

## 株式收益率을 決定하는 共通要因에 관한 研究

# A Study on the Common Factors Explaining Systematic Risk Rewarded in the Stock Market

池 豪 峻\*

### 논문 초록

최근들어 株式市場에 대한 연구가 활발해지면서 巨視經濟變數의 變化和 株式收益率과의 關係가 관심의 대상이 되고 있다. 本 研究은 우리나라의 株式收益率에 영향을 미치는 巨視經濟的 共通要因을 도출하고 이에 대한 해석을 통해 향후 市場期待收益率을 초과하는 收益率을 얻을 수 있는가를 알아 보고자 한 것이다. 이를 위해 1980년대 후반들어 많은 검정이 이루어지고 있는 裁定價格決定模型(APM)방식을 이용하여 우리나라를 대상으로 研究해 보았다. 그런데 傳統的인 裁定價格決定模型은 共通要因의 구체적 의미를 알지 못하게 되므로 APM의 前提와 일치하는 조건 하에서 서로 높은 相關關係를 갖지않는 巨視經濟變數를 선정하여 이의 통계적 처리로써 共通要因을 도출 하였다. 이렇게 도출된 共通要因이 株式收益率 決定에 어떠한 영향을 미치는가를 과거 15년간의 統計資料를 대상으로 研究해 본 결과 換率의 超過變化, 原油價格의 超過變化, 產業生產의 超過變化, 豫測하지 못한 危險프리미엄의 變化, 通貨量의 超過變化 등이 巨視經濟的 共通要因으로 도출되었으며 이러한 5개 共通要因으로써 市場期待收益率을 초과하는 株式投資收益率을 얻을 수 있는 것으로 나타났다.

### I. 序 論

최근들어 株式市場에 대한 연구가 활발해지면서 巨視經濟變數들의 變化和 株式收益率과의 關係가 관심의 대상이 되고 있다. 이와 관련해 그동안 일반적으로 인식되어온 資本資產價格決定模

\* 大宇經濟研究所

型(Capital Asset Pricing Model : CAPM)에 관한 실증결과가 부정적으로 나타나고 이의 實證分析자세도 불가능 하다는 研究結果가 발표되자 이에대한 대안으로 Ross(1976)는 裁定價格決定模型(Arbitrage Pricing Model : APM)을 체계화하여 제시하였다. 그 이후 Huberman(1982), Chen 과 Ingersoll(1983)등에 의해 확대 발전된 재정가격결정모형이, 종전의 자본시장 균형이론의 핵심적 역할을 해온 CAPM보다 일반적인 모형이라는 점에서 그 중요성이 크게 인식되면서 株式收益率에 영향을 미치는 共通要因(common factor)의 發見에 관한 많은 研究가 수행되어왔다. Elton와 Gruber 및 Rentzler(1983)는 APM으로써 共通要因을 식별할 수 있을 뿐만 아니라 經濟的 意味도 지니고 있을수 있다고 주장하였다. 그런데 APM에 대한 실증분석은 주식수익률의 분산-공분산 행렬에서 요인분석기법을 이용하여 요인의 수가 몇개이며 그 요인이 주가에 대해서 영향을 주는 지에 대해서 초점이 모아졌다. 그러나 McElroy 와 Burmeister(1987)는 이러한 방식이 요인이 표본마다 달라질 수 있으며 요인리스크의 추정치가 유일성을 갖지 못한다고 주장하였다. 또한 요인분석기법은 몇개의 요인이 존재하는지에 대해서는 해답을 줄 수 있지만 그 요인이 무엇이나에 대한 해답을 주지 못한다는 약점이 있다. 이러한 문제점을 해결하기 위해서 최근에는 APM에 대한 많은 연구가 요인분석기법상의 미지의 확률요인을 경제전반의 거시경제변수로 대치함으로써 주가에 영향을 주는 거시경제요인을 찾는 데 중점을 두어왔다. 따라서 본 연구도 우리나라의 주시가격에 포괄적으로 영향을 주는 경제전반에 걸친 요인을 찾는 데 있는 것이다.

그러면 이하에서는 우선 기존의 실증연구를 검토한 후 전통적 APM에서 나타난 방법론적 문제점을 지적하고 Chen과 Roll 및 Ross(1986)가 실시한 변형된 APM방법에 대한 설명을 하도록 하겠다. 이러한 방법론에 따라 가설과 검정모형을 설계한 후 우리나라에 적용시킬만한 공통요인을 도출하도록 하겠다. 그러면 이렇게 도출된 공통요인이 과연 주식수익률을 결정하는 가에 대한 실증분석을 시도하여 본 연구에서 의도한 주식시장에서의 거시경제공통요인의 영향력을 알아 보도록 하겠다.

## II. 既存의 研究

거시경제변수와 주식수익률 사이의 관계에 대한 APM 방법을 이용한 연구는 국내외에 많이 시도되었다. 그 가운데 전통적인 APM을 사용하여 요인분석을 한 경우가 대부분이었으나 이는 要因의 標本依存性和 要因危險의 非唯一性의 두 문제를 수반하게 되었다. 이러한 문제를 해결하기 위해 최근의 몇몇 연구에서는 직접적으로 연관성을 갖는 거시경제요인을 선정하여 검정하고 있다. 우선 Chen과 Roll 및 Ross(1986)는 APM의 전제와 일치하는 조건하에서 서로 높은 상관관계를 갖지않는 거시경제변수를 공통요인으로 이용하여 1958년부터 1984년까지 각 검증기간초에 그룹내의 모든 주식의 총시장가치를 기초로 형성된 20개의 시장포트폴리오에 대하여 거시경제변수와 주식수익률사이의 관계를 검증하였다. Shanken과 Weinstein(1985)은 1958년부터 1982년까지의 기간중 매년마다 수정하여 구해지는 기업의 시장가치에 따라 32개의 포트폴리오에 대하여 검정을 실시하였다. Chan과 Chen 및 Hsieh(1985)도 1953년부터 1977년의 기간중 요인위험을 추정하여 매기간말에 구해지는 기업의 시장가치를 기초로 구성된 20개의 포트폴리오에 대하여 검정을 실시하였다. McEroy와 Burmeister(1987)는 APM을 방정식의 제약을 갖는 다변량비선형회귀모형으로 간주하여 자산의 요인에 대한 민감도와 그에 따른 APM 위험가격의 추정치를 동시에 얻기 위한 검정을 시도하였다. 그들은 1972년부터 1982년에 70개의 광범위한 개별주식을 사용하였다.

최근 들어 국내에서도 거시경제변수들과 주식수익률사이의 관계에 관한 연구는 많이 시도되었다. 그런데 1972년부터 1989년까지를 대상으로 한 이은호(1989)의 연구 및 1981년부터 1989년까지를 대상으로한 김철교, 박정욱, 임용호(1989)의 연구에서는 APM에서 전제로 하는 예상치와 실제치의 차이 즉 예상치 못한 부분의 발생으로 인한 재정포트폴리오의 구성을 고려하지 않은 점에서 본 연구와 차이가 있다. 또한 1982년부터 1989년까지를 대상으로한 이상빈과 고흥수(1990)의 연구에서는 모든 공통요인으로 도출된 변수가 모두 유의적인 영향을 끼쳐야 한다는 APM의 개념을 고려할 때 부분적으로만 만족시키고 있었다. 따라서 본 연구에서는 Chen과 Roll 및 Ross(1986)의 연구에서와 같은 방법론을 이용하여 예상치 못한 부분의 발생으로 인한 재정포트폴리오의 구성을 고려하면서 모든 공통요인으로 도출된 변수가 모두 유의적인 결과를 얻을 수 있는

가를 살펴보도록 하겠다.

### Ⅲ. 方法論的 考察

經濟變數와 株式收益率 사이의 關聯性을 분석하기 위해 裁定價格決定模型(APM)의 개념을 이용하여 실시하기로 하는데 傳統的方法에는 문제가 있으므로 본 연구에서는 變形된 方法을 사용하기로 한다. 우선 APM에서는 어떤 資產 i의 收益率을 다음과 같이 k개의 共通要因構造를 갖는 收益生成模型으로 表示할 수 있다. 즉,

$$r_i = E_i + b_{i1}F_1 + \dots + b_{ik}F_k + \epsilon_i \dots\dots\dots (1)$$

단,  $r_i$ : 資產 i의 收益率( $i=1 \dots\dots, m$ )

$E_i$ : 資產 i의 期待收益率

$F_j$ : 모든 資產의 收益率에 영향을 미치는 j번째 공통요인  
( $j=1 \dots\dots, k$ )

$b_{ij}$ : 共通要因  $F_j$ 의 움직임에 대한 資產 i의 敏感度  
(sensitivity), ( $j=1 \dots\dots, k$ )

$\epsilon_i$ : 資產 i 自體의 固有要因

式(1)의 첫번째 항은 資產 i의 事前的 期待收益率을 意味하는 것이고 다음의 項, 즉  $b_{ij}F_j$ 는  $r_i$ 의 變動을 共通要因의 움직임에 의해 說明할 수 있는 部分으로 체계적 危險에 해당되며, 마지막 項인  $\epsilon_i$ 는 資產 i의 固有한 變動部分으로 非體系的 危險을 나타낸다. Kryzanowski & To(1983)에 따르면 위의 收益生成模型에서 固有要因  $\epsilon_i$ ( $h \neq i$ )와 높은 相關關係를 보인다면 k개 共通要因 이외의 다른 共通要因이 存在하고 있다는 것을 意味하기 때문에 이러한 相關關係는 存在하지 않는다고 가정할 수 있다. 즉,

$$E(\varepsilon_i | F_j) = 0 \quad (j=1 \dots\dots k)$$

$$E(\varepsilon_i | \varepsilon_h) = 0 \quad (i \neq h)$$

만일 均衡상태에서 無危險裁定포트폴리오가 零을 초과하는 收益率을 갖는다면 投資者는 富의 追加부담없이, 危險도 부담하지 않는 포트폴리오를 구성함으로써 無限의 收益을 얻는 것이 가능하다. 市場均衡狀態에서는 이러한 投資機會가 存在할 수 없는 것이다. 따라서 無危險裁定포트폴리오의 收益率은 零이어야 하며 이점이 바로 APM도출의 基本的 아이디어이다.

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

단,  $E(R_i)$  : i 자산의 기대수익률

$b_{ik}$  : 공통요인 k의 움직임에 대한 자산 i의 민감도

한편, 式(2)에서  $\lambda_0$ 는 無危險資產이 存在할 경우에 無危險收益率과 같거나 제로베타資產(즉,  $b_{ij}=0$ )의 收益率과 같다. 또한  $\lambda_j$ 의 經濟的 意味을 알아보기 위하여 요인 j의 體系的 危險이 1이고 나머지 k-1개 要因들의 危險이 零인 포트폴리오를 構成한다고 가정하면  $E_i - \lambda_0 = \lambda_j(E_j$ 는 포트폴리오 j의 期待收益) 로써  $\lambda_j$ 는 無危險收益率에 대한 초과수익 또는 要因 j에 대한 危險프리미엄으로 해석할 수 있다. 따라서 APM의 價格決定關係는 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$E(R_i) = \lambda_0 + [\delta_1 - \lambda_0] b_{i1} + \dots\dots\dots + [\delta_k - \lambda_0] b_{ik} \dots\dots\dots (3)$$

단,  $\delta_k$  : k번째 要因에 대하여 1의 敏感度를 그리고 기타 要因들에 대하여

零의 敏感度를 갖는 포트폴리오의 期待收益率

위 式(3)에서 個別資產의 期待收益은 無危險收益率과 k개 共通要因에 의해 決定되고 있음을 알 수 있다. 그러나 결국 대부분의 實證研究은 APM의 基本前提에 입각하여 要因分析의 技法을 利用하여 APM에서의 共通要因이 무엇인가를 파악하는데 目的이 있는것이 아니라, APM자체의 理論이 妥當한가, 즉 株式收益率을 說明하는 共通要因이 安定的으로 存在하는가에 重點을 두고 있다. 이에따라 Dhrymes, Friend 와 Gultekin(1984) 및 Shanken(1982)등은 APM 實證方法論에 대한 많은 問題點을 지적하였다. 우선 要因分析技法 그 자체에 主觀的 判斷이 介在될 수 있

다는 점이며, 同一한 資產集團으로부터 서로다른 포트폴리오를 構成함으로써 서로 다른 要因構造를 發生시킬 수 있다는 점이다. 또한 要因 그 자체가 認識되지 않은 狀態에서 각 共通要因에 대한 有意性を 檢定한다는 것은 意味가 없으며 要因分析에 있어서 小그룹을 分析하는 것과 大그룹을 分析하는 것은 同等한 것이 아니라는 점이다. 分析對象株式群의 數가 증가할수록 共通要因의 數가 增加한다는 측면과 아울러 이들이 가장 중요한 문제점으로써 거론한 것이 共通要因의 意味를 밝힐 수 없다는 점이다.

그러므로 APM의 理論의 妥當性を 肯定한다 하더라도 그 共通要因의 구체적 意味를 알지 못하는 한 APM은 그 效用을 발휘하기가 어렵다. 그 共通要因의 구체적 意味를 파악하기 위해서는 각 共通要因에 關係를 갖는 觀察可能變數들의 性格을 가지고 推定해야 하는데 각 共通要因과 觀察可能關聯變數가 分明하게 選別的으로 나타나지 않는한 推定하기가 상당히 어렵게 된다. 더구나 APM의 基本前提에 의하면 要因벡터는 서로 相關關係를 갖지 않아야(orthogonal)하므로 현실적으로 그러한 조건에 맞는 共通要因을 發見하기는 어렵다. 그리하여 Chen과 Roll 및 Ross(1986)는 APM의 前提와 일치하는 조건 하에서 서로 높은 相關關係를 갖지 않는 巨視經濟變數를 共通要因으로 利用하여 實證한 결과를 APM이론과 관련시켜서 발표한 바 있다.

따라서 本 研究에서도 이들과 마찬가지로 活用가능한 많은 巨視經濟變數 가운데 서로 높지 않은 相關關係를 가지며 株式收益率 결정에 영향을 미칠 수 있다고 생각되는 共通要因을 도출하여 分析하도록 한다.

#### IV. 假說 및 模型의 設計

이러한 방법론적 고찰에 따라 本 研究에서 分析하게될 資料의 構成, 假說 및 檢定模型을 살펴 보자. 우선 우리나라의 經濟 및 證券 관련 月別자료는 1975년부터 비교가능하기 때문에 이를 자료의 시발점으로 하여 1989년까지를 대상으로 할 수 있다. 이때 전체기간을 대상으로 분석해 볼 수도 있으며 이를 인플레이션 高,低로 구분해서 분석해 볼 수도 있을 것이다<sup>1)</sup>. 이러한 分析을 하

1) 인플레이션高低에 따른 주식수익률결정연구는 池豪峻(1990), Geske-Roll(1983), Pearce(1984) 등이 있다.

기위한 假說 및 檢定模型을 살펴보면 다음과 같다.

歸無假說 : t기의 巨視經濟的 共通要因들은 t기의 期待收益率을 超過하는 株式投資收益率을 얻을 수 없다.

이를 檢定하기 위해 사용하는 模型은 株式投資에 대한 期待收益率이 經濟共通要因으로 설명될 수 있는가를 나타낸 것으로 式(4)와 같이 표현될 수 있다.

$$R_m(t) = E[R_m(t)] + \beta_1[\delta_1 - E(\delta_1)] + \beta_2[\delta_2 - E(\delta_2)] + \dots \\ \dots + \beta_k[\delta_k - E(\delta_k)] \dots \dots \dots (4)$$

단,  $E[R_m(t)]$  : 市場期待收益率

$\delta_i$  : i 共通要因의 實際變化率

$E[\delta_i]$  : i 共通要因의 期待變化率

따라서 위의 모형을 토대로 귀무가설을 검정하도록 할때 귀무가설 :  $\beta_i = 0$ , 대립가설 :  $\beta_i \neq 0$  라고 달리 표현할 수 있으며 이때의  $\beta_i$ 은 危險量(risk quantity)를 말한다. F-test에 의한 兩側 檢定을 시도하게 되는데 OLS를 통해서 분석해 본 결과 Durbin-Watson 統計값으로써 時系列 相關이 存在하는 것으로 나타나면 이를 제거하기 위해 Hi-Lu方式(Hildreth Lu scanning search procedure)를 이용하도록 하고<sup>2)</sup>  $P[-3.0 < Z(3.0) = 0.9987$ 을 넘어서는 자료는 outlier로서 제거하도록 한다. 검정결과 귀무가설이 기각되지 않으면 共通要因들은 주식투자의 기대수익률에 대한 충분한 說明力을 갖게되어 시장기대수익률을 초과하는 수익률을 얻을 수 없다고 해석할 수 있다. 이와는 반대로 검정결과 귀무가설이 기각되면 有意的인 共通要因들은 주식투자의 기대수익률에 대한 충분한 說明力을 갖지 못하게 되어 이들 요인들의 活用으로 市場期待收益率을 超過하는 수익률을 얻을 수 있다고 해석할 수 있을 것이다.

2) VAR Econometrics, Regression Analysis of Time Series, 1989, pp.6-15.

### V. 共通要因의 導出

최근 실증분석기법의 하나로서 소개되기 시작한 裁定價格決定模型은 전통적으로 要因分析을 통한 구조적 해석으로 인해 限界가 있다. 즉, 要因分析을 적용하여 APM의 妥當性を 검정하는데 있어서는 方法論적으로 많은 비판이 존재하고 또한 APM의 妥當성이 인정되어도 要因의 경제적 의미를 식별하기가 어렵다. 따라서 Chen, Roll & Ross(1986)는 經濟變數들을 이용하여 株式收益率의 體系的 危險을 설명하는 변형된 방식을 이용한 實證연구를 수행하였다. 그들은 歸納的인 實證研究를 통해서 APM의 共通要因에 해당되는 변수들을 經濟變數중에서 발견하려고 노력한 것이다. 우선, 株式의 價格은 未來現金 흐름과 割引率의 函數로 표현된다. 즉,

$$P = \frac{E(C)}{K} \dots\dots\dots (5)$$

- 단, C : 未來現金流入
- K : 割引率
- P : 株式의 價格

여기에서 그들은 期待現金 흐름이 마팅겔<sup>3)</sup>을 따른다는 입장에서 E(C)와 K가 時代 t에 따라 변화한다고 보고 式(5)을 확률미적분 하였다.

$$\frac{dp}{P} + \frac{C}{P} = \frac{d[E(C)]}{E(C)} - \frac{dk}{K} + \frac{C}{P} \dots\dots\dots (6)$$

式(6)에서 보면 株式收益率은 割引率(K)와 期間現金흐름[E(C)]의 變化率에 의해서 영향을 받

---

3) 미래의 보상에 대한 조건적 기대가 현재의 보상과 동등한 공정게임을 의미한다. 즉,  
 $E[X(t+1, j) | \eta_t] = X(t, j)$   
 단,  $X(t, j)$  : random variable  
 $\eta_t$  : t기의 정보구조

는다는 것을 알 수 있다. 그리하여 그들은 割引率과 未來現金 흐름의 變化에 영향을 줄 수 있는 經濟變數들을 株式收益率을 설명하는 共通要因으로 선택했다. 우선 割引率에 영향을 줄 수 있는 것들로서 豫測하지 못한 期間構造 스프레드(term structure spread)의 變化, 豫測하지 못한 危險 프리미엄의 變化, 實質的 富에 대한 限界効用の 變化를 共通要因으로 선택하였다. 未來現金 흐름의 변화에 영향을 줄 수 있는 것들로서는 名目的인 面에서 豫想인플레이션 水準의 變化和 豫想하지 못한 인플레이션, 實質的인 面에서 産業生産量의 變化를 共通要因으로 선택하였다. 그들이 實證分析을 수행한 절차는 먼저 經濟變數중에서 獨立變數를 體系化하고 그 變數들의 相關關係와 系列相關을 조사하여 문제가 있는 變數들을 제거하고 標準資料를 선택한 후 포트폴리오를 구성하여 經濟變數의 變化和 株式收益率과의 關係를 時系列的으로 분석하였다. 그들의 分析資料에 따르면 産業生産指數의 變化率, 豫測하지 못한 인플레이션, 豫想인플레이션 水準의 변화, 예측하지 못한 危險 프리미엄의 變化 및 期間構造 스프레드 變化가 株式收益率의 體系的 危險을 설명하는데 유용한 共通要因으로 나타났고 原油價格의 變化和 消費性向의 변화는 주식수익률을 설명하는데 의미를 갖는 共通要因으로 판명되지 못하였다.

本 研究도 기본적으로 Chen과 Roll 및 Ross(1986)와 동일한 방법을 적용하였다. 다만 미국의 短期金融市場과 우리나라의 短期金融市場에서의 金利體系 및 規模의 差異 등에서 發生하는 문제점 때문에 變數의 선택에 있어서 어느 정도의 차이가 있다. 즉, 우리나라는 債券市場의 未成熟으로 期間構造에 따른 스프레드의 變化를 측정하기 어렵기 때문에 이는 제외하고<sup>4)</sup> 未來現金 흐름의 變化에 영향을 줄 수 있다고 볼 수 있는 몇가지 經濟變數를 추가시켰다. 우리나라의 經濟構造는 가장 큰 특징이 대외지향적 경제형태를 띄었기 때문에 換率의 變化 등을 추가시켜 고려하였다. 따라서 本 研究에서는 이러한 豫想 共通要因들에 대한 相關分析을 통해 일정한 상관성이 나타난 要因은 제거하고 나머지 要因들을 共通要因으로 하도록 한다. 相關성이 배제된 것으로 밝혀진 巨視經濟的 共通要因이 과연 株式投資에 대한 期待收益率을 충분히 설명하고 있는가를 살펴봄으로써 本 研究의 目的을 수행할 수 있을 것이다. 한편 APM에서는 개별자산  $i$ 의 기대수익률이 그 자산 수익률의 각 요인에 대한 敏感度(sensitivity) 또는 體系的 危險의 線型函數로 표시될 수 있는데 各 經濟變數의 實際值에서 豫想值(期待值)내지는 平均值를 뺀 편차부분이 要因 敏感度(factor loading)가 되어야 한다. 따라서 本 研究는 適應的 期待假說(adaptive expectation

4) 우리나라의 債券收益率 期間構造는 산출하기가 불가능하다. 국민주택채 2종은 국내최장기 국채이나 '83년 5월에 처음 발행되었고 그 이전에는 5년 만기가 최장기 국채였기 때문이다.

hypothesis)에 따른 multiplicative exponential smoothing 방법을 이용하여 각 요인에 대한 예상치를 산출하도록 하며 실제치와의 편차로써 要因敏感度를 산출하도록 한다. 예상치를 산출하는 과정을 산식으로 나타내면 다음과 같다.

$$S_t = S_{t-1} + T_{t-1} + \alpha e_t / I_{t-p}$$

$$T_t = T_{t-1} + \alpha \gamma e_t / I_{t-p}$$

$$I_t = I_{t-1} + \delta(1 - \alpha)e_t / S_t$$

여기에서  $S_t$  : t기의 예상치

$T_t$  : t기의 추세변화

$I_t$  : t기의 계절적요인

$e_t$  : t기의 예측오차

이러한 방법에 따라 계산된 거시경제변수의 예상치와 실제치의 차이인 共通要因을 도출하기 위해 우선 할인율과 미래현금흐름의 변화에 영향을 줄 수 있는 변수들로 고려된 豫想共通要因을 살펴보면 다음과 같다<sup>5)</sup>.

(1) 換率의 超過變化 : MFX(t)

$$MFX(t) = \ln FX(t) - \ln FX^e(t)$$

단,  $FX(t)$  : t기의 對美달러 換率(외국환은행대고객매매기준율)

$FX^e(t)$  : t기의 예상 對美달러 換率

(2) 原油價格의 超過變化 : MOI(t)

$$MOI(t) = \ln OP(t) - \ln OP^e(t)$$

단,  $OP(t)$  : t기의 國際原油價格(Brent기준)

$OP^e(t)$  : t기의 豫想 國際原油價格(Brent기준)

5) 본 연구를 위해 초기에 고려한 전제변수로는 다음과 같다. 우선 환율의 초과변화, 예측하지 못한 위험프리미엄의 변화, 원유가격의 초과변화, 산업생산의 초과변화, 총통화(M2)의 초과변화 이외에도 예상하지 못한 인플레이션, 통화량(M1)의 초과변화, 수출액의 초과변화, 수입액의 초과변화, 기계수주액의 초과변화, 건축허가면적의 초과변화, 제조업가동률의 초과변화, 생산자 출하지수의 초과변화등 13개 경제변수를 예상공통요인으로 선정하여 단계별 회귀분석을 통해 가장 좋은 결과를 나타낸 위의 5개 요인만을 설명하도록 한다.

(3) 産業生産의 超過變化 : MIP(t)

$$MIP(t) = \ln IP(t) - \ln IP^e(t)$$

단, IP(t) : t기의 産業生産指數

IP<sup>e</sup>(t) : t기의 豫想 産業生産指數

(4) 豫測하지 못한 危險 프래미엄의 變化 : URP(t)<sup>6)</sup>

$$URP(t) = CBR(t) - PBR(t)$$

단, CBR(t) : t기의 會社債(保證綜合)收益率

PBR(t) : t기의 國公債(利標綜合)收益率

(5) 通貨量의 超過變化 : MMO(t)

$$MMO(t) = \ln MO(t) - \ln MO^e(t)$$

단, MO(t) : t기의 總通貨

MO<sup>e</sup>(t) : t기의 豫想總通貨

이제 考慮되고 있는 經濟變數들 가운데 共通要因이 되는 變數들을 선정하는 作業이 필요하다. APM의 假定에 따르면 共通要因벡터들의 선형전환(벡터들의 곱)이 직교적이어야 한다. 즉, 共通要因 상호간의 相關係數는 零이어야 하는 것이다. 이러한 前提를 고려하지 않더라도 독립변수 상호간의 높은 相關關係는 多重共線性(multicollinearity)의 문제를 발생시키므로 다른 독립변수에 지배되는 變數는 제거되어야 한다. 이러한 차원에서 위의 豫想共通要因들을 1975년부터 1989년까지의 자료를 대상으로 相關分析을 실시한 결과는 <표 5-1>과 같다. <표 5-1>에서 보면 相

<표 5-1> 巨視經濟的 共通要因의 相關係數

구 분	MFX	MMO	MOI	URP	MIP
MFX	1.0000	-0.0316	0.2731	-0.1864	0.0505
MMO		1.0000	0.0040	-0.0579	0.1024
MOI			1.0000	-0.1744	0.1571
URP				1.0000	-0.0755
MIP					1.0000

6) 보다 정확한 개념은 채권의 위험프리미엄이라 할 수 있지만 Chen과 Roll 및 Ross(1986)의 연구에서 예측하지 못한 위험프리미엄의 변화로써 해석하고 있으므로 본 연구에서도 이를 따르기로 한다.

關係數가 모두 0.4미만으로 낮게 나타나고 있다.

이러한 共通要因간의 낮은 相關關係는 APM의 假定에 충실하게 되고 多重共線性문제를 배제할 수 있을 것이다. 따라서 위에서 선택된 5개의 변수들이 모두 共通要因으로 도출될 수 있으며 이로써 株式收益率 決定을 설명할 수 있는가를 分析해 볼 수 있을 것이다.

### VI. 共通要因에 의한 實證結果

本 研究에서는 測定誤差의 영향을 줄이기 위해 個別株式의 收益率을 사용하지 않고 포트폴리오의 수익률 즉 종합주가지수 收益率을 標準 株式收益率  $R_m(t)$ 로 삼고 分析하였다.

$$R_m(t) = \ln SP_t - \ln SP_{t-1} \dots\dots\dots (7)$$

단,  $SP_t$  : t기의 綜合주가지수 혹은 業種별지수

이때 초과수익률 즉 실제주식수익률과 기대수익률의 차이를 산출하기 위해 우선 기대수익률  $E[R_m(t)]$ 을 共通要因 導出에서와 같이 multiplicative exponential smoothing 방법을 통해 다음과 같이 구하였다.

$$E[R_m(t)] = \ln SP_t^e - \ln SP_{t-1} \dots\dots\dots (8)$$

단,  $SP_t^e$  : t기의 綜合주가지수 혹은 業種별지수

위의 式(7)(8)을 포함하여 共通要因으로 산출된 經濟變數를 고려한 模型을 설정하면 다음과 같이 정리될 수 있다.

$$R_m(t) = E[R_m(t)] + \beta_1[\ln FX(t) - \ln FX^e(t)] + \beta_2[\ln MO(t) - \ln MO^e(t)] + \beta_3[\ln OP(t) - \ln OP^e(t)] + \beta_4[CBR(t) - PBR(t)] + \beta_5[\ln IP(t) - \ln IP^e(t)] + \epsilon(t) \dots\dots\dots (9)$$

$$=E[R_m(t)] + \beta_1 MFX(t) + \beta_2 MMO(t) + \beta_3 MOI(t) + \beta_4 URP(t) + \beta_5 MIP + \epsilon(t) \dots\dots\dots (10)$$

式(10)을 토대로 월별 자료로써 1975년부터 1989년 까지의 기간에 대한 실증분석을 시도한 결과를 보면 <표 6-1>와 같다. 이에 따르면 換率의 超過變化(MFX), 通貨量의 超過變化(MMO), 原油價格의 超過變化(MOI), 豫想하지 못한 危險 프리미엄(URP) 및 産業生産의 超過變化(MIP)에 대해 10% 수준에서 零과 유의적인 差異를 가진다. 따라서 앞에서 설정된 귀무가설은 棄却이 되었으며 이는 곧 t기의 巨視經濟的 共通要因들으로써 t기의 기대수익률을 초과하는 株式投資收益率을 얻을수 있음을 나타낸다고 볼 수 있다.

APM의 개념으로 볼 때 모든 共通要因으로 도출된 변수가 모두 有意的인 영향을 끼쳐야 한다고 볼 때 本 研究은 이러한 조건을 만족시키고 있다고 볼 수 있다. 위의 5개 有意的인 巨視經濟的 共通要因의 結果는 美國을 대상으로 1958년에서 부터 1984년까지를 대상으로 분석한 Chen, Roll & Ross(1986)의 5개 共通要因이 結果와 매우 유사하다고 볼 수 있다. 또한 이상빈, 고평수(1990)가 우리나라를 대상으로 1982년에서 1988년까지 연구한 결과 3개내지 5개의 共通要因이 존재한다는 결론과 일치한다고도 볼 수 있다. <표 6-1>에 나타난 결과에서 설명력이 0.14, F값은 4.67로 나타났는데 이는 日本을 대상으로한 Brown과 Otsuki(1989)의 설명력 0.13, F값 2.24보다는 크며 美國을 대상으로한 McElroy와 Burmeister(1988)의 설명력 0.24, F값 10.05 보다는 상대적으로 낮게 나타났다. DW 통계량으로 볼 때 시장오차는 자기상관을 가지지 않음을 알 수 있었다.

本 研究 結果 換率, 通貨量 및 原油價格의 超過變化에 대한 危險量을 나타내는 회귀계수를 보면 陰이었으며 豫想하지 못한 危險 프리미엄 및 産業生産의 超過變化의 회귀계수는 陽으로 나타나 市場超過收益率을 획득하기 위해서는 投資패턴이 달라야 함을 보여주었다. 즉 원貨, 通貨量 및 國際原油價格의 변동이 豫想에 못미치는 경우 市場期待收益率 이상의 超過收益率을 얻을 수 있을 것이다. 또한 會社債 收益率과 國公債 收益率의 스프레드가 커져 豫測하지 못한 危險 프리미엄이 커지거나 豫想을 초과하는 産業生産이 이루어져도 超過收益率을 얻을 수 있는 것으로 나타났다.

이를 인플레이션의 高低에 따라 구분해서 分析해보면 年평균10% 이상의 消費者物價上昇率을 기록한 1975년부터 1981년까지의 高 인플레이션 기간에는 換率의 超過變化, 通貨量의 超過變化,

豫想하지 못한 危險 프리미엄 및 産業生産의 超過變化 등이 有意的이었으며 일반적인 생각과는 달리 오히려 原油價格의 超過變化는 有意的이지 못하였다. 또한 年평균 5% 내외의 消費者物價上昇率을 기록한 1982년부터 1989년까지의 低 인플레이션 기간에는 換率, 通貨量 및 原油價格의 超過變化등이 有意的이었다.

<표 6-1> 市場超過收益率과 共通要因과의 實證結果

구 분		회귀계수	S. E	t 값	비 고
全 期 間 (1975-1989)	MFX	-0.545	0.177	-3.073	*
	MMO	-0.069	0.018	-3.778	*
	MOI	-0.057	0.031	-1.788	*
	URP	0.005	0.002	1.748	*
	MIP	0.801	0.326	2.453	*
R <sup>2</sup> = 0.14		F-value = 4.67		DW = 1.98	

주 : \*는 10% 유의적

따라서 換率 및 通貨量의 超過變化는 인플레이션의 高低에 관계없이 有意的으로 나타났으며 豫想하지 못한 危險 프리미엄 및 産業生産의 超過變化는 高인플레이션 기간에, 原油價格의 超過變化는 低인플레이션 기간에 有意的으로 나타난 것이다. 또한 有意的인 회귀계수 부호도 전체기간을 대상으로 한 結果와 같게 나타났다.

아울러 24개 業鍾別로는 共通要因과 어떠한 관계가 있는가를 살펴보면 별첨자료와 같다. 이의 結果를 보면 음식료, 제지 및 기타제조업을 제외한 대부분 業종의 模型이 10% 有意的수준에서 의미있는 것으로 나타났다. 이때 原油價格의 超過變化는 대부분의 業종에 대해 有意的으로 나타났으나 기타의 共通요인은 業종별 차이를 보여주었다. 화학, 비금속, 기계, 운수장비, 건설, 도매 및 육상운수 등이 3개 이상의 共通요인에 대해 有意的인 結果를 나타내 주었다. 또한 종합주가지수를 대상으로 한 경우와 같이 換率의 超過變化, 通貨量의 超過變化, 原油價格의 超過變化에 대해서는 有意的인 회귀계수가 대부분 陰으로, 豫想하지 못한 危險 프리미엄 및 産業生産의 超過變化의 회귀계수는 陽으로 나타났다. 이는 豫想하지 못한 주요한 經濟變數의 變化에 대해 投資의 方向을 제시하여 준다고 볼 수 있다. <표 6-3>에서는 巨視經濟的 共通요인의 業종별 影響력을 제시하여 놓았다.

<표 6-2> 期間別 市場超過收益率과 共通要因과의 實證結果

구 분		위 험 량	S . E	t 값	비 고
高 인플레이션 기 간 (1975-1981)	MFX	-0.804	0.245	-3.281	*
	MMO	-0.064	0.019	-3.304	*
	MOI	-0.225	0.153	-1.468	
	URP	0.007	0.003	1.884	*
	MIP	1.317	0.434	3.035	*
	R <sup>2</sup> = 0.25		F-value = 4.39		DW = 1.91
低 인플레이션 기 간 (1982-1989)	MFX	-0.874	0.353	-2.474	*
	MMO	-0.125	0.052	-2.390	*
	MOI	-0.096	0.035	-2.743	*
	URP	-0.001	0.006	-0.168	
	MIP	-0.277	0.671	-0.413	
	R <sup>2</sup> = 0.18		F-value = 3.93		DW = 2.18

주 : \*는 10% 유의적

<표 6-3> 共通要因의 業種別 超過收益率에 대한 影響力

구 분	共通要因	陰으로 가장 有意的 業種	陽으로 가장 有意的 業種
전 체 기 간 (1975~1989)	MFX	섬유(-2.339)	어업(1.590)
	MMO	건설(-3.207)	섬유(0.542)
	MOI	기계(-5.916)	보험(8.456)
	URP	보험(-0.310)	기계(3.011)
	MIP	의복(-2.940)	기계(3.771)
高 인플레이션 기 간 (1975~1981)	MFX	비금속(-3.698)	건설(0.607)
	MMO	육운(-2.358)	N.A
	MOI	비금속(-3.762)	N.A
	URP	금융(-1.915)	비금속(3.800)
	MIP	의복(-2.691)	비금속(4.537)
低 인플레이션 기 간 (1982~1989)	MFX	조립금속(-2.920)	어업(1.732)
	MMO	건설(-4.353)	전자(3.552)
	MOI	기계(-5.531)	보험(8.004)
	URP	목재(-1.732)	전자(3.205)
	MIP	광업(-2.061)	보험(1.999)

주 : 1). ( )은 t값

2). N.A는 적용불가능(Not Applicability)을 의미함

## VII. 結 論

本 研究에서는 우리나라 株式市場에서 巨視經濟變數의 影響력을 알아보았다. 즉 株式收益率에 影響을 미치는 巨視經濟的 共通要因을 導出하고 이에 대한 통계적 분석으로 향후 市場期待收益率을 초과하는 收益率을 얻을 수 있는 가를 알아 보았다. 研究의 方法論으로는 傳統的인 裁定價格決定模型을 變形한 Chen과 Roll 및 Ross(1986)의 方法을 이용하였다. 이는 線型模型에 裁定價格決定模型의 前提條件을 부과한 것으로 특수한 조건이 수반될 경우에는 CAPM과도 同一하게 된다. 巨視經濟的 共通要因을 導出하기 위해서는 우리나라의 실정에 맞게 再編成하였으며 檢定期間도 可能한 最大限으로 설정하였다. 이에 따른 結果를 整理해 보면 다음과 같다.

첫째로, 全體期間(1975-1989년)을 대상으로 檢定해 본 결과 巨視經濟的 共通要因들로 도출된 換率의 超過變化, 原油價格의 超過變化, 産業生産의 超過變化, 豫測하지 못한 危險 프리미엄의 變化, 通貨量의 超過變化들로서 모두 市場 期待收益率을 초과하는 株式投資收益率을 얻을 수 있었다. 이는 기존의 연구와는 달리 APM의 개념으로 볼 때 모든 공통요인이 유의적인 影響을 끼쳐야 한다는 조건을 충분히 만족시키고 있다고 볼 수 있다.

둘째로, 換率, 通貨量 및 原油價格의 超過變化에 대한 危險量을 나타내는 회귀계수는 陰으로 나타났으며 豫想하지 못한 危險 프리미엄 및 産業生産의 超過變化의 회귀계수는 陽으로 나타나 市場超過收益率을 획득하기 위해서는 투자 패턴이 달라야 함을 알 수 있다. 즉 원貨, 通貨量 및 國際原油價格의 변동이 豫想에 못미치는 경우 市場期待收益率 이상의 超過收益率을 얻을 수 있을 것이다. 또한 會社債 收益率과 國公債 收益率의 스프레드가 커져 豫測하지 못한 危險 프리미엄이 커지거나 豫想을 초과하는 産業生産이 이루어져도 超過收益率을 얻을 수 있는 것으로 나타났다.

셋째로, 인플레이션 高,低에 따라 區分해서 檢定하여 본 결과 약간의 차이를 나타내주었다. 兩期間 모두 환율 및 通貨量의 超過變化가 有意的인 影響을 끼치는 것으로 나타났으나 高 인플레이션 기간(1975-1981년)에는 이외에도 豫측하지 못한 위험 프리미엄 및 産業生産의 超過變化가 有意的이었으나 제2차 오일쇼크기간 임에도 불구하고 原油價格

超過變化는 그렇지 못하였다. 반면 低 인플레이션 기간(1982-1989년)에는 換率, 通貨量의 超過變化이외에도 原油價格의 超過變化가 有意的이었으며 이들의 危險量을 나타내는 회귀계수는 모두 陰으로 나타났다.

넷째로, 24개 業鍾別 檢定에서는 음식료, 제지 및 기타제조업을 제외한 대부분 업종의 模型이 有意的이었는데 共通要因의 影響력을 업종별로 차이를 나타내었다. 綜合株價指數를 대상으로 한 경우와 같이 換率, 通貨量 및 原油價格의 超過變化에 대해서는 有意的인 회귀계수가 대부분 陰으로 나타났으며 豫測하지 못한 危險 프리미엄 및 產業生産의 超過變化의 회귀계수는 陽으로 나타났다.

이상에서와 같이 지난 15년간의 우리나라 過去資料를 대상으로 檢定해 본 결과 5개의 巨視經濟的 共通要因들로서 市場期待收益率을 초과하는 株式投資收益率을 획득할 수 있음을 알 수 있었다. 즉 株式收益率을 결정하는 共通要因의 적절한 활용으로 市場收益率 이상으로 투자수익을 얻을 수 있음을 실증적으로 보여준 것이다. 또한 이는 기존의 研究에서 精確한 요인은 闡澈내지 못한 상태에서 대략 3-5개 공통요인이 존재 한다는 內容을 구체적 變數로 導出해 보았다는 점에서도 방법론적 意義를 가진다고 볼 수 있다.

그러나 本 研究가 巨視經濟變數와 株式收益率에 관한 確定的 研究가 될 수 없다. 첫째로 檢定에 필요한 市場 포트폴리오 및 業鍾別 포트폴리오도 지수수익률에 의한 방식 보다 개선된 방식으로 구성되어야 할 것이며 檢定期間도 늘려서 일치된 결과를 얻어야 할 것이다. 둘째로 本 研究에서는 여러번의 시행착오를 거쳐서 multiplicative exponential smoothing 방법을 이용하여 巨視經濟 變數의 豫想하지 못한 부분의 추출에 사용하였으나 더 좋은 모델을 설정하여 理論적으로 뿐만 아니고  $R^2$ 와 F값을 향상시킬 수 있는 지를 알아 보아야 할 것이다. 또한 危險量을 나타내는 회귀계수가 時間에 따라 어떻게 變化되는가 및 企業規模效果 등도 분석해 볼 필요가 있을 것이다.

## 참 고 문 헌

1. 김철교, 박정욱, 임용호, “제경제지표가 종합및 업종지수에 미치는 영향에 관한 연구”, 증권학회지, 1990, pp.347-374.
2. 이은호, “주가수준에 적정성에 관한 연구 : Fundamentals와 주가의 비교분석”, 신평저널, 1990, 가을/겨울, pp.36-48.
3. 이상빈, 고흥수, “거시경제변수가 株價에 미치는 영향에 관한 실증적 연구”, 金融經濟研究, 1990, pp.53-83.
4. 지호준, “株式投資의 豫想인플레이션 헷징에 대한 國際的 實證研究”, 韓國財務管理學會, 財務管理研究, 1990, pp.165-186.
5. Brown, S. and Toshiyuki Otsuki, “Macroeconomic Factors and the Japanese Equity Markets : The CAPMD project”, Working paper, Yamaichi Securities Co. Ltd., 1989.
6. Brown, S. and M. Weinstein, “A New Approach to testing Asset Pricing Models : the Bilinear Paradigm”, *Journal of Finance*, 1983, pp.711-743.
7. Chan, K. C., N. Chen and D. Hsieh, “An Explanatory Investigation of the Firm Size Effect”, *Journal of Financial Economics*, 1983, pp.451-471.
8. Chen, N. F. and J. E. Ingersoll, “Exact Pricing in Linear Factor Models with Finitely Many Assets : A Note”, *Journal of Finance*, 1983, pp.985-988.
9. Chen, N. F., R. Roll and S. Ross, “Economic Forces and the stock market”, *Journal of Business*, 1986, pp.383-403.
10. Dhrymes, D. H., I. Friend and N. B. Gultekin, “A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory”, *Journal of Finance*, 1984, pp.324-346.
11. Elton, E., M. Gruber and J. Renfzler, “The Arbitrage Pricing Model and Returns on Asset under Uncertain Inflation”, *Journal of Finance*, 1983, pp.525-537.
12. Ferson, W. E. and J. J. Merrick, “Non-stationary and Stage-of-the-business-cycle effects in Consumption-based Asset Pricing”, *Journal of Financial Financial*

- Economics*, 1987, pp.127 – 146.
13. Geske, R. and R. Roll, “The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation”, *Journal of Finance*, 1983, pp.1 – 30.
  14. Giovannini, A. and P. Jorion, “The Time Variation of Risk and Return in the Foreign Exchange and Stock Markets”, *Journal of Finance*, 1989, pp.307 – 325.
  15. Hamao, Y. “An Empirical Examination of the Arbitrage Pricing Theory using Japanese Data”, *Japan and the World Economy*, 1988, pp.45 – 61.
  16. Hasbrouck, J. “Stock Returns, Inflation and Economic Activity : The Survey Evidence”, *Journal of Finance*, 1985, pp.1293 – 1310.
  17. Huberman, G. “A simple Approach to Arbitrage Pricing Theory” *Journal of Economic Theory*, 1982, pp.183 – 191.
  18. Kryzanowski, L. and M.C. To “General Factor Models and the Structure of Security Returns”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1983, pp.31 – 52.
  19. McElroy, M. and E. Burmeister “Arbitrage Pricing Theory as a Restricted Nonlinear Multivariate Regression Model”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1988, pp.29 – 42.
  20. Pearce, D. K. “An Empirical Analysis of Expected Stock Price Movements”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 1984, pp.317 – 327.
  21. Roll, R. and S. Ross “An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory”, *Journal of Finance*, 1980, pp.1073 – 1103.
  22. Ross, S. A. “The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing”, *Journal of Economic Theory*, 1976, pp.341 – 360.
  23. Shanken, J. “The Arbitrage Pricing Theory : Is it Testable?”, *Journal of Finance*, 1982, pp.1129 – 1140.

<부록> 業種別 超過收益率과 共通要因과의 實證結果

PANEL 1 ; 전 체 기 간 (1975 - 1989년)						
업 종	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	F
어 업	0.519 (1.590)	-0.033 (-0.041)	0.220 (3.863)*	0.003 (0.717)	0.601 (0.961)	3.508*
광 업	-0.324 (-1.281)	-0.039 (-1.339)	-0.203 (-3.995)*	0.006 (1.264)	-0.014 (-0.025)	3.156*
음 식 료	-0.180 (-0.649)	-0.017 (-0.644)	-0.140 (-2.879)*	0.001 (0.339)	-0.101 (-0.191)	1.733
섬 유	-0.659 (-2.339)*	0.015 (0.542)	-0.178 (-3.613)*	0.055 (1.241)	0.133 (0.248)	3.033*
의 복	-0.139 (-0.446)	-0.041 (-1.134)	-0.148 (-2.718)*	0.073 (1.433)	-1.755 (-2.940)*	3.017*
목 재	-0.371 (-0.578)	-0.047 (-0.740)	-0.208 (-1.858)*	-0.029 (-0.276)	-1.156 (-0.940)	3.310*
제 지	-0.459 (-1.822)*	0.012 (0.048)	-0.031 (-0.725)	0.046 (1.114)	-0.482 (-1.000)	1.170
화 학	-0.478 (-1.784)*	-0.071 (-2.685)*	-0.180 (-3.853)*	-0.005 (-0.114)	-0.179 (-0.350)	4.080*
고 무	-0.410 (-1.274)	-0.020 (-0.627)	-0.160 (-2.842)*	0.036 (0.697)	0.778 (1.263)	2.391*
의 약	0.474 (0.597)	-0.028 (-0.035)	-0.603 (-4.349)*	0.032 (0.245)	-0.378 (-1.249)	3.518*
비 금 속	-0.630 (-2.153)*	-0.072 (-0.247)	-0.106 (-2.073)*	0.012 (2.584)*	1.723 (3.078)*	4.022*
철 강	-0.499 (-1.583)	-0.012 (-0.040)	-0.306 (-5.560)*	0.010 (1.930)*	-0.601 (-0.995)	5.849*
비철금속	-0.409 (-1.324)	0.015 (0.500)	-0.174 (-3.223)*	0.043 (0.851)	-1.514 (-2.559)*	3.197*
조립금속	-0.343 (-1.080)	-0.026 (-0.820)	-0.201 (-3.618)*	0.007 (1.343)	0.148 (0.243)	2.480*
기 계	-0.553 (-2.111)*	-0.032 (-1.253)	-0.270 (-5.916)*	0.015 (3.011)*	1.890 (3.771)*	11.920*
전 자	-0.504 (-1.311)	-0.018 (-0.047)	-0.243 (-3.613)*	0.078 (1.241)	0.284 (0.386)	2.469*

업 종	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	F
운수장비	-0.835 (-2.261)*	-0.077 (-2.114)*	-0.092 (-1.431)	0.008 (0.142)	2.462 (3.485)*	4.793*
기타제조	-0.081 (-0.284)	-0.011 (-0.387)	-0.031 (-0.619)	0.072 (1.544)	-0.284 (-0.518)	1.619
건설	0.263 (0.922)	-0.091 (-3.207)*	0.137 (2.750)*	0.010 (2.183)*	0.297 (0.545)	5.118*
도매	-0.487 (-1.659)*	-0.072 (-2.472)*	-0.164 (-3.199)*	0.010 (2.098)*	0.548 (0.976)	4.139*
육운	-0.117 (-0.366)	-0.096 (-3.014)*	-0.117 (-2.104)*	0.011 (2.138)*	1.203 (1.970)*	5.140*
해운	-0.125 (-0.483)	-0.032 (-1.253)	-0.143 (-3.160)*	0.080 (1.885)*	-0.789 (-1.591)	2.639*
금융	-0.317 (-1.165)	-0.071 (-2.634)*	0.108 (2.287)*	0.001 (0.023)	0.210 (0.403)	2.414*
보험	0.256 (0.721)	-0.061 (-1.743)*	0.524 (8.456)*	-0.018 (-0.310)	0.973 (1.433)	13.087*

주: 1. ( )은 t값

2. \*는 10% 유의적

PANEL 2 ; 高 인플레이션기간 (1975 - 1981년)						
업 종	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	F
어업	-0.169 (-0.521)	-0.015 (-0.647)	-0.753 (-3.742)*	0.008 (1.716)*	2.262 (3.838)*	4.053*
광업	-0.583 (-1.910)*	-0.032 (-1.405)	-0.393 (-2.005)*	0.008 (1.663)	0.074 (1.914)*	1.493
음식료	-0.410 (-1.178)	-0.033 (-1.237)	-0.664 (-3.044)*	0.001 (0.205)	0.328 (0.514)	2.672*
섬유	-0.707 (-2.053)*	-0.004 (-0.214)	-0.391 (-2.212)*	0.003 (0.652)	-0.071 (-0.137)	2.394*
의복	-0.130 (-0.294)	-0.010 (-0.297)	-0.455 (-1.637)	0.004 (0.651)	-2.195 (-2.691)*	3.451*
목재	-0.897 (-1.084)	-0.048 (-0.770)	-0.206 (-0.298)	-0.002 (-0.130)	-1.921 (-1.265)	1.115*
제지	-1.096 (-3.173)*	-0.015 (-0.598)	-0.678 (-3.131)*	0.009 (1.772)*	0.558 (0.879)	3.183*
화학	-0.810 (-1.903)*	-0.065 (-2.014)*	-0.827 (-3.100)*	0.000 (0.003)	0.716 (0.916)	3.690*
고무	-0.888 (-1.975)*	-0.033 (-0.983)	-0.791 (-2.809)*	0.004 (0.576)	1.274 (1.543)	2.090*
의약	-0.662 (-1.626)	-0.009 (-0.296)	-0.643 (-2.520)*	0.011 (1.780)*	-0.161 (-0.216)	5.257*
비금속	-1.527 (-3.698)*	-0.011 (-0.370)	-0.973 (-3.762)*	0.025 (3.800)*	3.439 (4.537)*	3.317*
철강	-0.777 (-2.041)*	-0.037 (-1.287)	-0.769 (-3.223)*	0.008 (1.405)	0.029 (0.042)	2.752*
비철금속	-0.725 (-1.643)	-0.019 (-0.574)	-0.353 (-1.276)	0.004 (0.060)	-1.509 (-1.862)*	2.752*
조립금속	-0.641 (-1.676)*	-0.052 (-1.772)*	-0.767 (-3.199)*	0.009 (1.541)	0.403 (0.574)	3.642*
기계	-0.861 (-2.270)*	-0.041 (-1.425)	-0.545 (-2.294)*	0.019 (3.265)*	2.538 (3.645)*	3.724*
전자	-1.393 (-2.139)*	-0.052 (-1.043)	-1.232 (-3.020)*	0.002 (1.262)	1.662 (1.390)	2.664*

업 종	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	F
운수장비	-1.565 (-2.470)*	-0.077 (-1.590)	-0.986 (-2.485)*	0.005 (0.529)	3.790 (3.259)*	2.755*
기타제조	-0.698 (-1.581)	-0.019 (-0.584)	-0.557 (-2.014)*	0.010 (1.468)	0.319 (0.393)	1.120
건설	0.165 (0.607)	-0.042 (-2.028)*	-0.425 (-2.490)*	0.010 (2.501)*	1.010 (2.021)*	3.816*
도매	-1.153 (-2.574)*	-0.045 (-1.315)	-0.682 (-2.430)*	0.020 (2.873)*	1.739 (2.115)*	2.400*
육운	-0.988 (-1.924)*	-0.092 (-2.358)*	-0.660 (-2.050)*	0.021 (2.657)*	2.506 (2.657)*	3.236*
해운	-0.444 (-0.392)	-0.023 (-0.954)	-0.344 (-1.723)*	0.013 (2.509)*	-0.513 (-0.877)	2.315*
금융	-0.768 (-2.443)*	-0.042 (-1.754)*	-0.421 (-2.136)*	-0.009 (-1.915)*	1.237 (2.142)*	2.461*
보험	-0.373 (-0.933)	-0.021 (-0.697)	-0.747 (-2.976)*	-0.009 (-1.458)	2.177 (2.961)*	4.564*

주 : 1. ( )은 t값

2. \*는 10% 유의적

PANEL 3 ; 低 인플레이션기간 (1975년 - 1981년)						
업 종	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	F
어 업	1.273 (1.732)*	-0.110 (-1.014)	0.243 (3.339)*	0.022 (1.788)*	0.005 (0.003)	3.294*
광 업	-0.286 (-0.435)	-0.109 (-1.120)	-0.271 (-4.159)*	0.008 (0.498)	-2.574 (-2.061)*	3.249*
음 식 료	-0.935 (-1.634)	0.113 (1.339)	-0.094 (-1.670)*	-0.001 (-0.116)	0.698 (0.642)	1.989*
섬 유	-1.490 (-2.327)*	0.145 (1.523)	-0.137 (-2.157)*	0.000 (0.070)	1.345 (1.105)	2.968*
의 복	-1.004 (-1.664)*	0.050 (0.566)	-0.093 (-1.556)	0.006 (0.588)	0.453 (0.395)	1.813*
목 재	-2.358 (-1.809)*	0.177 (0.917)	-0.204 (-1.578)	-0.038 (-1.732)*	-0.031 (-0.012)	4.762*
제 지	-0.988 (-2.106)*	0.137 (1.972)*	-0.008 (-0.183)	-0.004 (-0.581)	-0.867 (-0.972)	2.433*
화 학	-9.042 (-2.374)*	-0.105 (-1.607)	-0.181 (-4.175)*	0.002 (0.339)	-0.446 (-0.535)	4.506*
고 무	-1.183 (-1.958)*	0.061 (0.678)	-0.124 (-2.084)*	0.006 (0.063)	1.537 (1.339)	4.187*
의 약	2.879 (1.418)	-0.086 (-0.287)	-0.589 (-2.929)*	0.015 (0.454)	-0.732 (-0.190)	2.341*
비 금 속	-1.193 (-2.255)*	0.100 (1.278)	-0.099 (-1.900)*	-0.005 (-0.618)	0.534 (0.532)	3.602*
철 강	-1.547 (-2.407)*	0.250 (2.623)*	-0.270 (-4.237)*	0.004 (0.039)	-0.657 (-0.538)	6.659*
비철금속	-0.575 (-0.960)	0.179 (2.013)*	-0.136 (-2.304)*	0.005 (0.570)	-1.084 (-0.952)	2.538*
조립금속	-1.859 (-2.920)*	0.207 (2.195)*	-0.137 (-2.182)*	-0.011 (-1.048)	0.609 (1.330)	3.067*
기 계	-1.127 (-2.213)*	0.045 (0.601)	-0.279 (-5.531)*	0.002 (0.341)	1.118 (1.155)	10.095*
전 자	-0.238 (-0.485)	0.259 (3.552)*	-0.165 (-3.393)*	0.027 (3.205)*	0.131 (0.140)	10.888*

업 종	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	F
운수장비	-1.198 (-2.127)*	-0.072 (-0.865)	-0.080 (-1.437)	0.001 (0.186)	2.047 (1.914)*	5.975*
기타제조	0.066 (0.125)	0.029 (0.379)	0.000 (0.006)	0.009 (1.097)	0.014 (0.014)	2.346*
건설	0.342 (0.557)	-0.402 (-4.353)*	0.103 (1.682)*	0.027 (2.579)*	0.175 (0.148)	6.238*
도매	-0.538 (-1.058)	-0.241 (-3.186)*	-0.216 (-4.286)*	0.002 (0.252)	-0.934 (-0.967)	6.253*
육운	-0.415 (-0.735)	-0.106 (-1.270)	-0.127 (-2.270)*	0.006 (0.674)	-0.154 (-0.143)	3.247*
해운	-0.162 (-0.284)	-0.084 (-1.000)	-0.149 (-2.650)*	0.002 (0.262)	-0.821 (-0.759)	1.308
금융	-0.849 (-1.506)	-0.215 (-2.567)*	0.067 (1.211)	-0.011 (-0.050)	-0.719 (-0.671)	4.052*
보험	-0.476 (-0.653)	-0.179 (-1.653)	0.578 (8.004)*	-0.003 (-0.286)	2.767 (1.999)*	13.525*

주: 1. ( )은 t값.

2. \*는 10% 유의적

