

# 裁定價格決定模型의 經濟的意味\*

- Economic Characteristics of Arbitrage Pricing Model. -

柳 寅 順 \*\*

〈目 次〉

I. 序 論	IV. 共通要因의 經濟的 意味
II. 裁定價格 決定에 관한 理論的 概觀	1. 經濟變數의 設定
III. 우리나라 資本市場에서의 APM 檢證	2. 經濟的 意味解析을 위한 檢證
1. 檢證模型	(1) 檢證을 위한 포트폴리오 構成
2. 檢證資料	(2) 檢證 結果
3. 檢證節次	V. 結 論
4. 檢證結果	

## I. 序 論

最近 資產의 價格決定에 關한 研究로 Ross의 裁定價格決定模型(arbitrage pricing model : APM, 혹은 arbitrage pricing theory : APT)이 많은 관심을 끌고 있다. 이는 지금까지 資本市場均衡理論의 중추적인 역할을 해 온 資本資產價格決定模型(capital asset pricing model : CAPM)의 實證的 檢證可能性에 대한 많은 問題點이 提起되었기 때문이며 이에 따라 그 代案으로 提示된 것이 1976年 發表된 Ross의 APM이다. 그 후 많은 사람들이 Ross의 APM을 주목하게 되었고

\* 本 論文은 博士學位論文의 일부를 정리 요약한 것임 .

\*\* 水原大學 經營學科 助教授

## 94 經營學研究

CAPM에 비해 보다 一般的이며, 檢證可能한 模型으로서 그 重要性이 크게 인식되고 있다. 最近 Huberman, Ingersoll, Stambaugh, Connor 등의 理論的 研究가 계속되고 있으며, 특히 Roll & Ross, Chen, Reinganum, Gibbons 등의 實證的 檢證에 이어 APM에 대한 現實的 適用能力을 檢證하기 위한 實證的 研究가 활발히 進行되고 있다.

지금까지의 APM에 관한 實證的 檢證의 대부분은 模型의 現實的 適用可能性에 대한 檢證과 株式收益率을 說明하는 意味있는 共通要因의 數를 推定하는 것에 관심을 가져 왔다.

그런데, APM의 가장 큰 問題點은 統計的 技法에 의해 推定된 共通要因의 經濟的 意味를 파악하기 어렵다는 것이다. 따라서 共通要因의 數를 推定하는데 이어 推定된 共通要因의 意味를 파악하는 것이 APM의 實證的 研究의 중요한 課題로 되어 왔으며, 最近 이를 해결하기 위한 研究가 試圖되고 있다.

한편 그 동안의 우리나라 資本市場을 對象으로 한 資產價格決定 模型의 實證的 研究를 보면 주로 CAPM 또는 그 확장모형(extended model)의 現實的 妥當性 檢證이었으며 最近에는 APM에 대한 實證研究도 다양하게 전개되고 있다. 물론, 우리나라의 경우에는 資料의 適用등에 있어서 여러가지 제약이 따르지만, 지금까지의 結果들을 종합하면 APM의 경우 株式收益率을 說明하는 共通要因이 대략 3~4개 存在하는 것으로 推定되었다.<sup>1)</sup> 또한 CAPM과 APM의 現實的 妥當性을 비교해 본 결과 APM이 보다 나은 說明力을 갖는 것으로 나타났다.<sup>2)</sup> 이는 우리나라 資本市場에서 株式收益率을 說明하는 要因으로 市場要因 以外的 要因들이 存在할 수 있음을 시사해 주는 것으로 볼 수 있다.

따라서 傳統的으로 많이 이용되어 오던 單一要因模型인 CAPM보다는 一般模型으로서의 多要因模型(multi-factor model)인 APM에 의해 우리나라 資本市場을 說明해 보는 것도 의미있는 일이라 생각된다. 그러므로 여기서는 APM模型을 보다 광범위하게 市場 전체를 대상으로 하여 体系的으로 檢證하고, 또한 推定된 要因의 經濟的 意味를 확인하고자 하는 시도에서 그 의의를 찾고자 한다.

따라서 本 研究에서는 우리나라 資本市場을 中心으로

(1) APM의 適用可能性을 檢證하고

---

1) 李弼商, “裁定價格決定模型의 理論的 考察과 實證的 分析” 「證券學會誌」 제 6집, (1984).

2) 柳寅順, “CAPM과 APM의 比較研究,” 「經營研究」, 第18卷, 1號, 通券 107號(春季號), 高麗大學校附設 企業經營研究所, (1984).

- (2) 株式收益率에 영향을 미치는 共通要因을 推定한 후
- (3) 推定된 共通要因의 經濟的 意味를 파악하여 우리나라 資本市場의 諸般特性을 說明해 보는 것을 그 目的으로 한다.

## II . 裁定價格決定에 관한 理論的 概觀

資本市場의 均衡을 說明하는 보다 一般的인 理論으로 Ross에 의해 개발된 APM<sup>3)</sup>은 모든 資産 또는 證券의 收益率이 여러개의 共通要因에 의해 說明될 수 있다는 基本的인 假定을 前提로 하고 있다. 즉, 모든 證券들의 收益率에 영향을 미치는 要因을  $\tilde{\delta}_1, \tilde{\delta}_2, \dots, \tilde{\delta}_k$ 로 표시하면 어떤 資産  $i$ 의 收益率은 다음과 같은  $k$ 개의 共通要因의 線型函數로 표시될 수 있을 것이다.

$$\tilde{r}_i = E_i + b_{i1} \tilde{\delta}_1 + \dots + b_{ik} \tilde{\delta}_k + \epsilon_i \quad (\text{II} - 1)$$

단,  $\tilde{r}_i$  :  $i$  資産의 收益率 (確率變數,  $i = 1, \dots, n$ )

$E_i$  :  $i$  資産의 事前的 (ex ante) 期待收益率

$b_{ik}$  : 共通要因  $k$ 의 變動에 대한 資産  $i$ 의 收益率의 反應度 (sensitivity)를 表示하는 要因係數

$\tilde{\delta}_k$  : 모든 資産의 收益率에 영향을 미치는 事後的 (ex post)인 共通要因 (common factor)으로 0의 平均을 갖는다.

$\epsilon_i$  : 資産  $i$ 의 收益率의 殘差項

$$E \{ \tilde{\epsilon}_i \cdot \tilde{\delta}_j \} = 0 \quad (j = 1, 2, \dots, k)$$

$$E \{ \tilde{\epsilon}_i \cdot \tilde{\epsilon}_h \} = 0 \quad (i \neq h)$$

(式II - 1)에서  $b_{i1}, b_{i2}, \dots, b_{ik}$ 는 모든 資産의 收益率을 共通的으로 說明해 주는 共通要因의 움직임에 대해서 資産  $i$ 의 收益率이 얼마나 민감하게 反應하는가를 나타내는  $i$  資産의 각 要因에 대한 体系的 危險 (systematic risk)이라고 볼 수 있다. 한편,  $\tilde{\epsilon}_i$ 는 資産의 固有要因 (idiosyncratic factor)으로서 非体系的 危險 (unsystematic risk)이라 할 수 있다. 따라서 APM에서 假定하는 收益生成

3) S.A.Ross, "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory*, Vol. 13 (Dec. 1976), pp. 341-360.

模型(return generating model)에 의하면, 어느 자산  $i$ 의收益率의變動은  $k$ 개의 共通要因과 個別資産 자체의 固有要因變動으로 說明된다는 것을 意味한다.

이때 裁定利益 實現의 기회가 없고, 모든 投資家들이 잘 分散된 投資行動을 보이는 經濟下에서는  $i$  資産의 期待收益이 다음과 같이 表示된다.<sup>4) 5)</sup>

$$E_i = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \dots + \lambda_k b_{ik} \quad (\text{II} - 2)$$

이 式에서  $\lambda_0$ 는 無危險資産이 존재할 경우에는 無危險收益率과 같거나 또는 제로베 타자산(즉,  $b_{ij} = 0, \forall j$ )의 收益率이 된다. 또한  $\lambda_1, \dots, \lambda_k$ 는 각각의 危險 要因  $\tilde{\delta}_1, \dots, \tilde{\delta}_k$ 에 상응하는 危險 프리미엄(risk premium)으로 해석할 수 있다.

### III. 우리나라 資本市場에서의 APM 檢證

#### 1. 檢證 模型

일반적으로 APM의 妥當性에 대한 實證的 檢證은 2段階의 過程으로 이루어진다. 즉, 첫번째 段階에서는 주어진 資料로 부터 要因의 數와 각 株式의 要因에 대한 反應 度를 나타내는 要因係數(factor loading)를 추정한다. 다음 두번째 段階에서는 첫번째 段階에서 推定된 要因係數를 利用하여 APM의 橫斷面的 價格決定關係를 표시해 주는 式(II-2)를 檢證한다.

이때 檢證模型은 式(III-1)과 같다.

$$\bar{r}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \hat{b}_{i1} + \lambda_2 \hat{b}_{i2} + \dots + \lambda_k \hat{b}_{ik} + \epsilon_i \quad (\text{III} - 1)$$

단,  $\bar{r}_i$  :  $i$  株式의 平均收益率  
 $\hat{b}_{ik}$  : 要因分析에 의해 推定된 要因係數  
 $\lambda_k$  :  $k$  要因에 대한 危險프리미엄  
 $\epsilon_i$  : 殘差項

4) 模型의 유도과정은 다음 문헌참조.

Ibid., pp. 341 ~ 360.

5) Nai. Fu. Chen., "Arbitrage Asset Pricing; Theory and Evidence," Ph. D. Dissertation, University of California, (1981).

따라서 株式收益率이 式(Ⅲ-1)에서와 같이  $k$ 개의 共通要因에 의해 說明된다면 危險프리미엄을 나타내는  $\lambda_1 \dots \lambda_k$  는 0 과 有意的인 差異를 보여야 하며 이는 곧 다음과 같은 歸無假說을 檢證하는 것이다.

$$H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \dots \lambda_k = 0$$

이와 같은 歸無假說이 기각될 때 APM의 妥當性を 否認할 수 없을 것이다.

### 2. 檢證 資料

本 研究에서는 (表Ⅲ-1)에 要約된 바와 같이 個別株式의 月別 收益率과 週別 收益率 資料를 對象으로 檢證하였다.

<表Ⅲ-1> 實證分析에 使用된 資料

	資 料 I	資 料 II
收 益 率	權利落, 配當落 및 額面分割을 반 영한 月別收益率	權利落, 配當落 및 額面分割을 반 영한 週別收益率
標本證券	1976.7~1984.6 동안 韓國證券去來所 에 上場되어 있는 總株式(金融業 除外) 標本證券數 : 155	1978.1~1983.12 동안 韓國證券去來 所に 上場되어 있는 總株式(金融 業除外) 標本證券數 : 199
時 系 列	95 個月	306 週
그룹형성	無作爲로 20 株씩 15 그룹	無作爲로 20 株씩 15 그룹

한편 보다 엄격한 回歸分析을 위하여 檢證資料의 正規分布 여부를 Kolmogorov - Smirnov 方法을 이용하여 檢證하였으며, 그 結果 月別收益率資料의 경우 155 株式 중 135 株式이 5% 有意水準에서 正規分布를 이루며, 週別收益率의 경우에는 199 株式 모두가 1% 有意水準에서 正規分布를 나타내었다.

### 3. 檢證 節 次

裁定價格決定模型의 實證的 檢證은 우선 要因分析技法을 利用하여 共通要因 및 株

식의 共通要因에 대한 反應度(factor loadings:FL)를 推定하고, 그 다음 推定된 FL을 基礎로 하여 橫斷面 回歸分析을 實施한다. 이 過程을 구체적으로 說明하면 다음과 같다.

(1) 個別株式을 無作爲로 20個의 株式을 1 그룹으로 하여 15個의 그룹을 形成한 후 週別收益率, 月別收益率의 時系列資料를 利用하여 각 그룹에 대하여 共分散行列을 作成한다.<sup>6)</sup>

(2) 이미 作成된 共分散行列에 要因分析(factor analysis)方法中 最尤推定法(MLFA: maximum likelihood factor analysis)을 이용하여 共通要因의 數를 推定하고 各 株式의 共通要因에 대한 反應도를 나타내는 要因係數行列(matrix of factor loadings)을 求한다.<sup>7) 8) 9)</sup>

(3) 要因分析을 利用하여 구한 個別資產의 FL의 推定值가 個別資產의 期待收益率 變化를 어느정도 線型的인 關係로 說明하는가를 본다. 즉, 個別資產의 共通要因에 대한 要因係數와 平均收益率을 기초로 回歸分析을 行하여 推定된 共通要因과 관련된 危險프리미엄을 測定한다.

(4) 같은 方法으로 나머지 그룹에 대해서도 (1) ~ (3)의 過程을 反復施行한 後, 各 그룹에서의 절편  $\lambda_0$  값들이 有意的인 差異가 있는지 Hotelling  $J^2$  檢證을 行한다.

6) 檢證하고자 하는 그룹의 構成株式數에 대해서는 많은 논란이 있으며 Roll & Ross는 30개의 株式으로 그룹을 형성하는 것이 合理的이라고 하였다.

7) 要因分析 技法에 대해서는 다음 문헌 참고.

K.G. Jöreskog, "Some Contributions to Maximum Likelihood Factor Analysis," *Psychometrica*, Vol. 32, No. 4, (Dec, 1967) pp. 456-458.

8) Donald F. Morrison, *Multivariate Statistical Methods*, 2nd ed., McGraw Hill, (1976), pp. 267-273.

9) Jae-On Kim, and C.W. Mueller, *Factor Analysis: Statistical Methods and Practical Issues*, A Sage University Paper 14, 1976, pp. 26.

#### 4. 檢 證 結 果

##### (1) 共通要因과 要因係數의 推定結果

##### 가. MLFA 에 의한 推定結果

個別株式을 無作為로 20 個씩 묶어 15 個의 그룹을 형성한 다음 MLFA 方法으로 共通要因에 대한 歸無假說  $H_{k=1}, H_{k=2}, \dots, H_{k=6}$  을 檢證한 結果를 要約하면 <表Ⅲ-2>, <表Ⅲ-3> 과 같다.

<表Ⅲ-2>의 <資料Ⅰ>의 경우 15 그룹 중 9 개의 그룹은  $H_k=3$  을 채택해야 하며, 5 개 그룹은  $H_k=4$  를 채택해야 하고, 제 11 그룹은  $H_k=2$  를 채택해야 한다. 따라서 株式의 收益率을 설명하는 共通要因으로 3~4 개의 要因이 필요하다는 것을 알 수 있다.

<表Ⅲ-3>의 結果를 보면 共通要因이 4 개인 그룹이 3 개, 5 개인 그룹이 6 개, 6 개인 그룹이 3 개,  $k > 6$  인 그룹이 3 개이다. <表Ⅲ-2>의 結果에서 共通要因이 3~4 개인 반면에 <表Ⅲ-3>의 週別收益率 資料를 MLFA 에 의해 要因을 推定한 경우 共通要因의 數는 4~6 개 정도라고 할 수 있다.

이제 <資料Ⅰ>, <資料Ⅱ>에 대해 要因을 推定한 結果를 要約 提示하면 <表Ⅲ-4> 와 같다.

<表Ⅲ-4> MLFA 에 의해 推定된 共通要因의 數

	1 개	2 개	3 개	4 개	5 개	6 개	6개이상
資 料 Ⅰ		1 그룹	9 그룹	5 그룹			
資 料 Ⅱ				3 그룹	6 그룹	3 그룹	3 그룹

##### 나. 適合性指數에 의한 要因推定

##### ① 適合性指數와 要因의 數

株式收益率을 설명하는 共通要因을 推定하기 위해 MLFA 方法을 이용할 때 제기되는 문제점으로는 실제자료에서는 별로 의미가 없는 要因이 統計적으로는 意味있는 要

〈表 Ⅲ-2〉

## MLFA에 의한 共通要因의 推定結果

( 20 株式, 15 그룹, 資料 I )

그룹	k = 1	k = 2	k = 3	k = 4	k = 5	k = 6
1	258.607 a (0.0001) b	189.000 (0.0195)	153.344 * (0.1095)	119.559 (0.3916)	89.709 (0.7601)	68.012 (0.9114)
2	262.521 (0.0001)	204.944 (0.0023)	142.168 * (0.2775)	109.055 (0.6632)	81.781 (0.9079)	61.605 (0.9738)
3	312.738 (0.0001)	236.746 (0.0001)	169.484 (0.0179)	135.940 * (0.0996)	109.421 (0.2441)	87.438 (0.4066)
4	234.848 (0.0007)	182.566 (0.0408)	143.269 * (0.2563)	108.522 (0.6765)	81.645 (0.9097)	62.179 (0.9037)
5	323.523 (0.0001)	203.741 (0.0027)	168.847 (0.0194)	139.186 * (0.0702)	107.543 (0.2852)	79.157 (0.6581)
6	297.000 (0.0001)	198.033 (0.0061)	150.139 * (0.1470)	120.526 (0.3680)	98.353 (0.5278)	72.653 (0.8277)
7	316.320 (0.0001)	224.166 (0.0001)	177.372 (0.0061)	130.514 * (0.1687)	93.361 (0.6674)	661.213 (0.9760)
8	307.634 (0.0001)	189.826 (0.0177)	146.197 * (0.2048)	119.253 (0.3992)	93.819 (0.6550)	75.491 (0.7601)
9	264.492 (0.0001)	204.187 (0.0026)	146.689 * (0.1969)	115.419 (0.4977)	89.904 (0.7555)	64.336 (0.9538)
10	286.904 (0.0001)	215.461 (0.0004)	159.142 * (0.0607)	22.718 (0.3169)	94.159 (0.6458)	75.422 (0.7619)
11	247.682 (0.0001)	173.927 * (0.0975)	138.231 (0.3604)	105.971 (0.7370)	84.076 (0.8737)	68.523 (0.9039)
12	328.359 (0.0001)	216.465 (0.0004)	163.869 (0.0357)	129.462 * (0.1854)	101.326 (0.4441)	77.645 (0.7018)
13	302.359 (0.0001)	207.715 (0.0011)	164.149 (0.0345)	132.505 * (0.1402)	101.689 (0.4341)	78.752 (0.6700)
14	262.296 (0.0001)	200.576 (0.0043)	157.881 * (0.0695)	121.723 (0.3397)	94.036 (0.6491)	72.807 (0.8244)
15	329.707 (0.0001)	202.032 (0.0035)	157.379 * (0.0732)	126.703 (0.2340)	100.904 (0.4558)	71.438 (0.8530)

a :  $\chi^2$  統計量

b : Prob-value

< 表Ⅲ-3 >

MLFA 에 의한 共通要因의 推定結果

( 20 株式, 15 그룹, 資料Ⅱ )

그룹	k = 1	k = 2	k = 3	k = 4	k = 5	k = 6
1	537.825 <i>a</i> (0.0001) <i>b</i>	298.563 (0.0001)	196.119 (0.0003)	153.884 (0.0107)	126.674 * (0.0479)	88.193 (0.3848)
2	824.108 (0.0001)	357.505 (0.0001)	271.682 (0.0001)	194.523 (0.0001)	147.260 (0.0015)	111.074 (0.0304)
3	632.411 (0.0001)	246.398 (0.0001)	184.361 (0.0021)	136.789 * (0.0911)	102.045 (0.4244)	73.214 (0.8153)
4	529.267 (0.0001)	315.671 (0.0001)	235.039 (0.0001)	190.478 (0.0001)	151.713 (0.0007)	117.883 (0.0106)
5	629.744 (0.0001)	313.357 (0.0001)	212.389 (0.0001)	146.852 (0.0279)	107.464 * (0.2870)	78.419 (0.6797)
6	522.607 (0.0001)	216.711 (0.0004)	163.882 (0.0356)	128.263 (0.2056)	91.695 (0.7112)	67.933 (0.9125)
7	473.812 (0.0001)	301.132 (0.0001)	213.132 (0.0001)	158.893 (0.0051)	120.788 (0.0770)	89.738 (0.3417)
8	556.927 (0.0001)	370.983 (0.0001)	233.674 (0.0001)	177.237 (0.0002)	142.565 (0.0034)	110.463 (0.0332)
9	766.140 (0.0001)	286.562 (0.0001)	228.118 (0.0001)	174.206 (0.0004)	129.435 (0.0254)	102.589 * (0.0941)
10	565.864 (0.0001)	258.294 (0.0001)	207.975 (0.0001)	153.082 (0.0120)	107.206 * (0.2930)	77.309 (0.7096)
11	590.649 (0.0001)	334.997 (0.0001)	206.396 (0.0001)	151.707 (0.0146)	122.262 (0.0647)	93.638 (0.2444)
12	653.334 (0.0001)	251.752 (0.0001)	174.219 (0.0001)	122.654 * (0.3183)	88.152 (0.7955)	68.050 (0.9109)
13	631.309 (0.0001)	293.434 (0.0001)	210.415 (0.0001)	156.965 (0.0068)	118.475 * (0.1003)	85.565 (0.4624)
14	553.086 (0.0001)	303.575 (0.0001)	219.980 (0.0001)	160.201 (0.0041)	126.180 (0.0395)	101.613 * (0.1057)
15	640.153 (0.0001)	378.885 (0.0001)	248.210 (0.0001)	196.545 (0.0001)	145.412 (0.0021)	102.207 * (0.0985)

*a* :  $\chi^2$  統計量

*b* : Prob-value

因으로 나타날 수 있다는 것이다.<sup>10)</sup> 이처럼 實際資料에 대한 有意성과 統計的인 有意성을 區別하기 위한 한 方法으로 제시된 것이 Tucker & Lewis의 適合性指數(index of goodness-of-fit)이며<sup>11)</sup> 이들은 適合性指數를 信賴性係數(reliability coefficient)라 하고 다음과 같이 定義하였다.

$$P(k) = [Q(0) - Q(k)] / [Q(0) - 1]$$

$$= [(\chi_0^2 / D_{f0}) - (\chi_k^2 / D_{fk})] / [(\chi_0^2 / D_{f0}) - 1]$$

$$\text{단, } Q(k) = \chi_k^2 / D_{fk}$$

$$\chi_0^2 = 0 \text{ - 要因模型의 } \chi^2 \text{ 값}$$

$$D_{f0} = 0 \text{ - 要因模型의 自由度}$$

$$\chi_k^2 = k \text{ - 要因模型의 } \chi^2 \text{ 값}$$

$$D_{fk} = k \text{ - 要因模型의 自由度}$$

한편, Bentler & Bonett는 要因이 하나 추가됨으로써 늘어나는 信賴性係數의 差異, 즉, 增分適合性指數(incremental fit index)를 이용할 수 있음을 제시하였다.<sup>12)</sup> 예컨대,  $k-1$  要因模型에 대한  $k$ -要因模型의 增分適合性指數는 다음과 같다.

$$P(k) - P(k-1) = [Q(k-1) - Q(k)] / [Q(0) - 1]$$

Tucker & Lewis는 信賴性係數  $P(k)$ 는 總分散 중, 模型이 說明하는 分散의 比率을 나타내는 것이며, 따라서 限定된 共通要因을 갖고 있는  $k$ -要因模型이 變數사이의 共分散을 얼마나 說明해 주고 있는가로 해석할 수 있다고 하였다.<sup>13)</sup> 따라서 信賴性係數를 이용하는데 있어서 몇개의 要因을 채택할 것인가 하는 문제를 제기하는 대신, 몇개의 要因으로 이루어진 要因模型이 모집단의 共分散을 가장 잘 說明하는가 하는 문제를 제기해야 한다.

- 10) Richard, G. Montennelli, "The Goodness of Fit of the Maximum Likelihood Estimation Procedure in Factor Analysis," *Educational and Psychological Measurement*, 34,(1974), pp. 547~562, [cited by] G.H. Krishnamurthy, op. cit, pp. 32~33.
- 11) Ledyard, Tucker and Charles, Lewis "A Reliability Coefficient for Maximum Likelihood Factor Analysis," *Psychometrica*, 38,(1973), pp. 1-10.
- 12) P.M.Bentler, and Douglas G. Bonett, "Significance Tests and Goodness of Fit in the Analysis of Covariance Structures," *Psychology Bulletin*, 88,(Nov.1980), pp. 588-606.
- 13) L. Tucker and C. Lewis, op. cit., pp. 1-10.

② 適合性指數에 의한 要因推定 結果

本 研究에서의 適合性指數에 의한 要因推定結果는 다음과 같다. 먼저 20개 株式으로 이루어진 15개 그룹의 信賴性 계수, 要因이 追加될 때의 増分適合性指數 즉,  $k - 1$  要因模型에 대한  $k$  - 要因模型의 増分適合性指數 및 1 - 要因模型에 대한  $k$  - 要因模型의 増分適合性指數를 계산해 보면 <資料 I>의 경우 共分散의 95%를 설명할 수 있으면서 가장 經濟的인 模型이 3 - 要因模型인 그룹의 경우 4個, 4 - 要因模型인 그룹이 6個, 5 - 要因模型인 그룹이 5個이다.

한편, <資料 II>의 結果를 보면 共分散의 95%를 說明할 수 있으면서 가장 經濟的인 模型이 3 - 要因 模型인 그룹이 2그룹, 4 - 要因模型인 그룹이 3그룹, 5 - 要因模型인 그룹이 5그룹, 6 - 要因模型인 그룹이 4그룹이다.

以上 月別收益率 資料와 週別收益率 資料를 利用하여 계산한 適合性指數에 의한 要因의 數를 推定한 結果를 要約하면 <表 III - 5>와 같다. <表 III - 5>의 結果를 보면 株式收益率의 共分散을 95% 以上 說明하면서 가장 經濟的인 模型으로 3~5 要因 模型이 適合하다고 할 수 있으며, 이 結果는 앞에서의 結果와 비슷함을 알 수 있다.

<表 III - 5> 適合性指數와 共通要因의 數

	1 개	2 개	3 개	4 개	5 개	6 개	6개이상
資料 I			4 그룹	6 그룹	5 그룹		
資料 II			2 그룹	3 그룹	5 그룹	4 그룹	1 그룹

(2) 橫斷面 回歸分析 結果

實證的 研究의 첫번째 段階에서는 月別收益率과 週別收益率 資料의 共分散行列에 M LFA 方法을 適用하여 共通要因을 推定하였다. 그 結果 株式收益率에 影響을 미치는 共通要因은 3~5개 存在하는 것으로 나타났다.

實證的 研究의 두번째 段階에서는 前段階에서 구한 個別資產의 要因係數의 推定值가 個別資產의 期待收益率 變化를 어느 정도 線型的인 關係로 說明하는지를 檢證한다.

따라서 여기서는 20個 株式으로 형성된 15個 그룹에 대해 앞에서 推定된 要因係數 (FL:factor loading)을 獨立變數로 하고, 株式의 平均收益率을 從屬變數로 하여 橫斷面 回歸分析을 실시하였다. <資料I>, <資料II>에 대한 回歸分析 結果는 <表III-6>, <表III-7>과 같다.

<表III-6>과 <表III-7>의 結果를 보면 그룹에 따라 共通要因의 有意性에 있어 差異를 보이고 있다.<sup>14)</sup> 그런데 그룹간의 共通要因의 有意性을 직접 비교할 수는 없으므로 각 그룹에 있어서 유의적인 共通요인의 수를 <表III-8>에 要約하였다.

<表III-8>을 보면 FL을 獨立變數로 하여 回歸分析한 結果 10% 有意水準에서 1個이상의 요인이 유의적인 그룹은 15 그룹중 11개 그룹이며 적어도 2個이상의 요인이 有意的인 그룹은 8個그룹, 적어도 3개이상인 有意的인 그룹은 6個그룹이다.

한편, <資料II>의 結果인 <表III-7>을 보면 有意水準 10%에서 적어도 2개 이상의 要因이 有意的인 그룹이 4개이며 적어도 1개이상의 要因이 有意的인 그룹이 7개이다.

<表III-8> 有意的인 共通要因의 數

要因의 數 有意水準		資料				
		1	2	3	4	5
資料 I	$\alpha = 0.05$	9	5	4	0	0
	$\alpha = 0.10$	11	8	6	2	1
資料 II	$\alpha = 0.05$	5	2	1	1	0
	$\alpha = 0.10$	7	4	1	1	0

以上 <資料I, II>에 대해 FL을 獨立變數로 하여 回歸分析한 結果, <資料I>의 경우 共通要因으로 推定된 3~5개의 共通要因중에서 有意的인 要因은 2~3개

14) 실제로 이렇게 그룹을 형성하여 檢證한 Brown & Weinstein은 서로다른 그룹에서 推定된 要因이 同一한 것인지 확인할 수 없다고 하였다.

S.J. Brown, and M.I. Weinstein, "A New Approach to Testing Asset Pricing Models: The Bilinear Paradigm," *Journal of Finance* (December 1983), pp. 1393~1414.

(表Ⅲ-6) 收益率에 대한 FL의 回歸分析結果(資料1)

$$\bar{r}_i = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \lambda_3 b_{i3} + \lambda_4 b_{i4} + \lambda_5 b_{i5} + \epsilon_i$$

그룹	$\lambda_0$	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\lambda_4$	$\lambda_5$	$F^b$	$R^2$	그룹	$\lambda_0$	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\lambda_4$	$\lambda_5$	$F^b$	$R^2$
1	0.0478 (0.83) <sup>a</sup>	-0.0333 (0.81)	-0.0280 (0.81)	-0.0183 (0.26)	-0.0150 (0.25)	0.0201 (0.28)	0.39	12.10	9	0.0645	-0.0402** (4.81)	-0.0379* (4.48)	-0.0584** (6.00)	-0.0629** (9.91)	-0.0461* (4.15)	3.13**	52.76
2	0.0656 (3.38)	-0.0370* (3.38)	-0.0472** (5.37)	-0.0797** (12.01)	-0.0099 (0.24)	-0.0512** (4.98)	2.97*	51.44	10	0.0384	-0.0217 (2.72)	0.0015 (0.02)	-0.0225* (3.92)	-0.0272* (3.40)	-0.0331** (6.67)	1.98	41.44
3	0.0251 (0.40)	-0.0072 (0.40)	-0.0070 (0.38)	-0.0087 (0.41)	-0.0091 (0.27)	-0.0211 (2.48)	0.94	25.19	11	0.0098	0.0217** (7.50)	0.0190** (6.18)	0.0005 (0.00)	0.0038 (0.34)	-0.0316** (16.60)	7.31**	72.30
4	0.0046 (1.06)	0.0070 (1.06)	0.0298** (16.7)	0.0217** (7.35)	0.0000 (0.00)	0.0287 (17.32)	7.46**	72.71	12	0.0265	-0.0038 (0.15)	-0.0162* (4.01)	-0.0221** (7.67)	0.0119 (1.90)	0.0159 (2.13)	2.90**	50.91
5	0.0280 (1.89)	-0.0139 (1.89)	0.0022 (0.04)	0.0172 (2.66)	-0.0246** (6.18)	-0.0319** (7.03)	3.06**	52.24	13	0.0050	0.0179* (3.67)	0.0134** (2.84)	0.0081 (1.02)	0.0184* (3.20)	-0.0066 (0.56)	1.61	36.56
6	0.0189 (0.10)	0.00263 (0.10)	-0.0155* (3.38)	0.0042 (0.17)	-0.0004 (0.00)	-0.0122 (1.14)	1.25	30.86	14	0.0197	-0.0019 (0.03)	0.0061 (0.40)	-0.0101 (0.83)	0.0211** (7.20)	-0.0071 (0.49)	1.84	39.62
7	0.0162 (0.46)	0.0069 (0.46)	0.0036 (0.07)	0.0170* (4.41)	-0.0048 (0.32)	0.0115 (1.70)	1.30	31.66	15	0.0495	-0.0176 (0.37)	-0.0548 (2.13)	0.0220 (0.99)	0.0042 (0.02)	0.0484 (2.01)	1.00	26.35
8	0.0462 (0.35)	-0.0199 (0.35)	-0.0373 (0.97)	-0.0100 (0.11)	-0.0156 (0.27)	-0.0165 (0.17)	0.35	11.02									

\*\* 5 % 有意水準에서 有意의임. \* 10 % 有意水準에서 有意的임.  
 a : F-統計量 (  $F = \frac{R^2/r}{(1-R^2)/(n-k-1)}$  if  $r=1$  in stepwise regression, then  $F=t^2$  )  
 b : F-統計量 (  $F = \frac{\text{regression mean square}}{\text{error mean square}}$  )

T.H. Wonnacott and R.J. Wonnacott. *Introductory Statistics for Business and Economics*. 2nd ed, Wiley, (1977), pp, 434~436.

< 表Ⅲ - 7 >

收益率에 대한 FL의 回歸分析 結果(資料Ⅱ)

$$\bar{r}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \hat{b}_{11} + \lambda_2 \hat{b}_{12} + \lambda_3 \hat{b}_{13} + \lambda_4 \hat{b}_{14} + \lambda_5 \hat{b}_{15} + \epsilon_i$$

	$\lambda_0$	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\lambda_4$	$\lambda_5$	F	R <sup>2</sup>
1	0.0034	0.0012 (0.23) <sup>a</sup>	0.0013 (0.27)	0.0007 (0.05)	-0.0032 (1.27)	-0.0012 (0.14)	0.33	10.60
2	0.0006	0.0005 (0.04)	0.0019 (1.67)	0.0112** (12.98)	0.0089** (4.67)	0.0014 (0.27)	2.83*	50.23
3	0.0041	-0.0014 (0.23)	-0.0024 (1.28)	0.0050 (2.43)	-0.0000 (0.00)	0.0065* (3.52)	1.89	40.33
4	0.0025	0.0013 (0.18)	0.0002 (0.01)	0.0054** (5.36)	-0.0040 (2.92)	-0.0043* (3.28)	2.94*	51.20
5	0.0041	0.0003 (0.01)	-0.0025* (3.13)	0.0008 (0.10)	-0.0001 (0.01)	-0.0056** (4.93)	2.08	42.66
6	0.0037	-0.0012 (0.35)	0.0023 (2.57)	0.0011 (0.10)	0.0004 (0.02)	0.0001 (0.00)	0.97	25.79
7	0.0021	0.0044 (1.40)	0.0020 (0.71)	0.0011 (0.21)	-0.0002 (0.01)	0.0045 (1.56)	0.41	12.79
8	0.0039	0.0006 (0.05)	0.0019 (0.30)	0.0026 (1.74)	0.0005 (0.04)	0.0028 (0.81)	0.68	19.56
9	0.0009	0.0062** (7.80)	0.0043** (5.82)	0.0103** (10.03)	0.0008 (0.10)	-0.0079** (9.05)	3.83**	57.74
10	0.0042	-0.0053* (4.46)	0.0003 (0.02)	0.0013 (0.48)	0.0060 (2.84)	0.0014 (0.18)	2.01	41.83
11	0.0028	0.0012 (0.17)	0.0014 (0.66)	-0.0018 (1.92)	-0.0049** (8.31)	0.0013 (0.28)	2.31*	45.20
12	0.0037	0.0011 (0.13)	-0.0022 (3.47)	0.0005 (0.06)	0.0047 (2.98)	-0.0016 (0.35)	1.82	39.44
13	0.0032	-0.0011 (0.27)	-0.0012 (0.37)	0.0032 (0.80)	0.0034 (2.44)	0.0014 (0.32)	2.09	42.70
14	0.0017	0.0012 (0.25)	0.0010 (0.21)	0.0056 (2.64)	0.0027 (1.17)	0.0016 (0.33)	0.68	19.61
15	0.0030	0.0012 (0.20)	0.0030 (0.92)	0.0004 (0.01)	0.0038 (1.04)	0.0017 (0.28)	0.35	10.98

a : F 統計量

\*\* : 5 % 有意水準에서 有意的임 .

\* : 10 % 有意水準에서 有意的임 .

정도라 할 수 있고, <資料II>의 경우는 2개 정도라 할 수 있다. 또한 模型自體의 妥當性 檢證을 위한 F檢證결과 <資料I>의 경우 15그룹중 6個그룹이 10% 有意水準에서 有意的이었다.

따라서 <資料I>에 대한 檢證結果를 綜合해 볼때 資產價格決定模型으로서 APM의 妥當性을 認定할 수 있겠다. 그러나 <資料II>의 경우 15 그룹중 4 그룹만이 有意的인 것으로 나타나 <資料I>을 利用한 경우보다 說明力이 낮다고 할 수 있다.

### (3) 그룹간의 절편의 同一性 檢證

APM을 檢證하는 過程에서 가장 문제가 되는 것 중의 하나는 全体株式(또는 資產)을 여러 小集團으로 나누어 檢證함으로써 생기는 問題點이다. 즉, 要因 그 자체를 確認할 수 없기 때문에 각 그룹간의 收益生成要因들이 同一한 것인지를 確認할 方法이 없다. 極端的으로 생각하면 각 그룹의 要因이 모두 다를 수도 있다는 것이다.

또한 각 그룹의 要因이 모두 同一한 要因이라 해도 共通要因은 각 그룹에서 要因回轉(factor rotation)에 따라 서로 다른 要因構造를 가질 수 있다. 그러나 要因回轉을 하더라도 절편인  $\lambda_0$ 는 각 그룹마다 同一해야 한다. 즉,  $\lambda_0$ 는 無危險資產의 收益率 또는 共通要因에 대한 反應度(sensitivity)가 0인 資產의 收益率을 나타내기 때문에 모든 그룹에 대해 同一해야 한다. 실제로 Roll & Ross<sup>15)</sup>와 Hughes<sup>16)</sup>는 각 그룹간에 推定된  $\lambda_0$ 가 同一함을 제시했다.

本 研究에서도 각 그룹간에 推定된  $\lambda_0$ 가 同一한가를 檢證하기 위해 다음과 같이 歸無假說을 세웠다.

$$H_0 : \lambda_{0,1} = \lambda_{0,2} = \dots = \lambda_{0,15}$$

위와 같은 假說을 檢證할 때 利用되는 統計的인 方法으로 Hotelling  $J^2$  檢證이

15) R.Roll., and S.A. Ross, "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory," *Journal of Finance*, (Dec, 1980), pp. 1073~1103.

16) P. Hughes, "A Test of the Arbitrage Pricing Theory," *Working Paper*, University of British Columbia, 1981. pp. 13-20.

使用된다.<sup>17) 18)</sup>

本 研究에서는 15개 그룹의  $\lambda_0$ 가 同一한가를 檢證하기 위하여 Fama-Macbeth가 利用한 橫斷面的 回歸分析으로부터 얻은 절편의 時系列推定值를 使用하였다. 그 結果 各 그룹마다 48개의  $\lambda_0$ 의 時系列推定值를 얻을 수 있었으며 이를 利用하여 Hoteling  $J^2$ 를 計算한 結果 F-統計量이 5% 有意水準에서 自由度(14,34)의 F-統計量보다 적으므로(calculated  $F = 0.5277 < \text{critical } F = 2.70$ ) 歸無假說은 採擇되고, 따라서 各 그룹간의  $\lambda_0$ 는 同一하다고 할 수 있다.

#### IV. 共通要因의 經濟的 意味

앞에서는 우리나라 證券市場을 中心으로 共通要因을 推定한 結果 3~5개의 共通要因이 存在하며, 橫斷面 回歸分析 結果 3개 정도가 價格을 決定하는 要因으로서 有意的인 것으로 나타났다. 그러나 APM의 實證檢證에서 그동안 크게 문제시 되었던 것은 統計的 技法에 의해 찾아지는 各 要因들이 과연 實제적으로 어떠한 經濟的 意味를 갖는지에 대한 說明이 어렵다는 것이었다. 따라서 APM의 共通要因의 意味를 해석하는 것이 중요 과제로 되어왔으며, 최근 Chen, Roll & Ross(以下 CRR)<sup>19)</sup>는 經濟變數를 도입하여 共通要因의 意味抽出을 시도하였다. 本 研究에서는 CRR의 方法을 利用하여 우리나라 資本市場을 중심으로 APM의 共通要因의 意味抽出을 시도하였다.

##### 1. 經濟變數의 設定

APM이 비체계적 危險 要素를 제거시킨 잘 分散된 포트폴리오를 기초로 成立되었기 때문에 일반적인 經濟變數만이 株式의 價格決定에 影響을 미칠 것이다. 따라서 이러

17) D.F. Morrison, *op. cit.*, pp. 128~141.

18) C. Chatfield and A. J. Collins, *Introduction to Multivariate Analysis*, London, New York, Chapman and Hall, (1980), pp. 114~126.

19) Nai-Fu Chen, Richard Roll & S.A. Ross, "Economic Forces and The Stock Market: Testing the APT and Alternative Asset Pricing Theories," *Working Paper*, (1984) pp. 1~44.

한 經濟變數들의 예기치 못한 變化들을 APM의 체계적 要因으로 推測할 수 있다. 이제 이러한 經濟變數를 유도하기 위해 株式評價模型을 利用할 수 있다. 즉, 理論적으로 보면 株式價格은 다음과 같이 豫想되는 配當을 割引한 것으로 나타낼 수 있을 것이다.<sup>20)</sup>

$$P = E(c) / k \dots\dots\dots (N - 1)$$

단, E(c) : 豫想配當

k : 割引率

따라서 어떤 期間의 실제 수익이 다음과 같이 주어짐을 의미한다.

$$\frac{dp}{p} + \frac{c}{p} = \frac{dE(c)}{E(c)} - \frac{dk}{k} + \frac{c}{p} \dots\dots\dots (N - 2)$$

式(N-2)에서 보면 收益率에 영향을 미치는 것은 割引要素 k 와 期待現金 흐름 E(c)를 變化시키는 要素라고 할 수 있다. 이제 이러한 要因들을 구체적으로 設定하고 이를 포착할 수 있는 觀察可能的 代用變數(proxy variables)들을 측정하고자 한다.

(1) 인플레이션

먼저 株式收益率에 영향을 미칠 수 있는 要因으로 豫想하지 못한 인플레이션(un-anticipated inflation)을 고려해 볼 수 있다.

$$UI = I(t) - E[I(t) | t - 1] \dots\dots\dots (N - 3)$$

단,  $I(t) = \log CPI(t) - \log CPI(t - 1)$

여기서 CPI(consumer price index)는 消費者物價指數인데, 本 研究에서는 全都市消費者物價指數를 이용하였다.

또한 式(N-3)에서  $E[I(t) | t - 1]$  은 t-1 期에 期待한 t 期の 期待인플레이션率로 (式N-4)와 같이 定義하였다.

$$E[I(t) | t - 1] = r [I_{t-1} - I_{t-2}] \dots\dots\dots (N - 4)$$

단, r : 1次 自己相關係數

또한, UI 變數에 나타나지 않는 情報를 갖고 있을 수 있는 또 하나의 인플레이션 變化로 期待되는 인플레이션率의 差異(difference in expected inflation)를 고

20) Ibid. pp. 1~44.

나할 수 있으며 이는 다음과 같다.

$$DEI(t) = E [ I ( t + 1 ) | t ] - E [ I ( t ) | t - 1 ] \dots\dots\dots ( N - 5 )$$

즉,  $t$  期の 期待인플레이션率의 變化는  $t$  期の  $t + 1$  期에 대해 豫測했던 期待인플레이션率에서  $t - 1$  期の  $t$  期에 대해 豫測했던 期待인플레이션率을 差減한 것이다.

(2) 産業生産指數

株式收益率에 영향을 미칠 수 있는 두번째 變數로 産業生産指數를 고려할 수 있다. 이의 時系列資料로 먼저 産業生産의 月間增加率(monthly growth rate in industrial production)을 變數로 設定하여 式( N - 6 )과 같이 定義하였다.

$$MP(t) = \log IP(t) - \log IP ( t - 1 ) \dots\dots\dots ( N - 6 )$$

단,  $IP$  : 産業生産指數

$MP$  : 産業生産의 月間增加率

그러나 株式의 價値는 長期에 걸친 未來 現金 흐름의 評價를 포함하므로, 株式의 收益率은 産業生産의 月間 變化率 보다는 오히려 몇 개월 後에 豫想되는 産業生産의 變化가 株式收益率에 반영될 수 있을 것이다.

따라서, 産業生産指數의 또 하나의 變數로 産業生産의 年間增加率(yearly growth rate in industrial production)을 式( N - 7 )과 같이 設定하였다.

$$YP(t) = \log IP(t) - \log IP ( t - 1 ) \dots\dots\dots ( N - 7 )$$

단,  $YP$  : 産業生産의 年間增加率

(3) 綜合株價指數

이제까지는 株式收益率을 說明할 수 있는 變數로 經濟變數를 設定하였다. 그러나 1 개월과 같은 短期的인 保有期間에 대해서는 經濟變數 자체보다도 綜合株價指數가 더 빠른 속도로 豫期치 못한 市場의 모든 情報를 반영한다고 볼 수 있다. 따라서 綜合株價指數도 株式價格에 영향을 미칠 수 있는 有意的인 變數로 기대되어 式( N - 8 )과 같이 時價總額을 기준으로 계산된 綜合株價指數의 收益率을 하나의 變數로 設定하였다.<sup>21)</sup>

$$MI(t) = \log VWMI(t) - \log VWMI ( t - 1 ) \dots\dots\dots ( N - 8 )$$

단,  $MI$  = 綜合株價指數의 收益率

$VWMI$  = 價値加重綜合株價指數(value weighted market index)

(4) 危險프리미엄

21) 綜合株價指數를 사용하는데 있어서의 問題點으로는 株價指數를 산출하는데 있어서 配當收益을 고려하고 있지 않다는 點이다.

株式收益率에 영향을 주는 또 하나의 變數로 危險프리미엄의 豫期치 않은 變化(un-anticipated changes in risk premium)를 고려할 수 있다.

미국에서는 危險프리미엄의 豫期치 않은 變化를 測定하기 위해서 Baa 債權으로 이루어진 포트폴리오의 收益率에서 Aaa 債權으로 이루어진 포트폴리오의 收益率을 差減하여 이를 이용하고 있다.

그러나, 우리나라 資本市場에서는 이와 같은 債券等級(bond rating)이 없기 때문에 本 研究에서는 危險프리미엄의 예기치 않은 變化를 會社債의 平均收益率에서 國公債의 平均收益率을 差減하여 測定하였다.<sup>22)</sup>

$$UPR(t) = R_{cb}(t) - R_{gb}(t) \dots\dots\dots (N - 9)$$

단,  $UPR$  :  $t$  月の 危險프리미엄의 豫期치 않은 變化

$R_{cb}$  :  $t$  月の 會社債收益率의 平均

$R_{gb}$  :  $t$  月の 國公債收益率의 平均

## 2. 經濟的 意味解析을 위한 檢證

### (1) 檢證을 위한 포트폴리오의 구성

株式收益率에 영향을 미치는 共通要因의 意味를 抽出하기 위해서는 먼저 각 共通要因의 特性을 지닌 株式들로 포트폴리오를 形成해야 하며, 이를 위해 다음의 두가지 方法이 고려될 수 있다.

그 첫번째 方法은 포트폴리오 1은 1 要因以外的 다른 要因과의 反應度 즉, 要因係數(factor loading)는 0 ( $b_2 = 0, b_3 = 0, b_4 \dots\dots\dots = 0$ )을 갖도록 GUB 프로그래밍(GUB-programming)을 利用하여 形成하는 方法이다.

또 하나의 方法은 최초의 要因係數 行列을 回轉(rotation)시킨후 각 共通要因에

---

22) 이와 같이  $UPR$ 를 測定하는 것은 여러가지 문제점이 따른다. 예컨대, 會社債에 포함되어 있는 保證社債의 경우 사실상 危險이 없으므로 精確한 危險프리미엄이라 할 수 없으며, 만약 保證社債를 제외하면 資料의 精비가 不充分하여 一貫性 있는 時系列資料를 얻을 수 없다. 따라서 우리나라의 경우 危險프리미엄의 예기치 않은 變化를 精確하게 測定하기에는 어려움이 따른다. 또한 우리나라의 경우 公社債에 지급되는 保證料는 危險에 대한 代價로 간주할 수 있으므로 이를 危險프리미엄으로 사용할 수도 있다.

대한 要因係數가 높은 株式들로 포트폴리오를 形成하는 方法이다. 本 研究에서는 後者와 같은 方法을 이용했으며 이의 첫번째 단계로 먼저 株式收益率을 說明하는 共通要因을 推定한후 각 株式의 共通要因에 대한 FL에 따라 각 要因의 성격이 최대한 반영될 수 있도록 포트폴리오를 構成하였다.

즉 최초의 要因係數行列(factor loadings matrix)을 varimax 方法에 의해 要因回轉(factor rotation)을 하여 단순한 要因構造(simple factor structure)를 만든후 要因係數(FL)가 큰 株式들로 포트폴리오를 構成하였다.

여기서는 共通要因을 推定하기 위한 標本證券으로 앞에서 이용했던 155개의 證券을 이용하였으며 155개의 株式의 收益率의 共分散行列을 作成한 후 PCA 方法을 이용하여 要因을 推定하였다. 다음 155개 株式의 各 要因에 대한 反應度를 나타내는 FL을 기준으로 포트폴리오를 形成하였다. 즉, 포트폴리오 1은 제 1 要因에 대한 FL 값이 0.5 이상인 株式으로 構成하였고, 포트폴리오 2는 제 2 要因에 대한 FL 값이 0.5 이상인 株式으로 構成하였으며, 포트폴리오 3은 제 3 要因에 대한 FL 값이 0.5 이상인 株式으로 構成하였다. 이러한 方法으로 포트폴리오를 構成하는 理論的 理由는 FL의 意味가 各 株式의 各 要因에 대한 反應度를 나타내는 것이므로, FL이 클수록 본래의 變數와 共通要因과의 相關關係가 높은 것이며, 따라서 이러한 株式만을 選定하여 포트폴리오를 構成할 때 그 포트폴리오는 要因의 特性을 잘 반영할 것이라는 것이다.

本 研究에서 이러한 方法으로 포트폴리오를 構成한 結果 각 포트폴리오에 포함된 株式數는 포트폴리오 1이 15 株式, 포트폴리오 2가 15 株式, 포트폴리오 3이 7 株式이다. 이와같이 共通要因의 特性을 나타내는 포트폴리오를 3개 形成하였는데 이처럼 포트폴리오를 3개만 形成한 理由는 4 要因 이상의 要因에 대해서는 FL이 높은 株式은 5개 株式미만이었기 때문이다. 이렇게 形成된 포트폴리오는 經濟變數와의 回歸分析結果를 통하여 그 意味를 抽出할 수 있을 것이다.

## (2) 檢證 結果

이제 앞에서 구한 共通要因과 經濟變數間에는 어떠한 關係가 있는가를 보기 위하여 檢證期間을 1976.7~1984.6(96個月)의 全体期間에 대해서 檢證한 다음, 全体期間을 1976.7~1980.6, 1980.7~1984.6의 前期, 後期로 나누어 多重回歸分析(multiple regression)을 실시하였다.<sup>23)</sup> 이에 대한 檢證結果가 (表Ⅳ-1), <表Ⅳ-2>에

23) 回歸分析을 하기 이전에 獨立變數間의 多重共線型性(multicollinearity)을 檢討하기 위해 앞에서 設定한 經濟變數間의 相關係數를 계산한 결과 全般的으로 相關關係가 낮은 것으로 나타났다. 한편, 變數들의 自己相關關係(autocorrelation)

要約되어 있다. <表Ⅳ-1>의 結果를 보면 全体期間의 경우 1要因은 UPR, YP와 有意的인 관계가 있으며, YP의 경우 1要因에 正(+)의 반응을 보이는 반면 UPR은 負(-)의 반응을 보이고 있다. 그런데 2要因, 3要因은 經濟變數와 有意的인 關係가 없는 것으로 나타났다. 한편, 期間에 따른 效果를 보기 위해 全体期間을 前期, 後期로 나누어 檢證한 結果는 뚜렷한 差異를 보이고 있다. 즉 前期間의 경우 1, 2, 3 要因 모두 어느 經濟變數와도 관계가 없는 것으로 나타났다. 반면, 後期間의 경우 1 要因은 UPR, YP와 5% 有意水準에서 有意的이고, 2 要因은 UI, DEI, UPR 과 有意的이며, 3 要因도 DEI, UPR 과 매우 有意的인 것으로 나타났다. 이상의 結果로부터 後期間의 경우 共通要因과 經濟變數는 매우 有意的인 關係가 있음을 알 수 있다.

이와 같이 前期間과 後期間의 結果가 差異가 나는 것은 우리나라 자본시장의 규모가 작고 깊이가 얇기 때문에 市場 內部的 要因보다는 政府의 경제 동향등에 매우 민감한 반응을 보이는 것으로 볼 수 있다.

특히 1980年 1月 政府의 資本 自由化推進方案 이후에 資本市場의 급격한 환경 變化로 이러한 현상이 보다 두드러지게 나타난 것으로 推測할 수 있다. 이상 세期間의 結果를 綜合해 볼 때 UPR, YP, DEI, UI 가 共通要因과 매우 有意的인 關係에 있음을 알 수 있다.

한편, <表Ⅳ-2>의 結果는 共通要因을 說明하기 위해서 綜合株價指數 MI를 經濟變數에 포함시켜 回歸分析한 結果이다.

이러한 方法으로 分析하는 첫번째 理由는 綜合株價指數는 經濟變數 자체보다도 더 빠른 속도로 예기치 못한 經濟的 變化를 파악할 지도 모르기 때문이다. 왜냐하면 綜合株價指數는 株式 자체의 포트폴리오이므로 다른 經濟變數만큼 外生的 變數는 아니기 때문이다.

둘째 理由는 綜合株價指數를 포함시킬때 다른 變數들이 그 有意性を 維持하는지를 보기 위해서이다.

이 結果를 <表Ⅳ-1>과 比較해 볼 때 매우 주목할 만하다. 즉 全体期間에서 1 要因에 비해 有意的이었던 UPR은 有意성이 사라지고, YP는 여전히 有意的이다.

(註 23번 계속)

를 계산한 결과 變數에 따라 다르기는 하나 自己相關關係가 있음을 보여 주었다. 이와 같이 經濟變數의 自己相關關係는 이들 變數가 豫測可能하다는 것을 意味한다. 그러나, 이러한 현상은 株式收益率을 이들 經濟變數에 대하여 回歸分析할 경우 얻어지는 要因係數의 推定值에 下向의 편기를 가져올 수 있는 測定誤差問題를 갖게 됨을 시사해 준다.

(表Ⅳ - 1)

共通要因의 經濟的 意味 解析結果

(MI 를 고려하지 않은 경우)

기 간	port- folio	포 인 식 합 주 수	cons- tant	UI	DEI	UPR	MP	YP	F	R <sup>2</sup>
1976.7~ 1984.6 (96 개월)	1	15	0.1420 (0.426) <sup>a</sup>	0.4120 (0.173)	0.4724 (0.313)	-0.0150* (-1.846)	-0.0203 (-0.141)	0.0002** (2.190)	1.19	7.16
	2	15	-0.1144 (-0.259)	-1.9831 (-0.616)	1.5588 (0.777)	-0.010 (-0.938)	0.0454 (0.238)	-0.0002 (-1.049)	1.61	9.47
	3	7	-0.1790 (-0.468)	-2.3710 (-0.849)	0.0471 (0.027)	-0.0018 (-0.189)	0.0783 (0.473)	-0.0010 (-0.788)	0.7	4.35
1976.7~ 1980.6 (48 개월)	1	15	-0.1301 (-0.302)	0.8451 (0.308)	-0.5034 (-0.297)	0.0017 (0.162)	0.0675 (0.358)	0.0000 (0.144)	0.19	3.23
	2	15	-0.4237 (-0.525)	-5.6654 (-1.101)	-1.3765 (-0.434)	-0.0092 (-0.476)	0.1901 (0.539)	0.0009 (-0.351)	0.58	9.10
	3	7	-0.2209 (-0.774)	-3.9313 (-1.046)	-2.3522 (-1.014)	0.0180 (1.276)	0.0684 (0.265)	-0.0003 (-1.435)	0.84	12.62
1980.7~ 1984.6 (48 개월)	1	15	0.8393 (1.634)	3.1638 (0.730)	3.9251 (1.390)	-0.03* (-2.209)	-0.2859 (-1.291)	0.0006** (2.106)	2.44	22.53
	2	15	0.7178 (1.441)	7.1456* (1.702)	8.7536** (3.197)	-0.0258* (-1.884)	-0.3077 (-1.433)	-0.0001 (-0.374)	3.03	26.48
	3	7	0.5086 (1.010)	4.9145 (1.157)	6.6837** (2.414)	-0.0346** (2.496)	-0.2261 (-1041)	-0.0003 (-1.109)	2.66	24.06

a : t 統計量

\* : 5% 有意水準에서 有意的임 .

\*\* : 10% 有意水準에서 有意的임 .

< 表Ⅳ - 2 >

共通要因의 經濟的意味 解析結果

(MI를 고려한 경우)

기간	portfolio	구성 주식 수	const- tant	MI	UI	DEI	UPR	MP	YP	F	R <sup>2</sup>
1976.7 ~ 1984.6	1 요인	15	0.0591 a (0.175)	0.0009 (1.210)	0.4910 (0.203)	0.4959 (0.328)	-0.0131 (-1.585)	-0.0271 (-0.189)	0.0003 (2.479)	1.239	8.91
	2 요인	15	0.0738 (0.168)	-0.0019 (-2.116)	-2.1446 (-0.681)	1.5095 (0.769)	-0.0144 (-1.347)	0.0610 (0.327)	-0.0003 (-1.736)	2.149	14.51
	3 요인	7	0.0832 (0.229)	-0.0027* (-3.570)	-2.5961 (-0.998)	-0.0215 (-0.013)	-0.0078 (-0.885)	0.1001 (0.648)	-0.0002 (-2.025)	2.796	18.08
1976.7 ~ 1980.6	1 요인	15	-0.2234 (-0.528)	0.0016 (1.645)	0.9944 (0.372)	-0.5704 (-0.346)	0.0052 (0.514)	0.0321 (0.174)	0.0001 (0.836)	0.622	11.75
	2 요인	15	-0.2172 (-0.280)	-0.0035 (-1.981)	-5.9957 (-1.222)	-1.2281 (-0.406)	-0.0171 (-0.910)	0.2684 (0.793)	-0.0003 (-1.178)	1.187	20.27
	3 요인	7	-0.0164 (-0.031)	-0.0035 (-2.858)	-4.2585 (-1.265)	-2.2053 (-1.062)	0.0101 (0.782)	0.1459 (0.628)	-0.0005* (-2.669)	2.232	32.36
1980.7 ~ 1984.6	1 요인	15	0.8339 (1.558)	0.0000 (0.042)	3.1675 (0.722)	3.9300 (1.374)	-0.0312* (-2.178)	-0.2860 (-1.276)	0.0006* (2.068)	1.988	22.54
	2 요인	15	0.8362 (1.629)	-0.0010 (-0.966)	7.0645 (1.681)	8.6431** (3.152)	-0.0265* (-1.931)	-0.3048 (-1.418)	-0.0001 (-0.284)	2.673	28.12
	3 요인	7	0.7531 (1.506)	-0.0020* (2.049)	4.7470 (1.159)	6.4556* (2.416)	-0.0360* (-2.693)	-0.2201 (-1.051)	-0.0003 (-0.958)	3.086	31.11

a : t 統計量

\*\* : 5 % 有意水準에서 有意的임 .

\* : 10 % 有意水準에서 有意的임 .

또한 어떤 經濟變數와도 有意성이 없었던 2, 3 要因이 MI, YP 와 매우 有意的인 것으로 나타났다. 또한 前期間의 경우 <表Ⅳ-1>에서는 共通要因과 有意的인 關係를 갖고 있는 經濟變數가 하나도 없었던 반면, MI 를 포함시킴에 따라 UI의 有意성은 사라지고, DEI, UPR 은 여전히 有意的이다. 3 要因의 경우 DEI, UPR 은 여전히 有意的이며, MI 역시 有意的으로 나타났다.

以上 綜合株價指數를 포함시킬 때와 그렇지 않을 경우 共通要因과 經濟變數의 關係를 分析한 結果 우리나라 證券市場에서 株式收益率에 영향을 미치는 共通要因의 意味를 精確하게 解析할 수는 없지만, 綜合株價指數, 産業生産指數의 年間增加率, 危險프리미엄의 豫期치 못한 變化, 期待인플레이션의 變化등이 共通要因과 有意的인 關係에 있음을 알 수 있다. 즉, 經濟變數가 株式의 期待收益率의 중요한 說明變數로 나타났다는 점은 매우 시사하는 바가 크다. 이제 共通要因의 經濟變數에 대한 回歸分析 結果를 要約해 보면 <表Ⅳ-3>과 같다.

<表Ⅳ-3> 共通要因의 經濟變數에 대한 回歸分析結果 要約

기 간	MI 를 고려하지 않은 경우 유의적인 경제변수	MI 를 고려한 경우 유의적인 경제변수
1976.7~1984.6	UPR, YP	MI, YP
1976.7~1980.6	—	MI, YP
1980.7~1984.6	UI, DEI, UPR, YP	MI, DEI, UPR, YP

## V. 結 論

本 研究에서는 우리나라의 資本市場을 中心으로 株式收益率에 영향을 미치는 共通要因을 推定하고, 推定된 共通要因의 經濟的 意味를 解析하고자 하는 것을 그 目的으로 하였다. 이제 그 結果를 要約하면 다음과 같다.

먼저 個別株式의 月別收益率과 週別收益率 資料에 대해 MLFA 方法으로 要因을 推定한 結果 株式收益率에 영향을 미치는 共通要因은 3~5 個로 推定 되었으며, 이 要因들 중 價格決定에 有意的 要因은 3 個로 나타났다. 또한 株式收益率에 영향을 미치는 共通要因의 經濟的 意味를 解析하기 위해 인플레이션, 産業生産指數, 綜合株價指數, 危險프리미엄의 豫期치 않은 變化를 도입하여 共通要因의 經濟變數에 대한 回歸分析을 행하였다. 그 結果 經濟變數들이 비교적 有意的으로 나타났으며, 특히 綜合株價指數 危險프리미엄의 變化, 産業生産의 年間增加率등의 有意성이 높아 株式收益率에 영향을 미치는 共通要因으로 관련지을 수 있었다.

그러나, 이러한 結果 해석은 APM의 檢證過程에서 前提되었던 몇가지 假定과 檢證 資料上的 未備등으로 다음과 같은 問題點이 고려되어야 할 것이다.

먼저 共通要因을 推定하기 위한 共分散行列과 共通要因에 대한 각 株式의 反應度(sensitivity)를 나타내는 要因係數(factor loadings)가 時間의 經過에도 불구하고 安定적이라고 假定한 點이다.

이러한 假定은 CAPM이나 APM등 資產의 價格決定模型을 檢證할 때 일반적으로 前提하는 假定이지만, 우리나라의 경우 1970年代末과, 1980年代初의 經濟의 構造的인 差異 등으로 인해 安定的이라는 假定은 問題가 있을 것이다.

또한 우리나라 資本市場을 對象으로 實證的 研究를 할 때 근본적으로 提起되는 問題點으로 外國에 비해 標本證券의 數가 적고, 標本期間의 時系列이 적으며 證券市場의 經濟全體에 대한 役割이 적어 結果解析에 있어 完全하지 못하다는 것이다.

특히 本 研究에서 시도한 共通要因의 意味를 解析하는 過程에서 우리나라의 特性을 反映할 수 있는 여러 經濟變數들을 모두 고려하지 못하고 一部分을 고려했다는 點이다.

以上과 같은 問題點에도 불구하고 價格決定模型으로서의 APM의 現實的인 說明力을 檢證하고, 共通要因의 意味를 찾기 위한 하나의 試圖로서 그 意味를 찾고자 한다. 물론 統計的 技法에 의해 찾아지는 共通要因의 意味를 精確하게 파악하기는 어려우나 앞으로의 研究는 우리나라의 特性을 보다 잘 反映해 주는 經濟變數를 設定하고, 보다 나은 方法을 利用하여 要因의 經濟的 意味를 좀 더 精確히 파악하는 方向으로 나아가야 될 것이다.

## 參 考 文 獻

- 李弼商, “裁定價格決定模型의 理論的 考察과 實證的 分析” 「證券學會誌」 제 6 집, (1984).
- 柳寅順, “CAPM과 APM의 比較研究,” 「經營研究」, 第 18 卷, 1 號, 通券 107 號(春季號), 高麗大學校附設企業經營研究所, (1984)
- Bentler, P.M. and Bonett, Douglas G. “Significance Tests and Goodness of Fit in the Analysis of Covariance Structures,” *Psychology Bulletin*, 88 (Nov. 1980).

- Brown, S. and Weinstein, "A New Approach to Testing Asset Pricing Models: The Bilinear Paradigm," *The Journal of Finance*, 38 (1983).
- Chatfield, C. and Collins, A. J., *Introduction to Multivariate Analysis*, London, New York, Chapman and Hall, (1980).
- Chen, Nai. Fu., "Arbitrage Asset Pricing; Theory and Evidence," Ph. D. Dissertation, University of California, (1981).
- \_\_\_\_\_, "Some Empirical Test of the Theory of Arbitrage," *The Journal of Finance*, Vol. 38, No.5, (Dec. 1983).
- \_\_\_\_\_, R. Roll and S.A. Ross, "Economic Forces and the Stock Market: Testing the APT and Alternative Asset Pricing Theories," Working Paper, (1984).
- Dybvig, P. H. and S.A. Ross, "Yes, The APT is Testable," Working Paper, Yale School of Management, (June 1983).
- Fogler, H.R., Kise, J, and Tipton.J., "Three factors Interest Rate Differentials and Stock Groups." *The Journal of Finance*, (May 1981).
- Gibbons, Michael R., "Empirical Examination of the Return Generating Process of the Arbitrage Pricing Theory." Working Paper, Stanford University, (Nov. 1980).
- Huberman, G., "A Simple Approach to Arbitrage Pricing Theory., *Journal of Economic Theory*, Vol. 28, (1982).
- Hughes, P., "A Test of the Arbitrage Pricing Theory," Working Paper, University of British Columbia, (1981).
- Ingersoll, J. and Chen. N., "Exact Pricing in Linear Factor Models with Finitely Many Assets," *Journal of Finance*, Vol. 38. (1983).
- Jöreskog, R. G., "Some Contributions to Maximum Likelihood Factor Analysis," *Psychometrica*, 32 (Dec. 1967).
- Kim, J. O. and Mueller C. W., *Introduction to Factor Analysis*, Beverly Hills, Sage University Paper, (1978).

- \_\_\_\_\_, *Factor Analysis*, Beverly Hills, Sage University Paper, (1978).
- Krishnamurthy G. Hedge., "Some Empirical Tests of the Arbitrage Pricing Model." Ph. D. Dissertation, Ohio University, (1983).
- Kryzanowski, L. and To. M. C., "General Factor Models and the Structure of Security Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 18. No. 1, (Mar. 1983).
- Montennelli, Jr., Richard G., "The Goodness of Fit of the Maximum Likelihood Estimation Procedure in Factor Analysis," *Educational and Psychological Measurement*, 34, (1974).
- Morrison, D. F., *Multivariate Statistical Methods*, McGraw-Hill, Inc. (1976).
- Reinganum, Marc. C., "The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Results," *Journal of Finance*, 36, (May 1981).
- Roll, R., and Ross, S. A., "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory," *Journal of Finance*, Vol. 35, No. 5, (Dec. 1980).
- \_\_\_\_\_, "The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning," *Financial Analysts Journal*, (May/June 1984).
- Ross, S. A., "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory*, Vol. 13. (Dec. 1976).
- Shanken, J., "The Arbitrage Pricing Theory: Is it Testable?" *Journal of Finance*, (Dec. 1982).
- \_\_\_\_\_, "Factor Pricing Models: Synthesis and extensions," Working Paper, University of California Berkeley, (Sep. 1983).
- Sharpe, W. F., "Some Factors in New York Stock Exchange Security Returns, 1931-1979," Working Paper, Stanford University (March 1982)

- \_\_\_\_\_, "Factor Models, The Arbitrage Pricing Theory and Capital Asset Pricing Models," Working Paper, Stanford University, (Aug. 1981).
- Stambaugh, R. F., "Arbitrage Pricing with Information," *Journal of Financial Economics*, 12, (1983).
- Sweeny, Richard. J. and Arthur Warga "Indeterminacy in the APT with Observable Factors," Claremont Graduate School, Working Paper.
- Tucker, Ledyard and Levis, Charles, "A Reliability Coefficient for Maximum Likelihood Factor Analysis." *Psychometrika*, 38, (1973).