

經營學研究 創刊號 (1987 年 12 月)

## 資本市場의 均衡價格形成에 관한 實證的 研究

— 裁定價格 決定理論을 中心으로 —

An Empirical Study on Equilibrium Price Formation in  
a Capital Market : The Arbitrage Pricing Theory

韓 慶 洙 \*  
Kyung - Soo Han

### 《 目 次 》

I. 序 論	IV. 結果 및 論議
II. 理論的 背景과 文獻的 考察	V. 要約 및 結論
III. APT의 實證的 分析	

## I. 序 論

한 나라의 經濟가 實質的 成長을 이루어 나가기 위해서는 生産施設, 在庫, 建築 등과 같은 資本形成의 規模가 增大되어야만 한다. 資本形成을 이루기 위해서는 大規模의 資本調達이 必要하게 되고, 그것을 可能하게 하여 주는 것이 바로 資本市場의 機能이다. 資本市場은 一般的으로 證券市場에 의해 代表되고 있는 것이다.

大規模의 資本의 需要와 供給이 이루어지는 資本市場에서 資本資產의 價格決定의 메카니즘은 무엇일까? 이러한 疑問에 대한 理論的 接近은 一般的으로 다음과 같은 흐름에 의해 주도 되고 있다. 먼저, 1952年, H. Markowitz 는 "Portfolio Selection" 이란 그의 論文에서 資本市場의 價格決定에 관한 理論的 基礎를 提供하고 있다. 물론, H. Markowitz 의 研究 以前에도 證券을 여러가지 所有할 때 나타나는 分散效果 등에 관한 敍述的인 研究은 있었지만, 現代資本市場理論의 基本이 되는 期待收益 및 危險의 計量化와 未來收益率間의 相關關係를 고려한 分散投資의 效果 등은 특히 그가 이룩한 공헌이었다. 이것을 이어 받아 1964 ~ 1966년에 걸쳐 W. Sharpe, J. Lintner, J. Treynor, J. Mossin 등이 資本資產價格決定模型 (Capital Asset Pricing Model; CAPM) 을 獨立的으로 發展시켜 資本市場에

\* 尙志大學 經營學科 助教授

서 均衡價格의 決定原理를 平均·分散基準에 입각하여 명쾌히 밝혀보려고 시도했다. CAPM은 그 後 理論的 精巧性을 더하여 修正模型이 만들어지면서, 다른 한편으로 價格機構의 해명에 있어서의 適用能力을 檢證하기 위한 많은 實證的 研究가 이루어져 왔다.

資本資產價格決定模型 (CAPM) 이 뜻하는 바는, 資產의 收益이 正規分布를 이루고 効用의 2次選好式에 의해 最適投資點이 決定된다고 假定할 때, 市場포트폴리오의 平均·分散効率性은 線型的 關係로 나타난다는 것이다. 이와 같은 特性을 갖는 CAPM은 그것의 實證上의 다루기 용이함과 그 基本式에서 나타나는 收益  $E_i$  와 危險  $b_i$  사이의 線型關係의 뚜렷한 호소력으로 인해 그 인기를 確實하게 維持해왔다. 따라서 CAPM은 現在까지도 大學의 財務 또는 投資論 담당 教授, 포트폴리오 管理者, 投資相談者, 그리고 證券分析家 등과 같은 財務擔當者의 思考에서 가장 重要한 位置를 차지하고 있는 것이다.

그러나 비록 CAPM이 지난 20여년에 걸쳐 實證的 研究에 있어서 支配的인 立場에 있었고, 또한 現代資本市場理論의 基礎가 되었지만, 그것에 관한 여러방면의 研究가 進行되어 그 結果가 集積되어감에 따라 資產收益에 관한 實證的 및 全體的인 現象을 說明하는 그 能力에 대한 疑問이 持續적으로 增加해 왔다.

CAPM에 관한 肯定的 理解 以上으로 그것과는 相異한 理論들의 批判도 다수 있었다. 例를 들면 Hakansson<sup>1)</sup>, Mayers<sup>2)</sup>, Merton<sup>3)</sup>, Kraus & Litzenberger<sup>4)</sup>, Ball<sup>5)</sup>, Basu<sup>6)</sup>, Reinganum<sup>7)</sup>, Roll<sup>8)</sup>. 이러한 批判의 核心은 資產收益의 正規分布와 効用의 2次選好式을 도입하는 그의 假定을 理論적으로 正當化하기가 어렵고 또한 實

- 
- 1) N.H. Hakansson, "Capital Growth and the Mean-Variance Approach to Portfolio Selection," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 6, (January).
  - 2) David. Mayers, "Non-Marketable Assets and Capital Market Equilibrium Under Uncertainty," PP.223-248 in M.C.Jensen ed., *studies in the Theory of Capital Markets*, New York: Praeger, 1972.
  - 3) R.C.Merton, "An Inter-Temporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica* 41, (Sep.1973).
  - 4) A.Kraus and R.Litzenberger, "Skewness Performance and the Valuation of Risk Assets," *J.O.F.* 31, (Sep.1976).
  - 5) R. Ball, "Anomalies in Relationships Between Securities' Yields and Yield-Surrogates," *Journal of Financial Economics*, (June/Sep.1978)
  - 6) S. Basu, "Investment Performance of Common Stock in Relation to their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis," *J .O. B.* 23\*(June.1977).
  - 7) M. R.Reinganum, "Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Forecasts," Unpublished manuscript, Graduate School of Business, University of Chicago, 1978.
  - 8) R. Roll, "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests," *Journal of Financial Economics* 4, (May.1977).

證의 見地에서도 否定的 結果가 多數 나타났다는 것이다.

CAPM에 대한 이와같은 批判에 입각하여, CAPM을 뒷받침하고 있는 直觀에 全的으로 동의하면서 그 缺點을 迂回하여 資本資產價格의 決定原理를 찾고자 하는 시도가 꾸준히 계속되어 왔는데, 그 檢證可能한 代替案으로 提示된 理論이 Roll & Ross에 의한 裁定價格決定理論 ( Arbitrage Pricing Theory ; APT 또는 Arbitrage Pricing Model ; APM )이다.

Roll & Ross의 APT는 一般的으로 다음과 같은 特性을 가지고 있다. 첫째로 APT는 하나 以上の 要因에 의한 線型的 收益產出過程에 基礎를 두고 있으며, 單純化하기 어려운 効用假定을 必要로 하지 않는다. 둘째로 APT는 多期間과 單一期間에 모두 有効하며, 어떠한 特別한 포트폴리오도 APT에서 特別한 役割을 담당하지 않는다.

여러개의 收益產出要因의 存在可能性은 오래전 부터 認識되었던 것이다. 예를 들면, 要因分析模型을 利用해서 期待收益에 대한 產業要因의 橫斷的 效果를 豫測하고자 시도한 Farrar와 King의 研究 그리고 Langetig, Lee와 Vinso, Meyers에 의한 收益은 單一市場要因 以外の 또 다른 要因에 의하여 영향을 받는다는 研究 등이다. 한편, Kryzanowski & To<sup>9)</sup>는 부가적 要因의 存在에 관한 檢證을 行했는데 오로지 첫번째 要因만이 사소한 것이 아니었다는 것을 發見한 바 있었다.

이와같은 일련의 과거의 實證的 分析에 의해서 「資產의 收益產出過程에 있어서 多要因이 存在할 수도 있다」고 結論짓는 充分한 論據가 存在하고 있다 할 수 있으며, APT는 이들 要因들이 만일 存在한다면, 價格化될 수 있는지, 즉, 危險프리미엄과 結合되는지 確認하는데 明確한 理論的 "틀"을 提供한다.

이상과 같은 資本資產의 均衡價格形成에 관한 諸理論 중에서, 本論文은 특히 APT에 관심을 갖고, 그 "틀"에 의해서, 그 存在와 價格化 의문의 兩者를 實證的으로 考察하고자 한다. 이어지는 II章에서는 APT의 독특한 檢證可能한 形態에 關於 더욱 상세한 理論的 考察이 주어진다. III章에서는 韓國資本市場을 대상으로 한 基本的 檢證이 行해진다. IV章은 實證的 檢證의 結果와 論議부분이다. 끝으로 V章에서 研究內容을 要約하고 結論을 구하게 된다.

9) L. Kryzanowski and To Minh chan, "General Factor Models and the Structure of Security Returns," Working Paper, Concordia University, Faculty of Commerce and Administration.

## Ⅱ. 理論的 背景과 文獻的 考察

### 1. APT의 導出

APT는 Roll 과 Ross<sup>10)</sup>에 의해 詳細하게 開發되었는데, 特히 Ross<sup>11)</sup>는 K-要因產出模型과 無裁定利益이라는 두 가지 概念을 지주로 하여 資本資產의 均衡價格決定原理를 밝히고 있다.

우리는 本章에서 實證的 研究에 적합한 形態로써 APT를 概觀하고자 한다.

APT는 「個人이 同質的으로 다음의 收益產出過程을 믿는 것」으로 假定하여 誘導된다. 즉, 考慮中인 일련의 資產에서 確率的 收益은 다음과 같은 形態의 K-要因產出模型에 의해 支配된다.;

$$\begin{aligned} \tilde{r}_i &= E_i + b_{i1}\tilde{\delta}_1 + \cdots + b_{ik}\tilde{\delta}_k + \tilde{\varepsilon}_i, \\ i &= 1, \cdots, n. \end{aligned} \quad (1)$$

여기서,

$\tilde{r}_i$  ;  $i$  번째 資產의 收益 ( $i = 1, 2, \cdots, n$ )

$E_i$  ;  $i$  번째 資產의 期待收益

$\tilde{\delta}_j$  ; 모든 資產의 收益에 영향을 미치는 제로의 平均을 갖는 K번째 共通要因 ( $j = 1, 2, \cdots, n$ )

$b_{ij}$  ; 共通要因  $\tilde{\delta}_j$ 의 움직임에 대한  $i$  번째 資產의 敏感度로 要因係數 (Factor Loading ; FL)이다.

$\tilde{\varepsilon}_i$  ;  $i$  번째 資產의 固有要因으로 非體系的 危險要素를 말함

(1)式에서  $b_{ij}\tilde{\delta}_j$ 는 危險의 體系的 要素를 나타내는 部分이고  $\tilde{\varepsilon}_i$ 는 固有要因으로 危險의 非體系的 部分을 나타낸다. 이 式에서는 다음의 事項을 假定한다.

- ① 다른 資產과는 무관한 情報의 무작위영향을 反映하도록 하기위해 固有要因  $\tilde{\varepsilon}_i$ 가 다른 共通要因  $\tilde{\delta}_j$ 와는 完全히 獨立的이다. 즉,

$$E\{\tilde{\varepsilon}_i | \tilde{\delta}_j\} = 0,$$

- ②  $\tilde{\varepsilon}_i$ 의 값들 사이에 강한 依存性이 存在하는 경우는 단순히 假定된 K개의

10) R. Roll and S.A. Ross, "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory," J.O.B.

11) S.A. Ross, "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," Journal of Economic Theory 13, (Dec. 1976).

共通要因 이상의 것이 存在한 다는 것을 暗示하는 것이기 때문에 이러한 可能性을 除去하기 위해서는 모든  $i$ 와  $j$ 에 대해  $\tilde{\epsilon}_i$ 는  $\tilde{\epsilon}_j$ 에 완전히 獨立的이어야 한다. 즉,

$$E \{ \tilde{\epsilon}_i | \tilde{\epsilon}_j \} = 0, (i \neq j)$$

- ③  $n$ 개의 資産의 集合이  $K$ 개의 共通要因으로 說明되기 위해서는  $n$ 은 要因의 數  $K$ 보다 훨씬 더 커야만 한다. 즉,

$$K < n$$

APT를 開發하기 앞서서, (1)式을 좀 더 자세히 살펴 볼 필요가 있다. 여기서  $K$  要因產出模型을 假定하는 것은 相異한 狀態에 있는 資産의 收益을 나타내는 Arrow-Debreu 表에 대한 規制條件과 그 概念에 있어서 대단히 類似하다. 여기서  $\tilde{\epsilon}_i$  項을 생략해 보면, 그때 (1)式은 「各 資産  $i$ 는 無危險資産에 대한 收益(各 狀態에서 주어진 값을 갖는)과  $K$ 개의 다른 要因, 資産 또는 Column Vectors,  $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_k$ 에 대한 收益과의 精確한 線型的 結合인 收益  $\gamma_i$ 를 갖는다」고 말할수 있다. 그러한 論理에서, 無危險收益과  $K$  要因의 各各은  $K+1$ 개의 다른 收益 즉  $\gamma_1$ 부터  $\gamma_{k+1}$ 까지의 線型的 結合으로 表現되어질 수 있다. 어떤 다른 資産과 收益도 그것이 要因들의 線型的 結合이기 때문에, 마찬가지로 첫번째의  $K+1$ 개의 資産에 대한 收益들의 線型的 結合이어야만 한다. 따라서 첫번째  $K+1$ 개 資産의 포트폴리오는 市場의 다른 모든 資産에 대한 완전한 代替物이 된다. 完全한 代替物은 同一하게 價格지어져야만 하기 때문에, 이 模型에 의해 產出된 個別收益에 대해 規制가 存在해야만 한다. 이것이 APT의 核心이다. 略述하면,  $K+1$ 개의 資産이 市場에 存在하고 있는 다른 모든 資産의 期待收益率을 說明해 줄 수 있는 完全한 代用物인 것이다. 따라서, 市場에는 단지 要因의 수 만큼 體系的 危險要素가 存在하게 되는 것이다.<sup>12)</sup>

이제, 收益產出過程式(1)로 부터 APT 그 自體를 開發해 보자. 여기서 우리는 投資者는 裁定去來로 부터 그의 利益을 極大化 하고자 行動하는 理性的 人間으로 상정한다. 裁定去來라 함은 포트폴리오를 변경함에 있어 새로운 資金을 조달하여 投資規模를 변경시키는 것이 아니라,  $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ 과 같이 어떠한 추가적 富도 사용하지 않으면서 그 구성내용만을 변화시켜 나가는 去來, 즉, 부가적 資産의 買入은 다른 資産의 賣却에 의해서 만이 그 구입자금의 調達되어야 하

12) 柳寅順, “裁定價格決定模型에 관한 實證的 研究,” 高麗大大學院 博士學位請求論文, 1984, PP.11-12.

는 去來를 뜻한다. 追加적인 投資額의 증감변화가 없기 때문에 裁定去來에 의한 投資比率의 合計는 零(0)이다.

$$\sum_i x_i = 0,$$

投資家は 現在 保有하고 있는 포트폴리오 構成內容을 바꿀 것인지 아닌지를 決定함에 있어서 모든 可能한 裁定포트폴리오를 檢討하게 될 것이다. n개로 이루어지는 現在포트폴리오를 變化시킴으로써 얻게되는 附加的 收益은 다음과 같이 주어진다.

$$\begin{aligned} x\tilde{r} &\equiv \sum_i x_i \tilde{r}_i \\ &= ( \sum_i x_i E_i ) + ( \sum_i x_i b_{i1} ) \delta_1 + \cdots + ( \sum_i x_i b_{ik} ) \delta_k + \\ &\quad \sum_i x_i \tilde{\epsilon}_i \\ &\equiv x \underline{E} + ( \underline{xb}_1 ) \tilde{\delta}_1 + \cdots + ( \underline{xb}_k ) \tilde{\delta}_k + x\tilde{\epsilon} \end{aligned}$$

論議의 편의를 위해 다음과 같은 形態를 갖도록 선택된 裁定포트폴리오를 考慮한다. 첫째, 裁定포트폴리오가 充分히 分散되어 있어서 各 要素의 크기  $1/n$ 이 0에 가깝도록 維持된다. 둘째,  $x$ 가 體系的 危險을 갖지 않는 方法으로 선택된다. 즉, 各  $j$ 에 대해서,

$$\underline{xb}_j \equiv \sum_i x_i b_{ij} = 0$$

그러한 것이라면, 어떠한 裁定포트폴리오  $x$ 도 다음과 같은 收益을 갖게 될 것이다.

$$\begin{aligned} x\tilde{r} &= ( \underline{x E} ) + ( \underline{xb}_1 ) \tilde{\delta}_1 + \cdots + ( \underline{xb}_k ) \tilde{\delta}_k + ( \underline{x\tilde{\epsilon}} ) \\ &\approx \underline{x E} + ( \underline{xb}_1 ) \tilde{\delta}_1 + \cdots + ( \underline{xb}_k ) \tilde{\delta}_k \\ &= \underline{x E}. \end{aligned}$$

여기서  $( \underline{x\tilde{\epsilon}} )$ 項은 大數의 法則을 적용하면 거의 除去된다. 가령,  $\sigma^2$ 이  $\tilde{\epsilon}_i$ 項들의 平均分散을 나타내고, 單純化를 위해서, 各  $x_i$ 가  $\pm 1/n$ 과 正確하게 一致한다면, 그때는, 다음 式이 成立한다.

$$\begin{aligned} \text{Var} ( \underline{x\tilde{\epsilon}} ) &= \text{Var} ( 1/n \sum_i \tilde{\epsilon}_i ) \\ &= [ \text{Var} ( \tilde{\epsilon}_i ) ] / n^2 \\ &= \sigma^2 / n \end{aligned}$$

여기서 우리는 「 $\epsilon_i$ 는 相互獨立의이다」고 假定했음을 상기하자. 따라서 많

은 數의 資産에 대해서  $x\bar{E}$ 의 分散은 무시해도 좋을 것이며, 충분한 分散投資에 의해서 非體系的 危險을 除去시킬 수 있는 것이다. 그러므로 體系的 危險과 非體系的 危險 項目 兩者를 모두 갖고 있지 않는 裁定포트폴리오를 선택하는 것이 可能하다는 것이다. 여기서 投資者가 均衡狀態에 놓여 있어서 그의 現在 포트폴리오에 만족하고 있다면  $X\bar{E} = 0$  이어야만 한다. 왜냐하면, 어떠한 포트폴리오가 附加的 危險을 發生시키지 않고, 또는 附加的 資金을 投下하지 않고서도 개선될 수 있다면 그러한 포트폴리오는 均衡狀態에 있다고 할 수 없기 때문이다. 이 問題를 다소 다르게 표현한다면, 均衡狀態에서 어떠한 富와 어떠한 危險도 使用하지 않는다는 條件을 만족시키는 이들  $n$ 개의 資産으로 構成된 모든 포트폴리오는 역시 平均해서 어떠한 추가 수익도 올리지 않아야 한다는 것이다.

이러한 條件으로 부터 다음과 같은 선형대수학적 표현이 可能해 진다. 投資比率 벡터  $x$ 는 常數벡터(非體系的 危險要素)와 要因係數벡터(體系的 危險要素)와 直交的 관계에 있고, 마찬가지로 期待收益벡터와도 直交的 관계에 있게 된다. 따라서 期待收益벡터  $\bar{E}$ 는 常數벡터와  $b_j$  벡터의 線型的 結合관계이어야만 한다. 다음과 같은  $K+1$ 의 加重值,  $\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_k$ 가 存在한다고 하면  $E_i$ 는 다음式으로 주어진다.

$$E_i = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \dots + \lambda_k b_{ik}, \text{ for all } i \quad (2)$$

만일 收益이  $E_0$ 인 無危險資産이 存在한다면, 그때  $b_{0j} = 0$ 이며

$$E_0 = \lambda_0,$$

따라서 우리는 다음처럼 나타낼 수 있는데,

$$E_i - E_0 = \lambda_1 b_{i1} + \dots + \lambda_k b_{ik},$$

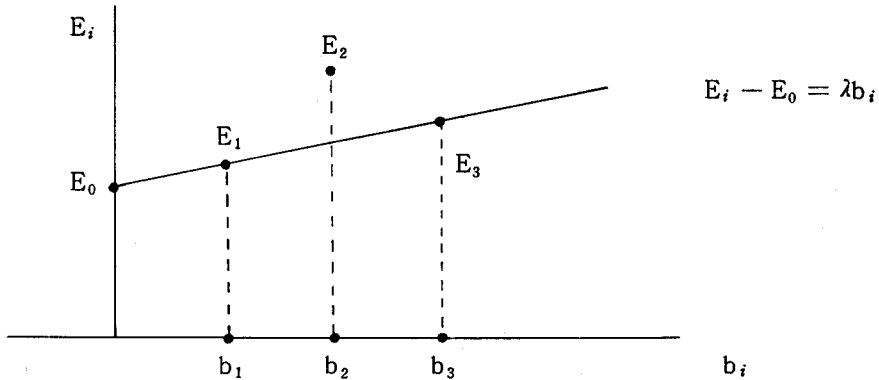
이式의 意味는 다음과 같다. 즉, 이와같은 資産이 存在한다면 바로  $E_0$ 는 無危險 收益率을 뜻하며, 또한 無危險資産이 현실적으로 관찰되지 않는다면, 모든  $j$ 에 대해서  $b_{ij} = 0$ 의 關係를 갖는 포트폴리오, 다시말하면 제로·베타 포트폴리오를 말하는 것이다.

만일 單一要因이 存在한다면, 그때에 APT 價格決定關係는 다음과 같이 期待收益  $E_i$ , 體系的 危險  $b_i$ 의 공간에서 線型關係가 된다.

$$E_i - E_0 = \lambda b_i.$$

다음의 <그림 1>은 우리의 論義를 기하학적으로 표현하는데 利用되어질 수 있

는 例이다. 資産 1, 2, 3 은 어떤 포트폴리오에서 正의 量으로 현재 保有되고 있으며 資産 2 는 資産 1 과 3 을 연결한 線의 위에 位置한다고 하자. 그때 우리는 1



< 그림 1 >

과 3 으로 資産 2 와 同一한 體系的 危險을 갖지만 그러나 더 낮은 期待收益率을 갖는 포트폴리오를 構成할 수 있을 것이다. 최초의 포트폴리오에서 그들이 차지하고 있던 比率에 따라 資産 1 과 3 을 賣却하고 그 收入으로 資産 2 을 더욱 買入함으로써 全般的으로 同一한 危險과 더욱 큰 收益을 갖는 새로운 地位가 창출될 것이다. 이러한 裁定機會를 利用하는 것이 不可能한 경우란 오직 資産이 한 直線上에 놓여 있을 때 만일 것이다.<sup>13)</sup> 어떤 裁定機會도 存在하지 않을 때 期待收益軸의 절편은  $E_0$  이라는 것을 다시 주목하여 보자.

(2)式的 價格決定關係는 APT의 가장 重要한 結論이며 그것은 우리의 實證의 檢證의 基本模型이 될 것이지만 그러나  $\lambda_j$  要因의 危險프리미엄에 어떤 해석이 주어질 수 있는가 하는 의문이 아직 남아있다. 各 要因이 單位體系的 危險을 갖으며 다른 要因들에 대해서는 어떠한 危險도 갖지 않는 포트폴리오를 구성함으로써 各  $\lambda_j$  는

$$\lambda_j = E^j - E_0,$$

인데, 이 式에서  $\lambda_j$  는 단지 體系的 危險만을 갖는 포트폴리오에 대한 超過收益 또는 市場危險프리미엄으로 해석되어질 수 있다. 그때 (2)式은 다음과 같이 다시 쓰여질 수 있다.

13) Roll and Ross, op. cit., P.1079.



$$E_i - E_0 = (E^1 - E_0) b_{i1} + \dots + (E^k - E_0) b_{ik} \quad (3)$$

이 식도 역시 個別資產의 期待收益率  $E_i$  는 無危險收益率  $E_0$  와  $K$  개의 共通要因에 의해 決定된다는 APT의 結論을 나타내고 있다.

## 2. APT檢證에 관한 文獻的 考察

Ross가 1976年 APT를 展開한 以後 그 理論의 現實 說明力을 살피보기 위한 實證的 研究가 多數 이루어져 왔다. APT는 個別資產의 收益率이 여러개의 收益產出要因의 線型的 函數관계에 있다는 것을 그 理論의 核心으로 하고 있는데, 이 理論의 實證的 研究는 여러가지 要因이 存在할 때에 共通의 性格을 갖는 要因을한 데 모아 묶어서 要因의 數를 줄여 중속변수에 상대적으로 중요한 影響을 미치는 순으로 要因을 탐색하는데 쓰이는 要因分析技法을 利用해서 行해진다. 要因分析技法을 利用해서 特定현상을 分析하고자 한 시도는 Ross 以前에도 있었는데, 例를들면 Rosenberg와 Marathe의 研究<sup>14)</sup>, Langetieg의 研究<sup>15)</sup> 등이 그것이며 특히 Farrar와 King<sup>16)</sup>은 그들의 研究에서 要因分析模型을 利用하여 期待收益에 대한 產業要因의 橫斷的 效果를 測定하려고 한 바 있다. 그러나 이들 Ross 以前의 研究는 APT의 檢證은 아니었다. 최초로 完璧한 形態의 APT의 檢證은 1980年 Roll과 Ross에 의해 行해졌다.

Roll과 Ross (1980)<sup>17)</sup>는 1962~72 期間동안 뉴욕證券去來所(NYSE)와 美國證券去來所(AMEX)에 상장된 個別株式의 日別收益率을 資料로 하여 檢證을 行했다. 이들은 個別株式을 30개씩 그룹을 지어 42개의 集合을 만들어, 이들 42개 그룹에 대해 MLFA(Maximum-Likelihood Factor Analysis)方法으로 共通要因을 추정하고 橫斷回歸分析을 行하였다. 그 結果 株式收益率을 설명하는 意味있는 共通要因이 3개 내지 4개 存在함을 確認하였다. 또한 自體分散(Own Variance)이 超過收益에 대해 獨立的 說明效果를 갖는다는 對立假說을 기각하였다.

Reinganum(1981)<sup>18)</sup>은 1964~1978의 期間동안 시카고大學 株價研究所의

14) B. Rosenberg and V. Marathe, "Tests of Capital Asset Pricing Hypothesis," Unpublished manuscript University of California, Berkeley, 1977.

15) T.C. Langetieg, "An Application of a Three-Factor Performance Index to Measure Stock-holder Gains from Merger," Journal of Financial Economics 6, (Dec, 1978), PP.365-83.

16) Roll and Ross, op. cit., PP.1074-75.

17) Roll and Ross, op. cit.

18) M.R. Reinganum, "The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Results," J.O.B. Vol.36, No. 2, (May, 1981), PP.313-321.

資料로부터 NYSE와 ASE에 상장되어 있는 株式의 日別收益率을 발췌하여 그것으로 APT내에서 企業規模의 영향을 檢證하였다. 그 결과는 APT를 지지하지 않으며 APT는 資本資產의 價格決定을 위한 적절한 模型이 되지 못한다고 주장했다.

Chen ( 1983 )<sup>19)</sup>은 1963 ~ 1978의 期間동안 시카고大學 株價研究所의 日別收益率 資料로부터 데이터를 추출하여 資本資產의 價格決定模型으로서 APT와 CAPM의 妥當性を 實證적으로 比較分析했다. 그는 研究對象期間을 4개의 소구간으로 區分하여 分析을 行하였다. 먼저 위 資料로 APT와 CAPM에 대해 각각 橫斷回歸分析을 行한 後, APT의 說明力과 CAPM의 說明力을 比較했다. 또한 自體分散 ( Own Variance )과 企業規模가 APT에 미치는 영향도 檢證을 했다. 그 결과 그는 CAPM에 비해 APT의 說明力이 뛰어나며 資產收益의 橫斷的 變化를 說明하는데 훌륭한 模型이라고 주장하면서, 自體分散이나 企業規模는 APT내에 영향을 미치는 중요한 변수는 아니라고 결론짓고 있다.

D. Bower와 R. Bower 그리고 Logue ( 1984 )<sup>20)</sup>는 1971 ~ 1979 期間의 月別收益率을 利用하여 意思決定者의 判斷技法으로 APT와 CAPM中 어느 것이 더욱 有用할 것인가를 公益株式 ( Utility Stock )을 대상으로 研究하였다. 그들은 APT가 그 전에 說明되어온 것 처럼 獨창적인 것은 아니라고 하면서 時系列을 따라서 그리고 資產사이의 收益變化를 說明하고 예측하는데 CAPM보다 더 優위의 位置에 있는 것은 아니라고 주장하였다. 그러나 두 方法사이의 相衝되는 結果가 產出되었을 때는 오히려 CAPM을 단독으로 利用하기 보다는 APT에 더 비중을 두어 판단하는 것이 현명하다고 稱고하고 있다.

이외에도 다수의 實證的 研究가 있으나 CAPM에서와 마찬가지로 그 結果는 肯定的인 것과 否定的인 것으로 大別되어 나타나고 있다. 또한 이러한 可視的 結果以外에도 實證的 分析上의 方法論에 관해서 관심을 기우려야할 理由들이 提示되고 있는데, 實證的 研究의 신뢰성을 높이기 위해서 필히 극복되어야 할 問題로 부각되고 있다.

### Ⅲ. APT의 實證的 分析

本章에서는 韓國資本市場을 對象으로 하여 앞장에서 理論적으로 보아 온 APT

19) Nai-Fu. chen, "Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage Pricing," J.O.B. Vol.38, No.5, (Dec.1983), PP.1393-1414.

20) D.H.Bower, R.S.Bower and D.E.Logue, "Arbitrage Priung Theory and Utility Stock Returns," J.O.B.Vol.39, No.4, (Sep.1984), PP.1041-1054.

의 現實說明力을 實證的으로 檢證한다. 이 目的을 수행하기 위하여 資料, factor의 推定, 資料의 處理, 研究의 限界 順으로 論議를 展開시킨다.

## 1. 資料

### 1) 分析期間

本 研究에서는 資料의 分析期間을 1981年 1月부터 1985年 12月까지 60個月로 선택하였다. 이것은 물론 研究者의 다소의 독단에 의한 것이지만 다음과 같은 몇가지의 理由에 근거한 것이었다.

우선, 1983年 1月 4日에 우리나라의 株價指數를 산정하는 方法이 改편되었는데 그 以前까지 使用하던 다우·존스方法을 버리고 時價總額에 加權하는 方法을 채택하게 되었다. 따라서 70年代의 資料도 利用할 수 있지만 比較의 容易함과 기준의 일관성이란 觀點에서 80年 以後의 資料에 관심을 가졌다.

둘째로, 우리나라 證劵市場에 상장되어 있는 株式의 數는 1965年의 17個社에서 71年 50個, 73年 104個, 76年 274個로 꾸준한 증가세를 유지해 오다가 1977年 323個<sup>21)</sup>로 크게 늘어난 以後 지금까지 다소의 變動은 있었지만 그 規模를 그대로 유지해 오고 있다. 따라서 그 以後의 期間이 資料 선정에 일관성을 維持할 수 있었다.

셋째, 外部의 急激한 變化에 의해 資本市場이 例外的인 影響을 받은 期間을 피하고자 했다. 1970年代末은 극도의 社會不安과 극심한 인플레이에 시달리던 時期였으며, 1986年은 異例的으로 株價가 暴騰한 時期였다. 따라서 比較적 急變한 事態가 없었고 安定을 나타냈던 1981.1~1985.12을 標本期間으로 선정하였다.

### 2) 標本證券의 선정

本 研究에서는 다음의 原則에 입각해서 標本證券을 選定하였다.

첫째, 1985年 12月末 現在 證券市場에 1部 種目으로 上場되어 있는 普通株를 基本對象으로 하였다.

둘째, 金融業은 우리나라에서 公益事業의 代表的 形態로 보아 除外시켰다.

셋째, 新株와 舊株가 同時에 上場되어 있는 경우에는 舊株를 선정하였다.

넷째, 分析期間中의 時系列 資料가 누락된 株式은 除外하였다.

이와같은 原則에 입각해서 해당 株式을 1985年 12月末 現在의 證券市場誌에서 大型株 및 中型株 50個 그리고 小型株 50個 合計 100個의 株式을 선정하였다. 그 理由는 가능한 한 可視的 特性으로 그룹을 區分짓는 것이 結果의 說明力을 強化할

21) 朴廷宴, 「現代投資論」 茶山出版社, 1984, P. 50.

것이라는 추측 때문이다. 다음의 <표 1>은 本 研究에 채택된 標本證券의 명단및 구분 내역이다.

<表 1> 標本證券

區 分	株 式 名										
全 體 그 룹	I 그 룹 +					II 그 룹					
I 그 룹 (大型 및 中型株)	상양식품 농한제당 롯데제과 동양나이론 한일합성 제일합성 전주제약 서울농기	유동종한삼대 한성유한 현대시멘트 한국강영	한양행 아제당 근화약 천리산업 성산유리 대시멘트 한국강관 영	신영진기 금성전기 아남산전 상성전부 삼성전선 한성전선 환기 동아건	건설 업 강 속 우 경 사 파 진 운	동산토건 대림산업 정우개발 한신공영 국동건설 한라이프주 일개개발 고려개발	건 성 개 공 진 양 개 발 발	미 림 금 광 주 대 선 현 대 미 도 한 대	림 산 주 고 우 경 사 파 진 운	건설 업 강 속 우 경 사 파 진 운	삼화콘텐서 오리엔트시 모나미 대일화학 경향건설 동국무역 신성일고 천일방공
II 그 룹 (小 型 株)	신라교역 대성탄좌개 남양유업 서울식품 크라운제 미성식품 우범양식 호백	남양어망 영나이론 금양 조선비료 한농 경농 송원산 대한페인트 건설화학 조광페인트	어망 나이론 양 비료 농 농 산 페인트 화학 페인트	대웅제약 일양약품 일동제약 유유산업 국제약품 한일약품 동화약품 중외제약 한독약품 현대	약 품 약 품 업 품 품 품 약 품 약 품 약 품	녹십자 한국석유 동양고무벨트 내쇼날프라스틱 삼영화학 태평양개발 조선내화 고려제강 등양철 대림통상	자 유 무벨트 프라스틱 학 개 발 화 관 상	삼화콘텐서 오리엔트시 모나미 대일화학 경향건설 동국무역 신성일고 천일방공	콘텐서 시계 미 학 설 역 무 성 일 방 공	건설 업 강 속 우 경 사 파 진 운	

3) 個別證券收益의 時系列 資料

위와같이 선정된 標本證券의 收益率 測定을 위한 時系列 資料는 다음의 原則에 입각하였다.

첫째, 標本證券의 收益率은 日別, 週別, 月別로 測定할 수 있는데, 日別에 의할 경우 한 개의 株式당 1,825개 (365日×5年)의 株價資料가 必要해, 總182,500개의 株價資料가 要求되며 (1,825×100개 株式), 週別은 그것의 1/7이 必要하고, 月別收益率은 한 개의 株式당 60개 (12月×5年)의 資料가 必要해 總6,000개 (60개×100주)의 株價資料가 要求된다. 本 研究은 오직 資料利用에 따른 수고와 경비의 절약이라는 理由에서 月別收益率을 測定하였다.

둘째, 月別收益率을 測定함에 있어 바람직한 方法은 한달간의 日別收益率을 測定해서 그 값을 모두 合計한 後 그달의 日數로 나눈 月平均收益率을 利用하는 것이겠지만 첫번째 理由에서와 마찬가지로 해서 해당월의 최저株價와 최고株價의 平

均을 月을 代表하는 月別收益率이라고 보아 月別收益率을 구했다.

셋째, 株價에 단층을 초래할 가능성이 있는 事件, 예컨데, 額面分割, 有無償增資 配當에 관련된 때에는 그 해당 株價를 그를 반영할 수 있도록 修正하였다.

넷째, 둘째 단계의 月別收益率은 證券去來所에서 發行하는 「株式」誌의 統計資料를 利用하였다.

## 2. factor의 推定

APT에 의하면 個別證券의 期待收益率은 危險收益率과 K개의 共通要因과의 線型的 關係가 形成된다고 주장한다. 이 때에 K개의 共通要因의 크기는 要因分析 (Factor Analysis) 技法에 의해 구해진다. 要因分析技法은 多重回歸分析에서 變數들의 數를 묶어서 줄임으로써 變數들 간의 關係를 意味있게 해석하고자 하는 目的에서 利用되고 있는 統計的 技法의 하나이다. 基本的 要因分析模型은 線型模型 이고 다음과 같은 標準點數形態로 表現될 수 있다.

$$Z_j = a_{j1}F_1 + a_{j2}F_2 + a_{j2}F_2 + \dots + a_{jm}F_m + d_jU_j$$

여기서  $Z_{ji}$ 는 변수  $j$ 에 대한  $i$ 의 標準點數이다.  $F_{1i}$ 는 첫번째 共通要因에 대한  $i$ 의 標準點數이고,  $F_{2i}$ 는 두번째 共通要因에 대한 그의 標準點數이며  $F_{mi}$ 는  $m$ 번째 共通要因에 대한 標準點數이다.  $U_{ji}$ 는 特定要因에 대한  $i$ 의 標準點數이다. 各 係數들 ( $a_{j1}, a_{j2}, \dots, a_{jm}$ )은 要因負荷物 (Factor Loadings)이다. 이것들은 共通要因點數에 부여되는 加重值이며, 係數  $d_j$ 는 特定要因點數에 부여되는 加重值이다. 要因分析의 관심사는 係數  $a_{j1}, a_{j2}, \dots, a_{jm}$ 을 決定하는 것이다.<sup>22)</sup>

要因分析技法에 의해 APT에서 證券收益率을 說明해 주는 要因의 數를 추정하게 되고 또한 共通要因에 대한 各 證券의 反應度を 나타내는 要因係數 (Factor Loadings) 行列을 推定한다. 要因의 數를 推定하는 統計的 技法으로는 最尤度解法 (method of maximum likelihood) 과 重要要因解法 (principal factor solution) 등이 있다. 本 研究에서는 要因의 數를 推定하는데 있어서 重要要因解法을 利用하였다.

重要要因解法에서 要因의 數를 推定하게 되는 式은 다음과 같이 주어진다.<sup>23)</sup>

$$V_1 = a_{11}^2 + a_{21}^2 + \dots + a_{n1}^2 \quad (1)$$

22) 許哲夫, 「經營統計學」 雪出版社, 1986, P.405.

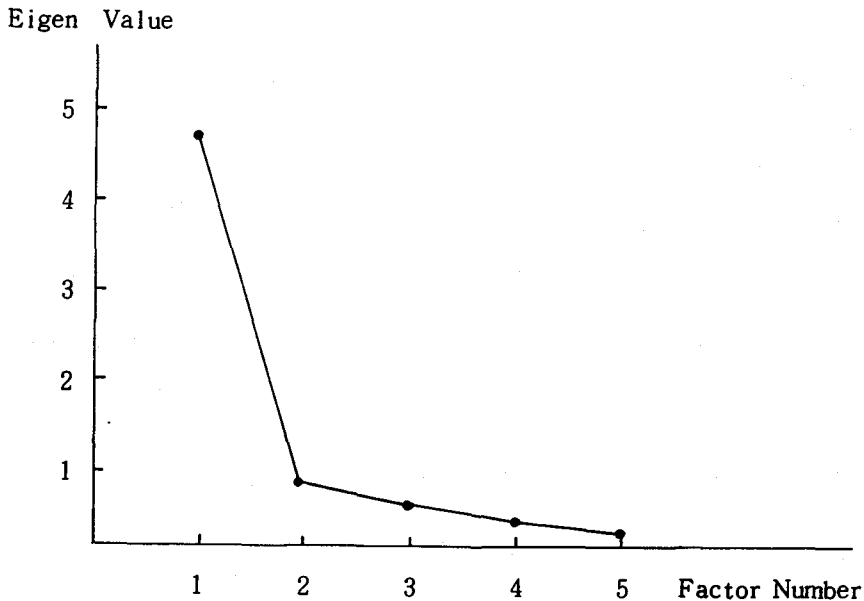
23) 許哲夫, 上揭書, PP.414-416.

즉, 이 式(1)에서 解는  $V_1$  을 극대로 하는  $F_1$  을 確認하는 것이 된다. 여기서  $V_1$  은 총 커뮤널리티 ( Communality ; 共通要因係數의 제곱의 합이며 보통 각 변수와 남은  $n-1$  개 변수의 제곱 중다상관계수  $R_j^2$  을 使用하게 된다. 각 변수와 남은  $n-1$  개의 제곱 중다상관  $R_1^2, R_2^2, \dots, R_m^2$  은 컴퓨터로 얻을 수 있다)의  $F_1$  ( 1 要因 )의 기여도를 나타낸다.

$V_1$  의 극대화는 要因係數 ( FL )들의 곱을 합한 것이 相關係數를 재도출 한다는 條件下에서 이루어진다.  $F_1$  의 計算에 따라서 첫번째 要因剩餘 ( first-factor residuals )의 行列이 얻어진다.  $\gamma_{12}$  에의 첫번째 要因의 기여도는  $a_{11} a_{12}$  이고, 잉여상관은  $\gamma_{12} - a_{11} a_{21}$  이다. 일반적으로 첫번째 要因剩餘相關은  $\gamma_{jk} - a_{j1} a_{k1}$  으로 주어진다. 이것들로 잉여상관의 표를 얻을 수 있다. 이 표는 첫번째 要因의 영향이 除去되고 剩餘커뮤널리티를 대각要因에 插入한 상관계수의 표이다. 두번째 要因  $F_2$  는 式(2)를 極大化함으로써 얻어진다. 여기서  $V_2$  는 총커뮤널리티의 두번째

$$V_2 = a_{12}^2 + a_{22}^2 + \dots + a_{n2}^2 \tag{2}$$

要因의 기여도를 나타낸다. 다시 두번째 要因이 除去된 後에 남아있는 상관을 보여주는 잉여상관의 표가 얻어진다. 이 과정은 총 커뮤널리티에 대한 각 要因의 기여도를 나타내는 표를 만들 수 있다. 각 要因의 기여도는 단순히 要因係數들의 제



<그림 2> Scree-test

곱합이다. 總 커뮤널리티에서 각 要因이 기여하는 비율이 계산될 수 있는데 이것을 아이겐 값 ( Eigen Value ) 이라고 한다. 아이겐 값은 下位要因으로 갈수록 그 크기가 줄어든다. 이 때 이러한 아이겐 값을 갖는 要因들을 어느 水準에서 cut - off 할 것인지는 Scree - test 에 의해 定할 수 있다. Scree - test 는 횡축에 要因의 數를 취하고 종축에 아이겐 값을 취해서 두개의 변수간의 관계를 나타내는 선분이 安定的 傾向에 들어갈 때 그 점의 要因의 數를 共通要因으로 선정하는 方法이다.

<그림 2 >에서 3 要因 以下는 總 커뮤널리티에의 기여도가 무시해도 좋을 정도이기 때문에 이 때에 共通要因의 數를 3 個로 定하게 되는 것이다.

### 3. 資料의 處理

資料의 處理는 다음 段階로 進行된다.

- ① 100 개의 個別株式를 標本으로 하여 I 그룹 ( 大型株 및 中型株 50 개 ), II 그룹 ( 小型株 50 개 ) 및 全體그룹 ( I 그룹 + II 그룹 = 100 개 ) 의 3 개의 그룹을 構成하여 각 그룹에 대해서 月別收益率의 時系列 資料로 부터 共分散메트릭스가 計算된다.
- ② 要因의 數를 推定하기 위해 最尤度分析 ( maximum - likelihood factor analysis ) 또는 重要要因分析 ( principal component analysis ) 이 첫 단계에서 구한 共分散메트릭스上에서 行해지는데, 本 研究는 重要要因分析技法에 의하였다.
- ③ 前 段階에서 구한 個別資產의 要因負荷物推定值 ( Factor Loading Estimates ) 가 個別資產의 期待收益 推定值의 橫斷的 分散을 說明하는데 使用된다. 이 過程은 一般의인 橫斷面최소자승回歸式과 같다.
- ④ 橫斷的 模型으로 부터의 推定值는 推定된 要因들과 함께 危險프리미엄의 크기와 統計的 重要性을 測定하는데 利用된다. 이 過程은 要因點數 ( Factor "Scores" ) 의 크기와 重要性을 測定하는 問題와 같다.
- ⑤ ①부터 ④까지의 단계는 각 그룹에 대해 반복해서 적용되고 그 結果는 圖表化된다.
- ⑥ 이와같은 일련의 統計的 處理過程은 KAIST 의 SPSS 를 利用하여 處理하였다.

### 4. 研究의 限界

本 研究는 여러가지 制約下에서 이루어졌다. 그러한 制約의 대부분은 標本資料

를 선정하는 것과 그것을 處理하는 과정에 內在한다. 우선 標本資料를 100개 株式으로 限定하였는데 이것은 可能하면 證券市場에 上場되어 있는 全體株式을 利用하는 것이 좋을 것이다. 왜냐하면 標本の 數가 많으면 많을수록 母集團의 特性을 充實히 反映할 것이기 때문이다.

둘째로, 研究對象期間에 따른 제한이다. 本研究는 1981.1 ~ 1985.12의 60개월을 研究對象期間으로 하였는 바, 充分한 時系列을 확보하여야 APT의 特性이 充實히 나타나게 될 것이다.

셋째로, 本研究는 個別株式의 收益率을 月別收益率로 取했는데, 이때 月別收益率은 特定株式에 대한 當月の 最高株價와 最低株價의 平均株價를 基本資料로 하여 計算하였다. 그러나 月別收益率이라 함은 日別收益率의 平均의 概念으로 보아야하나 計算의 편의상 위 方法을 택하였다. 이 점에 있어서는 日別收益率과 月別收益率에 의한 實證的 分析이 모두 이루어져 그 結果의 대비와 問題點이 부각되는 시도가 이루어 져야 할 것이다.

넷째로 要因分析에 의해서 個別證券의 收益率에 相對的으로 重要한 影響을 미치는 要因의 數는 推定해 냈지만 그 要因의 具體的인 經濟的 意味는 무엇일가에 관해서는 分析이 이루어지지 않았다.

以上과 같은 諸制限 속에서 本研究는 進行되었는데, 이러한 限界點은 次後의 研究에서 극복되어야 할 課題들이다.

#### IV. 結果 및 論議

本研究에서 APT에 관한 實證的 檢證은 두가지 단계의 과정을 따랐다.

첫단계에서는 個別資產收益의 時系列 資料로 부터 要因의 數와 要因係數 (FL)를 推定한다.

두번째 단계는, 이들 推定值를 利用하여 APT의 橫斷的 價格決定式인 II章의 (2)式을 檢證한다.

이때 檢證模型은 式(1)과 같다.

$$\bar{r}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \hat{b}_{i,1} + \lambda_2 \hat{b}_{i,2} + \dots + \lambda_k \hat{b}_{i,k} + \varepsilon_i \quad (1)$$

여기서

$\bar{r}_i$  ;  $i$  株式의 平均收益率

$\hat{b}_{i,k}$  ; 要因分析에 의해 推定된 要因



$\lambda_k$  ; K 要因에 대한 危險프리미엄

$\epsilon_i$  ; 誤差項

(1)式에서  $\hat{b}_{i,k}$  는 K개의 共通要因에 대하여 個別株式  $i$ 가 얼마나 민감하게 反應하는가를 보여주는 것으로  $i$ 株式의 各 要因에 대한 體系的 危險으로 볼 수 있다. 그러므로 個別株式의 收益率이 (1)式과 같은 關係로 說明되기 위해서는 各 係數들이 零 (0)과 有意的인 差異를 나타내야만 한다. 따라서 우리의 檢證은 다음의 歸無假說을 檢證하는 것이었다.

$$H_0 ; \lambda_0 = \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_k = 0$$

이와같은 歸無假說이 기각될 때 APT의 妥當性은 認定되는 것이다.

### 1. 結果

(1) 共通要因에 대한 要因係數 (F.L.)의 推定

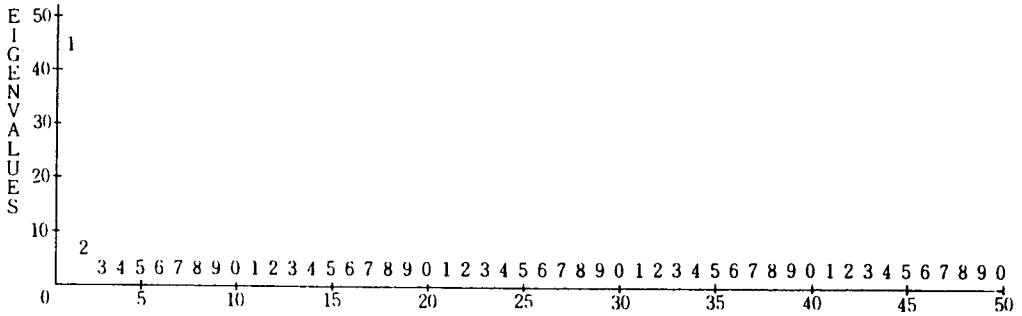
株式의 收益率을 說明해 주는 共通要因을 찾아내기 위하여 要因分析을 行하였던 바, I 그룹, II 그룹, 全體그룹에 대한 아이젠 값이 다음의 <表 2>와 같이 나타났다.

<表 2> 各 要因의 株價說明力

區 分		要因1	要因2	要因3	要因4	要因5
I 그룹	Eigen Value (설명 비율)	43.4150 (86.83)	4.3473 (8.69)	0.8121 (1.62)	0.4656 (0.93)	0.2785 (0.56)
	누적설명비율	86.83	95.52	97.15	98.08	98.64
II 그룹	Eigen Value (설명 비율)	46.9270 (93.85)	1.7893 (3.58)	0.5055 (1.01)	0.2289 (0.46)	0.1086 (0.22)
	누적설명비율	93.85	97.43	98.44	98.90	99.12
全體그룹	Eigen Value (설명 비율)	88.7625 (88.76)	7.4396 (7.44)	1.2869 (1.29)	0.6495 (0.65)	0.4986 (0.5)
	누적설명비율	88.76	96.20	97.49	98.14	98.64

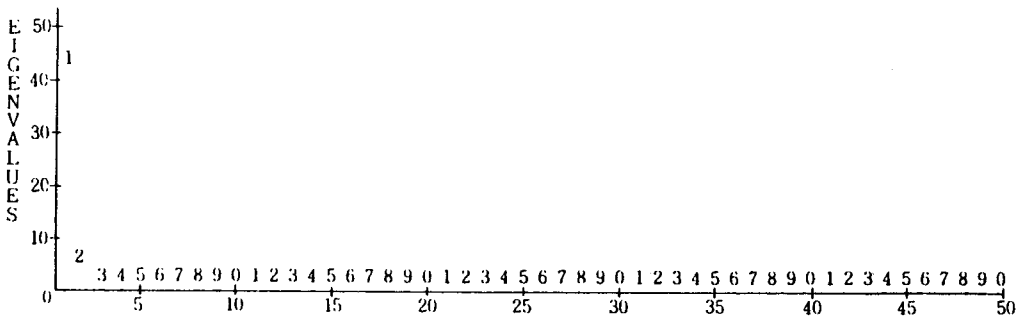
<表 2>의 아이젠 값의 Scree plot를 圖示하면 다음의 <그림 3>, <그림 4> <그림 5>와 같다.

- FOR GROUP1 -



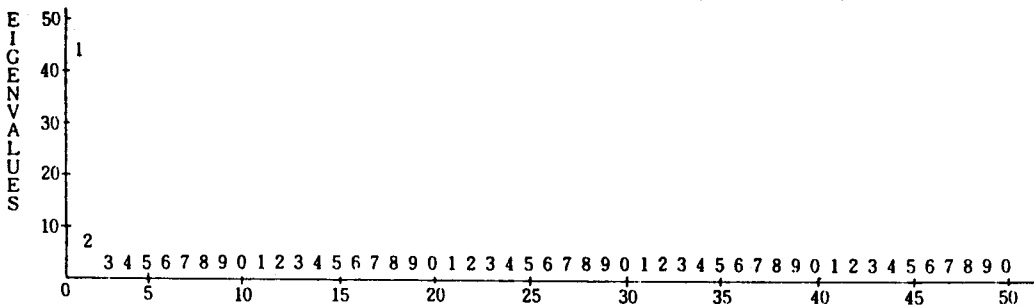
< 그림 3 > SCREE PLOT OF EIGENVALUES IS

- FOR GROUP2 -



< 그림 4 > SCREE PLOT OF EIGENVALUES IES

- FOR GROUP-ALL-



< 그림 5 > 3FACTORS WILL BE RETAINED BY THE NFACTOR CRITERION SCREE PLOT OF EIGENVFLUES

<그림 3>, <그림 4>, <그림 5>에 나타난 scree plot 로 부터 株式收益率을 意味있게 說明해 주는 共通要因을 뽑아보면 I 그룹은 2개, II 그룹도 2개, 그리고 全體그룹은 3개가 存在하는 것으로 나타났다. 이들 表에 나타난 뚜렷한 특징은 어느 그룹이나 共히 첫번째 共通要因과 그 以後의 要因들 간의 아이겐 값이 顯격한 차이를 보이고 있다는 것이다. I 그룹에서 첫째 要因의 說明比率은 86.83 %인데 둘째 要因의 說明比率은 4.35 %로 顯격한 差異를 보이고 있고, II 그룹에서는 첫째 要因의 說明比率은 93.85 %, 둘째 要因의 說明比率은 1.79 %로 I 그룹보다 더욱 심한 差異를 나타내고 있음을 볼 수 있다. 또한 全體그룹에 있어서도 첫째 要因의 說明比率은 88.76 %, 둘째 要因의 說明比率은 7.44 %, 셋째 要因의 說明比率은 1.29 %로 역시 첫째 要因과 둘째 要因은 顯격한 差異를 나타냈다. 이것은 결국 株式의 收益率의 變化에 作用하는 決定的 要因이 存在한다는 事實을 暗示하는데 그 要因의 具體的인 經濟的 意味를 찾을 수는 없지만, 그 첫번째 要因은 經濟 全體에 影響을 미치는 市場要因을 내포하는 것으로 推測이 된다. 要因 I 의 그룹 I 과 그룹 II 에 대한 說明比率은 각각 86.83 %와 93.85 %로 이 경우에는 그룹 II 에서 더 크게 나타났다. 이러한 현상은 小型株가 分析期間中에 있어서 經濟 全般的인 市場要因에 더욱 强하게 影響을 받은 것으로 해석될 수 있을 것이다.

(2) 橫斷面 回歸分析

個別株式 株價資料에 의한 平均收益率과 各 株式에 대한 민감도를 나타내는 FL 의 橫斷面 回歸分析은 다음과 같은 結果를 나타내었다.

먼저, I 그룹의 回歸分析 結果를 보면 다음과 같다.

$$R_i = -0.01552628 + 0.02399956 b_{i1} - 0.01616418 b_{i2}$$

$$F = 46.581$$

$$R^2 = 66.47 \%$$

$$PROB > F ; 0.0001$$

여기서 I 그룹에 대한 F 값과 R<sup>2</sup> 값은 本 檢證의 信賴性을 높여주는 수치이다. 또한 이 수치에 의해 本 回歸式이 대단히 有意的임을 알 수 있다. 그리고 本 檢證에서는 세 변수 모두가 有意的으로 나타났다.

II 그룹의 回歸分析 結果를 보면 다음과 같다.

$$R_i = 0.05643861 - 0.04405023 b_{i1} - 0.03547876 b_{i2}$$

$$F = 74.680$$

$$R^2 = 76.06 \%$$

PROB > F ; 0.0001

이곳에서도 F 값과 R<sup>2</sup>의 값은 본 회귀식의 설명력이 크다는 것을 보여주고 있다. 또한 세 변수 모두가 매우 有意적으로 나타났다.

全體그룹의 회귀分析 結果를 보면 다음과 같다.

$$R_i = 0.01100827 - 0.00060628 b_{i1} - 0.02353668 b_{i2} + 0.00414511 b_{i3}$$

$$F = 77.02$$

$$R^2 = 70.64 \%$$

PROB > F ; 0.0001

여기서는 네개의 변수중에서 한개의 변수만이 有意적인 것으로 나타났다. 그리고 F와 R<sup>2</sup>의 수치는 본 회귀식의 설명력이 크다는 것을 보여준다.

以上の 회귀分析 內容을 整理하면 <表3>과 같다.

<表3> APT의 회귀分析 結果要約

區 分	$\lambda_0$	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	F	R <sup>2</sup>
I 그룹	0.01552628	0.02399956*	-0.01616418*	-	46.581	66.47%
II 그룹	0.000221799*	-0.000228761*	-0.0000283843	-	74.680	76.06%
全體그룹	0.01100827	-0.00060628	-0.02353668*	0.00414511	77.02	70.64%

\*  $\alpha = 0.1$ 水準에서 有意의임을 표시.

이러한 結果는 APT의 線型的 關係를 立證하는 것이다.

한편 I그룹과 II그룹의 特性의 差異를 살펴보기 위해 各 회귀式 및 要因에 대하여 同一性 檢證을 行하였는데 그 과정은 다음과 같다.

① H<sub>0</sub> ; 두 회귀式은 同一하다.

$$\text{즉, } H_0 ; \alpha_1 = \alpha_2, \beta_{11} = \beta_{21} \text{ \& } \beta_{12} = \beta_{22}$$

여기서,  $\alpha_1, \beta_{11}, \beta_{12}$ 는 그룹 I의 계수이고,  $\alpha_2, \beta_{21}, \beta_{22}$ 는 그룹 II의 계수이다.

$$F_0 > F ( 3.94 ; 0.99 ) \doteq 4.13 \text{ 이므로 } H_0 \text{ 기각한다.}$$

즉, 두 회귀線은 같지 않다 (  $\alpha = 0.01$  수준에서 )

② H<sub>0</sub> ; 절편이 같다. 즉  $\alpha_1 = \alpha_2$

$$t_0 = \frac{\hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2}{\sqrt{\text{Var}(\alpha_1 - \alpha_2)}} \doteq -4.071$$

$$t ( 94 : 0.995 ) \simeq 2.617$$

따라서  $| t_0 | > t$  이므로  $\alpha = 0.01$  水準에서  $H_0$  기각

즉, 두回歸線의 절편은 다르며 그룹II의 절편이 그룹I의 절편보다 크다.

- ③  $H_0 ; \beta_{11} = \beta_{21}$ , 즉 Factor 1의 기울기가 동일하다.

$$t_0 = \frac{\hat{\beta}_{11} - \hat{\beta}_{21}}{\sqrt{\text{Var}(\beta_{11} - \beta_{21})}} = 3.684$$

$$| t_0 | > t ( 94 : 0.995 ) \simeq 2.617$$

따라서  $\alpha = 0.01$  水準에서 차이가 있으며 그룹I의 기울기가 그룹II의 기울기보다 크다.

- ④  $H_0 ; \beta_{12} = \beta_{22}$

$$t_0 = 5.041$$

$$| t_0 | > t ( 94 ; 0.995 ) \simeq 2.617$$

따라서  $\alpha = 0.01$  水準에서 차이가 있으며 그룹I의 기울기가 그룹II의 기울기보다 더 크다.

이상과 같은 현상은 물론 標本證券의 構成의 相異로 인해 나타나는 特性에서 나타나는데, 結局 I그룹과 II그룹이 各 Factor에 대한 反應의 程度가 다르다는 것을 意味한다. 절편에 있어서는 그룹II가 그룹I보다 더 컸으며, 要因1과 2의 기울기는 그룹I의 그것이 더 큰것으로 나타났다.

## 2. 論 議

以上과 같은 實證的 分析에서 나타난 結果는 APT의 妥當性을 確實하게 立證하여 주고 있다. 이 結果에 의해 各 係數의 값이 零(0)이라는 基本假說은 기각하게 된다. 이로써 資本資產의 均衡價格形成에 관한 APT의 說明力은 그 有意性이 認定이 된다.

檢證結果에 의하면 株式收益率을 說明하여 주는 共通要因이 2~3개 存在하는 것으로 나타났다. 그렇다면 이러한 2~3개의 共通 또는 體系的 要因의 經濟的 意味는 무엇인가? 例를들면 이들이 GNP와 같은 基本的인 經濟的 總體物이나 또는 利率과 같은 經濟的 움직임의 變數라든지 또는 극단적으로 날씨 등과 같이 人間의 經濟關係에 내포되지 않는 것들 등에 관련된 것으로 期待할 수 있을 것이다. 이 疑問은 결국 要因模型形態를 다루는 要因模型形態論으로 歸着되어 「全體의 理論的 및 實證的 "틀"이 "어떤 經濟的 勢力이 實質的으로 收益에 體系的인 영향을 미치는가"를 더욱 훌륭히 理解시킬 수 있도록 開發되어야만 한다」는 事實을

暗示한다. 그러나, APT를 檢證하는데 있어서, 위 主題를 檢討하는 것을 CAPM에 있어서 收益의 多變正規分布를 產出하게 하는 原因이 무엇인가 하는 主題를 다루는 것 보다 더 적절하다고는 할 수 없다. 兩경우에 있어서 收益產出過程은 해당 理論의 주요한 假定중의 하나로 取해진다. 收益의 產出過程에 관한 基本的이고 주요한 原因을 밝히는 것이 이 研究에 있어서 잠재적인 重要한 分野라고 생각하고 있지만, 그러나 그것은 資產價格決定理論들의 檢證과는 分離해서 考察되어질 수 있는 分野라고 생각한다.

## V. 要約 및 結論

現代 自由資本主義 社會에서 資本市場은 國家의 經濟發展을 이끌어 나가는데 소요되는 大規模 資本의 調達源의 役割을 맡음으로써 그 機能의 重要性을 더해가고 있으며 政府, 機關投資家, 企業, 金融機關, 個人投資家등 資本市場에 참여하고 있는 利害關係者의 범위가 실로 全國民이 그 대상이라 해도 지나치지 않을 정도로 넓어져 가고 있는 狀態에 있다.

이와같은 狀況에서 資本市場이 均衡狀態에 있을 때 個別證券 또는 포트폴리오의 價格이 어떠한 메카니즘에 의해 決定되는가를 理解한다는 것은 모든 利害關係者에게 있어서 中대한 관심사가 아닐 수 없다. 왜냐하면 그러한 知識의 理解가 資本市場에 대한 成功的인 參與에 基本的 判斷의 基準으로써 作用하기 때문이다.

資本市場에서 資本資產의 價格決定原理를 理論적으로 다룬 代表的 "틀"로서 CAPM과 APT를 들 수 있다. CAPM이 市場포트폴리오라는 單一要因에 依存하는 單一模型이라면 APT는 多要因에 依存하는 多要因模型이라고 볼 수 있다. 本 研究은 資本資產의 價格決定模型으로서 APT 理論의 特性을 알아보고 韓國資本市場에 적용했을 때 그 說明力을 檢證 하고자 하는 目的으로 시도되었다. 즉, 本 研究의 主題는 과연 APT에서 個別證券의 收益率을 有意的으로 說明하는 多要因이 存在하는지, 만일 存在한다면 危險프리미엄과 結合되어 價格化될 수 있는지 여부를 韓國資本市場을 대상으로 하여 實證적으로 分析하여 確認하는 것이었다.

이러한 目的을 達成하기 위해 Ⅱ章에서 APT를 實證的 研究에 적합한 形態로써 概觀하였다. 그리고 이어지는 Ⅲ章과 Ⅳ章에서 韓國證券市場에 上場되어있는 株價를 基本資料로 하여 APT를 檢證하고 그 結果를 論議하였다.

그 結果 本 研究에서는 다음과 같은 結論을 구할 수 있었다.

- ① 100개 株式을 I그룹(1985年 12月末 現在 證券市場誌에서 大型株 및 中型株로 구분 제시된 것 중 50개 株式, 그 구체적 선택기준은 Ⅲ章에 기술되어 있음), II그룹(上同의 小型株 50개),全體그룹(I그룹+ II그룹)으로 나누어 收益率에 有意的으로 영향을 미치는 要因을 要因分析에 의해서 구해본 결과 I그룹에 2개, II그룹에 2개,全體그룹에 3개가 存在하는 것으로 나타났다.
- ② 各 그룹에서 共히 1要因과 2要因사이의 아이젠 값이 현격하게 차이가 났는데, 이러한 結果는 證券收益率에 共通的으로 영향을 미치는 絶對적인 要因이 存在한다는 事實을 暗示하는 것으로 經濟社會에 全般的인 영향이 있는 市場要因이 存在하는 것으로 推測된다.
- ③ 各 그룹에 대한 回歸分析 結果도 매우 有意性이 높은 것으로 나타났다. 이 結果에 의해서 基本假說( $H_0$ )를 기각하고 APT의 妥當性이 立證되었다.
- ④ I, II그룹에 대해 구간 回歸式의 同一性 檢證을 行하였다. 이것은 I그룹과 II그룹의 特性이 相異함으로 各 要因이 各 그룹에 어떠한 程度로 영향을 미치는가를 알아보기 위한 目的이었다. I그룹과 II그룹의 回歸式은 同一하지 않았으며, 그 同一하지 않은 要因을 알아보기 위해 各 要因別로 比較를 해 본 결과 各 要因이 모두 差異가 났다. 絶편은 II그룹이 더 높았으나, 1要因과 2要因의 계수는 II그룹이 더 적은 것으로 나타났다. 이러한 事實은 大型株 및 中型株와 小型株가 各 要因에 대한 反應의 程度가 다르다는 것을 意味한다.
- ⑤ 本 研究에서 APT의 妥當性을 立證할 만한 結果를 나타냈지만, 그것이 처음부터 가지고 출발했던 여러가지 制約點 때문에 그 범위내에서 有效한 것이다. 標本證券數의 擴大, 標本期間을 충분히 긴 時系列을 이루도록 고려하는 것, 日別收益率을 利用하는 것 등등 檢證의 信賴性을 높이기 위해 考慮해야 할 問題들이 多數 있다. 이러한 問題點들은 次後의 研究에서 극복되어야 할 課題들이다.

## 參 考 文 獻

1. 朴廷寔, 「現代投言論」, 茶山出版社, (1984).
2. 崔運烈, 「投資論」, 博英社, (1987).
3. 林陽澤, 「統計學」, 大英社, (1986).

4. 許哲夫, 「經營統計學」, 螢雪出版社, (1986).
5. 李亨純, 「經濟學原論」, 法文社, (1984).
6. 曹 淡, “不確實性下的投資理論,” 全南大學校 經營大學院刊, 「經營論叢」, (1983).
7. 柳寅順, “CAPM과 APM의 比較研究” 「經營研究」, 第18卷, 1號, 通卷 107號(春禾號), 高麗大學校附設 企業經營研究所, (1984).
8. 柳寅順, “裁定價格 決定模型에 관한 實證的 研究,” 高麗大學院 博士學位 請求論文, (1984).
9. S.J. Brown and M.I. Weinstein, “A new Approach to Testing Asset Pricing Models: The Bilinear Paradigm,” *The Journal of Finance*, Vol. 38, No. 3, (June 1983), pp.711-743.
10. P.J. Dhrymes, Irwin Friend and N.B. Gultekin, “A critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory,” *The Journal of Finance*, Vol. 39, (June 1984), pp.323-350.
11. P.H. Dybvig, “An Explicit Bound on Individual Assets’ Deviations from ATP Pricing in a Finite Economy,” *Journal of Financial Economics* 12, (1983), pp.483-496.
12. P.H. Dybvig and S.A. Ross, “Yes, The APT is Testable,” *Journal of Finance*, Vol. 40, No. 4, (September 1985), pp.1173-1196.
13. M. Gibbons, “Empirical Examination of the Return Generating Process of the Arbitrage Pricing Theory,” Stanford Univ. Working Paper (May 1981).
14. M. Grinblatt and S. Titman, “Factor Pricing in a Finite Economy,” *Journal of Financial Economics* 12, (1983), pp.497-507.
15. O. Hart, “On the Existence of Equilibrium in a Securities Model,” *Journal of Economic Theory*, Vol. 9, (1974), pp.293-311.
16. G. Huberman, “A Simple Approach to Arbitrage Pricing Theory,” *Journal*



- of Economic Theory,(October 1982), pp.183-191.
17. J.E. Ingersoll, J.R., "Some Results in the Theory of Arbitrage Pricing," The Journal of Finance, Vol. 39, No. 4, (September 1984), pp.1021-1055.
  18. B. King, "Market and Industry Factors in Stock Price Behavior," Journal of Business,(January 1966), pp.139-191.
  19. L. Kryzanowski and M.C. To, "General Factor Models and the Structure of Security Returns," Journal of Financial and Quantitative Analysis, (March 1983), pp.31-52.
  20. R. Lucas, "Asset Prices under Uncertainty," unpublished manuscript, (1975).
  21. H. Markowitz, "Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments," (John Wiley, New York), (1959).
  22. D. Mayrs, "Non Marketable Assets and Capital Market Equilibrium under Uncertainty," in M.C. Jensen, ed., Studies in the Theory of Capital Markets, (Praeger, New York), (1972), pp.223-248.
  23. R.C. Merton, "An Inter-Temporal Capital Asset Pricing Model," Econometrica, Vol. 41, (1973), pp.867-887.
  24. E. Miller, "Risk, Uncertainty and Divergence of Opinion," Journal of Finance, Vol. XXXII, (September 1977), pp.1151-1168.
  25. J. Mossin, "Equilibrium in a Capital Asset Market," Econometrica (October 1966), pp.743-768.
  26. Nai-Fu Chen, "Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage Pricing," The Journal of Finance, Vol. 38, No. 5, (December 1983), pp.1393-1414.
  27. J.A. Ohlson and M.B. Garman, "A Dynamic Equilibrium for the Ross Arbitrage Model," Journal of Finance (June 1980) pp.675-684.
  28. M.R. Reinganum, "The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Results," Journal of Finance,(May 1981),pp.313-321.

29. R. Roll, "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests," *Journal of Financial Economics*, (March 1977), pp.129-176.
30. S.A. Ross, "Return Risk and Arbitrage," in: I. Friend and J. Bicksler, eds. *Risk and Return in Finance*,(Ballinger, Cambridge), (1976a),pp.189-218.
31. \_\_\_\_\_, "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, (December 1976b), pp.341-360.
32. \_\_\_\_\_, "The Capital Asset Pricing Model (CAPM), Shortsale Restrictions and Related Issues," *The Journal of Finance*, Vol. 32 (1977), pp.177-183.
33. R. Roll and S.A. Ross, "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory," *Journal of Finance* (December 1980), pp.1073-1103.
34. B. Rosenberg and V. Marathe, "Common Factors in Security Returns: Microeconomic Determinants and Macroeconomic Correlates, University of Chicago Working Paper (May 1976).
35. J. Shanken, "The Arbitrage Pricing Model: Is It Testable?" *Journal of Finance* (December 1972), pp.1129-1140.
36. W.F. Sharp, "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance* (September 1964), pp.425-442.
37. \_\_\_\_\_, "Factor Models, the Arbitrage Theory and Capital Asset pricing Models," *Stanford University Walking Paper*,(August 1981).