

# 資産價格決定의 生産基底模型에 대한 實證的 檢證\*

具 本 烈\*\*

## 〈요 약〉

1980년부터 1992년까지 12년간의 巨視經濟變數와 株式收益率資料를 이용하여 韓國證券市場에서 生産基底模型에 대한 實證的 檢證과 아울러 CAPM, APM 그리고 消費基底模型을 검증함으로써 이 모형들의 현실적인 설명력에 대한 비교 분석을 하고자 하였다. 검증에 사용된 모형은 Cochrane(1991,1992)과 BCM(1990) 및 Sharathchandra(1991) 등에 의하여 유도된 생산기저모형을 기초로 하였다. 그리고 母數推定과 모형의 妥當性 檢證을 위하여 手段變數를 사용하지 않는 無條件附模型에서는 ML방법(maximum likelihood method)을 이용하였으며 수단변수를 사용한 條件附模型의 경우에는 GMM의 추정방법에 의하였다.

검증결과, 實物資産의 投資收益率이 주식수익률의 움직임과 관계가 높아 資産價格決定模型으로써 生産基底模型이 조건부모형에서나 무조건부모형에서 모두 의미가 있는 것으로 나타나 韓國證券市場에 대한 現實的 說明力이 높은 것으로 나타났다. 한편 CAPM과 APM은 자산가격결정모형으로써 타당성이 있었으나 消費基底模型은 모형의 추정계수인 相對危險 回避係數가 非有意的으로 나타났으며 모형의 적합성이 棄却되었다.

## I. 序 論

財務論의 자산가격결정모형으로서 資本資産價格決定模型(capital asset pricing model: 이하 CAPM이라 함)과 裁定價格決定模型(arbitrage pricing model: 이하 APM이라 함)이외에 Lucas(1978)와 Breeden-Litzenberger(1978)에 의하여 개발된 資産價格決定의 消費基底決定模型(consumption-based asset pricing model: 이하 消費基底模型이라 함)은 投資者의 最適소비조건과 연관시킴으로써 재무자산의 기대수익률의 변동이 거시경제변수인 非耐久性의 消費資料(non-durable consumption data)

\* 본 논문은 1993년도 한국학술진흥재단의 공모과제 연구비에 의하여 연구되었음. 필자는 이 논문에 대하여 조언을 해주신 한국재무관리학회의 편집 및 심사위원에게 깊은 감사를 드립니다.

\*\*忠北大 經營學科 副教授

와 관련시키는 가격결정모형이다. 그러나 이 모형은 Hansen-Singleton(1982), Ferson-Merrick(1987) 등 많은 학자들의 實證的 研究의 결과 이 模型을 棄却하고 있는데 이는 대부분 不規則的으로 이루어지는 소비패턴현상과 消費支出의 완만한 變動性이 危險資産보다 덜 변동하는데 기인한 것으로 나타나고 있다.

Cochrane(1991, 1992)과 Braun(1991)은 消費基底模型의 여러가지 문제점에 착안하여 개별자산의 수익률과 限界對替率(marginal rate of substitution)과 관련시키는 소비기저모형 대신에 개별자산의 수익률과 限界變換率(marginal rate of transformation)에 연관시키는 資産價格決定의 生産基底決定模型(production-based asset pricing model: 이하 生産基底模型이라 함)을 개발하였다. 즉 생산기저모형은 생산자의 最適投資條件과 관련시킴으로써 채무자산의 기대수익률의 변동을 거시경제변수인 總投資(gross investment)와 관련시키는 이론이다.

한편, 이 모형에 의한 實證的 研究의 첫 시도는 Cochrane(1991)의 연구로서 그는 기업의 총투자와 경기순환은 비교적 相關性이 높게 나타나기 때문에 기업의 총투자의 기대수익률과 위험자산의 기대수익률변동과는 相關關係가 높다는 것을 보였다. Sharathchandra(1991)는 美國의 證券市場에서 생산기저모형의 적합성을 검증한 결과 매우 유의적인 결과를 얻었으며 Cochrane(1992)은 생산기저모형이 CAPM 및 APM, 소비기저모형보다 매우 유의성이 높음을 증명하였다. 한편 우리나라의 경우, 具本烈(1993)의 연구에 의하면 생산기저모형이 매우 유의적으로 나타나 이 모형이 現實的으로 韓國證券市場에 適用 可能性이 있음을 보이고 있다.

本 研究는 韓國證券市場에서 생산기저모형의 타당성에 대한 實證的 檢證을 하고자 한다. 이와 아울러 CAPM, APM 그리고 消費基底模型을 검증함으로써 이 모형들의 現實的인 說明力에 대한 比較 및 分析을 하고자 한다.

## II. 純粹裁定理論下의 生産基底模型의 誘導

### 1. 純粹裁定理論下의 均衡模型

現代財務理論의 중심적인 사고의 출발점은 完全競爭市場하에서 자본시장이 균형상태라면 同一資産에 대하여 2가지 이상의 價格이 존재하여서는 안된다는 一物一價의 法則(the law of one price)에 기초를 두고 있다. 이러한 경우를 裁定去來의 機會가 없다고 하며 이러한 조건하에서 일반적으로 유도되는 모형을 純粹裁定價格決定模型(pure arbitrage pricing model)이라고 부르고 있다. 이 모형은 Rubinstein(1976)과 Ross(1978) 등에

의하여 처음으로 유도되었으며 이들은 임의의 불확실현금흐름하에 재정이익의 기회가 없을 경우에 다음과 같은 多期間의 價格決定模型을 誘導하고 있다.<sup>1)</sup>

$$P_{jt} = \sum_{i=1}^{\infty} E[Q_{t+i}d_{jt+i} | I_t] \tag{1}$$

단,  $P_{jt}$  : 資産 j의 시점 t에서의 價格  
 $(j = 1, 2, \dots, N)$

$Q_{t+i}$  : 狀態價格 혹은 內在價格으로써 모든 시점 i  
 에 대하여 성립함

$d_{jt+i}$  : 資産 j로부터 시점 t+i에 받는 所得

$E[\cdot | I_t]$ : 시점 t에 이용가능한 情報  $I_t$ 에 근거한 期待值

편의상 식(1)을 單一期間으로 單純化할 경우에는

$$P_{jt} = E[d_{jt+1}Q_{t+1} | I_t] \tag{2}$$

와 같이 나타낼 수 있다.

여기에서  $Q_{t+1}$ 은 시점 t+1에서의 상태가격(state price)으로서 0보다 크며 미래 각 상태의 이득을 현재가치로 할인하는 割引率(즉, pricing kernel)로 간주할 수 있다. 그리고  $Q_{t+1}$ 은 完成市場(complete market)하에서는 Arrow-Debreu증권으로써 유일한 값을 가지나 不完成市場(incomplete market)하에서는 唯一하지 않다. 그러나 投資者의 效用函數를 구체적으로 가정하는 경우에는 유일한 값을 가지며 이 경우에  $Q_{t+1}$ 은 代表的 投資者의 換界 대체율(marginal rate of substitution: MRS)의 의미를 가진다.

그리고 식(2)를 단일기간의 수익률의 관계로 변형할 수가 있으며 이 경우에는 다음과 같은 오일러 방정식(Euler equation)을 유도할 수가 있다.

$$E[Q_{t+1}R_{jt+1} | I_t] = 1 \tag{3}$$

단,  $j = 1, 2, \dots, N$

---

1) Garman(1978)은 均衡狀態下에서 위험을 부담하지 않고서는 이러한 裁定利益의 기회가 불가능하다는 가정하에 資産의 價格決定模型을 식(1)과 동일하게 유도하였다. 그리고 Ohlson(1987)은 Garman의 가정하에 Farkas lemma를 이용하여 식(1)의 관계식을 誘導하였다.

$$R_{j,t+1} = \frac{P_{j,t+1} + d_{j,t+1}}{P_{j,t}}$$

## 2. 生産基底模型의 誘導

一般均衡(general equilibrium)하에서 生産과 관련된 자산가격결정모형은 Brock(1982), Balvers-Cosimano-MacDonald(1990 : 이하 BCM이라 함), Sharathchandra(1991)에 의해 유도 되었으며 이들은 모두 危險資産의 收益率을 모두 生産과 관련된 거시경제변수와 연관시키고 있다. 이 경우에 BCM(1990)은 대표적 기업의 현금흐름의 극대화와 생산함수의 제약조건하에 생산기저모형을 유도하였다. 그런데 Sharathchandra(1991)는 이 모형에다 資本스톡의 減價償却率을 고려한 BCM(1990)보다 일반적인 생산기저모형을 유도하였으며 이는 다음과 같다.<sup>2)</sup>

$$E[Q_{t+1}R_{t+1}^1 | I_t] = 1 \quad (4)$$

$$\text{단, } R_{t+1}^1 = \alpha (f_{t+1}/k_{t+1}) + (1 - \delta) \quad (5)$$

$R_{t+1}^1$  : 투자수익률

$\alpha$  : 生産에 대한 자본의 탄력도로서  $0 < \alpha < 1$

$f_{t+1}$  : 시점 t+1에서의 총생산량(gross output)

$k_{t+1}$  : 시점 t+1에서의 자본스톡(capital stock)

$\delta$  : 감가상각률

식(4)는 임의의 자산의 수익률이 재정거래의 기회가 없을 경우에 이의 할인률은 實物資

2) BCM(1990)과 Sharathchandra(1991)의 生産基底模型은 기본적으로 다음과 같이 앞의 식 (1)을 目的函數로 두고 制約條件式을 설정하여 최적하계획을 풀면 된다. 즉,

$$\text{極大化 } P_t = \sum_{t=1}^{\infty} E[Q_{t+1} d_{j,t+1} | I_t] \quad (a)$$

制約條件

$$dt = f_t - Inv_t \quad (b)$$

$$f_t = \lambda_t K_t^\alpha \quad (c)$$

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + Inv_t \quad (d)$$

단  $Inv_t$ : 시점 t에서의 총투자액(gross investment)

$\lambda_t$ : 시점 t에서의 總生産量의 수준을 표시하는 확률변수

따라서 위의 관계식을 풀면 식 (4)가 誘導된다. 자세한 유도절차는 위의 論文들을 參照바람.

産의 投資收益率(이하 投資收益率로 정의함)로 할인될 수 있음을 의미하며 따라서 생산기저모형은 이러한 기초위에서 정립된 모형이라 할 수 있다. 그리고 식(4)와 앞에서 유도된 식(3)과 비교하면 위의 두 식은 모두 裁定去來의 機會가 없을 경우에 각각 유도된 식임을 알 수 있다. 따라서 위험자산 j에 투자한 경우나 실물자산에 투자한 경우, 裁定去來의 기회가 없다면 이들의 수익률은 서로 동일하여야 함을 의미한다. 결국 식(3)과 식(4)는 기본적으로 동일한 식이며 이 관계는 어떠한 危險資産이나 投資資産에 대하여도 이들의 관계식은 항상 만족됨을 의미한다.

Hansen-Jagannathan(1991)은 식(4)에서 어떠한 개별자산의 利得(payoff)이 주어진 경우에 割引率  $Q_{t+1}$ 가 존재하며 이는 모든 위험자산의 線形結合으로써 표현할 수 있을 뿐만 아니라 이들 위험자산들의 일부의 선형결합에 의해서도 표현할 수 있음을 보이고 있다. 그리고 이들은 이렇게 구한 할인률  $Q_{t+1}$ 은 여러 할인률 중에서 最小分散(minimum variance)을 가짐을 증명하였다. 그리고 Bansal-Hsieh-Viswanathan(1993)은 割引率  $Q_{t+1}$ 가 모든 위험자산의 利得의 非線形結合으로도 표현할 수 있음을 보이고 非線形의 純粹裁定價格決定模型을 유도하였다.

한편 Cochrane(1992)은 재정거래의 기회가 없을 경우에 할인률  $Q_{t+1}$ 은 投資收益率과 危險資産들의 收益率의 선형결합으로 나타낼 수 있고 나아가 이들 중 어느 종류의 자산과도 나타낼 수 있음을 보였다. 따라서 할인률  $Q_{t+1}$ 은 실물투자자산들의 代表的 資産의 수익률인 投資收益率(return on investment)에 의해서도 표현할 수 있기 때문에 다음과 같이 나타낼 수 있음을 보였다.

$$Q_{t+1} = a + b R_{t+1}^I + e_{t+1} \tag{6}$$

$$\text{단, } E[e_{t+1} | I_t] = 0$$

$$E[R_{t+1}^I e_{t+1} | I_t] = 0$$

이제 위의 사실에 의거하여 식(4)의 생산기저모형을 개별위험자산의 기대수익률과 위험과의 관계를 나타내어 보기로 하자. 이는 식(6)을 식(3)에 대입하여 풀면 된다. 편의상 식(3)을 간단히 표현하기 위하여 t를 생략하기로 한다. 그런데 식(3)은 모든자산에 대하여도 성립하기때문에 식(3)을 Mark(1985)의 超過收益率模型(excess return model)으로 변환시키면

$$E[Q(R_j - R_f)] = 0 \quad (7)$$

단,  $j = 1, 2, \dots, N$

로 표현된다. 이를 식(6)을 이용하여 정리하면

$$E(R_j) - R_f = [E(R^1) - R_f] \beta_j \quad (8)$$

$$\text{단, } \beta_j = \frac{\text{Cov}(R_j, R^1)}{\text{Var}(R^1)}$$

이 되어 식(4)보다 구체적인 生産基底模型이 유도됨을 알 수 있다.

### III. 檢證模型의 誘導와 檢證方法

#### 1. 生産基底模型의 檢證

앞 章에서는 모든 資産의 價格決定模型은 기본적으로 위의 식(3)과 같은 형태를 가지고 있으며 Hansen-Jagannathan(1991)의 주장에 따라  $Q_{t+1}$ 에 영향을 주는 할인률이 어떠한 經濟變數와 영향을 가지느냐에 따라 유도되는 모형이 달라질 수 있다는 것을 설명하였다. 즉 生産基底模型은 앞에서 논의된 바와 같이 기업의 미래이득에 따른 수익률의 결정에 경제전체의 投資收益率에 영향을 받는다고 가정하고 유도되었다. 그런데 생산기저모형의 檢證을 위해서는 식(6)에서 편의상 상수항이 제거된

$$Q_{t+1} = bR_{t+1}^1 + e_{t+1} \quad (9)$$

$$\text{단, } R_{t+1}^1 = \alpha(f_{t+1}/k_{t+1}) + (1 - \delta)$$

에 의해 검증할 수 있다.

따라서 이 模型에서  $b$ 의 추정과 模型의 適合性を 검증하기 위해서는 다음과 같은 體系方程式(system equations)을 세울 수 있다. 즉 無條件附模型(unconditional model)의 경우에 편의상  $t$ 를 생략하고 표현하면

$$\begin{aligned}
 E[Q(R_1 - R_f)] &= 0 \\
 E[Q(R_2 - R_f)] &= 0 \\
 &\vdots \\
 E[Q(R_N - R_f)] &= 0
 \end{aligned}
 \tag{10}$$

단,  $Q = bR^1 + e$

그리고 條件附模型(conditional model)의 경우에는

$$\begin{aligned}
 E[Q(R_1 - R_f) \otimes Z] &= 0 \\
 E[Q(R_2 - R_f) \otimes Z] &= 0 \\
 &\vdots \\
 E[Q(R_N - R_f) \otimes Z] &= 0
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

단,  $Z$  : 수단변수로서 정보  $I_t$ 의 부분집합

$\otimes$  : 크로네커 곱(Kronecker product)

이 된다. 따라서 생산기저모형의 경우에는 위의 두 식에 의해 각각 추정계수  $b$ 의 통계적 유의성과 모형의 적합성을 검증할 수가 있다. 그런데 식(10)은 手段變數(instrumental variables)를 사용하지않는 無條件附模型으로서 이 경우에 모수의 추정방법은 몇가지가 있으나 가장 일반적인 추정방법은 ML방법(maximum likelihood method)에 의하는 것이다. 그리고 이 경우에 추정계수  $b$ 가 모두 0이라는 歸無假說에 대한 結合檢證(joint test)은 Wald檢證에 의하였다. 이는 생산기저모형검증이나 CAPM검증등 추정계수가 1개일 경우에는  $t$ 檢證과 近似的으로 같으나 추정계수가 2개 이상의 경우인 APM검증시에는 유용한 검증기법이라할 수 있다.

한편 식(11)은 手段變數를 사용하는 條件附模型으로서 이 경우에는 積率條件(moment conditions)을 이용한 Hansen(1982)의 一般化積率法(generalized method of moments: GMM)을 이용한다.<sup>3)</sup>

---

3) GMM의 추정방법에 대하여는 Hansen(1982), Hansen-Singleton(1982)을 참고하면 될 것이므로 자세한 설명은 여기서는 생략함.

이는 식(11)에서 시점  $t$ 에서의 情報集合속에 속하는 어떠한 변수에 의하여 豫測한다 하더라도 체계방정식 속의 誤差와의 相關關係가 0이기 때문에 예측에 도움을 줄 수 없다는 것을 의미한다. 따라서 이 경우에 수단변수를 이용하여 直交條件(orthogonality condition)구한뒤 모수를 추정하고 사용된 手段變數에 따른 모형의 적합성을 검증하는 방법이 GMM이라 할 수 있다. 즉 Hansen(1982)의 GMM은 다음과 같이 식(11)의 誤差方程式(error functions)  $J_T$ 를 極小化하는  $b$ 를 추정하는 것이다. 즉,

$$\text{Min } J_T = g_T' W g_T$$

단,  $g_T =$  요소가  $E[Q (R_j - R_f) \otimes Z]$ 인  $(N \times q) \times 1$ 의 벡터  
여기서  $N$ 은 방정식의수이며  $q$ 는 수단변수의 수임

$$Q = bR' + e$$

$W =$  대칭적가중행렬(symmetric weighting matrix)

위에서 구한  $J_T$ 에 觀察值의 수를 곱하면  $J_T$ 통계량이 구해지고 이는 自由度가 [(方程式의 數)\*(手段變數의 數)-推定母數의 數]인 漸近的  $\chi^2$  分布를 한다. 따라서 이후 條件附模型에 대한 추정방법은 GMM의 추정방법을 이용할 것이다.

## 2. CAPM 및 APM의 檢證

이는 식(3)에서 할인률  $Q_{t+1}$ 이 單一要因(single factor)으로서 市場포트폴리오收益率과 선형관계를 가진다고 가정한다면 CAPM이 유도되며 할인률  $Q_{t+1}$ 이 單一要因을 확장하여 多要因(multi-factors)과 선형관계를 가진다고 가정하면 APM이 유도될 것이다. CAPM을 유도하기 위해서는 편의상 상수항이 제거된

$$Q_{t+1} = bR_{M,t+1} + e_{t+1} \quad (12)$$

단,  $R_{M,t+1}$ : 시장포트폴리오수익률

로 두면 될 것이며 이를 식(3)에 대입하여 정리하면 CAPM이 誘導됨을 알 수 있다. 따라서 이 모형의 妥當性を 檢證하기 위해서는 식(10)과 식(11)의 體系方程式에다 식(12)를 대입하여 각 모형들의  $b$ 를 추정하면 될 것이다. 따라서  $b$ 가 통계적으로 유의적이며 (즉, 'priced factor'를 가진다면) 韓國證券市場에서의 CAPM의 현실적 설명력이 있음



을 의미하게 된다.

한편, 식(12)를 多要因模型으로 확장하여 선형관계식을 세우면 APM을 검증할 수가 있으며 만약 3개의 요인으로 표현된다면,

$$Q_{t+1} = b_1 f_{1t+1} + b_2 f_{2t+1} + b_3 f_{3t+1} + e_{t+1} \quad (13)$$

단,  $f_{1t+1}$ : 인플레이션률(inflation rate)

$f_{2t+1}$ : 산업생산지수의 성장률

(growth rate of industrial roduction index)

$f_{3t+1}$ : 배당수익률(dividend yield)

의 형식을 취할 것이다. 따라서 이에 의해 구체적으로 APM을 誘導될 수 있을 것이며 이는 앞의 생산기저모형의 유도과정과 비슷한 절차를 취하면 될 것이다. 그리고 이 模型의 妥當性 檢證은 식(10)과 식(11)의 체제방정식에다 식(13)을 대입하여 각 모형의 추정계수  $b$ 를 추정하고 이들의 有意性을 檢證함으로써 가능하다. 즉 3개의 요인중 적어도 1개 이상이 통계적으로 유의적이며(즉 'priced factor'를 가진다면) 韓國證券市場에서 APM은 성립하게 된다고 할 수 있을 것이다. 한편 검증에 사용된 3개의 要因들은 식(13)에서 보는 바와 같이 각 거시경제변수들의 예상하지 못한(unanticipated) 인플레이션변화율(inflation rate), 산업생산의 성장률(growth rate of industrial production index)와 배당수익률(dividend yield)을 의미한다.

### 3. 消費基底模型의 檢證

消費基底模型이 生産基底模型과 다른 점은 後者가 經濟全體의 投資收益率이 위험자산의 가격결정에 관련 있음을 가정한데 대하여 前者는 경제전체의 消費支出의 成長率이 위험자산의 價格決定에 영향을 준다고 가정한 점이다. 그런데 투자자의 효용함수를 멱함수(power function)라 가정하면

$$U(C_t) = C_t^{1-A}/(1-A) \quad \text{단, } A > 0 \quad (14)$$

단,  $C_t$  : 시점  $t$ 에서의 消費支出

로 표시된다. 여기서  $A$ 는 Pratt(1964)의 상대위험회피의 수준을 나타내는 계수이다. 이

경우에 할인률  $Q_{t+1}$ 은 Lucas(1978)의 소비기저모형에 의하면

$$Q_{t+1} = \rho (C_{t+1}/C_t)^{\lambda} \quad (15)$$

단,  $\rho$ : 時差選好率(rate of time preference)

로 표현된다. 따라서 식(15)를 식(3)에 대입함으로써 구체적인 消費基底模型이 誘導될 수 있을 것이다. 그리고 소비기저모형의 타당성을 검증하기 위해서는 식(10)과 식(11)의 體系方程式에다 식(15)를 대입하면 시차선호률  $\rho$ 은 소거되며 따라서 각각의 모형은 A만을 추정하게 되고 또한 모형의 타당성을 검증할 수가 있다.

#### 4. 檢證方法上的 留意點

앞의 여러가지 검증에 사용되는 모형은 超過收益率을 이용한 식(3)의 積率條(moment conditions)을 이용하였다. 그런데 식(15)의 소비기저모형은 非線形式이기 때문에 모수 추정에 문제가 없으나 생산기저모형, CAPM과 APM등의 線形式의 추정시에는 추정상의 문제점이 발생한다. 예를들어 식(9)의  $Q = bR^1 + e$ 에서  $E[Q(R_j - R_f)]$ 인 경우에 식(10)에 의해 정리하면

$$E[(bR^1)(R_j - R_f)] = 0 \quad (16)$$

이 된다. 이 경우에  $b$ 를 추정할 수가 없으며 다른 두 모형의 경우에도 마찬가지로 문제가 생길 것이다. 따라서 이러한 문제점을 해결하기 위해서 Cochrane (1992)은 표본의 平均 割引率을 1이 되도록 標準化하는 방법을 제시하고 있다. 이에 따라 생산기저모형의 추정시에 식(6)을 변형하여

$$Q = 1 + b \bar{R}^1 + e \quad (17)$$

$$\text{단, } \bar{R}^1 = R^1 - E(R^1)$$

를 이용하는 것이다.

CAPM이나 APM의 검증의 경우에도 식(17)에서  $R^1$ 대신에  $R_M$ 이나 多要因變數들을 표준화하여 대체하면 되므로 검증절차는 동일하다. 참고로 生産基底模型의 경우에 模型의

〈표 1〉 産業別 區分과 構成株式數<sup>a)</sup>

	산 업 별 구 분	종 목 수
1	어업,광업,음식료품제조업	36개 회사
2	섬유,의복및 가죽산업,나무,종이	45 “
3	화학,석유,석탄,고무및 플라스틱제품제조업	48 ”
4	비금속광물제품제조업,제1차금속산업	28 “
5	조립금속,기계및 장비제조업	42 ”
6	종합건설업,도매업,운수및 창고업	58 “
7	금융,보험업	39 ”
계		296 “

a): 1980년 1월 4일을 기준으로 포트폴리오를 구성하였음.

推定式은 앞의 관계를 이용하여 정리하면

$$E\{[1 + b [R^1 - E(R^1)]](R_j - R_f)\} = 0 \tag{18}$$

$$\text{단, } R_{t+1}^1 = \alpha (f_{t+1}/k_{t+1}) + (1 - \delta)$$

가 되고 이에 의해 b가 추정될 것이다.

## IV. 實證的 研究結果

### 1. 標本의 選定과 資料蒐集

本 研究의 推定에 사용된 統計資料의 標本期間은 1980년 1월부터 1992년 12월까지의 年度別 및 分期別 資料이다. 總生産量(gross output)은 한국은행이 발행하는 「조사통계월보」의 國民總生産(GNP)의 자료를 이용하였다. 그리고 總投資(gross investment)는 한국은행의 「국민계정」을 기초로 하였다. 한편 分期別 資本스톡은 다음과 같은 절차에 의하여 산출하였다. 우선, 韓國經濟研究院이 발행한 「韓國의 産業別 成長要因分析 및 生産性 推計」(1993)에 나타난 年度別 純資本스톡(p.114)과 한국은행의 「조사통계월보」의 年度別 總生産量을 구하였다. 그리고 이들은 앞장의 註釋 2)의 制約條件式인

$$K_{t+1} = (1 - \delta)k_t + \text{Inv}_t \quad (\text{d})$$

에 대입하여 年度別 減價償却率  $\delta$ 를 推定하고 이를 기초로하여 분기별 감가상각률을 구하였다. 여기에다 자본스톡의 初期값과 分期別 總投資量資料를 기초로 하여 다시 위의 식(d)를 이용하여 각 分期別 資本스톡을 연속적으로 推定하였다. 위에 사용된 모든 자료들은 1985년 不變市場價格으로 조정된 값을 기초로 하였다.

한편 生産基底模型의 추정을 위한 감가상각률은 위에서 구한 연도별 감가상각률의 평균값을 취하였으며 계산 결과 약 年 5.92%로 추정되었다. 그리고 分期別 市場포트폴리오 收益率과 分期別 産業別 株式收益率은 韓國信用評價(株)의 주식수익률 file을 기초로 하였으며 後者의 경우에는 7개의 산업으로 구분하여 각 산업별 포트폴리오수익률을 구하고 이를 분석에 이용하였다.

산업별 구분내역은 <표 1>과 같다. 그리고 각 산업별포트폴리오의 實質收益率과 實質市場포트폴리오收益率(real market rate of return)과 1인당 總實質消費支出成長率(growth rate of aggregate real per capital consumption)등을 구하기 위해서는 消費者物價指數(consumer price index: CPI)를 디플레이터(deflator)로 이용하였다.

한편 消費基底模型의 추정을 위한 1인당 總實質消費支出資料는 다음과 같은 절차를 취하여 구하였다. 즉 한국은행이 발행하는 「조사통계월보」에 의하여 非耐久性消費(nondurable)와 서비스(service)부문을 합한 소비지출을 總人口로 나누고 여기에다 1985년 불변시장가격(constant market value)으로 조정한 값을 1인당 총실질소비지출의 변수로 사용하였다. 마지막으로 分期別 實質無危險利率은 한국은행이 「조사통계월보」의 定期預金利率에서 CPI로 조정한 값으로 사용하였다. 그리고 本 研究에 사용된 統計 Package는 TSP version 4.2A를 이용하였다.

## 2. 實證的 研究結果

### (1) 生産基底模型의 檢證結果 分析

우선 生産基底模型의 檢證을 위해서는 식(18)에서 보는 바와같이 資本의 彈力度  $\alpha$ 와 減價償却率  $\delta$ 가 먼저 推定되어야 한다.  $\delta$ 는 앞 절에서 본 바와같이 약 年 0.0592로 추정되었다. 그런데 식(18)에서 보는 바와 같이  $\delta$ 는 模型에서 일정률의 상수로 작용하기 때문에 投資收益率의 平均에만 영향을 주고 있어 모형추정시 별 문제가 없으나  $\alpha$ 는 투자수익률의 標準偏差에 영향을 주고 있기 때문에 모형추정에 영향을 줄 것이다. 그런데 Cochrane(1991)의 주장에 따르면 식(18)에서  $\alpha$ 와  $f_{t+1}/k_{t+1}$ 이 투자수익률의 표준편차에 영향을 미치지만 서로 시점이 다를 경우에  $f_{t+1}/k_{t+1}$ 이 투자수익률에 영향을 미치는 효

〈표 2〉 生産基底模型의 檢證結果

條件附模型  $E\{1 + b[R^j - E(R^j)](R_j - R_f) \otimes Z\} = 0$   
 無條件附模型  $E\{1 + b[R^j - E(R^j)](R_j - R_f)\} = 0$   
 (j = 1, 2, ..., N)

수 단 변 수		b	t 값	Jr 검증 <sup>a)</sup> (Wald/p값) <sup>b)</sup>	자유도
조 건 부 모 형	MRT(-1), MRT(-2)	112.61	2.28	9.80	13
	MRT(-1) - MRT(-3)	196.53	5.26	19.20	20
	C,MRT(-1) - MRT(-2)	102.05	2.61	15.19	20
	C,MRT(-1) - MRT(-3)	196.02	6.73	25.25	27
무조건부모형		83.82	6.75	(45.54/0.00)	-

\* a)의 歸無假說은 수단변수하의 모형의 適合性 檢證이며

b)의 귀무가설은 H<sub>0</sub>: b=0의 結合檢證(joint test)임.

\*  $\chi^2_{13,0.05} = 22.36$  (수단변수가 2개인 경우)

\*  $\chi^2_{20,0.05} = 31.41$  (수단변수가 3개인 경우)

\*  $\chi^2_{27,0.05} = 40.11$  (수단변수가 4개인 경우)

과보다  $\alpha$ 가 미치는 효과가 상대적으로 매우 낮기 때문에  $\alpha$ 의 투자수익률의 효과는 무시할 수 있다고 주장하였다. 따라서 Cochrane(1991,1992)은 편의상  $\delta$ 를 投資收益率의 平均과 市場포트폴리오收益率의 平均과 일치시키고 있다. 이에 따라 본 研究도 이와 같은 방법을 채택하여  $\alpha$ 를 추정한 결과 0.298을 얻었다.<sup>4)</sup>

이상에서 추정된 資本의 彈力度  $\alpha$ 의 값과 減價償却率  $\delta$ 에 의해 투자수익률 R<sub>t</sub>를 구하고 이를 무조건부모형인 식(10)과 조건부모형인 식(11)에 대입하여 b를 각각 추정하였다. 그리고 手段變數를 이용하지 않는 식(10)은 ML방법을 이용하여 b를 추정하였다. 이와 아울러 식(11)의 추정시 수단변수로는 시장포트폴리오수익률(MRT)의 時差(lag)變數와

4) 資本의 彈力度  $\alpha$ 를 식(18)의 模型속에서 직접 推定할 수도 있으며 따라서 이 경우에는 b와  $\alpha$ 를 동시에 推定할 수 있다. 그런데 推定 結果 만족할만한 統計的 有意性을 얻지 못하여 편의상 Cochrane(1991)의 방법을 채택하였다. 具本烈(1993)의 研究에 의하면  $\alpha$ 의 값이 약 0.15로 추정되었다. 그러나 이는  $\alpha$ 의 추정을 위해 資本스톡을 먼저 推定해야 하는 어려움이 따르고 있으며 이를 위해 편의상 Cochrane(1992)의 추정 방법을 이용하였기 때문에 추정상에 문제점이 존재하고 있다. 그러나 본 研究은 資本스톡을 韓國經濟研究院이 발행한 「韓國의 産業別 成長要因分析 및 生産性 推計」(1993)에 나타난 年度別 純資本스톡(p.114)에 근거하였기 때문에 具本烈(1993)의 研究보다 개선된 방법을 취하여  $\alpha$ 를 추정하고 있다.

〈표 3〉 CAPM의 檢證結果

條件附模型  $E\{[1 + b[R_M - E(R_M)]](R_j - R_f) \otimes Z\} = 0$   
 無條件附模型  $E\{[1 + b[R_M - E(R_M)]](R_j - R_f)\} = 0$   
 (j = 1, 2, ..., N)

수 단 변 수		b	t 값	J <sub>T</sub> 검증 (Wald/p값)	자유도
조 건 부 모 형	MRT(-1), MRT(-2)	-3.92	-5.96	7.78	13
	MRT(-1) - MRT(-3)	-3.72	-6.05	19.20	20
	C, MRT(-1) - MRT(-2)	-4.56	-15.51	17.28	20
	C, MRT(-1) - MRT(-3)	-4.28	-18.90	28.80	27
무조건부모형		-4.76	-21.5	(461.1/0.00)	-

- \*  $\chi^2_{13,0.05} = 22.36$  (수단변수가 2개인 경우)
- \*  $\chi^2_{20,0.05} = 31.41$  (수단변수가 3개인 경우)
- \*  $\chi^2_{27,0.05} = 40.11$  (수단변수가 4개인 경우)

常數(C)를 이용하여 GMM에 의하여 b를 추정하였다.

〈표 2〉는 이의 결과를 나타내고 있다. 〈표 2〉에서 보는 바와 같이 수단변수로써 상수를 사용하지 않은 경우에 2개(MRT(-1)-MRT(-2))와 3개(MRT(-1)- MRT(-3))의 수단변수를 사용한 條件附模型에서 b의 값은 각각 112.61과 196.53이고 이의 t의 값은 2.28과 5.26으로 5%의 有意水準에서 有意的인 것으로 나타났다. 그리고 수단변수로 常數를 추가한 경우에 b의 값은 각각 102.05와 196.02이고 이의 t값은 2.61과 9.73으로 역시 5%의 유의수준에서 有意的 이었다.

한편 조건부모형의 適合性 檢證에서 상수를 사용하지 않은 경우의 J<sub>T</sub>통계량의 값은 각각 9.80과 19.20이며 상수를 사용한 경우의 J<sub>T</sub>통계량의 값은 각각 15.19와 25.25로써 5%유의수준에서 非有意的이기 때문에 모형이 적합하다는 歸無假說을 棄却시키지 못하고 있다.

그리고 無條件模型에서 b값은 83.82이고 이의 t값은 6.75로 5%의 유의수준에서 유의적이며 추정계수 b가 모두 0이라는 歸無假說에 대한 Wald통계량의 값이 45.54이고 이의 p값이 0.00으로서 매우 有意的이어서 模型의 說明力이 높음을 알 수 있다. 위의 사실에서 알 수 있는 바와 같이 生産基底模型에서의 계수 b는 조건부모형에서나 무조건부모형에서 모두 價格化要因(priced factor)으로써 의미가 있음을 보여주고 있다. 그리고 無條

〈표 4〉 APM의 檢證結果

條件附模型  $E\{[1+b_1[R_1-E(R_1)]+b_2[R_2-E(R_2)]+b_3[R_3-E(R_3)]](R_j-R_i) \otimes Z\} = 0$

無條件附模型  $E\{[1+b_1[R_1-E(R_1)]+ b_2[R_2-E(R_2)]+b_3[R_3-E(R_3)]](R_j-R_i) = 0$

(j = 1, 2, ..., N)

수 단 변 수		b <sub>1</sub> t 값	b <sub>2</sub> t 값	b <sub>3</sub> t 값	J <sub>T</sub> 검증 (Wald/p값)	자유도
조 건 부 모 형	MRT(-1) - MRT(-2)	32.83 2.69	25.95 4.27	-2.15 -0.53	7.62	11
	MRT(-1) - MRT(-3)	45.28 4.83	23.75 5.19	1.39 0.41	16.96	18
	C,MRT(-1) - MRT(-2)	48.52 5.12	18.48 3.83	-0.25 -0.09	21.30	18
	C,MRT(-1) - MRT(-3)	46.64 6.49	22.30 3.65	-0.69 -0.40	24.96	25
무 조건 부 모 형		50.83 14.65	11.96 6.79	-2.06 -2.09	(18.04/0.00)	-

\* R<sub>1</sub>: 인플레이션률, R<sub>2</sub>: 산업생산지수의 성장률, R<sub>3</sub>: 배당수익률

\* $\chi^2_{11,0.05} = 16.96$ (수단변수가 2개인 경우)

\* $\chi^2_{18,0.05} = 28.87$ (수단변수가 3개인 경우)

\* $\chi^2_{25,0.05} = 37.65$ (수단변수가 4개인 경우)

件附模型의 t값이 대체로 條件附模型보다 높은 것으로 나타나고 있어 무조건부모형이 더 現實的인 說明力이 높다고 할 수 있을 것이다.

(2) CAPM, APM 및 消費基底模型의 檢證結果 分析

生産基底模型과의 비교 분석을 위하여 첫번째로 CAPM을 검증하였다. 〈표 3〉은 이의 결과를 나타내고 있다. 〈표 3〉에서 보는 바와 같이 계수 b의 값이 條件附模型에서나 無條件附模型에서 모두 매우 有意的이며 이는 계수 b가 가격화요인으로써 의미가 있음을 의미한다. 한편 條件附模型에서의 모형의 적합성 검증도 J<sub>T</sub>통계량의 값이 비유의적 임을 볼 때 모형이 적합하다는 歸無假說을 棄却시키지 못하고 있다. 그리고 앞의 生産基底模型의 검증 결과와 마찬가지로 무조건부모형의 t값이 대체로 조건부모형보다 높은 것으로 나타나고 있어 무조건부모형의 說明力이 더 높다고 할 수 있을 것이다.

두번째의 검증모형인 APM은 앞 章에서 정의된 3개의 要因(factors)으로 檢證하였으며 이의 결과는 〈표 4〉에 나타나 있다. 〈표 4〉에서 보는 바와 같이 상수를 手段變數로 사용한 경우나 사용하지 않은 條件附模型에서는 3개의 추정계수(b<sub>1</sub>, b<sub>2</sub>, b<sub>3</sub>)들중 인플레이션과 산업생산지수가 유의적인 것으로 나타나고 있으며 모형의 適合性 檢證인 J<sub>T</sub>통계량이

〈표 5〉 消費基底模型의 檢證結果

條件附模型  $E[(C_{t+1}/C_t)^{\lambda}(R_j - R_f) \otimes Z] = 0$

無條件附模型  $E[(C_{t+1}/C_t)^{\lambda}(R_j - R_f)] = 0$

(j = 1, 2, ..., N)

수 단 번 수		A	t 값	Jr 검증 (Wald/p값)	자유도
조 건 부 모 형	MRT(-1), MRT(-2)	-3.34	-1.10	9.36	13
	MRT(-1) - MRT(-3)	-2.48	-1.01	19.20	20
	C MRT(-1) - MRT(-2)	-2.86	-0.81	15.19	20
	C MRT(-1) - MRT(-3)	-3.65	-1.54	26.88	27
무 조건 부 모 형		-0.81	-1.13	(1.27/0.22)	-

\* $\chi^2_{13,0.05} = 22.36$  (수단변수가 2개인 경우)

\* $\chi^2_{20,0.05} = 31.41$  (수단변수가 3개인 경우)

\* $\chi^2_{27,0.05} = 40.11$  (수단변수가 4개인 경우)

귀무가설을 棄却시키지 못 함을 볼 때 APM도 한국증권시장에서 현실적으로 설명력이 있음을 알 수 있다.

한편 無條件附模型에서는 추정된 계수가 모두 有意的인 것으로 나타나고 있고 특히 추정계수 3개가 모두 0이라는 歸無假說에 대한 結合檢證(joint test)인 Wald통계량의 값이 18.04이고 이의 p값이 0.00으로써 매우 有意的임을 볼 때 APM이 한국증권시장에서 의미가 있음을 알 수 있다. 그리고 無條件附模型의 t값이 대체로 條件附模型보다 높은 것으로 나타나고 있어 무조건부모형의 적합도가 더 높다고 할 수 있을 것이다.

마지막으로 消費基底模型의 檢證結果는 〈표 5〉에 나타나 있다. 〈표 5〉에서 보는 바와 같이 投資者의 相對危險回避係數 b가 조건부모형에서나 비조건부모형에서 모두 非有意的이다. 이는 식(14)에서 투자자가 一定相對危險回避를 가진다는 멱함수의 가정에 위배될 뿐 만아니라 기존의 研究結果들이 투자자의 위험회피도가 비현실적으로 크게 나타나는 점(equity premium puzzle)을 고려할 때 〈표 5〉의 檢證 結果는 모형으로써 現實의 說明力이 낮음을 알 수 있다. 그리고 무조건부모형에서 추정계수 b가 모두 0이라는 歸無假說에 대한 Wald통계량의 값이 1.27이고 이의 p값이 0.22로서 非有意的이며 따라서 모형이 기각됨을 알 수 있다.



## V. 要約 및 結論

本 研究에서는 1980년 1월부터 1992년 12월까지 12년간의 巨視經濟變數와 株式收益率資料를 이용하여 韓國證券市場에서 生産基底模型의 타당성과 아울러 CAPM, APM 그리고 消費基底模型의 適合性を 檢證하고 이들간의 비교 분석하고자 하였다. 이 검증에 이용된 生産기저모형은 Cochrane(1991,1992)과 BCM(1990) 및 Sharathchandra(1991)등에 의하여 유도된 모형을 기초로 하였으며 모수추정과 모형의 타당성 추정을 위하여 조건부 모형의 경우에는 GMM의 추정방법을 무조건부모형에서는 ML방법(maximum likelihood method)에 의하여 추정하였다.

이에의한 實證的 研究結果를 要約하면 대체로 다음과 같은 結論을 내릴 수가 있을 것이다. 첫째로, 生産基底模型은 다른 가격결정모형인 CAPM이나 APM과 마찬가지로 우리나라에 現實적으로 適用할 수 있음을 의미하고 있다. 그러나 消費基底模型은 상대위험회피도가 비유적으로 나타나고 있어 투자자의 합리적 效用函數의 형태를 기각하는 문제점이 있는 것처럼 보인다. 둘째로, 많은 연구 논문들이 CAPM이나 APM을 기각하고 있는데 본 연구에서는 生産기저모형외에 CAPM과 APM을 기각하지 않고 있다. 이는 기존의 연구가 대부분 名目收益率에 의한 검증을 하였는데 대하여 본 연구는 實質收益率에 근거한 차이에 기인한 것으로 보인다. 마지막으로, 전체의 檢證模型을 條件附模型과 無條件附模型으로 비교해 볼 때 대체로 조건부모형이 모형이 적합하다는 歸無假說을 棄却시키지는 않지만 무조건부모형의 경우보다 설명력이 낮은 것으로 나타나고 있다. 이는 수단변수로 사용된 시장포트폴리오수익률(MRT)과 상수(C)가 과거 정보와는 相關關係가 없다는 GMM의 直交條件(orthogonality condition)의 가정에 어느 정도 문제점이 있다는 것을 암시한다. 따라서 이는 증권시장의 움직임이 效率的이라는 假說이 우리나라의 경우에 약간의 문제점이 있는 것으로 사료된다.

## 참고문헌

- 具本烈, “韓國證券市場에서의 生産基底資産價格決定模型의 適用可能性에 대한 實證的研究,” 서울大學校,證券金融研究所, 인쇄 진행중, 1993.
- 鞠燦杓, 具本烈, 現代財務論, 第2版, 비봉출판사, 1994.
- 李在德의 3인, 우리나라 製造業의 年度別 資本스톡 推計, 韓國産業銀行調查部, 1990년 10월.
- 表鶴吉의 3인, 韓國의 産業別 成長要因分析및 生産性推計(1970-1990), 韓國經濟研究院, 1993년 3월.
- Abel, A. B., and O. J. Blanchard,** “The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment,” *Econometrica* 54 (1986) pp. 249-273.
- Balvers, R. J., T. F. Cosimano, and B. McDonald,** “Predicting Stock Return in an Efficient Market,” *Journal of Finance* 45 (September 1990) pp. 1109-1128.
- Bansal, R., D. A. Hsieh, and S. Viswanathan,** “A New Approach to International Arbitrage Pricing,” *Working Paper, Fuqua School of Business, Duke University* (January 1993).
- Bansal, R., and S. Viswanathan,** “No Arbitrage and Arbitrage Pricing: A New Approach,” *Journal of Finance*, 48, No. 4. (September 1993) pp. 1231 - 1262.
- Barro, R. J.,** “The Stock Market and Investment,” *Review of Financial Studies* 3 (1990) pp. 115-131.
- Braun, P.,** “Asset Pricing and Capital Investment: Theory and Evidence,” *Manuscript, Northwestern University* (1991).
- Breeden, D. T.,** “An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities,” *Journal of Financial Economics* 7 (1979) pp. 265-296.
- Brock, W. A.,** “Asset Prices in a Production Economy,” in J. J. McCall, ed.,: *The Economics of Information and Uncertainty*, University of Chicago Press, Chicago (1982).
- Cochrane, J. H.,** “Production-Based Asset Pricing and the Link Between Stock Returns and Economic Fluctuations,” *Journal of Finance* 46

(March 1991) pp. 209-237.

**Cochrane, J. H.**, "A Cross-Sectional Test of A Production-Based Asset Pricing Model," *NBER Working Paper No.4025* (1992).

**Dempse, J. B., and S. Sundaresan**, "Asset Prices with Production Externalities and Habit Formation," *Working Paper, Columbia University* (1991).

**Ferson, W. R., and J. J. Merrick, Jr.**, "Non-Stationary and Stage-of-the-Business-Cycle Effects in Consumption-based Asset Pricing Relations," *Journal of Financial Economics* 18 (1987) pp. 127-146.

**Hansen, L. P.** "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica* 50 (1982) pp. 1029-1054.

**Hansen, L. P., and R. Jagannathan**, "Implication of Security Market Data for Models of Dynamic Economies," *Journal of Political Economy*, Vol.99, No., 2 (1991) pp. 225-262.

**Hansen, L. P. and K. J. Singleton**, "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica* 50 (1982) pp. 1269-1286.

**Lehmann, B. N.**, "Asset Pricing and Intrinsic Values: A Review Essay," *NBER Working Paper No.3873* (1991).

**Lehmann, B. N.**, "Empirical Testing of Asset Pricing Models," *NBER Working Paper No.4043* (1992).

**Lucas, Jr. R. E.**, "Asset Prices in an Exchange Economy," *Econometrica* 46 (1978) pp. 1429-1445.

**Mark, N.**, "On Time Varying Risk Premia in the Foreign Exchange Market," *Journal of Monetary Economics* 16 (July 1985), pp. 3-18.

**Ohlson, J. A.**, *The Theory of Financial Markets and Information*, North Holland (1987).

**Ross, S. A.**, "A Simple Approach to the Valuation of Risky Streams," *Journal of Business* 51 (1978) pp. 1-40.

**Rubinstein, M.**, "The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options," *Bell Journal of Economics and Management Science* 7 (1976) pp. 407-425.

**Sharathchandra, G.**, "Asset Pricing and Production: Theory and Empirical Tests," *Manuscript, Finance Department, Cox School of Business, Southern Methodist University.*