

裁定價格決定理論에 관한 研究 (Ⅱ)

具 孟 會*

<目 次>

- | | |
|-------------------------------|-----------------|
| I. 序 論 | 2) 資料의 選定과 分析範圍 |
| II. 韓國證券市場에서 裁定價格決定
理論의 檢證 | 3. 檢證結果 |
| 1. 假說設定과 檢證模型 | 1) 假說 I 의 檢證結果 |
| 2. 分析期間과 資料의 選定 | 2) 假說 II 의 檢證結果 |
| 1) 分析期間 | III. 結 論 |

I. 序 論

1985年 6 월에 발간한 釜山大學校 商科大學 論文集 第50輯에서 필자가 발표한 “裁定價格決定理論에 관한 研究(I)”에서는 裁定價格決定理論(Arbitrage Pricing Theory, APT)을 이론적인 측면에서 이해하기 쉽도록 전개하였다. 이 論文은 前論文을 연장한 것으로, 裁定價格決定模型(Arbitrage Pricing Model, APM)을 한국증권시장에 적용시킬 경우 이 模型이 事後的(ex post)으로 얼마만큼 有效性을 갖는가를 檢證하는데에 목적을 두고 있다.

롤[Roll, (1977)]은 전통적이고 規範的인 샤프[Sharpe, (1964)], 린트너[Lintner, (1965, a, b)], 모신[Mossin, (1960)]의 資本資產의 價格決定模型(Capital Asset Pricing Model, CAPM)과 블랙[Black, (1972)]의 2 個要因 제로베타 CAPM(two-factor zero-beta CAPM variant)은 資本市場을 충분히 설명하는 데에 한계가 있다고 지적하였다. 다시 말해서 CAPM의 檢定은 眞正한 市場포트폴리오(true market portfolio)¹⁾의 구성을 완전히 알고 있고 또 이것이 效率的 投資線(efficient frontier) 위에 위치할 경우에 한하여 가능한데, 이러한 點들이 명확하지 않다는 것이며, 市場포트폴리오의 期待收益率에 대한 代用指數(proxy indexes)로서 株價指數를 사용한다는 것 역시 동일한 限界點을 가지고 있다는 점을 지적하였다. 그리고 CAPM은 이러한 內生的

* 釜山大學校 商科大學 經營學科 副教授

1) 진정한 市場포트폴리오(true market portfolio)는 人的資本(human capital), 不動產, 現金, 債券, 株式, 옵션 등 市場性資產과 非市場性資產(marketable and nonmarketable assets)을 모두 포함하고 있다.

인 문제점 이외에도 여러 학자가 事後的 檢證을 통하여 베타의 安定性和 無險危收益率에 대한 회의를 제기하고 있어 1970년도 중반 이후 이 CAPM의 理論的 補完이 絶실히 요청되어 왔다.

APT는 이러한 요청과 매를 같이 하여 로스[Ross, (1974), (1976)]가 제시한 일종의 CAPM에 대한 代替理論이라고 할 수 있다. CAPM은 單一要因인 市場포트폴리오의 體系的 危險만으로 證券의 收益率을 설명코자 함에 비하여 APT는 多數要因으로 증권의 수익율을 설명하고 있으므로 說明力의 幅이 클 뿐만 아니라 理論의 一般性도 높다고 하겠다. 즉 로스의 APT는 CAPM에 비하여 다음과 같은 점에서 장점을 가지고 있다고 하겠다.

첫째, CAPM은 收益率의 多變量正規分布(multivariate normal distribution)와 投資者의 2次效用函數(quadratic preference)를 가정하고 있지만, APM은 이러한 가정을 필요로 하지 않는다.

둘째, APM에서는 資産의 均衡收益率을 CAPM에서 처럼 單一要因(베타)으로 설명하는 것이 아니라 多數의 要因으로 설명하므로 일반적으로 CAPM보다 說明力이 높다고 하겠다.

세째, 模型의 推定과 檢定에 있어 APM에서는 CAPM과는 달리 母集團인 市場포트폴리오를 이용할 필요가 없다. 비교적 소규모의 포트폴리오에 대해서도 APM의 적용은 가능하다.

네째, CAPM에서는 平均-分散의 기준에서 시장포트폴리오의 收益率이나 代用指數가 效率的이라는 가정을 하고 있으나, APM에서는 이러한 가정이 필요없다. 따라서 APM은 CAPM의 근본적인 限界點인 市場포트폴리오의 고려 및 그 效率性의 문제를 제거시킴으로써 模型의 推定과 檢定에 있어 一般性이 높다고 하겠다.

그러나 APM이 과연 資本市場을 충분히 설명할 수 있는 模型으로 적합한가에 대한 經驗的 研究은 현재 활발히 진행되고 있다. APM에 대한 經驗적 연구의 결과는 세가지의 立場으로 분류할 수 있는데, 첫째는, APM의 有用性을 그대로 지지하는 立場이고, 둘째는 APM의 限界點을 지적하여 이를 강하게 批判하는 立場이고, 세째는 APM의 장점을 중요시함과 동시에 限界點을 보완함으로써 APM을 계속 확장하자는 立場이다. 이 중에서 둘째의 立場, 즉 APM의 事後的 有效性에 대한 일반적인 批判을 요약해 보면 다음과 같다.

첫째, 소기업과 대기업 사이에는 收益率의 差異가 발생하는데, 그 이유는 企業의 規模가 주로 영향을 미치는 것 같으며 APM으로는 설명할 수 없다.

둘째, 포트폴리오를 再構成함으로써 要因數의 操作이 가능하다.

세째, 小標本과 大標本 사이에는 要因의 數가 달리 나타난다. 다시 말해서 표본을 구성하는 證券의 數가 증가함에 따라 요인의 수도 증가한다.

네째, 要因의 經濟的 의미를 밝히기가 어렵다.

다섯째, 要因은 단순히 수익율의 分散-共分散으로 산출한 통계적 결과이지, 收益生成과는 무관하다.

따라서 필자는 이 논문에서 APM을 韓國證券市場에 적용시켜, 이 模型의 事後的 有效性을 檢證하고자 한다. 즉 韓國증권시장의 1日 株價로 推定된 APM을 檢定하므로써 다시 한번 APT의 장점과 한계점을 實證하고자 한다.

Ⅱ. 韓國證券市場에서 裁定價格決定理論의 檢證

1. 假說設定과 檢證模型

裁定價格決定理論(APT)이 韓國證券市場에서도 CAPM의 약점을 보완하는 代替理論으로 적용될 때 충분한 事後的 有效性을 가지는가에 대하여 檢證하기로 한다. 즉 外國의 기존 經驗的 研究와 관련시켜 韓國증권시장에 있어서 APM과 CAPM을 비교하고, APM의 理論的 妥當性을 檢토허기 위하여 다음과 같은 假說을 설정한다.

假說 I : 證券收益率은 1개 이상의 共通要因(common factor)으로 구성된 要因構造(factor structure)로 說明할 수 있다.

假說 II : APM은 CAPM보다 證券收益率의 變動性에 대한 說明力이 높다.

이상의 假說 I 에 대해서는 多變量統計技法의 하나인 要因分析(factor analysis)을 이용한다. 證券의 收益率인 變量 Z_i 는 여러개의 共通要因變數와 한개의 固有要因(unique factor)과의 線型關係를 이룬다는 것이며, 다음과 같이 표현된다.

$$Z_i = b_{i1}F_1 + b_{i2}F_2 + \dots + b_{ik}F_k + d_iU_i \dots\dots\dots (1)$$

또는

$$Z_i = \sum_{j=1}^k b_{ij}F_j + d_iU_i \dots\dots\dots (1a)$$

Z_i = i 번째 變수, $\forall i=1, 2, \dots, p$

F_j = j 번째 共通要因의 變수, $\forall j=1, 2, \dots, k$. 각 공통요인은 서로 獨立關係에 있음.

b_{ij} = F_j 에 대한 Z_i 의 要因로딩(factor loading). 이는 i 번째 變수에 대한 j 번째 요인의 敏感度를 나타내는 係數이다.

d_iU_i = i 번째 變數를 j 개 共通要因變數의 線형함수로 說明한 殘差(residual error).

이상의 두 식을 매트릭스로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{matrix} Z & = & B \cdot F & + & DU & \dots\dots\dots (16) \\ (p \times 1) & & (p \times k) & & (k \times 1) & & (p \times 1) \end{matrix}$$

$$\begin{aligned} Z' &= [Z_1, Z_2, \dots, Z_p] \\ F' &= [F_1, F_2, \dots, F_k] \\ U' &= [U_1, U_2, \dots, U_p] \end{aligned}$$

이고 要因로딩 매트릭스는

$$B = \begin{pmatrix} b_{11}, b_{12}, \dots, b_{1k} \\ b_{21}, b_{22}, \dots, b_{2k} \\ \dots \dots \dots \\ b_{p1}, b_{p2}, \dots, b_{pk} \end{pmatrix}$$

$$D' = [d_1, d_2, \dots, d_p]$$

따라서 증권의 수익율을 原資料로 하여 要因分析技法을 이용하면 일반적으로 다수의 共通要因으로 표현된 要因로딩매트릭스(factor loading matrix)를 산출할 수 있으며, 이 要因構造로써 증권의 수익율을 설명할 수 있다고 한다.

그러나 要因로딩매트릭스의 構造는 표본을 재구성함으로써 操作(manipulation)될 수 있기 때문에 假說 I의 限界點을 배제할 수는 없다. 바꾸어 말해서 標本構成에 따라 민감하게 차이를 나타내는 要因構造의 변동상황은 다음과 같이 구분할 수가 있다.²⁾

첫째, 標本을 구성하고 있는 변수의 數 p (이곳에서는 포트폴리오를 구성하고 있는 증권의 數)를 증가시키면 일반적으로 要因의 數(k)가 증가하며, 둘째, 동일한 變數로 구성된 표본에 대해서도 觀察回數를 증가시키면 일반적으로 要因의 數는 감소하고, 그 逆도 성립할 것이며, 셋째, 大企業과 小企業은 규모의 차이로 인하여 年平均收益率이 일치할 수가 없는데, 규모를 달리하는 이 두 企業群의 要因構造는 당연히 달라질 수도 있고, 넷째, 要因分析에서는 原資料의 對稱分布를 가정하고 있는데, 표본의 證券收益率이 반드시 對稱分布를 이룬다는 보장이 없다는 것이다. 그러므로 假說 I에 대해서는 限界點도 동시에 檢證하기로 한다.

다음으로, 假說 II의 檢證을 위하여 아래와 같이 APM과 CAPM의 回歸模型을 추정하고, 이들 模型의 回歸係數와 F 값을 檢定한다.

① APM :

$$E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \dots + \lambda_k b_{ik} + \varepsilon_i \dots \dots \dots (2)$$

$E(R_i)$ = i 주식의 1日 平均收益率

b_{ij} = i 주식 要因로딩의 추정치, $\forall j=1, 2, \dots, k$ 要因

ε_i = APM의 殘差

2) 標本構成에 관련시켜 證券收益率의 要因構造가 변동하는 결과를 찾아낸 경험적 연구로는 게르 [A.J. Gehr, (1975)], 쉬엔큰 [J. Shanken, (1982)], 첸 (Nai-fu Chen, (1981)], 크리자노스키와 토 (L. Kryzanoski and M.C. To, (1983)], 드림스·프렌드·컬트킨 [P.J. Dhrymes, I. Friend and N.B. Gultekin, (1984)], 레잉가눔 [M.R. Reinganum, (1981. b)] 등을 들 수 있다.

② CAPM :

$$E(R_i) = R_f + (k_M - R_f)b_i + \eta_i \dots\dots\dots (3)$$

$E(R_i)$ = i 주식의 1日 平均收益率
 R_f = 1日 無危險收益率
 k_M = 시장포트폴리오의 1日 收益率
 b_i = i 주식의 베타係數 추정치
 η_i = CAPM의 殘差

다시 이 두 模型의 說明力을 보완하기 위하여 CAPM의 殘差(η_i)를 要因로딩으로 線型回歸시키고, APM의 잔차(ϵ_i)를 베타係數로 회귀시킨 모형을 추정한 다음, 이 두 模型의 回歸係數와 F 값을 檢定한다.

③ APM의 殘差를 베타係數의 추정치로 回歸시킨 模型 :

$$\epsilon_i = \gamma_0 + \gamma_1 b_i + w_i \dots\dots\dots (4)$$

w_i = 殘差

④ CAPM의 殘差를 要因로딩의 추정치로 回歸시킨 模型 :

$$\eta_i = \gamma_0 + \gamma_1 b_{i1} + \gamma_2 b_{i2} + \dots\dots + \gamma_k b_{ik} + u_i \dots\dots\dots (5)$$

u_i = 殘差

2. 分析期間과 資料의 選定

1) 分析期間

裁定價格決定模型의 檢證에 있어서는 分析期間을 證券市場이 形成된 이후 현재까지의 全期間을 포함하는 것이 가장 理想的이나, 이는 일관된 資料의 선택이 현실적으로 어려울 때가 많다. 따라서 증권시장의 資料가 일관성을 가지고 있고, 또 비교적 精確된 證券市場이 存立된 시점에서부터 현재까지의 기간을 分析期間으로 선택하는 것이 일반적이다. 우리나라의 경우에는 1972년부터 證券市場이 制度의 整備와 제한 補完이 이루어져서 正常化 段階에 들어섰지만, 1977년에 와서 겨우 上場株式數와 去來規模面에서 확대되기 시작하였다. 그러므로 分析期間을 1977년 이후부터 현재까지의 기간으로 설정하는 것이 妥當하다고 생각한다. 그리고 APM의 推定 및 檢證에 있어서 흔히 比較의 基準이 되는 것은 첸[Chen, (1981)]과 롤과 로스[Roll and Ross, (1980)]의 연구로서, 이들은 주식의 1日 收益率을 原資料로 사용하고 있다. 따라서 필자의 이 論文에서도 주식의 1日 收益率을 原資料로 택하고 있다.

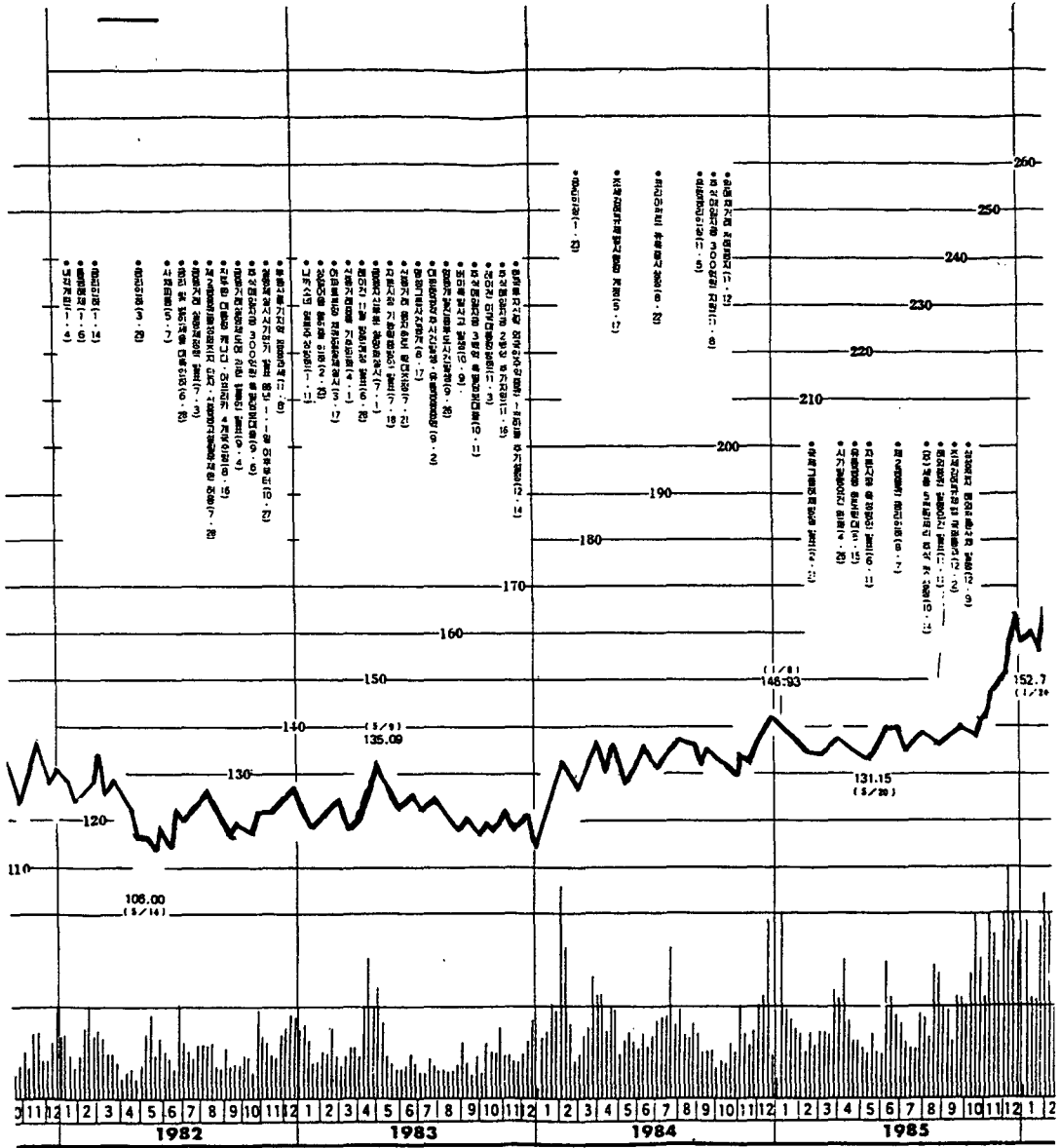
이 論文에서는 分析期間은 1982年 1월 4일부터 1985年 12월 26일까지 4개년으로 정하였다. 그 이유는 필자가 이 연구를 위하여 資料를 수집한 1986年 3월 당시에는 韓國證券電算株式會

社의 컴퓨터로서 정리해 놓은 1日 株價資料가 1982년 1월 4일까지만 소급할 수 있었기 때문이다. 이 4개년간의 총 거래일은 1,178일이었으며, 이 중에서 공휴일과 주말의 다음날에는 주식의 1日 收益率을 산출할 수 없기 때문에 제외하고, 나머지 944일이 4년간의 1日 株式 收益率을 산출된 日數이다. 이 分析期間 중에서 기록된 最高綜合株價指數는 期末日인 1985년 12월 26일의 163.37이고, 最低綜合株價指數는 1982년 5월 14일의 106.00이며, 期初日인 1982년 1월 4일의 것은 123.60이다. 이 分析期間은 原資料로서 한국 증권시장의 1日 株式 收益率을 이용한 것을 전제로 삼고 있었기 때문에 부득히 4년의 기간을 택하였다는 것이 月別 또는 週別 株式 收益率을 이용한 우리나라의 다른 APT 檢證이나 1日 株式 收益率을 이용한 외국의 研究들에 비하여 分析期間이 短期라는 限界點을 가지고 있다.³⁾ 그리고 이 分析期間의 韓國證券市場은 <그림 1>의 綜合株價指數의 변동상황이 보여주는 것과 같이 전반적으로 沈滯期에 속해 있었다.

2) 資料의 選定과 分析範圍

이 연구에서 母集團은 全分析期間을 통하여 韓國證券電算株式會社가 컴퓨터로 정리해 놓은 株式、一部市場의 254個 種目を 택하였다. 이 중에서 金融業과 保險業에 속하는 주식은 32個 種目이며, 그 이외의 것은 222個 種目이었다. 그리고 母集團의 標本으로는 5개 市中銀行의 株式과 연속적 또는 간헐적으로 오랜 기간동안 1日 株價의 변동이 없는 주식을 제외한 나머지 75개 주식을 택하여 총 180個 種目으로 정하였다.⁴⁾ 다음은 母集團을 대표하는 標本 180개 종목을 연구의 대상으로 하여 亂數表를 이용한 無作爲 推出法과 分析目標에 따라 표본을 다시 細分화하였다. 그리고 要因分析에서 原資料로서 投入되는 자료는 株式의 1日 收益率로서 時系列資料이다. 分析內容은 전술한 假說 I과 假說 II의 檢證을 위하여 ① 要因로딩과 要因數의 결정, ② APM의 推定 및 檢證, ③ CAPM의 推定 및 檢證, ④ APM과 CAPM 殘差間의 交叉推定 및 檢證을 순서대로 분석해 나가기로 한다. 이러한 標本の 構成 - 分析內容을 요약하면 <표 1>과 같다.

-
- 3) ① 李弼商外, “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, 韓國證券學會, 1984에서는 分析期間을 月別 資料로서 1977년 1월부터 1983년 8월까지.
 ② 朴在錫, 裁定價格決定理論에 관한 研究, 釜山大學校 大學院 經營學碩士學位 論文, 1985에서는 分析期間을 月別資料로 1977년 1월부터 1984년 12월까지.
 ③ 柳寅順, “裁定價格決定模型의 經濟的 意味”, 經營學研究, 韓國經營學會, 1986.2에는 分析期間을 月別資料로 1978년 1월부터 1983년 12월까지.
 ④ 吳賢鐸, 資本市場理論의 模型에 대한 實證的 研究, 韓國證券市場에서 APT의 適用을 중심으로, 全北大學校 經營學博士學位論文, 1987년 2월 예정에서는 分析期間을 月別資料로, 1977년 7월부터 1986년 6월까지.
 ⑤ 外國의 研究로는 R. Roll and S. Ross, “Arbitrage Pricing Theory,” The Journal of Finance, (Dec. 1980)에서 分析期間을 日別資料로, 1962년 7월 3일부터 1972년 12월 31일까지 등을 들 수 있다.
- 4) 母集團의 標本을 다소 主觀的으로 선택한 이유는 1日 株價가 오랜 기간동안 변동하지 않는 株式을 APT의 檢證資料로 상당수 포함시킬 경우에는 우리나라 證券市場의 脆弱點이 이 연구결과에 과대하게 반영되어 APT檢證의 해석이 너무 外生變數에 의존될 가능성이 높아질 수 있다는 것이다.



〈그림 1〉 分析期間의 綜合株價指數 變動

〈표 1〉 標本의 構成과 分析內容

표본구성의 기 준	표 본 의 구 성	요인로딩과 요인수의 결 정	APM의 추 정 및 검 증	CAPM의 추 정 및 검 증	APM, CAPM 잔차간의 교차추정 및 검 증
표 본 구 성	(1) 30개 기업의 6개그룹	*	*	*	*
주 식 수 별	(2) 60개 기업의 3개그룹	*	*	*	*
분 류	(3) 95개 기업의 1개그룹	*	*	*	*
관 찰 회 수 별	(1) 30개 기업 6개그룹 4년	*			
분 류	(2) 30개 기업 6개그룹 1년	*			
자 산 규 모 별	(1) 大企業그룹(30개 기업)	*	*	*	
분 류	(2) 小企業그룹(30개 기업)	*	*	*	
산 업 별	(1) 요식료품 제조업 그룹(17개 기업)	*	*	*	
분 류	(2) 석유·의복·가죽산업그룹(15개기업)	*	*	*	
	(3) 화학·석유·고무·프라스틱 제조업그룹(26개 기업)	*	*	*	
	(4) 의약품 제조업 그룹(16개 기업)	*	*	*	
	(5) 비금속·1차금속 조립제품 그룹(26개 기업)	*	*	*	
	(6) 전기기계산업 그룹(17개 기업)	*	*	*	
	(7) 종합건설 (22개 기업)	*	*	*	
	(8) 도·소매업(15개 기업)	*	*	*	

3. 檢證結果

1) 假說 I의 檢定結果

(1) 要因數의 決定

APT에 있어서 가장 기본이 되는 내용은 證券收益率이 單一要因이 아니라 多數의 要因에 의하여 영향을 받는다는 점이다. 따라서 多數要因의 推出, 分析方法인 要因分析(factor analysis)의 기법이 APM의 도출에 이용된다는 것은 당연하다고 생각된다. 그러므로 假說 I은 아래와 같이 證券收益率과 要因構造(factor structure)와의 관계에 초점을 맞추고 있다.

假說 I : 證券收益率은 1개 이상의 共通要因으로 구성된 要因構造로 說明할 수 있다.

이 分析에서는 APM을 檢證한 대부분의 학자들과 동일한 방법으로 最尤推定法(maximum-likelihood estimates)⁵⁾에 의하여 要因로딩매트릭스를 산출한다. 最尤推定法에서는 要因數의 결

5) 러리·맥스웰[D. N. Lawley and A. E. Maxwell, (1963)]과 하만[H. H. Harman, (1975)]은 要因解法(factor solution)으로 ① principal components, ② principal factor, ③ centroid, ④ maximum-likelihood, ⑤ minres, ⑥ multiple group, ⑦ uni-factor, ⑧ two-factor, ⑨ bi-factor, ⑩ multiple-factor의 解法(solution)이 있다고 한다. 이 중에서 maximum-likelihood solution은 母集團의 標本으로부터 추출된 共通要因(common factor)만 결정해 주며, 비교적 原理가 단순하다고 한다. 그러나 投入變數의 多變量正規分布(multivariate normal distribution)를 가정하고 있으며, 軸回轉은 반드시 直角回轉(orthogonal rotation)을 할 필요는 없다. 그리고 APM 檢證에서 最尤推定法을 이용한 전형적인 것으로는 첸[Nai-fu Chen, (1981)]과 롤·로즈[R. Roll and S. A. Ross, (1980)]의 연구를 들 수 있다.

정을 최초의 共通要因 매트릭스(initial common factor matrix)에서 아이겐값(要因의 分散값)이 1.0 이상을 갖는 要因까지를 택하는 것이 일반적이지만, 要因로딩 매트릭스의 산출에서는 다음과 같은 4가지 기준을 흔히 要因數를 결정하는 기준으로 이용한다.⁶⁾

- ① 1.0 이상의 아이겐값 基準(latent root criterion)
- ② 演繹的 基準(a priori criterion)
- ③ 分散의 百分率 基準(percentage of variance criterion)
- ④ 스크리檢定 基準(scree test criterion)

이 논문에서는 이상의 4가지 基準중에서 ①과 ④의 基準을 병용하여 要因數를 결정하기로 하는데, 특히 스크리檢定을 병용하는 이유는 要因數의 결정에서 명확한 숫자로 경계를 정하는 것이 다소 限界가 있기 때문이다.

그리고 假說 I의 檢證을 위한 要因로딩 매트릭스와 意味있는 要因의 數는 다음의 순서에 따라 결정한다.

- ① 最尤推定法에 의하여 산출된 최초의 要因로딩 매트릭스에서 스크리檢定에 의하여 要因數를 결정한다.
- ② 결정된 要因數를 기초로 하여 要因로딩 매트릭스를 直角回轉시켜 각 要因의 分散(아이겐값) 및 커뮤니티(communality)와 分散의 % 및 累積%를 산출한다.
- ③ 回轉要因로딩 매트릭스에서 分散의 값이 1.0 이상의 要因數를 결정한다.

(2) 標本構成株式數의 擴張과 要因의 數

假說 1에 대하여, 證券收益率이 多數의 要因에 의하여 설명되고 있으며 또 이 要因構造 및 추출되는 要因의 數가 標本の 구성여하에 따라 달라질 수 있는가를 檢證하였다. 다시 말해서 母集團의 標本인 180개 주식을 연구의 대상으로 亂數表를 이용한 無作爲 推出法에 따라 ① 30개 주식으로 구성된 6개 그룹, ② 60개 주식으로 구성된 3개 그룹, ③ 95개 주식으로 구성된 1개 그룹으로 분류하고, 이처럼 標本을 구성하는 주식수를 증가시키는 것이 要因構造의 변동과 추출되는 要因數에 영향을 미치는가에 대한 檢證을 하였으며, 그 結果를 요약하면 <표 2>, <표 3>, <표 4>와 같다.

먼저 30個 企業의 株式으로 구성된 6個 그룹의 <표 2>의 경우를 보면, 要因의 分散이 1.0 이상인 要因의 數가 3個(5 그룹), 4個(1 그룹, 2 그룹, 3 그룹), 6個(4 그룹, 6 그룹)로서 株式의 1日 收益率이 최저 3個 要因에서 최대 6個 要因으로 설명되고 있음을 알 수 있다. 그리

6) 이 4가지 基準에 대한 설명은 헤어 외[J.F. Hair, Jr. et al, (1979)]에 잘 나타나 있다. 그리고 APM檢定에 대한 기존의 여러 연구에서는 分散의 百分率基準을 많이 사용하고 있다.

코 이들 그룹의 說明力을 나타내는 커뮤니널리티(communality)의 %, 즉 累積分散%의 범위는 29.375%에서 32.568%이다.

〈표 2〉 30個 企業의 株式으로 구성된 6個그룹의 要因에 대한 說明力

그 룹	설명력	제 1 요인	제 2 요인	제 3 요인	제 4 요인	제 5 요인	제 6 요인	커뮤널리티
1 그룹	분 산	2.206	1.948	1.916	1.720*	0.987	0.727	9.503
	%	7.352	6.492	6.388	5.734	3.289	2.422	31.677
	누적%	7.352	13.844	20.232	25.966	29.255	31.677	
2 그룹	분 산	2.513	2.044	1.860	1.132*	0.890	0.693	9.133
	%	8.378	6.814	6.200	3.772	2.969	2.310	30.443
	누적%	8.378	15.192	21.392	25.164	28.133	30.443	
3 그룹	분 산	2.829	2.382	2.157	1.047*	0.438	0.330	9.183
	%	9.429	7.940	7.191	3.490	1.461	1.100	30.610
	누적%	9.429	17.369	24.560	28.050	29.511	30.610	
4 그룹	분 산	2.676	1.731	1.546	1.410	1.317	1.091*	9.770
	%	8.920	5.769	5.152	4.700	4.391	3.636	32.568
	누적%	8.920	14.689	19.841	24.540	28.932	32.568	
5 그룹	분 산	3.774	1.755	1.200*	0.962	0.910	0.626	9.228
	%	12.581	5.851	4.000	3.208	3.033	2.086	30.958
	누적%	12.581	18.433	22.433	25.640	28.677	30.758	
6 그룹	분 산	2.212	1.402	1.379	1.360	1.263	1.197*	8.812
	%	7.373	4.673	4.596	4.535	4.209	3.990	29.375
	누적%	7.373	12.046	16.641	21.176	25.385	29.375	

*: 최종적으로 요인의 분산값이 1.0 이상인 요인.

다음으로, 60개 기업의 株式으로 구성된 3個 그룹의 〈표 3〉의 경우를 보면, 3個 그룹에서 모두 分散이 1.0 이상인 要因의 數가 7個이다. 그러므로 標本의 株式構成數를 30에서 60으로 증가시키에 따라 要因의 數가 적어도 1개는 증가였다. 그러나 累積分散%의 범위는 제 7 요인에서 29.804%에서 31.245%로서 변동이 거의 없는 것으로 풀이된다.

〈표 3〉 60個 企業의 株式으로 구성된 3個 그룹의 要因에 대한 說明力

그 룹	설명력	제 1 요인	제 2 요인	제 3 요인	제 4 요인	제 5 요인	제 6 요인	제 7 요인	제 8 요인	커뮤널리티
1 그룹	분 산	4.192	4.032	3.291	2.215	1.729	1.229	1.193*	0.697	18.580
	%	6.987	6.720	5.487	3.692	2.881	2.048	1.989	1.162	30.966
	누적%	6.987	13.706	19.130	22.885	25.766	27.815	29.804	30.966	
2 그룹	분 산	5.349	4.507	2.659	2.067	1.727	1.366	1.071*	0.922	19.669
	%	8.915	7.512	4.432	3.446	2.878	2.277	1.786	1.536	32.781
	누적%	8.915	16.427	20.859	24.304	27.182	29.459	31.245	32.781	
3 그룹	분 산	6.206	2.716	2.454	1.949	1.883	1.626	1.155*	0.735	18.724
	%	10.343	4.527	4.090	3.248	3.139	2.709	1.926	1.226	31.207
	누적%	10.343	14.870	18.960	22.207	25.346	28.055	29.981	31.207	

*: 최종적으로 분산의 값이 1.0 이상인 요인.

끝으로 95개 기업의 株式으로 구성된 그룹의 <표 4>의 경우에는 제 8 要因에서 최후로 分散이 1.0 이상이 되며, 이 때의 累積分散%는 31.321%이다.

<표 4> 95個 企業의 株式으로 구성된 1個 그룹의 要因에 대한 說明力

설명력	제 1 요인	제 2 요인	제 3 요인	제 4 요인	제 5 요인	제 6 요인	제 7 요인	제 8 요인	제 9 요인	제 10 요인	커뮤널리티
분 산	7.826	6.935	5.698	1.937	1.902	1.900	1.688	1.049*	0.820	0.780	30.534
%	8.238	7.300	5.998	2.029	2.002	1.777	1.104	0.864	0.864	0.821	32.141
누적%	8.238	15.538	21.535	23.574	25.577	29.354	30.457	31.321	31.321	32.141	

*: 최종적으로 분산의 값이 1.0 이상인 요인.

그리고 <표 2>, <표 3>, <표 4>의 결과를 요약하면, 標本을 구성하는 주식의 수를 확장함에 따라 推出되는 要因의 數는 증가하지만, 커뮤널리티가 차지하는 비중의 범위는 29.375%(표 2의 6 그룹)~32.781%(표 3의 2 그룹)으로 매우 小幅이며, 추출된 共通要因의 說明力(커뮤널리티)이 약 30%인 것으로 생각된다.

(3) 觀察回數의 變動과 要因의 數

앞의 <표 2>에서 검증한 30개 企業의 株式으로 구성된 6個 그룹에 대하여 觀察回數를 4년으로부터 1년으로 단축하고, 最尤推定法에 의하여 최초의 要因로딩 매트릭스를 추정하면 分散의 값이 1.0 이상인 要因의 數가 아래 <표 5>와 같다.

<표 5> 1 年間 資料의 要因數

그	룹	1	2	3	4	5	6
요	인 의 수	8	8	7	8	7	8
분	산	1.047이상	1.015이상	1.059이상	1.040이상	1.011이상	1.100이상

그러므로 <표 2>, <표 3>, <표 4>, <표 5>의 分析結果를 종합하여 볼 때, 標本을 구성하는 變數(이곳에서는 證券收益率)를 증가시키면 推出되는 要因의 數가 증가하지만, 다른 한편으로 標本の 構成變數는 고정시키고 觀察回數만 증가시키면 추출되는 要因의 數가 오히려 감소하고 있음을 알 수 있다.⁷⁾ 이러한 현상은 要因分析技法 자체의 技術的 特性인 것으로 생각된다.

(4) 企業規模와 要因

우리나라에서는 일반적으로 中小企業을 ① 從業員數 300명 이하 또는 ② 資產總額 5억원 이하인 企業으로 분류하고 있으므로, 이 基準에 따르면 母集團의 標本 180個 企業이 전부 大企業으로 분류된다. 그러나 이 分析에서는 上場企業만을 연구의 대상으로 하기 때문에, 결국 標

7) 標本을 再構成함으로써 要因構造가 操作되는 현상을 밝힌 것으로는 쉬앵큰[J. Shanken, (1982)], 쉐인(Nai-fu Chen, (1980)]과 크리자노스키와 토[L. Kryzanowski and M. C. To, (1983)] 연구 등을 예로 들 수 있다.

本企業에서 大企業 그룹과 小企業 그룹을 선택하기로 한다. 즉, 1983년말 현재 母集團의 標本 180個 企業을 대상으로 하여 각 企業의 資產總額을 가장 큰 規模로부터 작은 順으로 나열한 다음, 그 序列이 30번째까지의 企業을 택하여 1그룹으로, 그리고 끝서열에서부터 逆行하여 30번째까지의 企業을 택하여 2그룹으로 분류한다. 이 경우 1그룹은 資產總額이 1,787억원 이상인 30개 企業으로 구성되며, 2그룹은 資產總額이 198억원 이하인 30개 企業으로 구성된다.

그리고 우리나라에서는 大企業의 經營成果가 일반적으로 小企業의 經營成果보다 높게 나타나는 경향이 있는데, 이 分析에서는 資產規模別로 분류한 이 두 그룹에서 要因의 說明力이 어떻게 나타나는가를 檢證한다.

〈표 6〉 大企業 그룹과 小企業 그룹의 要因說明力

그룹	설명력	제 1 요인	제 2 요인	제 3 요인	제 4 요인	제 5 요인	제 6 요인	제 7 요인	커뮤널리티
1 그룹(대기업)	분산	7.409	2.495*	0.853	1.271	0.563	0.554	0.431	13.576
	%	24.697	8.316	2.844	4.237	1.876	1.845	1.437	45.253
	누적%	24.697	33.013	35.857	40.094	41.970	43.816	45.253	
2 그룹(소기업)	분산	2.011	1.256	1.122	1.103	1.058*	0.977	0.495	8.023
	%	6.702	4.184	3.741	3.678	3.527	3.257	1.650	26.742
	누적%	6.702	10.889	14.630	18.037	21.835	25.092	26.742	

*: 최종적으로 분산의 값이 1.0 이상인 요인.

〈표 6〉은 資產規模別로 분류된 1 그룹과 2 그룹의 回轉要因 매트릭스에서 각 要因의 說明力을 요약한 것이다. 大企業集團인 1 그룹에서 分散의 값이 1.0 이상인 것이 2개 要因이며, 이 두 要因만으로도 株式收益率을 33.013%(累積分散%)나 설명할 수 있다는 점은 특히 지적할만하다. 그러나 小企業集團인 2 그룹의 경우에는 分散의 값이 1.0 이상인 것이 5개 要因이다. 그리고 要因數가 증가함에 따라 순서적으로 각 要因의 分散이 값이 감소하는 현상은 매우 완만하며, 이 5개 요인으로도 株式收益率을 21.895% 밖에 설명하지 못하고 있다.⁸⁾

(5) 產業別 分類와 要因

다음은 母集團 180개 企業의 株式를 대상으로 하여 이들을 8개 產業의 그룹으로 분류하고, 각 產業의 株式收益率에 대한 要因說明力을 檢證한다. 產業別 分類에서 要因分析에 충분한 數의 企業을 포함하고 있지 못한 산업은 일단 產業別 그룹에서 제외시켰으며, 8개 그룹의 產業名과 당해 그룹의 企業수는 다음과 같다.⁹⁾

1 그룹: 요식료품 제조업 17기업

2 그룹: 섬유·의복 및 가죽산업 15기업

8) 大企業그룹과 小企業그룹에서 각기 달리 추출되는 要因의 數를 확인한 연구로서는 레인가눔[M. R. Reinganum, (1981a)]과 롤[R. Roll, (1981)]의 논문들을 예로 들 수 있다.

9) 이 產業別 그룹의 분류는 韓國產業銀行에서 발간하는 財務分析의 기준에 따른 것이다.

- 3 그룹: 화학·석유·석탄·고무·프라스틱 제품 제조업 26기업
- 4 그룹: 의약품 제조업 16기업
- 5 그룹: 비금속광물·1차금속·조립금속제품·기계장비 제조업 26기업
- 6 그룹: 전기기계 산업 17기업
- 7 그룹: 종합건설 22기업
- 8 그룹: 도·소매업 15기업

이러한 8개 産業의 그룹에서 推出된 要因의 數와 要因說明力은 <표 7>과 같다.

<표 7> 産業別 그룹의 要因說明力

그룹	설명력	제 1 요인	제 2 요인	제 3 요인	제 4 요인	커뮤널리티
1 그룹 (17기업)	분 산	3.116	1.001*	0.856	0.403	5.376
	%	18.331	5.888	5.032	2.371	31.623
	누적 %	18.331	24.219	29.623	31.623	
2 그룹 (15기업)	분 산	1.608	1.187*	0.758	0.288	3.841
	%	10.721	7.916	5.050	1.917	25.605
	누적 %	10.721	18.688	23.688	25.605	
3 그룹 (26기업)	분 산	2.799	2.245	1.805*	0.994	7.843
	%	10.765	8.634	6.941	3.824	30.164
	누적 %	10.765	19.398	26.340	30.164	
4 그룹 (16기업)	분 산	2.302	2.074*	0.755	0.512	5.643
	%	14.388	12.961	4.721	3.198	35.267
	누적 %	14.388	27.349	32.069	35.267	
5 그룹 (26기업)	분 산	2.362	1.525	1.384	1.234*	6.505
	%	9.086	5.865	5.745	4.745	25.019
	누적 %	9.086	14.951	20.274	25.019	
6 그룹 (17기업)	분 산	3.325	2.715	1.728	1.132*	8.900
	%	19.557	15.968	10.166	6.663	52.354
	누적 %	19.557	35.525	45.691	52.354	
7 그룹 (22기업)	분 산	4.675	2.633	2.386	2.241*	11.935
	%	21.251	11.969	10.845	10.184	54.249
	누적 %	21.251	33.220	44.065	54.249	
8 그룹 (15기업)	분 산	1.728	1.154	1.144	1.013*	5.039
	%	11.520	7.695	7.624	6.753	33.593
	누적 %	11.520	19.215	26.840	33.593	

*: 최종적으로 분산의 값이 1.0 이상인 요인.

이 <표 7>에서 要因의 分散이 1.0 이상인 要因의 數는 2個(1 그룹, 2 그룹, 4 그룹), 3個(3 그룹), 4個(5 그룹, 6 그룹, 7 그룹, 8 그룹)로서 産業의 성격에 따라 2개 내지 4개의

要因이 株式의 1日 收益率을 說明하고 있으며, 이들 要因으로 說明되는 累積分散%의 범위는 18.638%(2 그룹)에서 54.249%(7 그룹)이다. 그러므로 株式收益率의 要因構造는 産業에 따라 적지 않은 差異가 있다고 생각한다.

이상과 같이 <표 2>에서부터 <표 7>을 통하여 ① 標本의 構成株式數의 변동, ② 標本의 觀察回數의 변동, ③ 企業規模別 分類, ④ 産業別 分類에 따라 표본을 재구성하고, 이들 표본을 이용하여 假說 I 을 檢證하였다. 그리고 <표 8>은 分類基準에 따라 구성된 각 그룹에서 株式의 1日 收益率을 說明해 주는 要因의 數와 當該要因의 數를 지적하고 있는 그룹의 數를 요약하고 있다.

<표 8> 標本의 構成과 要因의 數

분류기준	표본내용	요 인 의 수										
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	계	
표본규모별 분 류	30주식 6개 그룹			1 ^{a)}	3		2					6
	60주식 3개 그룹							3				3
	95주식 1개 그룹								1			1
기업규모별 분 류	대기업 1개 그룹		1									1
	소기업 1개 그룹					1						1
산업별분류	8개 그룹		2	1	4							8

a): 최종적으로 요인의 분산이 1.0 이상인 요인을 가진 그룹의 수

이 <표 8>에 따르면 假說 I, 즉 證券收益率은 1개 이상의 共通要因으로 구성된 要因構造로 說明할 수 있다는 假說이 충분히 實證된다고 하겠다. 그러나 標本의 分類基準에 따라 株式의 收益率을 說明하는 要因 및 그룹의 數가 一貫성을 갖지 않는다는 점은 要因分析 자체가 가지는 統計學的 性格임과 동시에 假說 I의 限界點으로 지적되고 있다. 다시 말해서 표본의 構成如何에 따라서 要因數의 操作이 가능하다는 것이다.

2) 假說 II의 檢證結果

앞의 假說 I에 대한 檢證에서는 標本의 구성을 ① 標本規模別 分類, ② 企業規模別 分類, ③ 産業別 分類로 나누었다. 이곳에서도 標本의 동일한 分類基準에 따라 假說 II, 즉 APM이 CAPM보다 證券收益率의 변동성에 대한 說明력이 높다는 점을 ① APM, ② CAPM, ③ APM의 殘差를 베타係數로 回歸시킨 模型과 CAPM의 殘差를 要因로딩으로 회귀시킨 模型을 통하여 檢證한 결과를 분석코자 한다.

(1) 標本構成株式數의 擴張과 假說 II의 檢證

i) 30個 株式의 6個 그룹

母集團의 標本 180개의 株式를 30개의 株式로 나눈 6개 그룹에 대하여 株式의 1日 收益率을

要因로딩(獨立變數)으로 線型回歸推定한 APM과 CAPM의 推定結果는 <표 9>와 <표 10>과 같다.

<표 9> 30個 企業의 株式으로 구성된 6個 그룹의 APM

모형 : $E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \lambda_3 b_{i3} + \lambda_4 b_{i4} + \lambda_5 b_{i5} + \lambda_6 b_{i6}$

그룹	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	λ_6	F	R ²
1 그룹	0.0006203* (1.7196)	-0.0004114 (-0.6527)	0.0020602** (2.7626)	-0.0006127 (-1.1191)	-0.0002847 (-0.4956)	0.0009675 (0.9968)	0.0010280 (0.9893)	3.55902** (0.012)	0.4809
2 그룹	0.0005440** (2.7307)	0.0011242** (2.3863)	0.0007089* (1.7813)	-0.0007361** (-2.1566)	-0.0005958 (-1.4888)	0.0000792 (0.1870)	-0.0004772 (-0.9627)	2.60464** (0.045)	0.4046
3 그룹	0.0008307** (2.4700)	-0.0006692 (-1.3115)	-0.0008247 (-1.1820)	0.0008617 (1.6063)	-0.0004497 (-0.7002)	-0.0003999 (-0.4042)	0.0012493 (1.1310)	2.32160* (0.067)	0.3772
4 그룹	0.008694 (0.5088)	0.0507221* (1.8565)	0.0892570** (3.0207)	-0.0013780 (-0.0464)	-0.0012003 (-0.0235)	-0.0327239 (-0.9101)	0.0562951 (1.6590)	3.16176* (0.021)	0.4520
5 그룹	0.0564420*** (3.1189)	-0.0489087 (-1.2988)	0.0013042 (0.0395)	0.0419456 (-1.0275)	0.0056007 (0.1111)	0.0344908 (0.6680)	-0.0236073 (-0.4865)	0.6636 (0.680)	0.1476
6 그룹	0.0275216 (1.2034)	-0.0400242 (-1.1791)	0.0212100 (0.5944)	0.0238602 (0.4940)	0.0846014* (1.8381)	0.0713215 (1.4282)	-0.0280379 (-0.8645)	1.36226 (0.271)	0.2622

회귀계수 란의 () 속은 t값을 나타내며, F값 란의 () 속은 α 값을 나타낸다.
 * : α 값이 10% 이하의 수준에서 有意的임.
 ** : α 값이 5% 이하의 수준에서 有意的임.
 *** : α 값이 1% 이하의 수준에서 有意的임.

<표 10> 30個 企業의 株式으로 구성된 6個 그룹의 CAPM

모형 : $E(R_i) = R_f + (k_M - R_f) b_i$

그룹	R_f	$k_M - R_f$	F	R ²
1 그룹	0.0009346*** (7.2319)	-0.0004507 (-0.0080)	0.00006 (0.994)	0.0000
2 그룹	0.0007705*** (10.3190)	0.0504879 (1.1593)	1.34401 (0.256)	0.0458
3 그룹	0.0006765*** (6.4161)	0.0193179 (0.3525)	0.12425 (0.727)	0.0044
4 그룹	0.0264226*** (4.2607)	-3.0346246 (-0.8864)	0.78537 (0.383)	0.0273
5 그룹	0.0436956*** (7.7988)	-2.5571581 (-0.6161)	0.37964 (0.543)	0.0133
6 그룹	0.0441677*** (7.3286)	0.4884549 (0.1846)	0.03409 (0.855)	0.0012

회귀계수 란의 () 속은 t값을 나타내며, F값 란의 () 속은 α 값을 나타낸다.
 * : $\alpha = 10\%$ 이하의 수준에서 有意的임.
 ** : $\alpha = 5\%$ 이하의 수준에서 有意的임.
 *** : $\alpha = 1\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

〈표 9〉의 APM推定에서 각 그룹의 獨立變數로 사용된 6개 要因은 最尤推定法으로 추정된 최초의 要因로딩 매트릭스에 나타난 推定值이다. 이 표에서 常數와 각 共通要因의 回歸係數는 그룹에 따라 推定值 및 有意水準을 달리하고 있는데, 그 이유는 각 그룹에서 投入變數로 사용하고 있는 從屬變數와 獨立變數가 서로 일치할 수 없기 때문이다.¹⁰⁾ 그리고 이 論理는 앞으로 CAPM이나 다른 모든 推定模型에 그대로 적용된다.

이 APM의 推定에서는 10% 이하의 α 수준에서 1개 이상의 有意的인 回歸係數를 갖는 것이 6개 그룹중 5개 그룹에 해당하며, 2 그룹에서는 적어도 10% 이하의 α 수준에서 常數 및 3개의 回歸係數가 有意的이다. 또 APM의 F檢定에서도 6개 그룹중 4개 그룹이 적어도 α 수준 10% 이하에서 有意的인 것으로 나타나고 있다.

〈표 10〉의 CAPM 推定에서는 베타係數가 10% 이하의 α 수준에서 전혀 有意性을 갖지 못할 뿐만 아니라, 有意的인 F값을 나타내는 그룹이 하나도 없다. 그리고 〈표 9〉와 〈표 10〉을 비교하여 보면, 6개 그룹 모두에서 APM의 R^2 이 CAPM의 R^2 보다 크게 산출되고 있으므로, 이 6개 그룹의 檢證結果에 따르면 證券收益率의 變動性에 대한 APM의 說明力이 CAPM보다 높음을 보여주고 있다.

〈표 11〉 CAPM의 殘差를 要因로딩으로 回歸시킨 模型^{a)}

모형 : $\eta_i = \gamma_0 + \gamma_1 b_{i1} + \gamma_2 b_{i2} + \gamma_3 b_{i3} + \gamma_4 b_{i4} + \gamma_5 b_{i5} + \gamma_6 b_{i6}$

그룹	γ_0	δ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	F	R^2
1 그룹	-0.0003103 (-0.8595)	-0.0004103 (-0.6503)	0.0021614** (2.7618)	-0.0006096 (-1.1124)	-0.0002937 (-0.5108)	0.0009627 (0.9908)	0.0010278 (0.9881)	3.54891** (0.012)	0.4807
2 그룹	-0.0002566 (-1.2797)	0.0012472** (2.6272)	0.0007216 (1.3482)	-0.0007579** (-2.2036)	-0.0003173 (-0.7868)	-0.0000557 (-0.1306)	-0.0003830 (-0.7668)	2.20791* (0.079)	0.3655
3 그룹	0.0001353 (0.4090)	-0.0005736 (-1.1230)	-0.0008137 (-1.1649)	0.0008582 (1.5981)	-0.0004912 (-0.1639)	-0.0003683 (-0.3719)	0.0012676 (1.1468)	2.26749* (0.073)	0.3717
4 그룹	-0.0151427 (-0.8728)	0.0427327 (1.5398)	0.0919197*** (3.0639)	-0.0162947 (-0.5404)	-0.0007904 (-0.0153)	-0.0320779 (-0.8787)	0.0423623 (1.2296)	2.76712** (0.036)	0.4192
5 그룹	0.0118328 (0.6682)	-0.0504522 (-1.3691)	-0.0049724 (-1.3691)	-0.0407122 (-1.0190)	0.0129691 (0.2628)	0.0431203 (0.8534)	-0.0207322 (-0.4366)	0.79935 (0.580)	0.1725
6 그룹	-0.0162914 (-0.7081)	-0.0399154 (-1.1689)	0.0217882 (0.6069)	0.0226593 (0.4664)	0.0821666* (1.7747)	0.0720644 (1.4345)	-0.0258988 (-0.7938)	1.29464 (0.299)	0.2525

a): 30개 企業의 株式으로 구성된 6개 그룹의 模型
회귀계수란의 () 속은 t값을 나타내며, F값란의 () 속은 α 값을 나타낸다.
*: $\alpha=10\%$ 수준에서 유의적임.
**: $\alpha=5\%$ 수준에서 유의적임.
***: $\alpha=1\%$ 수준에서 유의적임.

10) 동일한 論理를 實證한 연구로서는 브라운과 와인스타인[S. J. Brown and M. I. Weinstein, 1983]의 論文을 예로 들 수 있다.

〈표 12〉 APM의 殘差를 베타係數로 回歸시킨 模型^{a)}

모형 : $\epsilon_i = \gamma_0 + \gamma_1 b_i$

그룹	γ_0	γ_1	F	R ²
1 그룹	-0.0000002 (-0.2291)	0.0004292 (0.1062)	0.00011 (0.992)	0.00000
2 그룹	0.0000012 (0.0199)	0.0075436 (0.2195)	0.04817 (0.828)	0.00172
3 그룹	0.0000001 (0.0010)	-0.0005387 (-0.0124)	0.00015 (0.990)	0.00001
4 그룹	0.0199856*** (7.4503)	1.4445393 (0.9755)	0.95153 (0.338)	0.03287
5 그룹	-0.0003935 (-0.0773)	-4.2803961 (-1.1348)	1.28779 (0.266)	0.04397
6 그룹	-0.0010206 (-0.1988)	-1.6127819 (-0.7158)	0.51238 (0.480)	0.01797

a): 30個 企業의 株式으로 구성된 6個 그룹의 模型
회귀계수란의 () 속은 t값을 나타내며, F값란의 () 속은 α 값을 나타낸다.
*: $\alpha=10\%$ 수준에서 유의적임.
**: $\alpha=5\%$ 수준에서 유의적임.
***: $\alpha=1\%$ 수준에서 유의적임.

다음은 假說Ⅱ를 더욱 보완하기 위하여 6개 그룹을 각기 동일하게 대응시켜 CAPM의 殘差(η_i)를 要因로딩으로 線型回歸시킨 模型과 APM의 殘差(ϵ_i)를 베타係數로 회귀시킨 模型을 추정하는 다음, 그 결과를 요약하면 〈표 11〉과 〈표 12〉와 같다.

〈표 11〉에서는 6개 그룹중 1,2,3,4그룹의 F값이 10% 이하의 α 수준에서 有意의임에 반하여 〈표 12〉에서는 F값이 有意的인 그룹이 하나도 없다. 그리고 6개 要因으로 회귀시킨 CAPM 殘差(η_i)의 模型이 갖는 R²의 값이 APM의 殘差(ϵ_i)를 베타係數를 회귀시킨 模型이 갖는 R²의 값보다 6개의 그룹 전부에서 크게 나타나고 있다. 이러한 현상은 〈표 9〉와 〈표 10〉의 비교에서 株式收益率에 대한 APM의 說明力이 CAPM의 說明力보다 높다는 점을 殘差의 回歸模型으로 다시 實證해 주는 것으로 풀이된다.

ii) 60個 株式의 3개 그룹과 95個 株式의 그룹

標本의 構成株式數를 확장할 경우에도 株式收益率의 說明力에 있어 APM이 CAPM보다 우월한가를 檢證한다. 30개 기업으로 구성된 6개 그룹에서 APM과 CPAM을 檢證한 것과 동일한 방법으로 ① 60개 기업으로 구성된 3개 그룹과 ② 95개 기업으로 구성된 1개 그룹에 대하여도 APM과 CAPM을 推定한다. 다시 말해서 최초의 要因로딩 매트릭스에서 결정된 共通要因數를 고정시키고, 이 要因의 數에 맞추어 回轉시킨 要因로딩을 獨立變數로 하여 추정된 APM이 CAPM보다 株式收益率의 說明力에 있어 우월한가에 대한 檢證結果는 〈표 13〉, 〈표 14〉, 〈표 15〉, 〈표 16〉에 요약되어 있다.

〈표 13〉과 〈표 14〉를 분석해 보면 1 그룹과 2 그룹에서 APM의 F값이 10% 이하의 α 수준에

서 有意的인 반면에, CAPM의 F값은 有意的인 그룹이 하나도 없다. 그리고 APM의 R²값 역

<표 13> 60個 企業의 株式으로 구성된 3個 그룹의 APM

모형 : $E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \lambda_3 b_{i3} + \lambda_4 b_{i4} + \lambda_5 b_{i5} + \lambda_6 b_{i6} + \lambda_7 b_{i8} + \lambda_8 b_{i8}$

그룹	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	λ_6	λ_7	λ_8	F	R ²
1 그룹	0.0003379 (1.5105)	0.0006522 (1.3485)	-0.0003177 (-0.9620)	-0.0001394 (-0.3927)	0.0027451 (4.0043)	0.0008778 (1.7538)	-0.0005926 (-1.1160)	0.0011557 (2.0475)	0.0006309 (0.8983)	4.34525 (0.000)	0.40533
2 그룹	0.009838 (0.9049)	0.0221732 (1.2727)	-0.0081748 (-0.4902)	0.0104169 (0.4905)	-0.043469 (-1.7120)	0.0612809 (2.7566)	-0.0223542 (-0.8082)	-0.0072694 (-0.1958)	0.0829916 (2.5271)	3.24384 (0.005)	0.33724
3 그룹	0.0422211 (3.0479)	-0.0352328 (-1.5341)	-0.0194085 (-0.8212)	-0.0019982 (0.0759)	0.0631298 (1.9590)	0.077303 (0.2392)	0.0563360 (1.5763)	-0.0003142 (-0.0084)	-0.0129081 (0.2964)	1.38151 (0.227)	0.17811

회귀계수 란의 () 속은 값을 나타내며, F값 란의 () 속은 α 값을 나타낸다.

- *: $\alpha=10\%$ 이하의 수준에서 有意的인.
- ** : $\alpha=5\%$ 이하의 수준에서 有意的인.
- ***: $\alpha=1\%$ 이하의 수준에서 有意的인.

<표 14> 60個 企業의 株式으로 구성된 3個 그룹의 CAPM

모형 : $E(R_i) = R_f + (k_M - R_f) b_i$

그룹	R_f	$k_M - R_f$	F	R ²
1 그룹	0.0008443*** (11.5274)	0.0245297 (0.6802)	0.46270 (0.499)	0.08896
2 그룹	0.0138894*** (4.0441)	-2.5626428 (-1.3942)	1.94381	0.03243
3 그룹	0.0437723*** (10.8249)	-0.3376964 (-0.1564)	0.02446 (0.876)	0.00042

회귀계수 란의 () 속은 t값을 나타내며, F값 란의 () 속은 α 값을 나타낸다.

- *: $\alpha=10\%$ 이하의 수준에서 有意的인.
- ** : $\alpha=5\%$ 이하의 수준에서 有意的인.
- ***: $\alpha=1\%$ 이하의 수준에서 有意的인.

<표 15> 95個 企業의 株式으로 구성된 그룹의 APM

모형 : $E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \dots + \lambda_{10} b_{i10}$

λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	λ_6	λ_7	λ_8	λ_9	λ_{10}	F	R ²
0.0005161 (2.6624)	0.0001893 (0.5083)	-0.0004308 (-1.5340)	0.0005604 (1.8430)	0.0005762 (1.0876)	-0.0009050 (-2.0236)	0.001709 (2.6371)	0.0012431 (2.4342)	-0.0001193 (-0.2092)	-0.0002879 (-0.4799)	0.0014371 (2.3965)	4.03208 (0.000)	0.32433

회귀계수 란의 () 속은 t값을 나타내며, F값 란의 () 속은 α 값을 나타낸다.

- *: $\alpha=10\%$ 이하의 수준에서 有意的인.
- ** : $\alpha=5\%$ 이하의 수준에서 有意的인.
- ***: $\alpha=1\%$ 이하의 수준에서 有意的인.

〈표 16〉 95個 企業의 株式으로 구성된 集團의 CAPM

모형 : $E(R_i) = R_f + (k_M - R_f)b_i$

R_f	$k_M - R_f$	F	R^2
0.0007973*** (13.5858)	0.0177723 (0.5910)	0.34933 (0.556)	0.00374

회귀계수 란의 () 속은 t값을 나타내며, F값 란의 () 속은 α 값을 나타낸다.

*: $\alpha = 10\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

** : $\alpha = 5\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

***: $\alpha = 1\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

시 3개 集團에서 모두 CAPM의 R^2 값보다 크므로, 60개 株式으로 구성된 3개 集團의 경우도 APM으로 추정된 株式收益率의 說明力이 CAPM의 것보다 높은 것으로 나타난다.

다음 95개 株式으로 구성된 集團에서도 假說Ⅱ의 檢證結果는 동일한 경향을 보여주고 있다.

이 集團에서도 〈표 17〉과 〈표 18〉에서 요약된 것처럼 CAPM의 殘差(η_i)를 要因로딩으로 回歸시킨 模型의 殘差에 대한 설명력(力)이 APM의 殘差(ϵ_i)를 베타係數로 회귀시킨 것보다 높게 나타나는 것이다.

〈표 17〉 CAPM의 殘差를 要因 로딩으로 回歸시킨 模型^{a)}

모형 : $\eta_i = \gamma_0 + \gamma_1 b_{i1} + \gamma_2 b_{i2} + \gamma_3 b_{i3} + \gamma_4 b_{i4} + \gamma_5 b_{i5} + \gamma_6 b_{i6} + \gamma_7 b_{i7} + \gamma_8 b_{i8} + \gamma_9 b_{i9} + \gamma_{10} b_{i10}$

γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	γ_7	γ_8	γ_9	γ_{10}	F	R^2
-0.0002909 (-1.4971)	0.0001991 (0.5333)	-0.0003862 (-1.3719)	0.0005280 (1.7321)	0.0005589 (1.0525)	-0.0008978 (-2.0027)	0.0017250 (2.6539)	0.0012421 (2.4263)	-0.0000216 (-0.0377)	0.0003164 (-0.5261)	0.0014302 (2.3792)	3.92343 (0.000)	0.31837

a): 95個 企業의 株式으로 구성된 集團의 模型

회귀계수 란의 () 속은 t값을 나타내며, F값 란의 () 속은 α 값을 나타낸다.

*: $\alpha = 10\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

** : $\alpha = 5\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

***: $\alpha = 1\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

〈표 18〉 APM의 殘差를 베타係數로 回歸시킨 模型^{a)}

모형 : $\epsilon_i = \gamma_0 + \gamma_1 b_i$

γ_0	γ_1	F	R^2
0.0000001 (0.0028)	-0.0009096 (-0.0367)	0.00135 (0.971)	0.00001

a): 95個 企業의 株式으로 구성된 集團의 模型

회귀계수 란의 () 속은 t값을 나타내며, F값 란의 () 속은 α 값을 나타낸다.

*: $\alpha = 10\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

** : $\alpha = 5\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

***: $\alpha = 1\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

(2) 企業規模와 假說Ⅱ의 檢證

1983년말 현재 資產總額이 1,787억원인 30개 企業을 1 集團(大企業 集團)으로, 그리고 資產

〈표 19〉

企業規模別 2 個 그룹의 APM

모형 : $E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \dots + \lambda_7 b_{i7}$

그룹	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	λ_6	λ_7	F	R ²
1 그룹 (30개 기업)	0.0552319** (2.2505)	-0.0437174 (-0.9905)	0.0239465 (1.1422)	0.0433966 (1.2477)	-0.0221450 (-0.4528)	0.0422891 (0.9823)	-0.1485325*** (-3.1096)	0.00903319 (0.1821)	2.21889** (0.072)	0.41384
2 그룹 (30개 기업)	-0.0077662 (-0.6385)	0.0232636 (0.9919)	-0.0417309 (-1.4668)	0.0574669 (1.9003)	0.0314146 (1.1471)	0.0017162 (0.0502)	0.1588250*** (3.9866)	0.0592653 (1.5007)	3.8323*** (0.007)	0.5494

회귀계수 란의 () 속은 t값을 나타내며, F값 란의 ()속은 α 값을 나타낸다.

*: $\alpha=10\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

** : $\alpha=5\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

***: $\alpha=1\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

〈표 20〉

企業規模別 2 個 그룹의 CAPM.

모형 : $E(R_i) = R_f + (k_M - R_f)b_i$

그룹	R_f	$k_M - R_f$	F	R ²
1 그룹	0.0302661*** (3.7755)	1.0967096 (0.3136)	0.09832 (0.756)	0.00350
2 그룹	0.0212322*** (3.8745)	-2.7045279 (-1.2631)	1.59552 (0.217)	0.05391

회귀계수 란의 () 속은 t값을 나타내며, F값 란의 () 속은 α 값을 나타낸다.

*: $\alpha=10\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

** : $\alpha=5\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

***: $\alpha=1\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

總額이 198억원 이하인 30개 企業을 2 그룹(小企業 그룹)으로 분류하고 이들 두 그룹에서 추출된 7개 共通要因을 獨立變數로 사용한 APM과 CAPM의 推定結果는 〈표 19와〉〈표 20〉에 요약되어 있다.

〈표 19〉에 의하면, 回歸係數에 대한 t檢定에서 1 그룹은 제 6 要因이 1% 이하의 α 수준에서 有意的이며, 2 그룹은 제 3 要因이 10% 이하의 α 수준에서, 제 6 要因은 1% 이하의 α 수준에서 有意的이다. 그리고 1 그룹에서는 F값이 5% 이하의 α 수준에서 有意的이며 R²의 값은 0.41384 이고, 2 그룹에서는 F값이 1% 이하의 α 수준에서 有意的이며 R²의 값은 0.5494이다. 그러므로 小規模集團인 2 그룹의 APM이 回歸說明力에 있어 다소 높게 나타난다. 그 이유를 論理的으로 분석한다면, 規模가 작은 企業의 株式은 일반적으로 流動性(liquidity)이 낮은 경향이 있으므로 小規模企業의 標本을 구성하고 있는 변수의 行動들은 同質性(homogeneity)이 大企業標本の 것보다 높지 않다. 그리고 표본을 구성하는 變數의 異質性(heterogeneity)은 要因分析에서 더 많은 共通要因 (이 곳에서는 分散의 값이 1.0 이상인 要因)을 추출시키게 되며, 이러한 要因들이 回歸模型에서 獨立變數로 사용될 때 그 回歸模型의 說明力도 높아진다는 것이다.

그리고 <표 20>의 CAPM 推定에서는 1 그룹과 2 그룹의 回歸係數(베타係數)와 F값이 모두 10% 이하의 α 수준에서 有意性을 갖지 못하고 있다. 따라서 企業의 規模別分類에서도 假說Ⅱ는 棄却되지 않는다.

(3) 產業別 分類와 假說Ⅱ의 檢證

母集團의 標本 180개 企業을 8개 그룹으로 分類하여 이들에 대한 APM과 CAPM을 推定한 結果는 <표 21>과 <표 22>와 같다.

이들 표에서 나타난 바와 같이 產業別로 分類한 각 그룹은 적어도 15개 이상의 企業으로 구성되고 있지만 각 그룹의 企業數에는 다소 차이가 있다. <표 21>에 나타난 APM의 推定에서 t檢定에 의하여 回歸係數의 有意性을 檢토했던 8개 그룹중 5개 回歸係數가 α 수준 10% 이하

<표 21> 產業別 그룹의 APM

모형: $E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \lambda_3 b_{i3} + \lambda_4 b_{i4}$

그룹	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	F	R ²
1 그룹 (17개 기업)	0.0068954 (0.2359)	-0.0069694 (-0.2050)	-0.0226437 (-0.4879)	0.0480692 (1.0783)	0.0323381 (0.3982)	0.59997 (0.670)	0.16666
2 그룹 (15개 기업)	0.0384508* (2.0820)	-0.0056005 (-0.1288)	-0.0337415 (-0.8990)	-0.0135633 (-0.2771)	-0.14610260** (-2.3299)	1.59486 (0.250)	0.38948
3 그룹 (26개 기업)	-0.0168871* (-1.9902)	0.0376474** (2.9652)	0.0442981** (2.7941)	-0.0042531 (-0.2697)	0.0555324*** (3.4225)	4.61768*** (0.008)	0.46976
4 그룹 (16개 기업)	-0.0479777 (-1.2491)	0.0808612* (1.8382)	0.0679599 (1.4428)	0.1237897 (1.6081)	0.1665778* (1.9543)	1.31835 (0.323)	0.32405
5 그룹 (26개 기업)	0.0246353 (1.0326)	0.0150318 (0.4412)	0.0281817 (-0.4591)	-0.0353746 (-0.7515)	0.0388339 (0.9493)	0.99022 (0.434)	0.15868
6 그룹 (17개 기업)	-0.0602639 (-1.0566)	0.052095 (0.8786)	0.0237200 (0.3919)	0.0938475 (1.4411)	0.1603241*** (3.1922)	2.76984* (0.077)	0.48006
7 그룹 (22개 기업)	0.0307952 (1.4796)	-0.0294982 (-1.0400)	0.0167094 (0.6298)	0.0224147 (0.7318)	-0.0606965* (-1.8423)	0.93295 (0.468)	0.18000
8 그룹 (15개 기업)	0.0819569 (1.3197)	-0.0125452 (-0.02021)	-0.0127218 (-0.1991)	-0.0638087 (-0.5937)	-0.0511377 (-0.4117)	0.09672 (0.981)	0.03725

회귀계수 란의 () 속은 t값을 나타내며, F값 란의 () 속은 α 값을 나타낸다.

*: $\alpha=10\%$ 이하의 수준에서 有的의임.

** : $\alpha=5\%$ 이하의 수준에서 有意的의임.

***: $\alpha=1\%$ 이하의 수준에서 有意的의임.

〈표 22〉 産業別 그룹의 CAPM

모형: $E(R_i) = R_f + (k_M - R_f)$

그룹	R_f	$k_M - R_f$	F	R^2
1 그룹 (17개 기업)	0.0120561** (2.2641)	0.0886148 (0.0244)	0.00059 (0.981)	0.00004
2 그룹 (15개 기업)	0.0264640** (2.4349)	4.8698944 (0.4891)	0.23921 (0.633)	0.01807
3 그룹 (26개 기업)	0.0089767*** (3.2454)	-1.3550092 (-0.6155)	0.37884 (0.544)	0.01554
4 그룹 (16개 기업)	0.0412885*** (4.0079)	-3.8753873 (-0.8153)	0.66467 (0.429)	0.04532
5 그룹 (26개 기업)	0.0218915*** (3.4608)	-1.9739861 (-0.4502)	0.20273 (0.657)	0.00838
6 그룹 (17개 기업)	0.0248093** (2.7675)	-8.0451881 (-1.3336)	1.77848 (0.202)	0.10600
7 그룹 (22개 기업)	0.0080794 (1.3613)	-2.5031 (-1.2805)	1.63963 (0.215)	0.07577
8 그룹 (15개 기업)	0.0440777*** (4.2391)	-5.8942285 (-1.2761)	1.62852 (0.224)	0.11132

회귀계수란의 () 속은 t값을 나타내며, F값란의 속은 α 값을 나타낸다.

*: $\alpha=10\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

** : $\alpha=5\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

***: $\alpha=1\%$ 이하의 수준에서 有意的임.

에서 有意的이다. 이들 5개 그룹의 APM 推定에서 有意的인 回歸係數를 갖는 要因과 當該要因에 대한 t檢定 α 수준을 요약하면 다음과 같다.

2 그룹: 제 4 要因($\alpha=0.05$)

3 그룹: 제 1 要因($\alpha=0.05$), 제 2 要因($\alpha=0.05$), 제 4 要因($\alpha=0.01$)

4 그룹: 제 1 要因($\alpha=0.10$), 제 4 要因($\alpha=0.10$)

6 그룹: 제 4 要因($\alpha=0.01$)

7 그룹: 제 4 要因($\alpha=0.10$)

그리고 8개 그룹중 F값이 有意的인 것은 2개 그룹이다. 즉 3그룹의 F값은 α 수준 1%에서 有意的이며, 6그룹의 F값은 α 수준 10%에서 有意的이다. 이처럼 産業別 각 그룹의 APM 檢證結果가 자기 달리 나타나는 이유는 株式收益率의 說明에 있어 投資者의 行動이 産業에 따라 달리 작용하고 있다는 일종의 産業別 特性으로 풀이할 수 있다.

다음으로 〈표 22〉의 CAPM 推定結果에서는 베타係數와 F값이 α 수준 10% 이하에서 有意的인 그룹이 존재하지 않으며, 또 각 그룹에서 CAPM의 R^2 값도 동일한 그룹의 APM의 R^2 값보다 작게 나타난다. 따라서 産業別 分類에서도 假說 II는 棄却되지 않는다고 생각된다.

Ⅲ. 結 論

1970년도 중반 이후 로스[Ross, (1976)]가 제시한 裁定價格決定理論(APT)이 샤프-린트너-모신의 CAPM에 대한 代替理論으로 등장하였다. 規範的 理論에 의하면 多數의 要因(變數)으로서 證券收益率을 설명하는 APT는 單一 베타係數로서 證券收益率을 설명하는 CAPM보다 우월하며 說明力도 높기 때문이다.

그러나 APT의 事後的 有効性에 의문이 제기됨에 따라 이에 대한 많은 研究가 進行되어 왔고, 이들 研究의 APM 檢證結果는 다음과 같은 限界點을 계속 지적하고 있다.

첫째, 標本을 再構成함으로써 要因數의 操作이 가능하다.

둘째, 小標本과 大標本 사이에는 要因의 數가 달리 나타난다. 다시 말해서 標本을 구성하는 證券의 數가 증가함에 따라 요인의 수도 증가한다.

셋째, 소기업과 대기업 사이에는 收益率의 差異가 발생하는데, 그 이유는 企業의 規模가 주로 영향을 미치는 것 같으며, APM으로는 설명할 수 없다.

네째, 要因은 단순히 收益率의 分散-共分散으로부터 산출한 통계적 결과이지 收益生成과는 무관하다.

다섯째, 要因의 經濟的 意味를 밝히기 어렵다.

本 論文에서는 APT에 관한 國內外의 여러 實證的 研究結果¹¹⁾를 참고하여 CAPM에 대한 代替理論으로 APT의 優越性과 그 限界點을 韓國證券市場의 자료로써 實證하였다.

1982년 1월 4일부터 1985년 12월 26일까지의 4년을 分析期間으로 정하고, 이 기간중 一部市場의 上場株式을 母集團으로 선정한 다음 이 母集團의 標本 180개 株式을 연구의 대상으로 하여 假說 I과 假說 II를 檢證하였다. 즉, 證券收益率이 1개 이상의 共通要因으로 구성된 要因構造로 說明된다는 假說 I과 APM은 CAPM보다 證券收益率의 변동성에 대한 說明力이 높다는 假說 II를 설정하고 이들을 檢證하였다.

이 두 假說의 檢證을 위하여 母集團의 標本(180개 株式)을 첫째, 標本の 構成株式數別로 分類, 둘째 동일한 標本에 대하여 觀察回數別로 分類, 셋째 企業의 資產規模別로 分類, 넷째 產業別로 分類하였다. 그리고 관찰된 原資料는 1日 株式收益率로 하였다.

假說 I의 檢證에서는 <표 8>의 요약표에 나타난 것처럼 위의 모든 分類에 따른 각 그룹에서 假說 I이 棄却되지 않았다. 假說 II의 檢證에서는 ① APM의 推定 및 檢證, ② CAPM의 推定 및 檢證, ③ APM의 殘差와 CAPM의 殘差를 CAPM의 베타係數와 APM의 要因로딩으로 交叉

11) APT에 관한 實證研究로서 外國의 論文은 많이 있다. 國內의 【實證研究로서는 李弼商外(1984), 朴在錫(1985), 柳寅順(1986), 吳賢澤(1986) 등의 연구를 들 수 있다.

推定 및 檢證하였다. 첫째, 標本의 構成株式數別 분류에서는 30개 주식의 6개 그룹과 60개 주식의 3개 그룹에서 要因으로 추정된 APM의 回歸係數가 α 수준 10% 이하에서 有意的인 것이 3개까지 확장되었으며, 95개 주식으로 구성된 그룹에서는 3개 요인의 回歸係數가 동일한 α 수준에서 有意的인 것으로 나타났다. 둘째, 기업의 資產規模別 分類에서는 大企業의 경우 1개 要因의 回歸係數가, 그리고 小企業의 경우에는 2개 要因의 回歸係數가 α 수준 1% 이하에서 有意的이다. 셋째, 產業別 分類에서는 요인의 回歸係數가 α 수준 10% 이하에서 有意的인 것이 3개까지 확장되었다. 그러나 이 分析結果를 근거로 하여 韓國證券市場에서 株式收益率을 설명할 수 있는 要因數의 범위를 단정하는 것은 原資料의 한계로 인하여 다소 미흡한 점이 있다고 생각한다.

그리고 모든 分類基準에 따른 각 그룹에서 APM의 F 값은 동일한 그룹에서 CAPM의 F 값보다 有意性이 우월하게 나타나며, 또 APM의 R^2 값도 모든 그룹에서 CAPM의 R^2 값보다 높게 나타난다. 아울러 30개 주식의 6개 그룹과 95개 주식의 그룹에 대하여 실시한 交叉殘差分析의 결과도 APM이 CAPM보다 우월한 資本市場理論의 模型임을 實證하고 있다. 따라서 假說Ⅱ는 韓國證券市場에서도 棄却되지 않고 있다.

그러나 이 논문의 分析結果가 만족하다고 단정할 수는 없다. 왜냐하면 이 연구의 分析期間이 1982년 1월 4일부터 1985년 12월 26일까지 4개년으로 APM의 檢證에는 비교적 短期이며, 또 이 기간은 <그림 1>에 나타난 것처럼 證券市場의 沈滯期로서 APM檢證에 알맞을 정도로 충분한 證券去來가 발생했다고 보기 어렵기 때문이다. 또 韓國證券市場은 아직 규모가 작기 때문에 標本構成 자체에도 特性을 명확하게 밝히기에는 限界가 있으며, 證券市場의 效率性도 문제가 된다.

그리고 要因分析을 이용하는 APT는 다음과 같은 方法論의 限界가 있으므로 이 모형을 韓國證券市場에 적용할 경우에도 事後的 有效性의 약점은 역시 배제할 수 없다고 생각한다.

첫째, APM에서는 추정된 要因構造가 全期間을 통하여 安定的이라고 가정하고 있는데, 이 가정은 증권시장의 行動이 景氣變動과 무관하게 安定的일 경우에만 가능하다.

둘째, 추출되는 要因의 數는 標本의 數와 觀察回數와의 函數關係에 있다. 즉 要因의 數 = (變數의 數, 觀察回數)이다. 標本을 구성하고 있는 異質의 變數의 數가 증가하면 要因의 數는 증가하고, 觀察回數가 증가하면 要因의 數는 감소한다는 것이다. 그러므로 全體 그룹에서 추출된 要因의 數와 分割된 그룹에서 추출된 要因의 數는 일치할 수 없으며, 標本의 再構成에 따라 要因數의 操作이 가능하다.

셋째, 추출된 要因은 要因分析에서 여러 단계의 계산과정을 통하여 산출된 것이므로 각 變數에 대하여 數値로 표현된 要因로딩의 의미를 명확하게 이해하기 어렵다. 물론 統計學的 意味로 이해할 수는 있다.

네째, 각 그룹에서 추출되는 要因의 順序가 일치하지 않는다. 그러므로 그룹에 따라 각 要因의 중요성에 차이가 발생한다.

다섯째, 추출된 要因의 意味가 명확하지 않다. 그러므로 각 그룹의 要因에 대하여 要因의 名稱을 정하기가 불가능하다. 물론 要因에 대한 經濟的 意味를 外生變數(예컨대 株價指數, 景氣變動, 危險프리미엄, 産業構造의 變化, 政治的 狀況 등)와의 回歸關係로서 추정할 수는 있지만, 그러한 방법으로 要因의 意味를 해석하는 것은 外生變數의 선택이 分析者의 主觀的 基準에 좌우될 경우가 많은데, 그 설득력에 한계가 있다는 것이다.

그러나 이 논문의 分析結果에서도 밝혀진 것과 같이 假說 I 과 假說 II 가 棄却되지 않기 때문에 APT가 CAPM보다 우월한 資本市場理論임에는 틀림없다. 따라서 APT에 대한 規範的 研究와 實證分析을 더욱 계속하여 理論의 장점을 확장시키고 限界點은 보완함으로써 이 理論의 현실적인 有效性을 개선해 나가는 것이 바람직하다고 생각한다. 필자의 이 實證研究도 그러한 의도에 따른 하나의 實踐이며, 이 논문이 후속될 APT 연구에 조금이라도 참고가 되길 소망하고 있다.

參 考 文 獻

1. 具孟會 “裁定價格決定理論에 관한 研究(I)”, 釜山大學校 商科大學 論文集 第50輯, 1985.6.
2. 朴在錫, 裁定價格決定理論에 관한 研究, 釜山大學校 大學院, 經營學碩士論文, 1985.
3. 李弼商外, “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, 韓國證券學會, 第4輯, 1984.
4. 吳賢鐸, 資本市場理論의 模型에 대한 實證的 研究; 韓國證券市場에서 APT의 適用을 중심으로, 全北大學校 大學院, 經營學博士論文, 1987년 2월 예정.
5. 柳寅順, “裁定價格決定模型의 經濟的 意味”, 經營學研究, 韓國經營學會, 1986.2.
6. Brown, S.J. and M.I. Weinstein, “A New Approach to Testing Asset Pricing Models; The Bilinear Paradigm,” *Journal of Finance*, Dec.6 1983, pp.1393~1414.
7. Chen, Nai-fu, “Arbitrage Pricing Theory: Estimation and Applications,” Working Paper, Graduate School of Management, UCLA, 1981.
8. Chen, Nai-fu, Arbitrage Asset Pricing: Theory and Evidence, Ph.D. dissertation, UCLA, 1981.
9. Dhrymes, P.J., I. Friend, and N.B. Gultekin, “A Critical Re-examination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory,” *Journal of Finance*, June 1984, pp.323~346.
10. Gehr, Adam, J., “Some Tests of the Arbitrage Pricing Theory,” *Journal of the Midwest Finance Association*, 1975, pp.91~105.
11. Hair, Jr., J.F. et al, *Multivariate Data Analysis with Readings*, Tulsa, Ok, The Petroleum Pub. Co., 1979.
12. Harman, H.H., *Modern Factor Analysis*, 2nd. ed., Chicago, Ill., University of Chicago Press, 1975.
13. Kryzanowski, L. and Minh Chau To, “General Factor, Models and the Structure of Security Returns,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 18, March 1983, pp.31~52.

14. Lawley, D.N. and A.E. Maxwell, *Factor Analysis and A Statistical Method*, London, Butterworths Inc., 1983.
15. Linter, John, "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investment in Stock Portfolios and Capital Budgets," *Review of Economics and Statistics*, February 1965a, pp. 13~37.
16. Mossin, Jan, "Equilibrium in a Capital Asset Market," *Econometrica*, October 1966, pp.768 ~783.
17. Reinganum, M.R., "Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yield and Market Values," *Journal of Financial Economics*, March 1981a, pp. 19~46.
18. Reiganum, Marc R., "The Arbitrage Pricing Theory:Some Empirical Results," *Journal of Finance*, May 1981b, pp.1485~1503.
19. Roll, R., "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests," *Journal of Financial Economics*, March 1977, pp.129~176.
20. Roll, R., "A Possible Explanation of the Small Firm Effect," *Journal of Finance*, Sept., 1981, pp.879~888.
21. Roll, Richard and Stephen A. Ross, "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory," *Journal of Finance*, December 1980, pp.1073~1103.
22. Ross, Stephen A., "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory*, December 1976, pp.341~360.
23. Shanken, J., "An Asymptotic Analysis of the Traditional Risk-Return Model," Working Paper, University of California, Berkeley, November, 1982.
24. Sharp, William F., "Capital Asset Price: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk," *Journal of Finance*, September 1964, pp.425~442.