 자본투입 이외의 복합적인 영향을 받고 있으며 이를 어떤 특정요인에 의한 생산성 향상으로 규정짓지 못하고 있기 때문에 여러요인의 복합적인 상태를 의미하게 된다.

한편 Long과 Summer(1993)는 기술진보증가율과 설비투자증가율 및 노동력증가율은 서로간에 높은 상관관계가 있는 반면에 설비투자 이외의 투자와 1인당 물적 노동 생산성은 부(-)의 관계를 보이고 있다고 하였다. 이는 기술진보는 설비투자와의 깊은 관련이 있음을 시사하고 있다.

기술진보는 산출을 투입요소들에 회귀하는 생산함수의 회귀식에서 측정되거나, 성장회계법을 이용하여 측정되어 왔다⁹⁾. 어떠한 방식으로 산출하든지 기술진보는 잔차(residual)로서 측정되기 때문에 이러한 이유에서 기술진보와 총요소생산성은 동의어로 사용되고 있는 실정이다.

본 연구에서는 투자수익률의 산식인 식 (9)에서 기술진보를 나타내주는 A_{t+1} 을 명시적으로 계산하기 위해 Solow(1969)의 기하평균방식을 사용하여 기술진보지수를 산출하기 위한 산식을 도출하였다.¹⁰⁾

Solow(1969)의 기술진보지수는 Cobb-Douglas 생산함수, 규모의 수확불변과 중립적 기술진보를 가정하고 있다.

Cobb-Douglas 생산함수는 식 (16)과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta \quad (16)$$

단, $\beta = 1 - \alpha$

α : 자본분배율,

β : 노동분배율

9) 일반적으로 기술진보를 측정하는 방법은 Kendrick의 산출평균지수 방법류와 Solow의 기하평균지수 방법류 및 Denisen과 Jorgensen의 성장회계방식 등이 있으며, 투입 노동량 측정시 노동의 질적요인 포함 여부에 따라 측정결과는 다소 달라질 수 있다. 본 논문에서는 Solow의 기하평균지수 방식을 사용하였으며, 투입 노동량은 근로자수로 하였다.

10) Cochrane(1991, 1992)은 기술진보는 일정하다고 가정한 후 투자수익률을 계산하였다. 기술진보가 투자 수익률의 평균에는 영향을 미치나 분산에는 영향을 미치지 못하기 때문에 투자수익률과 자산의 기대수익률과의 관계를 실증분석하는 데 있어서는 기술진보가 중요한 변수가 아닐 수도 있다.

위 식 (16)에 대수(logarithm)를 취하면 식 (17)이 얻어진다.

$$\ln Y_t = \ln A_t + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t \quad (17)$$

따라서 기술진보지수는 식 (18)를 이용하여 산출하였다.

$$A_t = e^{\ln Y_t - \alpha \ln K_t - \beta \ln L_t} \quad (18)$$

III. 資料 및 實證分析結果

3.1. 資料

투자수익률은 調整費用係數 γ , 기술진보지수, 자본의 한계생산, 투자와 자본스톡의 비율을 이용하여 산출하였다. 이를 구체적으로 살펴보면, 기술진보지수는 Solow의 기하평균지수방식을 이용하였으며, 이 때 산출(국내총생산)은 한국은행의 국민계정, 자본스톡과 노동분배율 및 자본분배율은 표학길(1992)이 연구한 우리나라의 자본스톡 추계자료(1953-1990)를 활용하였으며, 노동투입은 노동부의 매월노동통계조사보고서를 이용하여 전산업의 근로자수를 사용하였다. 자본의 한계생산은 콥-다글라스 생산함수를 이용하여 산출하고, 투자는 자본축적(capital accumulation) 함수를 이용하여 逆으로 구하였다. 調整費用係數 γ 는 주식수익률과 회사채수익률을 투자의 효율적 조건인 옐러 방정식 식 (5)에 할인률 $m_{t, t+1}$ 의 대용변수로 사용하여 GMM에 의해 추정되었다¹¹⁾. 조정비용 γ 의 추정에 사용된 자료는 1992. II사분기~1990.VI사분기 사이의 분기별 자료가 사용되었다.

분기별 주식수익률의 계산은 1980년 1분기에 상장된 290개의 개별종목을 10개의

11) 일반적으로 割引率は 관찰하기가 어렵기 때문에 代用收益率을 사용하게 된다. 代用收益率로는 金融資産을 대표할 수 있는 危險資産으로서 株價收益率과 均衡名目金利로서 會社債收益率을 사용하여 체계방정식으로 구성한 후에 분석함으로서 어느 한 쪽만을 반영함에 따라 나타나는 誤謬를 감소시키고자 하였다.

규모별로 구분하여 규모별 포트폴리오를 분석에 이용하였다¹²⁾. 한편, 주식수익률자료는 시점자료이므로 소비 및 투자의 평균자료와의 차이를 줄이기 위하여 전분기 첫째 월말 상장시가총액과 당분기 첫째 월말 상장시가총액을 대비한 수익률을 당분기의 수익률로 하였다.¹³⁾ 규모별 포트폴리오 표본기간은 1980년 3분기이후부터 자료가 가능하기 때문에 1980. III~1990.IV분기가 된다.

소비자료는 1인당 총실질소비지출을 구하기 위하여 한국은행이 발행하는 조사통계월보에 의하여 비내구성소비(nondurables)와 서비스부문을 합한 소비지출을 총인구로 나누어 1985년 불변가격(constant market price) 및 경상가격으로 각각 산출하고 이 두가지 소비지출자료를 이용하여 소비 디플레이터(deflator)구하였다.

시장포트폴리오 및 규모별 포트폴리오의 초과수익률을 계산하기 위한 無危險資產으로는 한국은행 통계조사월보의 國債收益率을 사용하였다. 각 포트폴리오의 수익률을 실질수익률로 전환하기 위하여 소비자료를 이용하여 산출한 소비 디플레이터와 투자자료를 이용하여 산출한 투자 디플레이터를 각각 계산하고 檢證模型에 따라 적합한 것을 선택적으로 사용하였다. 그리고 수단변수에 사용되는 정기예금 3개월 금리, 회사채수익률 및 총통화증가율(M_2) 등도 한국은행의 조사통계월보자료를 이용하였다.

투자수익률을 산출하기 위해서는 먼저 調整費用 係數 γ 의 추정이 선행되어야 한다. 먼저 <표 1>은 종합주가지수수익률과 회사채수익률을, 그리고 계량기법으로는 GMM¹⁴⁾을 사용하여 調整費用 계수 γ 를 추정한 결과이다. 추정방정식은 식 (19)와 같으며, 추정에 사용된 수단변수로는 실질투자 대 자본스톡의 자기시차, 자산수익률 및 국내총생산(gross domestic product:GDP)의 자기시차가 각각 사용되었다.

12) 규모별 포트폴리오의 구성방법은 1980년 1월부터 1990 12월까지 계속 상장된 290개의 개별기업을 중심으로 매분기 첫째 월말 상장시가총액의 크기순으로 분류한 후 29개씩 10개의 포트폴리오로 나누어 구성하였다. 10개의 포트폴리오 가운데 S1은 최대규모, S5는 중간규모, S10는 최소규모의 포트폴리오 수익률이다.

13) Cochrane(1991) 역시 PCAPM의 분석을 위해 개별증권 수익률로 전분기 첫째 월말 상장시가총액과 당분기 첫째 월말 상장시가총액에 기준한 자료를 사용하였다.

14) GMM방법은 오차항에 자기상관(autocorrelation)과 조건부 이분산(heteroskedasticity)이 존재할 경우에 유용한 측정방법으로서 구체적으로는 변수들간에 다변량의 정규분포를 가정하지 않는 점이 큰 장점이라고 할 수 있다. 다만 계수의 추정에 있어서 반복적으로 추정하기 때문에 관찰치의 수가 비교적 많아야 되는 점이 단점이다. 자세한 것은 Hansen(1982)를 참조할 것.

$$E[R_{t+1}^j] = E[(1-\rho) \frac{1 + A_{t+1} \cdot \text{mpk}_{t+1} + \gamma(i_{t+1}/k_{t+1}) + \gamma/2(i_{t+1}/k_{t+1})^2}{1 + \gamma(i_t/k_t)}] \quad (19)$$

단, $j = 1, 2$

수단변수 = {상수, $R_t^1, R_t^2, \text{GDP}_{t-1}, I_{t-1}/k_{t-1}$ }

단, R_t^1 은 종합주가지수수익률, R_t^2 은 회사채수익률을 나타낸다.

위의 추정방정식 2개와 수단변수 5개를 사용하게 되면 직교화 조건(orthogonality condition)은 10이 되고, 자유도(df)는 추정하고자 하는 계수 1(γ)을 빼면 9가 된다. 추정된 γ 값은 1.16으로서 설명력이 있는 것으로 나타났다.¹⁵⁾¹⁶⁾

<표 1> GMM을 이용한 調整費用係數 γ 의 推定
표본기간:1972.3 - 1990.4(분기별 72개의 관찰치)

γ	t값	χ^2 값	df	임계치
1.16	2.55	38.34	9	16.9

추정된 γ 값을 투자수익률 산식인 (9)에 대입한후 투자수익률을 산출하였다¹⁷⁾.

<표 2>는 종합주가지수의 초과수익률, 투자수익의 초과수익률 및 소비의 초과증가율의 기초통계치인 평균, 표준편차 및 자기상관(autocorrelation) 계수 등을 나타내고 있다. 초과수익률(소비율)의 평균을 살펴보면 종합주가지수 및 투자수익률은 비슷한 수준을 보이고 있으나, 소비의 초과증가율은 상대적으로 낮은 음(-)의 수준을 나타내고 있다. 한편 표준편차는 종합주가지수수익률이 투자수익률과 소비증가율에 비해 높은 것으로 나타나고 있다.

15) 안정적인 조정비용 α 의 추정을 위해서 각 자산가격 모형의 분석대상기간 보다 많은 72개의 관찰치(1972.III~1990.IV)를 이용하였다.

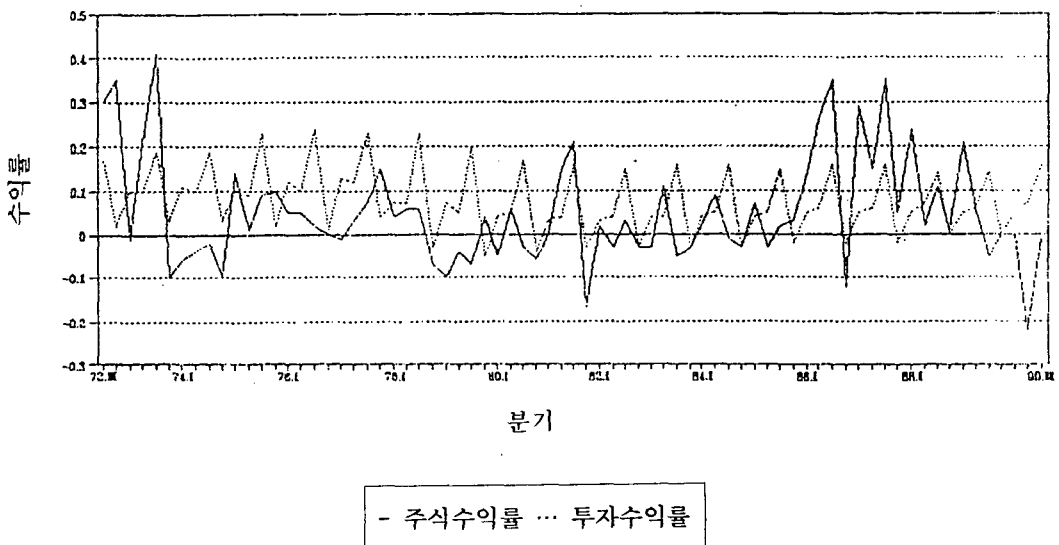
16) Cochrane(1991, 1992)은 조정비용 계수인 γ 를 직접 모형을 통하여 추정하지 않고 13정도로 가정하고 있으나 Whited(1991)에 의하면 γ 는 1~2의 수치가 되는 것으로 나타나고 있어 본 논문의 결과와 어느정도 일치하고 있음을 보여주고 있다.

17) 調整費用係數 γ 는 5%의 統計的 有意性을 보이고 있으나 γ 를 추정하기 위한 모형의 妥當性은 낮게 나타나고 있어 調整費用 함수에 대한 보다 深度 있는 연구가 필요하다고 思慮된다.

한편 규모별 포트폴리오의 수익률로서 규모간의 수익률 차이는 크지 않은 것으로 나타나고 있으며, 표준편차는 최소 규모의 기업이 높은 것으로 분석되고 있다.

<그림 1>은 <표 1>에 의해 추정된 조정비용계수 γ 값을 이용하여 계산된 투자수익률과 종합주가지수수익률의 추이를 보여주고 있다.

<그림 1> 주식수익률과 투자수익률



3. 2. PCAPM, CCAPM, 및 CAPM의 비교분석

3. 2. 1. PCAPM, CCAPM 및 CAPM의 각 개별모형의 추정

전 절에서는 자료의 선정과 변수의 산정에 대하여 설명하였으나, 본 절에서는 PCAPM의 투자수익률이 CCAPM의 소비증가율에 비해 포트폴리오 수익률을 예측하는 데 얼마나 도움이 되는지를 분석하고 있다. PCAPM, CCAPM, CAPM 등 각각의 자산가격 결정 모형을 추정하기 위해 분석대상이 되는 투자자산으로는 규모별 포트폴리오 수익률로서 최대 규모(S1), 중간 규모(S5) 및 최소 규모(S10)의 3가지를 사용하였고, 기업 규모에 따른 수익률의 분기간 평균자료가 없기 때문에 분기말 자료대신 각 분기의 첫째 월말 자료를 이용하여 분기간 평균수익률로 대응하였다.

<표 2> 無危險資産에 대한 超過收益率 및 超過消費率의 기초통계치

표본기간 : 1980.3분기 - 1990.4분기(관찰치의 수:42개)

	종합 주가	투자 수익	소비 증가	규모 별		
	초과수익률	초과수익률	초과소비율	S1	S5	S10
평균	0.012	0.020	-0.018	0.053	0.008	0.026
표준편차	0.132	0.067	0.082	0.172	0.212	0.164
자기상관						
1	0.155	-0.371	-0.183	-0.204	-0.016	0.295
2	0.301	-0.074	-0.546	0.618	0.296	0.012
3	0.064	-0.358	-0.147	-0.276	0.053	0.291
4	0.375	0.874	0.899	0.503	0.207	0.188
5	-0.034	-0.347	-0.190	-0.269	-0.023	-0.037
6	0.168	-0.080	-0.519	0.422	0.073	-0.090
7	0.022	-0.343	-0.113	-0.276	-0.093	0.167
8	0.098	0.772	0.795	0.322	0.070	0.159
9	-0.187	-0.319	-0.190	-0.284	-0.073	-0.072
10	-0.099	-0.081	-0.467	0.203	-0.015	-0.172
11	-0.133	-0.317	-0.075	-0.303	-0.158	-0.187
12	-0.059	0.700	0.697	0.177	0.020	-0.166

- 주) 1. 종합주가지수수익률, 투자수익률, 소비증가율, 규모별 포트폴리오 수익률에서 國債收益率을 공제하여 超過收益率(消費率)을 산출하였다.
2. 전분기의 첫째 월말 종합주가지수와 당분기의 첫째 월말 종합주가지수에 의한 수익률을 당분기의 종합주가지수수익률로 하였다.
3. 規模別 포트폴리오는 전분기의 첫째 월말 上場時價總額과 당분기의 첫째 월말 上場時價總額에 의한 收益率을 당분기의 포트폴리오 收益率로 하였다.
4. 規模別 포트폴리오중 S1은 최대 규모이고, S5는 중간 규모이며, S10은 최소 규모이다.

한편 Brock과 LeBaron(1990)이 자금조달의 제약에 따른 투자의 어려움을 고려한 생산준거 자산가격결정모형으로 주가의 평균회귀현상을 설명한 바와 같이, 만일 통화(money)가 고려된다면, 생산측면의 투자수익률이 증권의 기대수익률을 설명하는 데 도움이 될 것으로 판단된다. 또한 CCAPM의 경우에도 이일균(1992)은 소비행위와 자본

시장에서 화폐의 중요성을 고려한 것이 보다 나은 결과를 가져올 수 있음을 지적한 바 있다.

본 연구에서는 통화량의 변화를 고려한 경우와 고려하지 않은 경우로 나누어 비교 분석하였다. 통화량을 고려한 경우에는 GMM의 추정시 사용되는 수단변수에 총통화 증가율(M_2)을 포함하여 분석하였다. 또한 GMM의 추정은 단일방정식(single equation)과 체계방정식(system equation)으로 각각 분석하였다.

<표 3>은 각 模型別 베타를 추정한 결과이다. 추정에 사용된 수단변수는 3가지 模型을 비교하기 위하여 동일한 변수를 사용하였다¹⁸⁾. 즉, 회사채수익률과 은행정기에 금금리의 금리차¹⁹⁾, 종합주가의 초과수익률의 자기시차, 투자의 초과수익률의 자기시차, 소비증가율의 자기시차, 그리고 상수가 수단변수로 사용되었다.²⁰⁾²¹⁾ 규모별 포트폴리오 수익률을 이용한 단일방정식의 경우 수단변수가 5개이기 때문에 직교화 조건은 5이며 추정계수가 1(β)이므로 자유도는 4가 되고, 체계방정식의 경우에는 수단변수 5개, 추정방정식이 3개이므로 직교화 조건은 15가 되어 추정계수가 1(β)이므로 자유도는 14가 된다. GMM의 직교화 조건의 타당성을 살펴보면 5%의 유의수준에서 전 模型이 만족되는 것으로 나타나고 있다.

실증분석 결과에 의하면 GMM의 직교화 조건을 5% 유의수준에서 모두 만족하는 경우는 PCAPM뿐이고 CAPM은 중간 규모이하에서 또 CCAPM은 최대 규모의 포트폴리오에서만 만족되고 있다. 한편 CAPM의 베타는 단일방정식과 체계방정식 모두 높은 설명력을 보이고 있으며, CCAPM의 경우에는 베타계수가 음(-)의 수치를 보이고 있어 유의적인 설명이 어려운 상태이다.²²⁾ PCAPM은 단일방정식 및 체계방정식의 모든 베타계수가 높은 설명력을 보이고 있고, 베타계수의 크기도 규모가 작을수록 낮

18) Cochrane(1992)은 Fama와 French(1989)가 기대 주식수익률을 예측하는데 유용한 변수로서 언급한 바 있는 term premium, dividend-price ratio, default premium 등을 수단변수로 사용하고 있으나, 우리나라에서는 금융시장이 아직 효율적이지 못하기 때문에 기대수익률을 예측하기 위하여 사용될 수 있는 설명 변수는 그리 많지 않은 것으로 생각된다.

19) 수단변수로서 회사채수익률과 정기에금금리차는 이주희, 남주하(1992)의 논문에서 개별증권 수익률에 대한 설명력이 높은 것으로 분석되고 있음.

20) 이러한 수단변수들과 주식수익률, 투자수익률, 소비증가율 등과의 단순회귀분석과 다중회귀분석 및 상관관계 등은 이창욱, 남주하(1994)를 참조할 것.

21) 수단변수로서 더욱 많은 시차들을 포함하면(예를 들어, NLAG=4) 잔차항 U_t 의 조건부 이분산(conditional heteroskedasticity)과 자기상관(autocorrelation)을 제거하는데 도움이 된다. 그러나 Tauchen(1986)이 지적하였듯이 가장 작은 갯수의 수단변수를 사용할 때 계수의 점근적 최적 추정이 가능하다.

22) 우리나라의 CCAPM에 관한 실증연구로는 구본열(1992), 최운열, 백용호(1992), 이명훈(1993), 남주하(1993) 등이 있다. <표 3>에서 CCAPM의 β 가 음(-)인 경우는 구본열(1992)에서도 볼 수 있음.

은 경향을 보이고 있어 CAPM의 경우와 비슷한 결과를 보이고 있다.

한편 통화량을 고려할 경우에 PCAPM은 규모간에 베타계수 크기의 차이가 적어지고 있으나 모두 1이상으로 나타나고 있다. 이는 투자수익률은 한나라 경제전체의 투자수익률로서 분산이 아주 작기 때문인 것으로 보인다. CCAPM의 경우에는 통화량을 고려해도 베타계수가 음(-)으로 나타나고 있으나, CAPM의 경우에는 베타계수가 모두 높은 설명력을 보이고 있고, 또 규모와 체계적 위험과의 관계가 비례적인 것으로 나타나고 있다.

<표 3> PCAPM, CCAPM 및 CAPM의 비교분석

추정방정식 : $E(ER_{jt}) = \beta E(ER_{mt} | Z_{t-1})$

단, ER_{jt} = 자산 j의 t기의 超過收益率

ER_{mt} = 시장포트폴리오(소비증가율, 종합주가지수수익률)의

t기의 초과소비율 및 超過收益率

β = 소비베타 및 시장베타

手段變數: 會社債收益率과 정기에금금리의 금리차, 종합주가의 초과 (Z_{t-1}) 수익률의 自己時差, 투자의 超過收益率의 自己時差, 소비의

초과소비율의 自己時差, 상수

生産準據資本資產價格決定模型(PCAPM)

규 모	通貨量 不考慮				通貨量 考慮			
	β	t	χ^2	df	β	t	χ^2	df
S1	2.67	3.30	5.12*	4	1.41	3.39	10.07*	5
S5	2.40	3.54	0.82*	4	1.39	4.06	6.06*	5
S10	1.52	3.22	2.95*	4	1.26	4.41	5.08*	5
체 계	1.59	3.04	18.04*	14	1.41	6.01	19.82*	17

消費基準 資本資産價格決定模型(CCAPM)

규모	通貨量 不考慮				通貨量 考慮			
	β	t	χ^2	df	β	t	χ^2	df
S1	-1.46	-4.29	3.19*	4	-1.01	-4.46	10.79*	5
S5	-0.91	-3.70	14.22	4	-0.59	-2.95	17.57	5
S10	-0.49	-2.18	10.91	4	-0.31	-1.45	14.19	5
체 계	-1.15	-5.58	22.50*	14	-0.71	-4.73	27.31*	17

資本資産價格決定模型(CAPM)

규모	通貨量 不考慮				通貨量 考慮			
	β	t	χ^2	df	β	t	χ^2	df
S1	1.24	5.01	15.88	4	1.23	5.74	17.14	5
S5	1.14	4.49	2.83*	4	1.10	4.98	3.52*	5
S10	1.16	3.90	1.85*	4	1.03	4.08	3.39*	5
체 계	1.17	9.88	23.37*	14	1.20	14.05	25.74*	17

- 주) 1. 체계는 S1,S5,S10을 동시에 결합한 체계방정식을 의미함.
 2. (*)는 5% 유의수준에서 각 모형이 수용될 수 있음을 나타냄.
 $\chi^2(4,0.05)=9.488$, $\chi^2(5,0.05)=11.07$
 $\chi^2(14,0.05)=23.68$, $\chi^2(17,0.05)=27.59$
 3. 通貨量을 考慮한 경우는 手段變數에 總通貨增加率(M_2)을 포함.

3.2.2. PCAPM과 CCAPM 그리고 CAPM과의 비교분석

PCAPM의 실증분석 결과를 CCAPM과 CAPM의 결과와 비교함으로써 어떤 資産價格 決定模型이 우리나라의 증권시장을 설명하는 데 說得力이 있는지를 살펴 본 것이다. 이를 위하여 通貨量 考慮與否에 따라 세가지 모형의 설명력을 比較分析하였다.

Eichenbaum,Hansen과 Singleton(1988),Ferson과 Constantinides(1991) 등이 시도한

검증방법에 따르면, PCAPM, CAPM과 CCAPM의 베타계수에 制約을 가한 경우($\beta_1=0$ 혹은 $\beta_2=0$)와 制約이 없는 경우($\beta_1 \neq 0$ 그리고 $\beta_2 \neq 0$)의 目的函數 값에 관찰치 수(T)를 곱한 값(χ^2)의 차이는 $\chi^2(1)$ 의 분포를 갖는다고 한다. 따라서 비교방법은 비교대상의 베타계수를 설명변수로 한 다항방정식으로 구성한 후, 이를 GMM으로 추정하여 χ^2 을 산출하고 단일방정식의 χ^2 값과의 차이를 산출하고 이를 $\chi^2(1)$ 의 臨界値와 비교하여 추가적인 설명력을 比較檢證하였다.

<표 5>와 <표 7>는 다항방정식 模型의 결과를 이용하여 PCAPM, CCAPM 그리고 CAPM 중 어떤 모형이 보다 설명력이 있는 가를 χ^2 비교검증한 결과이다. 비교검증을 위하여 먼저 다항방정식 모형의 분석에서 수단변수로는 <표 3>에서 사용된 것과 동일한 5개이고, 추정계수가 2개(β_1, β_2)이므로 자유도는 직교화 조건 5에서 2를 뺀 3이 된다. 한편 체계방정식의 경우는 직교화 조건이 15 추정계수가 2개(β_1, β_2)이므로 자유도는 13이 된다.

<표 4>의 통화량을 고려하지 않을 경우, PCAPM과 CCAPM을 모두 설명변수로 사용한 다변수 추정결과에 의하면, 단일방정식이나 체계방정식의 직교화 조건은 모두 5%의 유의수준에서 만족되고 있다. 그러나 PCAPM은 단일방정식이나 체계방정식 모두 베타계수의 설명력이 매우 높은 것으로 나타나고 있는 반면에, CCAPM의 베타계수는 설명력이 매우 낮은 수준을 보이고 있다. 단순히 각 베타의 t값의 비교에 의해서도 PCAPM의 베타값의 유의성이 CCAPM의 베타값의 유의성보다 높은 것으로 분석되고 있고, 계수값 자체도 PCAPM이 비교적 안정적인 양(+)의 값으로 추정되고 있다.

통화량을 고려할 경우에는 PCAPM의 베타계수는 통계적인 유의성이 높아지고 있으나, CCAPM의 베타계수는 통화량 고려유무와 관계없이 음의 수치를 보이고 있다.

χ^2 비교검증에 의하면(<표 5>참조), 전반적으로 PCAPM의 설명력이 뛰어난 것으로 보여진다. PCAPM과 CCAPM의 모형과의 비교검증을 위해서는 <표 3>의 PCAPM과 CCAPM의 각 개별 모형을 추정했을 때의 χ^2 값과 PCAPM과 CCAPM 모두를 포함했을 때의 χ^2 값을 비교함으로써 가능하다.²³⁾ <표 5>의 검증결과에 의하면, 최대 규모

23) Eichenbaum, Hansen, and Singleton(1988), Ferson and Constantinides (1991), Nam(1993) 참조. 이들에 의하면 두 χ^2 값의 차이는 $\chi^2(1)$ 의 분포를 갖는다고 함.

의 포트폴리오의 수익률을 제외하고는 기대수익률의 예측을 위해 투자수익률을 이용한 PCAPM이 소비증가율을 이용한 CCAPM보다 설명력이 높은 것으로 나타나고 있다. 특히, 기업규모별 포트폴리오 모두를 동시에 사용하여 추정한 결과에 의하면 PCAPM의 베타 계수값과 유의성이 CCAPM에 비해 적절하고 높다는 것을 알 수 있다. 특히 통화량을 고려할 경우에는 고려하지 않는 경우에 비하여 PCAPM이 CCAPM에 대해 전규모에서 상대적인 비교우위가 있는 것으로 나타나고 있다.

<표 4> PCAPM과 CCAPM의 比較分析

추정방정식: $E(ER_{jt}) = \beta_1 E(ECIR_t | Z_{t-1}) + \beta_2 E(EROI_t | Z_{t-1})$

단, ER_{jt} : 자산 j의 t기의 超過收益率

$ECIR_t, EROI_t$: 시장포트폴리오(소비증가율, 투자수익률)의 t기의 초과소비율 및 超過收益率.

β_1, β_2 : 각각 소비베타와 투자베타임.

手段變數: 會社債收益率과 정기에금금리의 금리차, 종합주가의 (Z_{t-1}) 超過收益率의 自己時差, 투자의 超過收益率의 自己時差, 소비의 초과증가율의 自己時差, 상수

규모	通貨量 不考慮			通貨量 考慮		
	CCAPM	PCAPM		CCAPM	PCAPM	
S1 β	-0.88	1.75	$\chi^2: 4.37^*$	-1.00	1.42	$\chi^2: 4.25^*$
t	-2.13	2.26	df: 3	-4.63	4.02	df: 4
S5 β	0.08	2.53	$\chi^2: 0.64^*$	-0.40	1.37	$\chi^2: 6.52^*$
t	0.15	2.32	df: 3	-2.08	4.41	df: 4
S10 β	1.02	3.55	$\chi^2: 0.70$	-0.07	1.20	$\chi^2: 4.85^*$
t	0.99	1.78	df: 3	-0.31	3.34	df: 4
체계 β	0.001	1.74	$\chi^2: 18.12^*$	-0.58	1.26	$\chi^2: 19.47^*$
t	0.003	2.21	df: 13	-3.99	5.36	df: 16

- 주) 1. 체계는 S1, S5, S10을 동시에 결합한 체계방정식을 의미함.
 2. (*)는 5% 유의수준으로 歸無假說이 수용될 수 있음을 의미함.
 $\chi^2(3, 0.05) = 7.815, \chi^2(4, 0.05) = 9.488$
 $\chi^2(13, 0.05) = 22.36, \chi^2(16, 0.05) = 26.30$
 3. 通貨量을 考慮한 경우는 手段變數에 總通貨增加率 포함.

<표 5> CCAPM과 PCAPM의 χ^2 比較檢證

규모	通貨量 不考慮		通貨量 考慮	
	CCAPM1)	PCAPM2)	CCAPM	PCAPM
S1	0.75	-1.18	5.82	6.54*
S5	0.18	13.58*	-0.46	11.05*
S10	2.25	10.21*	0.23	9.42*
체 계	-0.08	4.38*	0.35	7.84*

주): 1. <표 3>의 PCAPM推定結果의 χ^2 값과 CCAPM 및 PCAPM

모두 포함한 경우 <표 4>의 χ^2 값과의 차이임.

2. CCAPM모형에 PCAPM을 추가했을 때의 유의성 검증.

3. (*)는 5% 유의수준에서 유의성이 있음을 나타냄.

$$\chi^2(1,0.05)=3.841$$

CAPM과 PCAPM을 비교분석하기 위해 포트폴리오를 이용한 실증분석 결과를 살펴보면(<표 6>참조), 최대 규모(S1)에서 PCAPM의 베타계수는 CAPM의 베타계수보다 설명력이 높은 반면에, 최소 규모(S10)의 경우에는 역으로 CAPM의 베타계수의 설명력이 PCAPM의 베타계수보다 높은 것으로 보이고 있다. 체계방정식의 경우에는 양 베타계수 모두 설명력이 낮은 것으로 분석되고 있다. 한편 통화량이 고려된 경우에는 CAPM의 베타계수가 PCAPM의 베타계수에 비해서 통계적 유의성이 높아지는 것으로 분석되었다.

χ^2 비교검증에 의하면(<표 7> 참조),통화량을 고려하지 않을 경우에는 S10을 제외하고는 PCAPM이 CAPM보다 설명력이 높은 것으로 분석되고 있으나,통화량을 고려할 경우에는 S10에서 CAPM이 PCAPM 보다 설명력이 높은 것으로 나타나고 있으나 다른 규모에서는 상대적인 비교우위를 보이고 있지 않다.

<표 6> PCAPM과 CAPM의 비교분석

추정방정식: $E(ER_{jt}) = \beta_1 E(EMR_t | Z_{t-1}) + \beta_2 E(EROI_t | Z_{t-1})$

단, ER_{jt} : 자산 j의 t기의 超過收益率

$EMR_t, EROI_t$: 시장포트폴리오(종합주가지수수익률, 투자수익률)의 t기의 超過收益率.

β_1, β_2 : 각각 시장베타와 투자베타임.

手段變數: 會社債收益率과 정기에금금리의 금리차, 종합주가의 (Z_{t-1}) 超過收益率의 自己時差, 투자의 超過收益率의 自己時差, 소비의 초과증가율의 自己時差, 상수

구 모	通貨量 不考慮			通貨量 考慮		
	CAPM	PCAPM		CAPM	PCAPM	
S1 β	-1.96	5.99	$\chi^2: 0.95^*$	0.57	0.90	$\chi^2: 16.62$
t	0.89	1.61	df: 3	1.14	1.53	df: 4
S5 β	0.75	1.23	$\chi^2: 0.49^*$	1.07	0.06	$\chi^2: 3.01^*$
t	0.92	0.87	df: 3	3.13	0.12	df: 4
S10 β	1.81	-1.16	$\chi^2: 0.85^*$	1.62	-0.78	$\chi^2: 0.98^*$
t	2.20	-0.81	df: 3	2.99	-1.08	df: 4
체계 β	0.16	1.35	$\chi^2: 17.63^*$	1.00	0.30	$\chi^2: 26.85$
t	0.13	0.68	df: 13	4.28	0.94	df: 16

- 주) 1. 체계는 S1, S5, S10을 동시에 결합한 체계방정식을 의미함.
 2. (*)는 5% 유의수준으로 歸無假說이 수용될 수 있음을 의미함
 $\chi^2(3, 0.05) = 7.815, \chi^2(4, 0.05) = 9.488$
 $\chi^2(13, 0.05) = 22.36, \chi^2(16, 0.05) = 26.30$
 3. 通貨量을 考慮한 경우는 手段變數에 總通貨增加率을 포함.

<표 7> CAPM과 PCAPM의 規模別 χ^2 比較檢證

규모	通貨量 不考慮		通貨量 考慮	
	CAPM1)	PCAPM2)	CAPM	PCAPM
S1	4.17*	14.93*	-6.55	0.52
S5	0.33	2.34	3.05	0.51
S10	2.10	1.00	4.10*	2.41
체 계	0.41	5.74*	-7.03	-1.11

주): 1. <표 3>의 PCAPM 추정결과의 χ^2 값과 CAPM 및 PCAPM

모두 포함한 경우<표 6>의 χ^2 값과의 차이임.

2. CAPM모형에 PCAPM을 추가했을 때의 유의성 검증.

3. (*)는 5% 유의수준에서 유의성이 있음을 나타냄.

$$\chi^2(1,0.05)=3.841$$

IV. 要約 및 結論

본 논문에서는 GMM을 이용하여 기존의 CCAPM이나 CAPM과는 달리 생산준거 자본자산가격결정모형(CCAPM)을 이용하여 투자수익률이 시장 포트폴리오의 기대수익률 및 각 개별자산의 기대수익률을 설명할 수 있는지를 분석하고 있다.

규모별 포트폴리오의 수익률은 분기의 첫째 월말기준에 따라 계산된 것을 사용하였다. 이는 각 자산모형에 사용된 관련변수들이 분기별 평균개념의 자료가 사용되기 때문에 규모별 수익률 역시 평균 수익률에 근접하게 하기 위한 방법이었다.

GMM을 이용하여 PCAPM, CCAPM 및 CAPM의 적합성 여부를 비교하기 위한 실증분석을 실시하였다. 실증분석 결과 通貨量 考慮有無와 관계없이 PCAPM은 우리나라 증권시장에서 주식의 기대수익률을 설명하는 데 통계적으로 타당한 모형으로 분석되었다. 특히 통화량을 고려한 경우에는 고려하지 않은 경우에 비해 베타계수 및 모형의 통계적 유의성은 더욱 높아지는 것으로 나타나고 있다.

한편 PCAPM, CCAPM 및 CAPM의 비교우위 실증분석을 실시한 결과 PCAPM이 CCAPM보다 기대수익률을 설명하는데 비교우위가 있는 것으로 판명되고 있다. 이러한 결과는 기업의 공급측면에 초점을 맞추어 분석한 투자수익률과 기대수익률의 관계가 수요측면의 소비증가율과 기대수익률과의 관계보다 더 밀접한 것으로 해석할 수 있으며, 향후 PCAPM에 대한 보다 심도있는 연구가 지속적으로 필요하며, 자산의 기대수익률의 결정요인으로서 소비보다 투자가 중요한 변수가 될 수도 있음을 시사하고 있다. 한편 PCAPM과 CAPM의 경우에는 양자간에 확실한 비교우위는 발견되지 않고 있다.

본 논문에서는 시간분리(time-additive) PCAPM에 한정하여 실증분석하고 있으나 투자와 자본축적, 그리고 생산 및 조정비용과의 관계를 좀 더 동태적으로 살펴보기 위해서는 시간 비분리(time-nonseparable) 모형으로의 확장이 필요하다. 이러한 시간 비분리 PCAPM은 시간 비분리 CCAPM에서와 마찬가지로 투자수익률과 자산의 기대수익률과의 관계를 보다 정확하게 설명할 수 있을 것으로 기대된다. 또한 Brock(1982)이 주장한 바와같이 체계적 위험과 소비의 한계효용의 공분산 및 생산의 불확실성의 상호작용에 의하여 결정된다는 점을 고려할 때, 수요측면과 공급측면을 결합한 모형 즉, 소비 및 생산변수가 동시에 반영된 자산가격결정모형으로 발전되면 보다 자산의 기대수익률을 잘 설명할 수 있을 것으로 판단된다. 시간 비분리 PCAPM과 소비 및 생산변수가 동시에 반영된 CAPM의 연구는 미래의 연구과제로 남겨두기로 한다.

參 考 文 獻

- 구본열·국찬표, 현대재무론, 비봉출판사, 1994.
- 구본열, 자산가격결정의 생산기저모형에 대한 실증적 검증, 재무관리연구, 제2호, 1993. 12.
- 남주하, 자본의 한계효율 및 시간 선호율의 추정에 의한 실질금리의 적정수준 모색, 한국경제연구원, 1993.
- 문희화·조병탁·황인호·김형범, 한국의 중요소생산성, 한국생산성본부, 1991.
- 이주희·남주하, GMM을 이용한 자본자산가격결정모형(CAPM)의 추정, 재무관리연구, 제2호, 1992. 12.
- 이일균, 상대적 위험회피계수의 추정과 자본자산가격결정과 비기저모형에 대한 실증적 검증, 재무관리연구, 제9권 제2호, 1992. 12 .
- 이창욱·남주하, 투자수익률과 생산준거 자본자산가격결정모형의 실증분석: CAPM 및 CCAPM과의 비교분석, 한국금융연구원 발표논문, 1994.
- 이창욱, 소비 및 생산기준 자산가격결정모형에 관한 비교실증분석, 성균관대학교 박사학위논문, 1994.
- 표학길·공병호·권오영·김은자, 한국의 산업별 성장요인분석 및 생산성추계 (1970-1990), 한국경제연구원, 1993. 3.
- 최운열·백용호, 주가변화와 소비변화의 관계에 대한 연구: CCAPM의 실증분석을 중심으로, 증권학회지, 제41집, 1992.
- 한국은행, 국민계정, 각년도.
- 노동부, 매월노동통계조사보고서, 각년도.
- 증권거래소, 한국의 종합주가지수, 1992.
- Balvers, R.J., T.F. Cosimano, and B. Mcdonald, Predicting Stock Returns in an Efficient Market, *Journal of Finance*, (1990), 1109-1128.
- Breeden, D.T., Consumption, Production, Inflation and Interest Rates, *Journal of Financial Economics*, (1986), 3-39.
- Brock, W.A., and B. LeBaron, Liquidity Constraints in Production-Based Asset Pricing Models, *In Asymmetric Information, Corporate Finance and*

- Investment*, Ed. R.G. Hubbard, NBER, (1990), 231-255.
- Brock, W.A.**, Asset Prices in a Production Economy, *In The Economics of Information and Uncertainty*, Ed. Jone J. MaCall, University of Chicago Press, (1982), 1-46.
- Chen, N.F., R. Roll, and S.A. Ross**, Economic Forces and the Stock Market, *Journal of Business*, (1986), 383-403.
- Chen, N.F.**, Financial Investment Opportunity and Macroeconomy, *Journal of Finance*, (1991), 529-553.
- Cochrane, J.H.**, Production-Based Asset Pricing and the Link between Stock Return and Economic Fluctuation, *Journal of Finance*, (1991), 209-237
- Cochrane, J.H., and L.P. Hansen**, Asset Pricing Exploration for Macroeconomics, *NBER working paper*, (1992).
- Cox, J.C., J.E. Ingersoll, and S.A. Ross**, An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices, *Econometrica*, (1985), 363-383.
- De Long, J.B., and L.H. Summer**, How Strongly Do Developing Economies Benefit from Equipment Investment?, *Journal of Monetary Economics*, (1993), 395 -415.
- Eichenbaum, M.S., and L.P. Hansen**, Estimating Models with Intertemporal Substitution Using Aggregate Time Series Data, *Journal of Business and Economic Statistics*, (1990), 53-69.
- Fama, E.F., and K.R. French**, Business Condition and Expected Return on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics*, (1989), 23-49.
- _____, Dividend Yields and Expected Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, (1988), 3-25.
- Hansen, L.P.**, Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimator, *Econometrica*, (1982), 1029-1054
- Hansen, L.P., and K.J. Singleton**, Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectation Models, *Econometrica*, (1982), 1269-1286.
- Kravis, I.A. Heaton, and R. Summers**, World Product and Income: International

- Comparison of Real Product and Purchasing Power, *Johns Hopkins Press*, (1982).
- Lucas, R.E.**, Asset Prices in an Exchange Economy, *Econometrica*, (1978), 1429-1445
- Newey, W.K., and K.D. West**, A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica*, (1987), 703-708.
- Pyo, H.G.**, A Synthetic Estimate of the National Wealth Korea 1953-1990, *KDI working paper No. 9212*, (1992).
- Sharathchandra, G.**, Asset Pricing and Production: Theory and Empirical Tests, *working paper*, Southern Methodist University, (1991).
- Tauchen, G.**, Statistical Properties of Generalized Method of Moment Estimates of Structural Parameters Using Financial Market Data, *Journal of Business and Economic Statistics*, (1986), 397-425.
- Wheatley, S.**, Some Tests of the Consumption-Based Asset Pricing Model, *Journal of Monetary Economics*, (1988), 193-216.
- Whited, T.M.**, Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data, *Journal of Finance*, (1992), 1425-1460.