

普通株의 體系的 危險과 巨視經濟變數間的 關係

具 孟 會*
申 敏 植**

〈目 次〉	
I. 序 論	2. 資料의 蒐集과 變數의 定義
II. 理論模型의 設計	3. 普通株의 베타계수에 대한 巨視經濟變數의 景氣循環效果
1. 完全한 構造模型	4. 普通株의 베타계수에 대한 巨視經濟變數의 時差效果
2. 縮約型 模型	5. 普通株의 베타계수와 巨視經濟變數間的 關係의 構造的 安定性
3. 體系的 危險과 巨視經濟變數間的 關係	
III. 實證分析	IV. 結 論
1. 實證模型의 設計	

I. 序 論

現代財務理論에서 CAPM을 豫測模型으로 사용하기 위해서는 體系的 危險을 나타내는 베타계수가 時間의 經過에 關係없이 安定性을 가져야 한다는 條件이 要求된다. 베타계수가 安定性을 가질 경우에는 CAPM을 豫測模型으로 사용할 수 있지만, 그렇지 않을 경우에는 CAPM을 예측模型으로 사용하는데 限界에 봉착하게 된다. 만일 베타계수가 不安定하게 變動한다면, 어떠한 要因이 베타계수에 影響을 미치는가 하는 것은 重要한 研究課題가 된다. 많은 학자들은 企業의 財務 및 會計變數들이 베타계수에 影響을 미칠 것으로 생각하였다. 다른 한편으로 베타계수는 企業의 고유요인 또는 산업의 특성으로 인하여 發生하는 非體系的 危險이 아니라 市場의 전체적인 變動으로 인하여 發生하는 體系的 危險을 반영하는 統計量이기 때문에, 巨視經濟變數가 베타계수에 더 큰 影響을 미칠 것으로 보고, 이에 대한 研究도 점차 활발해지고 있다. 또한 베타계수의

* 釜山大學校 商科大學 經營學科 教授

** 慶北大學校 經商大學 經營學科 助教授

불안정한 변동을 景氣循環段階와 관련하여 설명하고자 하는 연구도 진행되고 있다.

이 論文에서는 巨視經濟變數들이 普通株의 體系的 危險에 미치는 效果 및 상호관계를 理論的·實證的으로 분석하는 것을 目的으로 한다. 이러한 목적을 달성하기 위하여, 먼저 巨視經濟模型의 틀 속에서 完全한 構造模型(full structural model)을 설계하고 크레머의 법칙을 적용하여 縮約型模型(reduced form model)을 유도한 다음, 거시경제 변수가 체계적 위험에 미치는 효과를 이론적으로 分析하고자 한다. 또한 이론적인 분석결과를 검증하기 위한 實證模型을 설계한 다음, 이를 이용하여 거시경제변수가 보통주의 체계적 위험에 미치는 효과를 實證的으로 分析하고자 한다.

먼저 既存의 研究結果를 바탕으로 하여 巨視經濟模型의 틀 속에서 完全한 構造模型을 설계한다. 완전한 구조모형은 체계적 위험과 거시경제변수간의 관계를 이론적으로 분석하는데 필요한 여러 개의 상품시장의 균형관계식뿐만 아니라, 화폐, 주식, 회사채 및 국채시장의 균형관계식으로 구성되는 연립방정식의 형태로 표현된다. 이상적으로는 체계적 위험을 포함하는 内生變數와 기타 内生變數들에 의하여도 완전하게 설명될 수 있도록 변수들간의 수많은 복잡한 연결관계가 연립방정식의 체계내에 모두 포함되어야 한다. 그러나 완전한 구조모형이라고 불리워지는 모형도 엄격히 말하면 眞正한 構造模型(true structural model)에 미흡한 경우가 많다. 왜냐하면 복잡한 경제변수들간의 동태적인 관계를 방정식의 체계로는 완전히 표현할 수 없는 경우가 많기 때문이다. 비록 경제변수들간의 동태적인 관계를 방대한 방정식의 형태로 표현하였다고 하더라도, 그 모형은 너무나 복잡한 모형이 되어버리기 때문에 어느 한 변수의 역할을 평가하기가 어렵게 된다. 따라서 이에 대한 대안으로 縮約型模型에 의한 접근방법이 널리 사용되고 있다. 축약형모형을 사용하게 되면 추정하여야 할 방정식의 數가 줄어들게 되므로 결과를 도출하는데 따른 복잡성을 축소시킬 수 있다. 이 論文에서도 완전한 구조모형으로부터 축약형모형을 유도하는 접근방법을 사용하여, 거시경제변수가 베타계수에 미치는 효과를 理論的으로 分析하고자 한다.

그리고 이 論文에서는 이론적인 분석결과를 검증하기 위하여 3가지 實證模型을 설계한다. 實證模型 I에서는 이론모형에서 확인한 5가지 거시경제변수, 즉 실질 GNP성장율, 실질통화증가율, 豫想하지 못한 인플레이션율, 재정적자의 화폐보전분 및 平均稅率이 경기순환단계에 따라 베타계수에 差別的인 效果를 미치는지를 분석하기 위하여 기울기더미變數(slope dummy variable)를 도입한다. 實證模型 II에서는 時差說明變數(lagged explanatory variable)를 도입하여 거시경제변수들이 베타계수에 미치는 時差 效果를 분석하고자 한다. 그리고 實證模型 III에서는 베타계수와 거시경제변수간의 관계가 시간의 경과에 관계없이 구조적인 안정성을 갖는지를 분석할 것이다.

II. 理論模型의 設計

危險의 評價에 관한 Blume(1971)의 연구 이후 베타계수의 安定性에 관한 연구와 더불어 베타계수의 결정요인에 관한 연구결과가 수없이 발표되었다. 그 동안의 연구결과에 따르면, 기업의 재무 및 회계변수 뿐만 아니라 거시경제변수들도 베타계수의 변동에 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 특히 Robichek과 Cohn(1974)은 거시경제변수가 체계적 위험에 미치는 효과를 분석하였으며, Subrahmanyam과 Thomadakis(1980)는 자본/노동비율, 독점력, 수요의 가격탄력성 등과 같은 미시경제변수들이 체계적 위험에 미치는 효과를 理論模型으로 분석하였고, Turnbull(1977)은 기업의 특수요인뿐만 아니라 여러 가지 경제변수들이 체계적 위험에 미치는 효과를 동시에 분석할 수 있는 理論模型을 설계하였다. 그리고 Francis와 Fabozzi(1977, 1978), Kim과 Zumwalt(1979), Chen(1982) 등은 景氣循環段階 또는 株式市場의 循環段階가 體系的 危險에 미치는 효과를 분석하였다. 또한 Cochran(1988)은 기존의 연구를 확장시켜 거시경제변수가 체계적 위험에 미치는 효과를 분석하는 構造模型을 설계하였다. 이 研究에서는 우리나라의 경제현실을 고려하여 Cochran(1988)의 模型을 완전히 再構成하는 방법으로 모형을 설계하였다.

1. 完全한 構造模型

完全한 構造模型을 효율적으로 설계하기 위하여, 먼저 國民經濟를 금융부문과 실물부문의 2部門으로 크게 분류하고, 다시 금융부문은 화폐, 주식, 회사채 및 국채시장으로 구성되고, 실물부문은 상품시장으로 구성된다고 가정한다. 이와 같은 國民經濟의 假想的 構造下에서 完全한 構造模型을 2段階의 過程으로 나누어 設計하고자 한다.

(i) 第1段階 構造模型

따라서 제 1 단계에서는 완전한 구조모형은 국민경제의 금융부문과 실물부문의 균형 조건뿐만 아니라, 금융부문을 구성하는 화폐, 주식, 회사채 및 국채시장과 실물부문을 이루는 상품시장 각각에 관한 균형조건을 충족시켜 줄 수 있는 다음과 같은 22개의 構造式으로 구성한다. 이 22개의 構造式的 體系는 既存의 財務理論 및 巨視經濟學의 研究成果를 종합한 것이라고 할 수 있다. 財務理論의 研究成果로서는 資本費用函數와 CAPM의 變換式이 포함되어 있고, 巨視經濟學의 研究成果로서는 국민소득결정모형, 소비함수, 투자함수, 인플레이함수, 균형예산조건 등이 포함되어 있다.

그러면 지금부터 22개의 構造式에 대하여 各式의 概要를 살펴 보기로 하자.¹⁾

$$Y = C + I + G \quad (1)$$

$$C = C[(1-u) \cdot (Y + R_f B^s), V, R_f - P^e] \quad (2)$$

$$C_1 > 0, C_2 > 0, C_3 > 0$$

$$I = I(r^* - K_w, Y) \quad (3)$$

$$I_1 > 0, I_2 > 0$$

단, Y : 국민총생산(GNP)

C : 소비지출

I : 투자지출

G : 정부지출

u : 조세수입/국민소득으로 정의되는 평균세율

R_f : 무위험이자율

B^s : 균형국채발행액

V : 實質金融富

P^e : 예상인플레이션을

r* : 내부수익률(IRR)

K_w : 가중평균자본비용

構造式(1)은 國民所得決定模型을 나타내며 恒等式으로 표현되었다. 構造式(2)는 消費函數를 나타내며, 稅後假處分所得 및 實質金融富와는 正(+)의 關係가 있고 실질수익률과는 負(-)의 關係가 있을 것으로 가정하고 있다. 構造式(3)은 投資函數를 나타내며, 내부수익률(IRR)과 가중평균자본비용(WACC)의 差異뿐만 아니라 실질GNP와도 正(+)의 關係가 있을 것으로 가정한다.

$$M = M(Y, V, R_f, P^e, K_e, K_b) \quad (4)$$

$$M_1 > 0, M_2 > 0, M_3 < 0, M_4 < 0, M_5 < 0, M_6 < 0$$

단, M : 균형 총통화(M2)수준

K_e : 국민경제내의 모든 기업의 주식에 대한 가중평균수익률

K_b : 국민경제내의 모든 기업의 회사채에 대한 가중평균수익률

1) 각 구조식 밑에 표시된 부등호는 계수들의 예상부호를 나타낸다.

構造式(4)는 貨幣市場의 均衡條件을 나타내 주고 있다. 總通貨(M2)에 대한 需要는 實質GNP 및 實質金融富와는 正(+)^의 關係가 있고, 無위험이자율, 豫상인플레이션을, 株式수익률 및 회사채수익률과는 負(-)^의 關係가 있을 것으로 가정한다.

$$E^d = E^d(Y, V, R_f, P^e, K_e, K_b) \quad (5)$$

$$E^d_1 > 0, E^d_2 > 0, E^d_3 < 0, E^d_4 > 0, E^d_5 > 0, E^d_6 < 0$$

$$E^s = E^s(Y, K_e, K_b) \quad (6)$$

$$E^s_1 > 0, E^s_2 < 0, E^s_3 > 0$$

構造式(5)는 株式에 대한 需要函數를 나타내며, 實質GNP, 實質金融富, 豫상인플레이션을 및 株式수익률과 正(+)^의 關係가 있고, 無위험수익률 및 회사채수익률과는 負(-)^의 關係가 있을 것으로 가정한다. 그리고 構造式(6)은 株式의 供給函數를 나타내며, 實質GNP 및 부채비용과 正(+)^의 關係가 있고, 자기자본비용과는 負(-)^의 關係가 있을 것으로 가정한다.

$$B^{cd} = B^{cd}(Y, V, R_f, P^e, K_e, K_b) \quad (7)$$

$$B^{cd}_1 < 0, B^{cd}_2 > 0, B^{cd}_3 < 0, B^{cd}_4 > 0, B^{cd}_5 < 0, B^{cd}_6 > 0$$

$$B^{cs} = B^{cs}(Y, K_e, K_b) \quad (8)$$

$$B^{cs}_1 > 0, B^{cs}_2 > 0, B^{cs}_3 < 0$$

構造式(7)은 會社債에 대한 需要函數를 나타내며, 實質金融富, 豫상인플레이션을 및 회사채수익률과는 正(+)^의 關係를 가지고 實質GNP, 無위험이자율 및 株式수익률과 負(-)^의 關係를 갖는 것으로 가정한다. 그리고 構造式(8)은 會社債의 供給函數를 나타내며, 實質GNP 및 株式수익률과는 正(+)^의 關係가 있고, 그 자신의 수익률과는 負(-)^의 關係가 있을 것으로 가정한다.

$$B^{gd} = B^{gd}(Y, V, R_f, P^e, K_e, K_b) = B^{gs} \quad (9)$$

$$B^{gd}_1 < 0, B^{gd}_2 > 0, B^{gd}_3 > 0, B^{gd}_4 > 0, B^{gd}_5 < 0, B^{gd}_6 < 0$$

構造式(9)는 國債市場의 均衡條件을 나타내고 있다. 國債에 대한 需要는 實質金融富, 無위험이자율 및 豫상인플레이션과 正(+)^의 關係가 있고, 實質GNP, 株式수익률 및 회사채수익률과는 負(-)^의 關係가 있을 것으로 가정하고 있다. 그리고 國債에 대한

供給은 정부당국에 의해 外生的으로 결정된다고 가정한다.

$$M^s + B^s = G - uY + (1-u)R_s B^s \quad (10)$$

단, M^s : (t-1, t)기간 동안 財政赤字의 貨幣補塡分

B^s : (t-1, t)기간 동안 財政赤字의 國債補塡分

構造式(10)은 均衡豫算條件을 記述하고 있다. 式의 右邊은 國民경제의 정부부문의 재정적자 또는 흑자를 나타내고 있다. 國民경제의 정부부문에서 財政赤字가 발생할 경우에는 貨幣, 國債 또는 兩者의 組合으로 財政赤字를 補塡한다고 가정한다.

$$P^e = P^e(Y^e, P^e, G - uY + (1-u)R_s B^s) \quad (11)$$

$$P^e_1 > 0, P^e_2 > 0, P^e_3 > 0$$

단, Y^e : 실질GNP성장율

P^e : 인플레이션을

P^{e*} : 예상인플레이션을

$P^e - P^{e*}$: 예상하지 못한 인플레이션을(P^{u*})

$$P^{e*} = P^{e*}(Y^e, P^e - P^{e*}) \quad (12)$$

$$P^{e*}_1 > 0, P^{e*}_2 > 0$$

構造式(11)은 인플레이션함수를 나타내며, 인플레이션율은 실질GNP성장율, 예상인플레이션을 및 재정적자의 크기와 正(+)의 관계를 가질 것으로 가정한다. 그리고 構造式(12)에서 예상인플레이션율은 실질GNP성장율 및 豫想하지 못한 인플레이션율과 正(+)의 관계가 있을 것으로 가정한다.

$$R_t = R_t(Y^e, P^e, M^s, G - uY + (1-u)R_s B^s) \quad (13)$$

$$R_{t1} > 0, R_{t2} > 0, R_{t3} > 0, R_{t4} > 0$$

단, M^s : 실질통화증가율

構造式(13)은 無危險利子率函數를 나타내며, 무위험이자율은 실질GNP성장율, 예상인플레이션율, 실질통화증가율 및 재정적자의 수준과 正(+)의 관계가 있을 것으로 가정하고 있다.

$$\theta_m = \theta_m(Y^*, P^*, \tau, R_f) \quad (14)$$

$$\theta_{m1} > 0, \theta_{m2} > 0, \theta_{m3} > 0, \theta_{m4} > 0, \theta_{m5} > 0$$

단, θ_m : $[E(R_m) - R_f]$ 로 정의되는 시장위험프리미엄

$E(R_m)$: 시장포트폴리오의 기대수익율

τ : 투자자들의 위험회피지수

$$\tau = \tau(V) \quad (15)$$

$$\tau_1 < 0$$

構造式(14)는 시장위험프리미엄에 영향을 미칠 것으로 예상되는 요인들을 기술하고 있다. 시장위험프리미엄은 실질GNP성장율, 예상인플레이션을, 위험회피지수 및 무위험이자율과 正(+)의 관계가 있을 것으로 가정한다. 그리고 危險回避指數는 어떤 주어진 거시경제적 여건하에서 위험에 대한 전체적인 態度를 나타내며, 實質金融富와 負(-)의 관계가 있을 것으로 가정한다.

$$K_w = w_1 K_e + w_2 K_b \quad (16)$$

$$K_e = R_f + \beta_e \theta_m \quad (17)$$

$$K_b = R_f + \beta_b \theta_m \quad (18)$$

단, w_1 : 총투자지출 중에서 주식으로 조달한 비율

w_2 : 총투자지출 중에서 회사채로 조달한 비율

β_e : 국민경제내의 모든 주식의 베타계수

β_b : 국민경제내의 모든 회사채의 베타계수

構造式(16), (17) 및 (18)은 財務理論의 研究成果인 加權平均자본비용, 자기자본비용 및 타인자본비용함수를 각각 거시경제모형의 틀 속에 적용시킨 것이다. 資本市場이 均衡狀態에 있을 경우에는 CAPM에 의하여 構造式(17) 및 (18)이 성립한다고 할 수 있다.

$$\beta_{ei} = \theta_{ei}(\theta_m) / \theta_m \quad (19)$$

$$\theta_{ei} >, =, < 0$$

$$\beta_{bi} = \theta_{bi}(\theta_m) / \theta_m \quad (20)$$

$$\theta_{bi} >, =, < 0$$

단, β_{ei} : 국민경제내에서 i번째 주식의 베타계수

β_{bi} : 국민경제내에서 i번째 회사채의 베타계수

- θ_{ei} : $[E(R_i) - R_f]$ 로 정의되는 i번째 주식에 대한 위험프리미엄
 θ_{bi} : $[E(B_i^c) - R_f]$ 로 정의되는 i번째 회사채에 대한 위험프리미엄
 $E(R_i)$: 국민경제내의 i번째 주식의 기대수익률
 $E(B_i^c)$: 국민경제내의 i번째 회사채의 기대수익률

構造式(19)와 (20)은 CAPM의 變換式으로, 각각 주식 및 회사채의 체계적 위험을 나타내고 있다. 국민경제내의 i번째 주식의 위험프리미엄과 시장위험프리미엄간의 관계는 아직까지 先驗的으로 명확하게 밝혀져 있지 않기 때문에 正(+), 零(0) 또는 負(-)의 관계로 나타났다. 또한 構造式(19)에서는 시장위험프리미엄을 결정하는 거시경제변수들이 곧 베타계수에도 영향을 미치는 요인으로 작용하고 있음을 보여주고 있다. 構造式(20)에서는 국민경제내의 i번째 회사채의 베타계수는 시장위험프리미엄에 대한 i번째 회사채의 위험프리미엄의 比率로 정의되고 있다. 주식의 경우와 마찬가지로, i번째 회사채의 위험프리미엄은 시장위험프리미엄과 正(+), 零(0) 또는 負(-)의 관계로 나타났다.

$$V = B^c + B^g + M + E \quad (21)$$

$$B = B^g + B^c \quad (22)$$

단, B^c : 균형회사채발행액

B^g : 균형국채발행액

M : 균형총통화(M2)수준

E : 균형주식발행액

B : 균형부채발행총액

構造式(21)은 국민경제내에서 實質金融富의 規模를 결정해 주는 恒等式을 나타내며, 構造式(22)는 국민경제내에서 均衡負債發行總額의 規模를 결정해 주는 恒等式을 나타낸다.

(ii) 第2段階 構造模型

以上에서 국민경제의 실물부문과 금융부문의 균형조건뿐만 아니라 화폐, 주식, 회사채 및 국채시장의 균형조건을 설정하였다. 이제 式(11), (15), (16), (17), (18) 및 (21)을 나머지 式에 적절히 대입하여, 式(9)를 소거시킬 수 있다. 따라서 22개의 構造式은

다음과 같은 10개의 構造式으로 再編된다.²⁾

$$Y = C [(1-u) (Y+R_t B^g), V, R_t - P^e(Y^e, P^e - P^e)] + I [r^* - \{w_1(R_t + \beta_e \theta_m) + w_2(R_t + \beta_b \theta_m)\}, Y] + G \quad (23)$$

$$C_1 > 0, C_2 > 0, C_3 < 0, I_1 > 0, I_2 > 0$$

構造式(23)은 國民所得決定模型을 나타낸다. 구조식(23)에서 消費는 稅後假處分所得 및 實質金融富와는 正(+)¹⁾의 관계가 있고, 實質利子率과는 負(-)의 관계가 있다. 정부의 國채발행에 따른 이자지급액은 家계부문의 가치분소득항목에 포함되어 있다. 소비자들의 實質金融富가 증가하게 되면 富의 增加效果로 인하여 消費水準도 증가한다고 가정한다. 그러나 소비는 實質利子率과는 負(-)의 관계가 있을 것으로 가정한다. 投資는 實質GNP뿐만 아니라 實物자본의 내부수익률(IRR)과 加權평균자본비용(WACC)간의 差異와도 正(+)²⁾의 관계가 있을 것으로 가정한다. 實質GNP가 증가하면, 주어진 기술적 여건하에서는 투자도 증가하게 될 것이다. 내부수익률과 加權평균자본비용간의 差異가 커질수록 GNP에 대한 투자의 상대적 수준이 높아질 것이다. 實物자본의 내부수익률이 加權평균자본비용보다 클 경우에는 투자수요가 계속 발생할 것이다.

$$M = M[Y, V, R_t, P^e(Y^e, P^e - P^e), R_t + \beta_e \theta_m, R_t + \beta_b \theta_m] \quad (24)$$

$$M_1 > 0, M_2 > 0, M_3 < 0, M_4 < 0, M_5 < 0, M_6 < 0$$

構造式(24)는 화폐시장의 均衡조건을 기술하고 있다. 通貨화(M_2)에 대한 需要는 實質GNP와 實質金融富와는 正(+)³⁾의 관계가 있고, 無위험이자율, 豫상인플레이션을, 주식수익률 및 회사채수익률과는 負(-)의 관계로 나타난다. 通貨수요와 實質GNP간의 正(+)⁴⁾의 관계는 去來의 目的의 貨幣需要에 바탕을 두고 있다. 實質소득이 증가하게 되면 거래를 수행하기 위한 通貨수요도 증가할 것이다. 實質金融富는 通貨수요에 직접적으로 영향을 미친다고 가정할 수 있다. 實質金融富의 증가는 富의 增加效果를 가져오기 때문에 通貨를 포함한 모든 金融자산에 대한 수요를 증가시키게 될 것이다. 그리고 模型의 構造內에서 通貨는 明示的인 수익률을 가지지 않는 것으로 간주되며, 通貨에

2) 이 경우에 전체 자본시장이 均衡상태에 있고, 회사채 및 주식시장이 均衡상태에 있으면, 國채시장도 均衡상태에 있어야 한다는 가정이 내포된다. 따라서 國채시장에 관한 均衡조건식은 모형에서 소거시켜도 무방하다.

대한 暗示的인 收益率조차도 예상인플레이션율과 負(-)의 관계가 있는 것으로 간주되고 있는 한, 실질현금잔고에 대한 수요는 다른 모든 금융자산의 수익률 및 예상인플레이션율과 負(-)의 관계가 있을 것으로 가정한다.

$$\begin{aligned}
 E^d[Y, V, R_t, P^{*e}(Y^*, P^* - P^{*e}), R_t + \beta_e \theta_m, R_t + \beta_e \theta_m] = \\
 E^s[Y, R_t + \beta_e \theta_m, R_t + \beta_e \theta_m] \quad (25) \\
 E^d_1 > 0, E^d_2 > 0, E^d_3 < 0, E^d_4 > 0, E^d_5 > 0, E^d_6 < 0 \\
 E^s_1 > 0, E^s_2 < 0, E^s_3 > 0
 \end{aligned}$$

構造式(25)는 株式市場의 均衡條件을 記述하고 있다. 株式에 대한 需要는 실질GNP, 實質金融富, 예상인플레이션율 및 주식수익률과 正(+)의 관계가 있고, 무위험이자율 및 회사채수익률과는 負(-)의 관계가 있을 것으로 가정한다. 투자자들은 실질소득이 증가할 경우에 실질현금잔고를 늘리는 한편 포트폴리오 調整을 통하여 주식의 保有는 늘리고 무위험자산과 회사채의 保有는 줄여나갈 것이다. 實質金融富가 증가하면 주식에 대한 수요를 증대시키는 결과를 가져올 것이다. 예상인플레이션율이 증가하면 실질화폐잔고는 감소하게 될 것이고 동시에 주식수요는 늘어날 것이다. 그리고 주식수익률이 무위험수익률이나 회사채수익률에 비하여 상대적으로 높아지면 주식투자가 더 유리해지므로 주식수요는 증가할 것이다. 그러나 주식에 대한 수요는 무위험수익률 및 회사채수익률과는 負(-)의 관계가 있을 것이다. 따라서 무위험수익률 및 회사채수익률이 증가하면 주식에 대한 수요는 감소할 것이다.

株式의 供給은 실질GNP수준 및 부채비용과 正(+)의 관계가 있고, 자기자본비용과는 負(-)의 관계가 있을 것으로 가정한다. 실질소득이 증가하면 실물투자를 유발하게 되므로, 실물투자에 필요한 자금의 一部는 주식발행을 통해서 자기자본으로 조달하게 될 것이다. 그런데 자기자본비용이 부채비용보다 상대적으로 높을 경우에는 주식의 공급은 감소할 것이다. 즉 주식공급은 자기자본비용과는 負(-)의 관계가 있고 부채비용과는 正(+)의 관계가 있을 것으로 가정한다.

$$\begin{aligned}
 B^{cd}[Y, V, R_t, P^{*e}(Y^*, P^* - P^{*e}), R_t + \beta_e \theta_m, R_t + \beta_e \theta_m] = \\
 B^{cs}[Y, R_t + \beta_e \theta_m, R_t + \beta_e \theta_m] \quad (26) \\
 B^{cd}_1 < 0, B^{cd}_2 > 0, B^{cd}_3 < 0, B^{cd}_4 > 0, B^{cd}_5 < 0, B^{cd}_6 > 0 \\
 B^{cs}_1 > 0, B^{cs}_2 > 0, B^{cs}_3 < 0
 \end{aligned}$$

構造式(26)은 會社債市場의 均衡條件을 記述하고 있다. 會社債에 대한 需要는 實質

金融富, 예상인플레이션율 및 회사채수익율과 正(+)¹의 관계를 가지고, 실질GNP, 무위험이자율 및 주식수익률과는 負(-)²의 관계를 갖는 것으로 가정한다. 實質金融富의水準이 상승하게 되면, 회사채에 대한 수요는 물론 모든 다른 형태의 금융자산에 대한 수요도 증가하게 될 것이다. 또한 예상인플레이션율의 증가는 회사채에 대한 수요를 增大시키는 결과를 가져온다. 예상인플레이션율이 증가하게 되면, 실질화폐잔고에 대한 수요는 감소하게 될 것이고 주식, 회사채 및 국채에 대해서는 적극적으로 포트폴리오를 조정할 것이다. 그리고 회사채에 대한 수요는 그 자신의 수익률과는 당연히 正(+)³의 관계가 있을 것이다. 반면에 투자자들은 실질소득이 증가할수록 주어진 富의水準에서 화폐와 주식의 保有를 증가시키려 하므로 국채와 회사채에 대한 수요는 오히려 감소할 것으로 예상된다. 이러한 의미에서, 4가지 유형의 금융자산, 즉 화폐, 주식, 회사채 및 국채는 서로간에 완전한 代替財라고는 할 수 없다. 회사채에 대한 수요는 대체적인 관계에 있는 주식 및 국채수익률과 負(-)⁴의 관계가 있을 것으로 가정할 수 있다. 따라서 회사채 수익률이 일정하다면, 주식 및 국채수익률이 상승할 경우에 회사채에 대한 수요는 감소하게 될 것이다.

會社債의 供給은 실질GNP 및 주식수익률과는 正(+)⁵의 관계가 있고, 그 자신의 수익률과는 負(-)⁶의 관계가 있을 것으로 가정한다. 실질소득의 증가가 실물투자를 유발할 경우, 이러한 投資에 필요한 資金의 一部는 新規負債의 발행을 통해서 조달하게 될 것이다. 다른 조건이 같을 경우에, 負債費用이 증가하면 회사채의 공급은 감소할 것이고, 자기자본비용이 증가할 경우에는 회사채의 공급이 증가될 것이다.

$$M^s + B^s = G - uY + (1-u)R_s B^s \quad (27)$$

構造式(27)은 均衡豫算條件을 記述하고 있다. 式의 우변은 재정적자 또는 흑자를 나타내고 있으며, 재정적자는 화폐, 국채 또는 兩者의 組合으로 補填해야 한다. 균형예산조건을 모형에 포함시킴으로써 政府의 總支出, 課稅 및 金融政策들이 금융자산의 체계적 위험에 어떠한 영향을 미치게 되는가를 이론적으로 분석할 수 있게 된다.

$$P^s = P^s(Y^s, P^s - P^e, M^s + B^s) \quad (28)$$

$$P^s_1 > 0, P^s_2 > 0, P^s_3 > 0$$

構造式(28)은 인플레이션함수를 나타내며, 인플레이션율은 실질GNP성장율, 예상인플레이션율 및 재정적자의 크기와 正(+)⁷의 관계를 가질 것으로 가정한다. 실질GNP성장율이 증가하면 超過需要를 유발할 가능성이 커지므로 궁극적으로는 인플레이션을

을 높이는 결과를 가져올 것이다. 마찬가지로 政府의 赤字支出이 증가되면 超過需要를 불러일으켜 인플레이션율을 높이는 결과가 된다. 그리고 인플레이션율은 예상인플레이션율과 正(+)의 관계가 있을 것으로 생각된다. 인플레이션에 대한 예상이 커지게 되면 그것이 실제 인플레이션율에 반영되기 마련이다.

$$R_t = R_t [Y^e, P^e(Y^e, P^e - P^e), M^e, M^e + B^e] \quad (29)$$

$$R_{t1} > 0, R_{t2} > 0, R_{t3} > 0, R_{t4} > 0$$

構造式(29)는 無危險利率函數를 나타내며, 무위험이자율은 실질GNP성장율, 예상인플레이션율, 실질통화증가율 및 재정적자의 수준과 正(+)의 관계가 있을 것으로 가정하고 있다. 실질GNP성장율이 경기순환에 따라 騰落을 거듭하게 되면 무위험이자율도 따라서 騰落하게 되며, 이러한 과정에서 화폐시장과 상품시장은 동시에 균형에 도달하게 된다. 그리고 예상인플레이션율은 무위험이자율에 직접 영향을 미칠 것으로 생각된다. 끝으로 실질통화증가율 및 재정적자도 무위험이자율에 직접 영향을 미칠 것으로 가정된다. 실질통화증가율 또는 財政赤字의 規模가 커지게 되면, 인플레이션에 대한 예상의 증가로 인하여 무위험이자율에 대한 上昇壓力이 가해질 것이다.

$$\theta_m = \theta_m [Y^e, P^e(Y^e, P^e - P^e), \tau(V), R_t] \quad (30)$$

$$\theta_{m1} > 0, \theta_{m2} > 0, \theta_{m3} > 0, \theta_{m4} > 0, \theta_{m5} > 0$$

構造式(30)은 시장위험프리미엄에 영향을 미칠 것으로 예상되는 要因들을 記述하고 있다. 시장위험프리미엄은 실질GNP성장율, 예상인플레이션율, 위험회피지수 및 무위험이자율과 正(+)의 관계가 있을 것으로 가정한다. 위험회피지수는 어떤 주어진 거시경제적 여건하에서 위험에 대한 전체적인 態度를 나타낸다. 비록 예상인플레이션율, 무위험이자율 및 실질GNP성장율과 체계적 위험간의 관계가 一定하다고 하더라도, 시장위험프리미엄은 위험에 대한 態度變化로 인하여 영향을 받을 수도 있다.

$$\beta_{ei} = \theta_{ei}(\theta_m) / \theta_m \quad (31)$$

$$\theta_{ei} >, =, < 0$$

$$\beta_{bi} = \theta_{bi}(\theta_m) / \theta_m \quad (32)$$

$$\theta_{bi} >, =, < 0$$

構造式(31)과 (32)는 각각 株式의 體系的 危險과 會社債의 體系的 危險을 記述하고 있다. 구조식(31)에서 국민경제내의 i번째 주식의 체계적 위험을 나타내는 베타계수는

시장위험프리미엄에 대한 i 번째 주식의 위험프리미엄의 比率로 정의되고 있다. 이렇게 정의하는 데는 S-L CAPM에 함축되어 있는 均衡關係가 매 기간마다 지켜진다는 가정에 바탕을 두고 있다. i 번째 주식의 위험프리미엄과 시장위험프리미엄간의 관계는 아직까지 先驗적으로 명확하게 밝혀져 있지 않기 때문에 正(+), 零(0) 또는 負(-)의 관계로 나타냈다. 구조식(31)에서는 시장위험프리미엄을 결정하는 거시경제변수들이 곧 베타계수에도 영향을 미치는 요인으로 작용하고 있음을 보여 주고 있다. 기업의 재무 및 회계변수들도 체계적 위험의 결정에 중요한 영향을 미치기는 하지만, 1차적으로는 거시경제변수들과 관계를 갖는다고 본다. 식(32)에서 i 번째 회사채의 베타계수는 시장위험프리미엄에 대한 i 번째 회사채의 위험프리미엄의 比率로 정의되고 있다. 주식의 경우와 마찬가지로, i 번째 회사채의 위험프리미엄은 시장위험프리미엄과 正(+), 零(0) 또는 負(-)의 관계로 나타냈다.

以上으로 22개 構造式을 10개의 構造式으로 줄여서 構造模型을 再編하였다. 이제 10개의 構造式에 대하여 Tobin(1969)이 개발한 바 있는 포트폴리오 調整을 위한 貸借對照表接近法을 적용시켜 보기로 하자. 이러한 접근법의 틀 속에서는 화폐, 주식, 회사채 및 國채시장이 均衡을 이루기 위한 다음과 같은 條件들이 충족될 수 있어야 한다.

$$(1) B^{sd}_i + \bar{B}^{cd}_i + E^d_i + M_i = 0 \quad i = 1, \dots, 6; i \neq 2$$

$$(2) B^{sd}_2 + B^{cd}_2 + E^d_2 + M_2 = 1$$

上記 2가지 條件式이 함축하는 바를 보다 분명히 이해하기 위해서는, 앞에서 자세히 설명한 화폐, 주식 및 회사채 시장의 均衡조건식뿐만 아니라, 國채시장의 均衡조건식에 대해서도 이해하여야 한다. 國채시장의 均衡조건식을 추가로 記述하면 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$B^{sd}[Y, V, R_t, P^e(Y_t), P^e - P^e], R_t + \beta_s \theta_m, R_t + \beta_b \theta_m] = B^{ss} \quad (33)$$

$$B^{sd}_1 < 0, B^{sd}_2 > 0, B^{sd}_3 > 0, B^{sd}_4 > 0, B^{sd}_5 < 0, B^{sd}_6 < 0$$

식(33)에서, 國債에 대한 需要는 實質金融富, 무위험이자율 및 예상인플레이션율과 正(+)²의 관계가 있고, 실질GNP, 주식수익률 및 회사채수익률과는 負(-)의 관계가 있을 것으로 가정하고 있다. 그리고 國債에 대한 供給은 정부당국에 의해 外생적으로 결정된다고 가정한다.

그러면 화폐, 주식, 회사채 및 國채시장의 均衡조건을 각각 나타내는 식(24), (25), (26) 및 (33)을 따라가면서, 대차대조표접근법에서 요구하는 上記 2가지 條件式을 검

토해 보기로 하자. 條件式(1)에서는, 실질GNP, 무위험이자율, 예상인플레이션을; 자기 자본비용 또는 회사채수익률이 변동함에 따라 어떤 특별한 금융자산에 대한 수요가 변동하게 되면, 다른 금융자산에 대한 수요는 이와 동시에 反對方向으로 변동해야만 균형에 도달할 수 있다는 것이다. 條件式(2)에서는, 경제내에서 實質金融富가 증가하게 되면 이러한 富의 증가분이 화폐, 주식, 회사채 및 국채 중에서 어디엔가는 配分되어야 한다는 것이다. 그래서 模型의 틀 속에서 實質金融富가 증가할 경우 모든 형태의 금융 자산에 대한 수요가 모두 증가할 것으로 가정하고 있다.

한편 이상과 같이 전개한 構造模型의 틀 속에는 앞에서 언급하지 않은 다음과 같은 여러개의 假定들이 또한 前提되어 있다.

(1) 각 資産에 대한 實質需要는 그 自身の 收益率과는 正(+)의 관계가 있고, 다른 모든 자산의 수익률과는 負(-)의 관계가 있다.

(2) 去來的 目的의 貨幣需要가 증가하게 되면 회사채든 국채든간에 債券保有는 감소하지만, 株式保有는 감소하지 않는다.

(4) 화폐공급, 정부지출수준 및 국채공급은 政府當局에 의해 外生的으로 결정된다.

(5) 모든 會社債들은 위험과 수익률의 特性을 제외하고는 모든 측면에서 同一하다. 株式에 대해서도 동일하다.

(6) 國債는 무위험자산이며 모든 측면에서 同質的이다.

(7) 模型에서 사용되고 있는 稅率은 평균세율이다. 따라서 자본이득, 배당 또는 이 자소득에 대한 稅率간에는 어떠한 差異도 존재하지 않는다고 가정한다.

지금까지 완전한 구조모형의 틀을 제시하였고 그 모형의 틀 속에서 상품 및 금융시장의 均衡關係를 체계적으로 記述하였다.

2. 縮約型 模型

여기서는 完全한 構造模型으로부터 縮約型模型을 偏導函數의 形態로 유도하고자 한다. 10개의 방정식으로 구성되어 있는 構造模型의 틀 속에는 $V, R_i, \beta_e, \beta_b, \beta_{ei}, \beta_{bi}, P, \theta_m, W_1$ 및 W_2 의 10개 内生變數가 포함되어 있다. 이 중에서 이 研究의 초점이 되는 内生變數는 보통주의 체계적 위험을 나타내는 베타계수 β_{ei} 이다. 따라서 이 논문에서는 베타계수에 관한 縮約型模型을 10개의 構造式體系로부터 다음과 같이 유도하였다.³⁾

(1) 10개의 構造式에 대하여 각각 全微分을 실시한다.

3) 구조모형으로부터 축약형모형을 유도하는 기법은 크레머의 법칙이다.

(2) 全微分된 10개의 方程式을 다시 정리하여 内生變數가 포함된 項은 좌변에 배열하고 外生變數가 포함된 項은 우변에 배열하여, 全微分된 10개 方程式의 體系를 다음과 같은 行列形態로 나열한다.

$$\mathbf{A}_{10 \times 10} \mathbf{B}_{10 \times 1} = \mathbf{B}_{10 \times 1}$$

단, $\mathbf{A}_{10 \times 10}$: 内生變數의 列벡터

$\mathbf{A}_{10 \times 10}$: 内生變數의 係數行列

$\mathbf{B}_{10 \times 1}$: 外生變數항의 列벡터

(3) $\mathbf{A}_{10 \times 10} \mathbf{X}_{10 \times 1} = \mathbf{B}_{10 \times 1}$ 에 크레머의 法則을 적용하여 内生變數($V, R_f, \beta_e, \beta_b, \beta_{ei}, \beta_{bi}, P^*, \theta_m, W_1$ 및 W_2) 각각에 대한 解를 구한다.

이 研究에서는 外生적인 거시경제變數들이 보통주의 체계적 위험(β_{ei})에 미치는 효과에 초점을 두고 있으므로, 식(34)와 같은 1개의 縮約型模型을 제시하였다.

$$\begin{aligned} d\beta_{ei} = & - \left(\frac{1}{\theta_m} \frac{\delta \theta_m}{\delta R_f} \right) \left(\frac{\theta_{ei}}{\theta_m} - \frac{\delta \theta_{ei}}{\delta \theta_m} \right) \left[\left(\frac{\delta R_f}{\delta Y^*} + \frac{\delta R_f}{\delta P^{*e}} \frac{\delta P^{*e}}{\delta Y^*} \right) dY^* + \frac{\delta R_f}{\delta M^*} dM^* \right. \\ & + \frac{\delta R_f}{\delta P^{*e}} \frac{\delta P^{*e}}{\delta P^{*u}} dP^{*u} + \frac{\delta R_f}{\delta (M^* + B^{*s})} (dM^* + dB^{*s}) \\ & + \left(\frac{1}{\theta_m} \frac{\delta \theta_m}{\delta \tau} \frac{\delta \tau}{\delta V} \right) \left(\frac{\theta_{ei}}{\theta_m} - \frac{\delta \theta_{ei}}{\delta \theta_m} \right) [(u-1)(V-M-E-B^c)] \\ & \times \left[\frac{\delta R_f}{\delta Y^*} dY^* + \frac{\delta R_f}{\delta P^{*e}} \frac{\delta P^{*e}}{\delta Y^*} dY^* + \frac{\delta R_f}{\delta M^*} dM^* + \frac{\delta R_f}{\delta P^{*e}} \frac{\delta P^{*e}}{\delta P^{*u}} dP^{*u} \right. \\ & + \frac{\delta R_f}{\delta (M^* + B^{*s})} (dM^* + dB^{*s}) / [(u-1)R_f] + \left(\frac{1}{\theta_m} \frac{\delta \theta_m}{\delta \tau} \frac{\delta \tau}{\delta V} \right) \left(\frac{\theta_{ei}}{\theta_m} - \frac{\delta \theta_{ei}}{\delta \theta_m} \right) \\ & \times [Ydu + u dY - dG + R_f(1-u)(dM + dE + dB^c) + R_f(V - B^c - M - E)du \\ & + dM^* + dB^{*s}] / (u-1)R_f \\ & + \left(\frac{1}{\theta_m} \right) \left(\frac{\delta \theta_{ei}}{\delta \theta_m} - \frac{\theta_{ei}}{\theta_m} \right) \left[\frac{\delta \theta_m}{\delta Y^*} dY^* + \frac{\delta \theta_m}{\delta P^{*e}} \frac{\delta P^{*e}}{\delta Y^*} dY^* + \frac{\delta \theta_m}{\delta P^{*e}} \frac{\delta P^{*e}}{\delta P^{*u}} dP^{*u} \right] \quad (34) \end{aligned}$$

3. 體系的 危險과 巨視經濟變數間의 關係

以上の 식(34)는 巨視經濟變數들이 베타계수에 미치는 總效果를 나타내 주고 있지만, 模型이 지나치게 複雜하게 表現되었다. 따라서 巨視經濟變數들이 베타계수에 미치는

個別的인 效果를 分析하기 위해서는 식(34)를 다음과 같이 6개의 式으로 分解하여 다소 단순화할 필요가 있다.

$$\begin{aligned} \frac{d\beta_{ei}}{dY^c} &= \left(\frac{1}{\theta_m}\right) \left(\frac{\delta\theta_{ei}}{\delta\theta_m} - \frac{\theta_{ei}}{\theta_m}\right) \left[\left(\frac{\delta\theta_m}{\delta R_f}\right) \left(\frac{\delta R_f}{\delta Y^c} + \frac{\delta R_f}{\delta P^{*e}} \frac{\delta P^{*e}}{\delta Y^c}\right) - \left(\frac{\delta\theta_m}{\delta\tau} \frac{\delta\tau}{\delta V}\right) (u-1) \right. \\ &\times (V-M-E-B^c) \left. \left(\frac{\delta R_f}{\delta Y^c} + \frac{\delta R_f}{\delta P^{*e}} \frac{\delta P^{*e}}{\delta Y^c}\right) / (u-1)R_f + \frac{\delta\theta_m}{\delta Y^c} + \frac{\delta\theta_m}{\delta P^{*e}} \frac{\delta P^{*e}}{\delta Y^c} \right] \quad (35) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{d\beta_{ei}}{dM^c} &= \left(\frac{1}{\theta_m}\right) \left(\frac{\delta\theta_{ei}}{\delta\theta_m} - \frac{\theta_{ei}}{\theta_m}\right) \left[\frac{\delta\theta_m}{\delta R_f} \frac{\delta R_f}{\delta M^c} - \left(\frac{\delta\theta_m}{\delta\tau} \frac{\delta\tau}{\delta V}\right) (u-1) (V-M-E-B^c) \right. \\ &\times \left. \frac{\delta R_f}{\delta M^c} \right] / (u-1)R_f \quad (36) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{d\beta_{ei}}{dP^{*u}} &= \left(\frac{1}{\theta_m}\right) \left(\frac{\delta\theta_{ei}}{\delta\theta_m} - \frac{\theta_{ei}}{\theta_m}\right) \left[\frac{\delta\theta_m}{\delta R_f} \frac{\delta R_f}{\delta P^{*e}} \frac{\delta P^{*e}}{\delta P^{*u}} - \left(\frac{\delta\theta_m}{\delta\tau} \frac{\delta\tau}{\delta V}\right) (u-1) \right. \\ &\times (V-M-E-B^c) \left. \left(\frac{\delta R_f}{\delta P^{*e}} \frac{\delta P^{*e}}{\delta P^{*u}}\right) / (u-1)R_f + \frac{\delta\theta_m}{\delta P^{*e}} \frac{\delta P^{*e}}{\delta P^{*u}} \right] \quad (37) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{d\beta_{ei}}{dM^s} &= \left(\frac{1}{\theta_m}\right) \left(\frac{\delta\theta_{ei}}{\delta\theta_m} - \frac{\theta_{ei}}{\theta_m}\right) \left[\frac{\delta\theta_m}{\delta R_f} \frac{\delta R_f}{\delta(M^c+B^s)} - \left(\frac{\delta\theta_m}{\delta\tau} \frac{\delta\tau}{\delta V}\right) (u-1) \right. \\ &\times (V-M-E-B^c) \left. \left(\frac{\delta R_f}{\delta(M^c+B^s)}\right) / (u-1)R_f - \left(\frac{\delta\theta_m}{\delta\tau} \frac{\delta\tau}{\delta V}\right) / (u-1)R_f \right] \quad (38) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{d\beta_{ei}}{dB^s} &= \left(\frac{1}{\theta_m}\right) \left(\frac{\delta\theta_{ei}}{\delta\theta_m} - \frac{\theta_{ei}}{\theta_m}\right) \left[\frac{\delta\theta_m}{\delta R_f} \frac{\delta R_f}{\delta(M^c+B^s)} - \left(\frac{\delta\theta_m}{\delta\tau} \frac{\delta\tau}{\delta V}\right) (u-1) \right. \\ &\times (V-M-E-B^c) \left. \left(\frac{\delta R_f}{\delta(M^c+B^s)}\right) / (u-1)R_f - \left(\frac{\delta\theta_m}{\delta\tau} \frac{\delta\tau}{\delta V}\right) / (u-1)R_f \right] \quad (39) \end{aligned}$$

$$\frac{d\beta_{ei}}{du} = -\left(\frac{1}{\theta_m}\right) \left(\frac{\delta\theta_{ei}}{\delta\theta_m} - \frac{\theta_{ei}}{\theta_m}\right) \left(\frac{\delta\theta_m}{\delta\tau} \frac{\delta\tau}{\delta V}\right) [Y+R_f(V-M-E-B^c)] / (u-1)R_f \quad (40)$$

식(35)~(40)은 실질GNP성장율(Y^c), 실질통화증가율(M^c), 예상하지 못한 인플레이션율(P^{*u}), 재정적자의 화폐보전분(M^s), 재정적자의 국채보전분(B^s) 및 평균세율(u)의 變動이 각각 普通株의 베타계수(β_{ei})에 미치는 個別的인 效果를 제시해 주고 있다.

먼저 식(35)~(40)에서 6개의 巨視經濟變數들이 각각 베타계수에 미치는 效果의 方向을 分析해 보기로 하자. 식(35)~(40)은 각각 $(1/\theta_m)$ 項, $(\delta\theta_{ei}/\delta\theta_m - \theta_{ei}/\theta_m)$ 項 및 제각기 내용이 다른 []項으로 構成되어 있다. 이 중에서 $(1/\theta_m)$ 項 및 []項에 대해서는

符號를 고정시킬 수 있으나.⁴⁾ 각 식에서 共通項으로 들어 있는 $(\delta\theta_{ei}/\delta\theta_m - \theta_{ei}/\theta_m)$ 項에 대해서는 符號를 고정시킬 수가 없다. 따라서 巨視經濟變數들이 보통주의 베타계수에 미치는 個別的인 效果의 符號를 파악하기 위해서는 $(\delta\theta_{ei}/\delta\theta_m - \theta_{ei}/\theta_m)$ 項의 符號를 결정할 수 있어야 한다. 만일 $(\delta\theta_{ei}/\delta\theta_m - \theta_{ei}/\theta_m)$ 項의 符號가 正(負)의 경우에는, 실질 GNP성장을, 실질통화증가율, 예상하지 못한 인플레이션을, 재정적자의 화폐보전분 및 국채보전분은 보통주의 베타계수에 正(負)의 效果를 미칠 것으로 기대된다. 반면에 平均稅率은 $(\delta\theta_{ei}/\delta\theta_m - \theta_{ei}/\theta_m)$ 項의 符號가 正(負)일 경우에는 보통주의 베타계수에 負(正)의 效果를 미칠 것으로 기대된다.

그러면 지금부터 市場危險프리미엄(θ_m)과 個別株式의 危險프리미엄(θ_{ei})間的 關係에 대하여 살펴 보기로 하자. 먼저 다음과 같은 假定이 前提되어야 한다.

(1) 利率은 일반적으로 경제활동수준과 平行한다.

(2) 巨視經濟變數가 變動할 때 低베타 證券은 高베타 證券과 다르게 反應한다.

(3) 市場危險프리미엄은 時系列的으로 正(+)⁵⁾의 값을 갖는다.

(4) 經濟가 景氣循環段階上으로 景氣膨脹期에 있으며 이 기간 동안에 資本市場에서는 市場危險프리미엄이 增加한다고 假定하자.⁵⁾ 그리고 景氣膨脹期 동안에, 투자자들이 베타계수가 1보다 큰 株式을 保有하고 있을 경우에는 오히려 위험프리미엄을 회피하려 하고, 베타계수가 1보다 작은 株式을 保有하고 있을 경우에는 위험프리미엄을 要求한다고 假定하자.⁶⁾

(5) 經濟가 景氣循環段階上으로 景氣沈滯期에 있으며 이 기간 동안에 資本市場에서는 市場危險프리미엄이 減少한다고 假定하자.⁷⁾ 그리고 景氣沈滯期 동안에, 투자자들이 베타계수가 1보다 큰 株式을 保有하고 있을 경우에는 위험프리미엄을 要求하고, 베타

4) 예컨대 식(35)의 []項의 符號를 판단해 보기로 하자. 이 곳에서 構造模型을 설계하는 과정에서 전체로 한 諸假定에 의하여 $\delta\theta_m/\delta R_t > 0$, $\delta R_t/\delta Y^* > 0$, $\delta R_t/\delta P^* > 0$, $\delta P^*/\delta Y^* > 0$, $\delta\theta_m/\delta \tau > 0$, $\delta\theta_m/\delta Y^* > 0$, $\delta\theta_m/\delta P^* > 0$, $(V-M-E-B^c) > 0$ 이고, $\delta\tau/\delta V < 0$, $(u-1) < 0$ 이므로 []項은 전체적으로 正(+)⁵⁾의 符號를 가지게 된다. 또한 본 연구에서는 市場 위험프리미엄(θ_m)이 시계열적으로 正(+)⁶⁾의 값을 갖는다고 가정하므로 $(1/\theta_m)$ 項도 正(+)⁷⁾의 값을 갖는다. 그리고 다른 식에 대해서도 같은 방법으로 분석할 수 있을 것이다.

5) 市場 위험프리미엄은 경기팽창기뿐만 아니라 침체기에도 상승할 수 있다. 그러나 일반적으로는 市場 위험프리미엄의 상승추세가 경기팽창기에 발생한다고 가정할 수 있다.

6) 이러한 가정은 Francis와 Fabozzi(1977, 1978), Kim과 Zumwalt(1979), Chen(1982) 등의 연구결과에 바탕을 두고 있다.

7) 市場 위험프리미엄은 경기침체기뿐만 아니라 팽창기에도 감소할 수 있다. 그러나 일반적으로는 市場 위험프리미엄의 감소추세는 경기침체에 발생한다고 가정할 수 있다.

계수가 1보다 작은 株式을 保有하고 있을 경우에는 위험프리미엄을 회피한다고 假定하자.

以上과 같은 假定下에서 個別株式의 危險프리미엄과 市場危險프리미엄間的 關係를 다음과 같이 分析할 수 있다.

(1) 베타계수가 1보다 큰 株式의 경우에, 景氣膨脹期 동안에는 $(\delta\theta_{ei}/\delta\theta_m - \theta_{ei}/\theta_m)$ 項이 負(-)가 되고, 景氣沈滯期 동안에는 $(\delta\theta_{ei}/\delta\theta_m - \theta_{ei}/\theta_m)$ 項이 正(+)이 된다.

(2) 베타계수가 1보다 작은 株式의 경우에, 景氣膨脹期 동안에는 $(\delta\theta_{ei}/\delta\theta_m - \theta_{ei}/\theta_m)$ 項이 正(+)이 되고, 景氣沈滯期 동안에는 $(\delta\theta_{ei}/\delta\theta_m - \theta_{ei}/\theta_m)$ 項이 負(-)가 된다.

以上과 같이, 個別株式의 危險프리미엄과 市場危險프리미엄間的 關係가 分析되면, 비로소 巨視經濟變數가 普通株의 體系的 危險에 미치는 效果를 分析할 수 있게 된다. 6개의 巨視經濟變數가 보통주의 體系的 危險에 미치는 效果를 요약하면 <표 1>과 같다.

<표 1> 巨視經濟變數가 體系的 危險에 미치는 效果

區 分	경기순환단계 베타계수의 크기	Y	M	P ^u	M	B ^g	u
CASE 1	경기팽창기 $\beta > 1$	-	-	-	-	-	+
	경기침체기 $0 < \beta < 1$	-	-	-	-	-	+
CASE 2	경기침체기 $0 < \beta < 1$	+	+	+	+	+	-
	경기팽창기 $\beta > 1$	+	+	+	+	+	-

<표 1>에서 보는 바와 같이, 실질GNP성장율, 실질통화증가율, 예상하지 못한 인플레이션을, 재정적자의 화폐보전분, 재정적자의 국채보전분 및 평균세율은 普通株의 體系的 危險에 理論的으로 影響을 미치는 것으로 밝혀졌다. 巨視經濟變數와 베타계수간의 關係는 베타계수의 크기가 1보다 크거나 1보다 작은 경우, 그리고 景氣循環段階가 경기팽창기에 있거나 아니면 경기침체기에 있는 경우에 따라 正(+)의 관계가 있을 수도 있고 負(-)의 관계가 있을 수도 있는 것으로 나타났다. 만일 베타계수가 巨視經濟變數의 變動으로부터 影響을 받게 되면 SML 上에서 個別證券의 포지션도 變動하게 될 것이다.

III. 實 證 分 析

1. 實證模型의 設計

여기서는 理論模型에서 고려한 5가지 거시경제변수(Y^* , M^* , P^* , M^* , u)가 베타계수에 미치는 효과를 검증하기 위하여 實證模型 I, II 및 III을 설계한다.

實證模型 I :

$$\beta_{it} = a_0 + a_1 Y^*_{t-1} + B_1 D Y^*_{t-1} + a_2 M^*_{t-1} + B_2 D M^*_{t-1} + a_3 P^*_{t-1} + B_3 D P^*_{t-1} + a_4 M^*_{t-1} + B_4 D M^*_{t-1} + a_5 u_t + e_{it} \quad (41)$$

實證模型 I 에서는 4가지 巨視經濟變數(Y^* , M^* , P^* , M^*)의 景氣循環效果를 분석하기 위하여 1 또는 0 기울기더미변수를 도입하였다. 景氣沈滯期에는 기울기더미변수의 값을 0으로 배정하고, 景氣膨脹期에는 기울기더미변수의 값을 1로 배정하였다. 다중공선성이 존재하지 않는다는 가정하에서 실증모형 I 에서 거시경제변수의 회귀계수는 景氣沈滯效果(downturn effect)를 반영해 주고, 거시경제변수 및 기울기더미변수의 회귀계수의 합계는 景氣膨脹效果(upturn effect)를 나타내 준다. 그러나 평균세율(u)은 선행연구에서 경기순환효과가 거의 없는 것으로 밝혀져 있기 때문에 기울기더미변수를 적용하지 않고, 베타계수의 크기에 따른 差別的인 效果만을 분석하고자 한다.

實證模型 II :

$$\beta_{it} = a_0 + \sum_{j=1}^5 a_{1j} Y^*_{t-j+1} + \sum_{j=1}^5 a_{2j} M^*_{t-j+1} + \sum_{j=1}^5 a_{3j} P^*_{t-j+1} + \sum_{j=1}^5 a_{4j} u_{t-j+1} + e_{it} \quad (42)$$

實證模型 II 에서는 時差說明變數를 도입하고 있다. 4가지 거시경제변수(Y^* , M^* , P^* , u)에 대하여 5분기의 時差를 적용하였으며, 재정적자의 화폐보전분(M^*)에 대해서는 시차를 적용하지 않았다. 그리고 실증모형 II 에서는 경기순환효과를 고려하지 않기 때문에 표본을 베타계수의 크기에 따라 구분하지 않았다.

實證模型 III :

$$\beta_{it} = a_0 + a_1 Y^*_{t-1} + a_2 M^*_{t-1} + a_3 P^*_{t-1} + a_4 M^*_{t-1} + a_5 u_t + e_{it} \quad (43)$$

이론모형에서 고려한 5가지 거시경제변수(Y^* , M^* , P^* , M^* , u)와 베타계수간의 관계가 분석기간을 달리하더라도 일정한 관계를 유지하는 지를 검증하기 위하여, 實證模型 III 을 이용하여 Chow-Test를 실시하고자 한다. 全體分析期間(60분기)을 대상으로 한

실증모형Ⅲ의 誤差自乘合을 SSE_T , 첫번째 下位分析期間(28분기)을 대상으로 한 실증모형Ⅲ의 오차자승합을 SSE_F , 그리고 두번째 下位分析期間(32분기)을 대상으로 한 실증모형Ⅲ의 오차자승합을 SSE_s 라고 하여 다음과 같은 F-Ratio를 구하였다.

$$F = \frac{(SSE_T - SSE_F - SSE_s)/k}{(SSE_F + SSE_s)/(T - 2k)} \quad (44)$$

단, T : 관찰의 수

k : 설명변수의 수

2. 資料의 蒐集과 變數의 定義

(i) 資料의 蒐集

이 研究에서는 實證分析期間을 1975년 1월부터 1989년 12월까지 15년(60분기)간으로 하였다. 이 研究에서는 시계열회귀분석방법을 사용하고 있기 때문에 분석기간을 좀더 늘리고 싶었으나 그렇게 하면 표본기업의 수가 현저하게 줄어들어서 분석목적달성하기가 어려워진다.

이 研究의 標本企業은 1975년 1월부터 1989년 12월말까지 한국증권거래소에 계속 상장되어 있는 기업을 대상으로 12개 산업에서 94개 기업이 최종적으로 선정되었다.⁸⁾ 표본기업의 보통주 수익률과 시장포트폴리오 수익률에 관한 時系列資料는 1975년 1월 5일부터 1989년 12월 23일까지 15년간의 日別收益率을 대신경제연구소의 Data Base를 이용하여 수집하였다.⁹⁾ 거시경제변수에 관한 분기별 시계열자료는 1972년 1/4분기부터 1989년 4/4분기까지 18년(72분기)간의 자료를 KDI의 Data Base를 주로 이용하여 수집하였다. 거시경제변수에 관한 시계열자료의 수집기간(18년)을 실증분석기간(15년)보다 더 길게 잡은 이유는, 예상하지 못한 인플레이션율을 구하기 위한 推定模型과 일부 실증모형에서 時差變數가 도입될 예정이기 때문이다.

(ii) 變數의 定義

-
- 8) 그러나 주식거래가 연속 3개월 이상 중단된 기업과, 산업분류상 어업, 광업, 기타 제조업 및 오락·문화·서비스업은 상장기업수가 적어서 표본기업에서 제외시켰다.
9) 여기서 말하는 보통주의 일별수익률은 배당과 유·무상증자 등을 고려하여 수정된 일별수익률을 의미한다.

實證模型에서 從屬變數로 사용할 분기별 베타계수는 Sharpe의 市場模型을 사용하여 추정하였다.

實證模型에서 說明變數로 사용할 巨視經濟變數들은 다음과 같이 定義한다.

- (1) Y_t 는 실질GNP로서 분기별 실질GNP자료를 사용한다.
- (2) $M2_t$ 는 총통화량으로서 분기별 M2(평균) 자료를 사용한다.
- (3) GE_t 는 실질정부지출로서 분기별 세출자료를 사용한다.
- (4) CPI_t 는 분기별 전국소비자물가지수(1985=100) 자료를 사용한다.
- (5) IMP_t 는 분기별 수입물가지수(1985=100) 자료를 사용한다.
- (6) r_t 는 무위험이자율로서 분기별 국채수익률을 대용변수로 사용한다.
- (7) P^*_t 는 분기별 인플레이션율로서, $[(CPI_t - CPI_{t-1})/CPI_{t-1}]$ 로 정의한다.
- (8) IMP^*_t 는 $[(IMP_t - IMP_{t-1})/IMP_{t-1}]$ 로 정의한다.
- (9) Y^*_t 는 실질GNP성장율로서 $\ln(GNP_t/GNP_{t-1})$ 로 정의한다.
- (10) M^*_t 는 실질통화증가율로서 $\ln(M2_t/M2_{t-1})$ 로 정의한다.
- (11) M^*_t 는 재정적자의 화폐보전분으로서 (중앙정부의 분기별 현금잔액사용/분기별 실질정부지출)로 정의한다.
- (12) u_t 는 평균세율로서(분기별조세수입합계/분기별실질GNP)로 정의한다.
- (13) P^{**}_t 는 예상하지 못한 인플레이션율로서 다음과 같은 推定模型을 이용하여 추정에 사용한다.¹⁰⁾

$$P^{**}_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^8 \alpha_{1+i} IMP^*_{t-i} + \sum_{i=0}^8 \beta_{1+i} r_{t-i} + \sum_{i=0}^8 \gamma_{1+i} M^*_{t-i} + e_t \quad (45)$$

식(45)는 豫想이 보통주의 베타계수에 미치는 영향을 살펴 보기 위하여 설정한 추정모형이다. 비록 이 모형의 理論的 本質에 대해서는 자세히 검토하지 않겠지만, 合理的 期待理論의 영역에서 수행된 既存의 研究와 깊은 관계가 있다. 인플레이션율은 여러가지 설명변수에 의하여 예측될 수 있으나, 식(45)에서는 수입물가지수의 변동율(IMP^*), 국채수익률(r) 및 실질통화증가율(M^*)과 함수관계가 있을 것으로 가정하고 있다. 3가지 설명변수에 대하여 8분기까지의 시차가 적용되었다. 식(45)에 誤差項이 예상하지 못한 인플레이션율(P^{**})로 추정된다.

식(45)를 추정한 결과는 다음과 같다. 추정모형의 개발단계에서 상관관계가 높은

10) 예상하지 못한 인플레이션율의 추정모형은 Barro(1978) 및 Kim(1988)의 추정모형을 참고하였다.

일부 설명변수들이 제외되기는 하였으나 여전히 다중공선성 등의 위험이 존재하기 때문에 이를 어느 정도 해소시키기 위하여 段階回歸法을 적용하여 추정하였다.

$$P'_t = -0.02678 + 0.24679 \text{ IMP}'_{t-4} + 0.01829 r_t + 0.27809 M'_{t-6}$$

(-3.160)
(4.535)
(3.828)
(3.096)

$$R^2 = 60.92\% \quad F\text{-Ratio} = 32.7306(.0000) \quad SSE = 0.01772$$

推定の結果 인플레이션율은 수입물가지수변동을 및 통화변수와 각각 正(+)의 관계를 보이고 있어서 이론적인 예상과 일치하는 것으로 나타났으며, 국제수익률과도 正(+)의 관계를 보이고 있다. 특히 수입물가지수변동율은 4분기의 시차로, 그리고 실질통화증가율은 6분기의 시차로 인플레이션율에 正(+)의 영향을 미치며, 동기의 국제수익률도 인플레이션율에 正(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 3가지 변수의 회귀계수에 대한 t 값은 모두 1% 수준에서 유의적이다. 그리고 推定模型의 說明力은 60.92% 이고, F-Ratio는 완전히 유의적이며, 오차자승합(SSE)은 0.01772로서 비교적 낮은 값을 보이고 있다.

3. 普通株의 베타계수에 대한 巨視經濟變數의 景氣循環效果

理論模型에서 고려한 5가지 거시경제변수(Y' , M' , P'' , M' , u)가 景氣循環段階에 따라 보통주의 베타계수에 미치는 差別的인 效果를 효율적으로 분석하기 위하여 94개 표본기업 각각에 대하여 베타계수의 時系列平均을 계산한 다음, 이것을 기준으로 전체 표본(94기업)을 베타계수의 시계열평균이 1보다 큰 표본집단(26기업)과 1보다 작은 표본집단(68기업)으로 나누었다.

(i) 時系列平均이 1보다 큰 普通株의 베타계수에 대한 巨視經濟變數의 景氣循環效果

베타계수의 時系列平均이 1보다 큰 26개 표본기업집단의 경우, 먼저 景氣沈滯期 동안에, 거시경제변수가 베타계수에 어떠한 효과를 미치는지 분석해 보기로 하자.¹¹⁾ 景氣沈滯期 동안에는 實證模型 I 에서 기울기터미변수가 $D=0$ 이 되므로 4가지 거시경제변수(Y' , M' , P'' , M')의 효과만 고려하면 된다. 경기침체기 동안에 4가지 거시경제 변

11). 경기순환단계는 경기동행지수의 순환변환치를 사용하여 경기침체기와 팽창기로 구분하였다.

수의 효과는 <표 2>의 “거시경제변수의 효과” 항목 중에서 베타계수의 시계열평균이 1보다 큰 경우를 분석하면 된다.¹²⁾

〈표 2〉 普通株의 베타계수에 대한 巨視經濟變數의 景氣循環效果
(유의적인 회귀계수의 수)

(단위: 개(%))

집단 구분	표본 수	계수 부호	거시경제변수의 효과				기울기더미변수의 효과				거시경제변수와 기울기더미변수의 종합효과				평균세율의 효과 u
			Y'	M'	P' u	M'	DY'	DM'	DP' u	DM'	Y'+DY'	M'+DM'	P'+DP' u	M'+DM'	
β>1.0	26	正(+)	14 (53.85)	1 (3.85)	0 (7.69)	2 (7.69)	0	1 (3.85)	0	0	14 (53.85)	2 (7.69)	0	2 (7.69)	2 (7.69)
		負(-)	0	1 (3.85)	2 (7.69)	1 (3.85)	0	5 (19.23)	5 (19.23)	3 (11.54)	0	6 (23.08)	7 (26.92)	4 (15.8)	13 (50.00)
		합계	14 (53.85)	2 (7.69)	2 (7.69)	3 (11.54)	0	6 (23.08)	5 (19.23)	3 (11.54)	14 (53.85)	8 (30.77)	7 (26.92)	6 (23.08)	15 (57.69)
β<1.0	68	正(+)	3 (4.41)	18 (26.47)	22 (32.35)	2 (2.94)	5 (7.35)	7 (10.29)	14 (20.59)	1 (1.47)	8 (11.76)	25 (36.76)	36 (52.94)	3 (4.41)	30 (44.12)
		負(-)	22 (32.35)	6 (8.82)	0	2 (2.94)	5 (7.35)	1 (1.47)	2 (2.94)	2 (2.94)	27 (39.71)	7 (10.29)	2 (2.94)	4 (5.88)	16 (23.53)
		합계	25 (36.76)	24 (35.29)	22 (32.35)	4 (5.88)	10 (14.71)	8 (11.76)	16 (23.53)	3 (4.41)	35 (51.47)	32 (47.06)	38 (55.88)	7 (10.29)	46 (67.65)

(1) 실질GNP성장율, 실질통화증가율, 예상하지 못한 인플레이션을 및 재정적자의 화폐보전분은 회귀계수의 부호와 관계없이 각각 標本數의 53.85%, 7.69%, 7.69%, 그리고 11.54%에 대하여 유의적인 영향을 미친다.

(2) 실질GNP성장율은 경기침체기 동안에 시계열평균이 1보다 큰 베타계수에 대하여 유의적인 正(+)의 효과를 미친다.

(3) 실질통화증가율과 재정적자의 화폐보전분은 회귀계수의 부호가 이론적인 예상과 불일치할 뿐만 아니라 영향력도 약한 것으로 나타났다. 또한 예상하지 못한 인플레이션율은 회귀계수의 부호가 이론적인 예상과는 달리 負(-)의 符號를 타나내고 있으며, 역시 영향력은 약한 것으로 나타났다.

다음으로 베타계수의 시계열평균이 1보다 큰 26개 표본기업집단의 경우, 景氣膨脹期 동안에, 거시경제변수가 베타계수에 미치는 효과를 <표 2>와 <표 3>을 이용하여 분석해

12) <표 2>에서 유의적인 거시경제변수는 전체분석기간을 대상으로 변수진입기준을 PIN=0.10으로 하고 변수탈락기준을 POUT=0.15로 하여 단계회귀법으로 결정하였다. 그리고 단계회귀의 결과 유의수준(P < 0.10)을 벗어나는 변수는 다시 제외시켰다.

보기로 하자. 경기팽창기 동안에는 實證模型 I 에서 기율기더미변수가 $D=1$ 이 되므로 4가지 거시경제변수(Y^* , M^* , P^* , M^*)외에 4개의 기율기더미변수(DY^* , DM^* , DP^* , DM^*)가 추가로 베타계수에 미치는 효과를 고려하여야 한다. 경기팽창기에 거시경제변수 및 기율기더미변수의 효과는 <표 2>의 “거시경제변수와 기율기더미변수의 종합 효과” 항목 중에서 베타계수의 시계열평균이 1보다 큰 경우를 분석하면 된다.

(1) 실질GNP성장을, 실질통화증가율, 예상하지 못한 인플레이션을 및 재정적자의 화폐보전분은 회귀계수의 부호와 관계없이 각각 標本數의 53.85%, 30.77%, 26.92%, 그리고 23.08%에 대하여 유의적인 영향을 미친다.

(2) 실질GNP성장은 경기팽창기 동안에 시계열평균이 1보다 큰 베타계수에 대하여 追加的인 效果를 미치지 않는 것으로 나타났다.

(3) 예상하지 못한 인플레이션을 회귀계수의 부호가 이론적인 예상과 같이 負(-)로 나타났을 뿐만 아니라 영향력도 다소 높은 것으로 나타났다. 실질통화증가율과 재정적자의 화폐보전분도 이론적인 예상과 같이 경기팽창기에는 1보다 큰 베타계수에 대하여 負(-)의 효과를 더 많이 미치는 것으로 평가할 수 있다.

거시경제변수가 1보다 큰 베타계수에 대하여 미치는 “純粹한” 景氣膨脹效果는 <표 2>의 “기율기더미변수의 효과” 항목과 <표 3>을 통하여 좀 더 자세히 분석할 수 있다.

(1) <표 2>의 實證結果에 따르면, 경기팽창기 동안에는 총 14 개의 기율기더미변수가 베타계수에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 실질통화증가율, 예상하지 못한 인플레이션을, 재정적자의 화폐보전분에 대한 기율기더미변수는 시계열평균이 1보다 큰 베타계수에 대하여 負(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 이론적인 예상과 일치한다.

(2) <표 3>에서는 回歸式에서 유의적인 기율기더미변수의 數가 몇 개인가를 나타내고 있다. 베타계수의 시계열평균이 1보다 큰 26개 표본 중에서 10개 주식의 베타계수는 각각 1개의 기율기더미변수로부터 유의적인 영향을 받고 있으며, 2개 주식의 베타계수는 각각 2개의 기율기더미변수로부터 유의적인 영향을 받는 것으로 나타났다.

<표 3> 回歸式에서 有意的인 기율기더미변수의 數 단위 : 개(%)

유의적인 기율기더미변수의 數	회귀식의 數		합 계
	$\beta > 1.0$	$0 < \beta < 1.0$	
0	14(53.85)	41(60.29)	55(58.51)
1	10(38.46)	18(26.47)	28(29.79)
2	2(7.69)	8(11.77)	10(10.64)
3	0	1(1.47)	1(1.06)
합 계	26	68	94

따라서 경기팽창기 동안에, 실질통화증가율, 예상하지 못한 인플레이션을 및 재정적자의 화폐보전분은 시계열평균이 1보다 큰 베타계수에 대하여 유의적인 負(-)의 효과를 미치지만, 실질GNP성장율은 경기순환단계와 관계없이 正(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다.

(ii) 時系列平均이 1보다 작은 普通株의 베타계수에 대한 巨視經濟變數의 景氣循環效果

베타계수의 시계열평균이 1보다 작은 688개 표본기업집단의 경우, 먼저 景氣沈滯期 동안에, 거시경제변수가 베타계수에 어떠한 효과를 미치는지 분석해 보기로 하자. 경기침체기 동안에는 실증모형 I에서 기울기더미변수가 $D=0$ 이 되므로 4가지 거시경제변수(Y^* , M^* , P^* , M^*)가 베타계수에 미치는 효과만 고려하면 된다. 경기침체기 동안에 4가지 거시경제변수의 효과는 <표 2>의 “거시경제변수의 효과” 항목 중에서 베타계수의 시계열평균이 1보다 작은 경우를 분석하면 된다.

(1) 실질GNP성장율, 실질통화증가율, 예상하지 못한 인플레이션을 및 재정적자의 화폐보전분은 회귀계수의 부호와는 관계없이 각각 標本數의 36.76%, 35.29%, 32.35% 그리고 5.88%에 대하여 유의적인 영향을 미친다.

(2) 실질GNP성장율은 경기침체기 동안에 시계열평균이 1보다 작은 베타계수에 대하여 유의적인 負(-)의 효과를 미치고 있다.

(3) 실질통화증가율은 회귀계수의 부호가 이론적인 예상과 불일치하는 경우가 많고, 예상하지 못한 인플레이션율은 회귀계수의 부호가 이론적인 예상과 불일치하기는 하지만, 영향력은 다소 강한 것으로 나타났다. 그러나 재정적자의 화폐보전분은 회귀계수의 부호가 일정하지 않을 뿐만 아니라, 영향력도 매우 약하게 나타났다.

다음으로 베타계수의 시계열평균이 1보다 작은 68개 표본기업집단의 경우, 景氣膨脹期 동안에, 거시경제변수가 베타계수에 미치는 효과를 <표 2>와 <표 3>을 이용하여 분석해 보기로 하자. 경기팽창기 동안에는 실증모형 I에서 기울기더미변수가 $D=1$ 이 되므로 4가지 거시경제변수(Y^* , M^* , P^* , M^*)외에 4개의 기울기더미변수(DY^* , DM^* , DP^* , DM^*)가 베타계수에 미치는 효과를 추가로 고려하여야 한다. 경기팽창기에 거시경제변수 및 기울기더미변수의 효과는 <표 2>의 “거시경제변수와 기울기더미변수의 종합효과” 항목 중에서 베타계수의 시계열평균이 1보다 작은 경우를 분석하면 된다.

(1) 실질GNP성장율, 실질통화증가율, 예상하지 못한 인플레이션을 및 재정적자의 화폐보전분은 회귀계수의 부호와 관계없이 각각 標本數의 51.47%, 47.06%, 55.88%, 그리고 10.29%에 대하여 유의적인 영향을 미친다.

(2) 실질GNP성장율은 경기팽창기 동안에 시계열평균이 1보다 작은 베타계수에 대

하여 이론적인 예상과는 달리 負(-)의 효과를 미치고 있다.

(3) 실질통화증가율과 예상하지 못한 인플레이션율은 회귀계수의 부호가 이론적인 예상과 같이 유의적인 正(+)의 효과를 미친다. 재정적자의 화폐보전분은 회귀계수의 부호가 일정하지 않고 영향력도 낮다.

거시경제변수가 시계열평균이 1보다 작은 베타계수에 대하여 미치는 “純粹한” 景氣膨脹效果는 <표 2>의 “기울기더미변수의 효과” 항목과 <표 3>을 통하여 분석할 수 있다.

(1) <표 2>의 실증결과에 따르면, 경기팽창기 동안에는 총 37 개의 기울기더미변수가 베타계수에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 실질통화증가율과 예상하지 못한 인플레이션율에 대한 기울기더미변수는 시계열평균이 1보다 작은 베타계수에 대하여 正(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 이론적인 예상과 일치한다. 그러나 실질GNP성장율과 재정적자의 화폐보전분에 대한 기울기더미변수는 유의적인 경기순환효과가 없는 것으로 나타났다.

(2) <표 3>에서는 회귀식에서 유의적인 기울기더미변수의 數가 몇 개인가를 나타낸다. 베타계수의 시계열평균이 1보다 작은 68개 표본 중에서 18개 주식의 베타계수는 각각 1개의 기울기더미변수로부터 유의적인 영향을 받고 있고, 8개 주식의 베타계수는 각각 2개의 기울기더미변수로부터 유의적인 영향을 받고 있으며, 1개 주식의 베타계수는 3개의 기울기더미변수로부터 유의적인 영향을 받고 있는 것으로 나타났다.

따라서 경기팽창기 동안에는, 실질통화증가율과 예상하지 못한 인플레이션율은 시계열평균이 1보다 큰 베타계수에 대하여 유의적인 正(+)의 효과를 미치지만, 실질GNP 성장율과 재정적자의 화폐보전분은 유의적인 경기순환효과가 없는 것으로 평가된다.

끝으로 평균세율(u)은 경기순환단계와 관계없이 시계열평균이 1보다 큰 베타계수에 대해서는 유의적인 負(-)의 효과를 미치고, 시계열평균이 1보다 작은 베타계수에 대해서는 유의적인 正(+)의 효과를 미치고 있다. 또한 평균세율은 회귀계수의 부호와 관계없이 시계열평균이 1보다 큰 베타계수에 대하여 표본수의 57.69% 만큼 통계적으로 유의하고, 시계열평균이 1보다 작은 베타계수에 대해서는 표본수의 67.75% 만큼 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 평균세율이 미치는 영향이 매우 크다는 것을 의미한다.

<표 4> 普通株의 베타계수에 대한 巨視經濟變數의 景氣循環效果(分析結果)

집단구분	경기순환 단계	거시경제변수				
		Y	M	P ^u	M	u
		예상(결과) ^{a)}	예상(결과)	예상(결과)	예상(결과)	예상(결과)

$\beta > 1.0$	침체기	+(+)	+(?) ^{b)}	+(-)	+(?)	
	팽창기	-(+)	-(-)	-(-)	-(-)	-(-)
$\beta < 1.0$	침체기	-(-)	-(+)	-(+)	-(?)	
	팽창기	+(-)	+(+)	+(+)	+(?)	+(+)

a) 예상은 이론적인 예상부호를 나타내고 결과는 실증분석결과를 나타냄.

b) 뚜렷한 符號의 方向을 잡을 수 없는 경우임.

〈표 4〉는 巨視經濟變數가 普通株의 베타계수에 미치는 景氣循環效果에 관한 分析結果를 綜合한 것이다.

4. 普通株의 베타계수에 대한 巨視經濟變數의 時差效果

여기서는 實證模型II를 이용하여 巨視經濟變數가 보통주의 베타계수에 미치는 時差效果를 실증적으로 분석하고자 한다. 實證模型II는 4가지 거시경제변수(Y_t, M_t, P_t, u_t)에 대하여 각각 5차까지의 시차설명변수를 도입하고 있다. 〈표 5〉는 보통주의 베타계수에 대한 4가지 거시경제변수의 시차효과를 종합한 것이다. 괄호안의 數는 특정시차에서 유의적인 正(+), 또는 負(-)의 회귀계수의 數가 전체 94개 표본에 대하여 몇 %가 되는가를 나타낸다.

〈표 5〉 普通株의 베타계수에 대한 巨視經濟變數의 時差效果
(유의적인 회귀계수의 수)

단위: 개(%)

계수부호	Y_t	Y_{t-1}	Y_{t-2}	Y_{t-3}	Y_{t-4}	Y_{t-5}	합계	M_t	M_{t-1}	M_{t-2}	M_{t-3}	M_{t-4}	M_{t-5}	합계
正(+)	5 (5.32)	0	7 (7.45)	2 (2.13)	6 (6.38)	0	20	13 (13.83)	18 (19.15)	5 (5.32)	9 (9.57)	8 (8.51)	7 (7.45)	60
負(-)	9 (9.57)	3 (3.19)	3 (3.19)	2 (2.13)	6 (6.38)	3 (3.19)	26	4 (4.26)	4 (4.26)	5 (5.32)	15 (15.96)	3 (3.19)	5 (5.32)	36
합계	14 (14.89)	3 (3.19)	10 (10.64)	4 (4.26)	12 (12.77)	3 (3.19)	46	17 (18.09)	22 (23.40)	10 (10.64)	24 (25.53)	11 (11.70)	12 (12.77)	96
계수부호	P_t	P_{t-1}	P_{t-2}	P_{t-3}	P_{t-4}	P_{t-5}	합계	u_t	u_{t-1}	u_{t-2}	u_{t-3}	u_{t-4}	u_{t-5}	합계
正(+)	5 (5.32)	9 (9.57)	5 (5.32)	3 (3.19)	14 (14.89)	13 (13.83)	49	10 (10.64)	3 (3.19)	7 (7.45)	6 (6.38)	6 (6.38)	5 (5.32)	37
負(-)	32 (34.04)	5 (5.32)	6 (6.38)	3 (3.19)	5 (5.32)	4 (4.26)	55	4 (4.26)	6 (6.38)	12 (12.77)	3 (3.19)	6 (6.38)	3 (3.19)	34
합계	37 (39.36)	14 (14.89)	11 (11.70)	6 (6.38)	19 (20.21)	17 (18.09)	104	14 (14.89)	9 (9.57)	19 (20.21)	9 (9.57)	12 (12.77)	8 (8.51)	71

(1) 時差所得變數의 效果는, 회귀계수의 부호에 관계없이 2시차 및 4시차의 실질 GNP성장이 베타계수에 다소 큰 영향을 미치는 반면에, 1시차, 3시차 및 5시차의 실질 GNP성장은 베타계수에 약한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 회귀계수의 부호를 고려하면, 2시차의 경우에는 유의적인 正(+)의 회귀계수의 數가 負(-)의 회귀계수의 數보다 더 많았고, 1시차 및 5시차의 경우에는 유의적인 負(-)의 회귀계수의 數가 더 많았으며, 3시차 및 4시차의 경우에는 서로 동일하였다. 전체적으로는 負(-)의 효과가 다소 강하다고 할 수 있다.

(2) 時差通貨變數의 效果는, 회귀계수의 부호에 관계없이 1시차 및 3시차의 실질 통화증가율이 베타계수에 미치는 영향이 큰 반면에, 2시차, 4시차 및 5시차의 실질 통화증가율의 영향은 약한 것으로 나타났다. 그리고 회귀계수의 부호를 고려하면, 1시차, 4시차 및 5시차의 경우에는 유의적인 正(+)의 회귀계수의 數가 負(-)의 회귀계수의 數보다 더 많았고, 3시차의 경우에는 유의적인 負(-)의 회귀계수의 數가 더 많았으며, 2시차의 경우에는 서로 동일하였다. 전체적으로는 正(+)의 효과가 더 강하다고 할 수 있다.

(3) 時差인플레이션變數의 效果는, 회귀계수의 부호에 관계없이 1시차, 2시차, 4시차 및 5시차의 예상하지 못한 인플레이션율은 베타계수에 미치는 영향이 큰 반면에, 3시차의 예상하지 못한 인플레이션율의 영향은 약한 것으로 나타났다. 그리고 회귀계수의 부호를 고려하면, 1시차, 4시차 및 5시차의 경우에는 유의적인 正(+)의 회귀계수의 數가 負(-)의 회귀계수의 數보다 더 많았고, 2시차 및 3시차의 경우에는 서로 비슷하였다. 전체적으로는 正(+)의 효과가 강하다고 할 수 있다.

(4) 끝으로 時差稅率變數의 效果를 살펴보면, 회귀계수의 부호에 관계없이 2시차 및 4시차의 평균세율이 베타계수에 미치는 영향이 큰 반면에, 1시차, 3시차 및 5시차의 평균세율의 영향은 약한 것으로 나타났다. 그리고 회귀계수의 부호를 고려하면, 3시차 및 5시차의 경우에는 유의적인 正(+)의 회귀계수의 數가 負(-)의 회귀계수의 數보다 더 많았고, 1시차 및 2시차의 경우에는 유의적인 負(-)의 회귀계수의 數가 더 많았으며, 4시차의 경우에는 서로 동일하였다. 전체적으로 正(+) 및 負(-)의 효과가 서로 비슷하다고 할 수 있다.

<표 6> 時差巨視經濟變數에 대한 有意的인 回歸係數의 符號 패턴

단위 : 개(%)

거시경제 변 수	유의적인 시차거시경제변수의 數								합계
	0	1 개			2 개이상				
		正(+)	負(-)	計	正(+)	負(-)	混合	計	
Y	59 (62.76)	10 (10.64)	14 (14.89)	24 (25.53)	1 (1.06)	3 (3.19)	7 (7.45)	11 (11.70)	94

M'	31 (32.98)	26 (27.66)	15 (15.96)	41 (43.62)	9 (9.57)	4 (4.25)	9 (9.57)	22 (23.40)	94
P''	25 (26.60)	31 (32.98)	13 (13.83)	44 (46.81)	16 (17.02)	4 (4.25)	5 (5.32)	25 (26.60)	94
u	37 (39.36)	21 (22.34)	24 (25.53)	45 (47.87)	3 (3.19)	1 (1.06)	8 (8.51)	12 (12.77)	94

〈표 6〉은 보통주의 베타계수에 유의적으로 영향을 미치는 시차거시경제변수에 대한 회귀계수의 부호가 어떠한 패턴을 보이는지를 종합한 것이다.

〈표 5〉와 〈표 6〉을 통하여 4가지 거시경제변수(Y' , M' , P'' , u)의 時差效果를 綜合적으로 比較하면, 실질GNP성장율은 負(-)의 시차효과가 다소 강한 반면에 실질통화 증가율과 예상하지 못한 인플레이션율은 正(+)의 시차효과가 훨씬 강하며, 평균세율은 正(+) 및 負(-)의 시차효과가 비슷하다고 할 수 있다.

5. 個別株式의 베타계수와 巨視經濟變數間의 關係의 構造的 安定性

여기서는 個別株式의 베타계수와 巨視經濟變數間의 關係가 시간의 경과에 관계없이 構造的인 安定性을 갖는지를 실증적으로 분석하고자 한다. 먼저 5가지 거시경제변수(Y' , M' , P'' , M' , u)와 베타계수간의 관계를 實證模型Ⅲ과 같은 관계로 규정한다.

〈표 7〉, 〈표 8〉 및 〈표 9〉는 Chow-Test 結果를 나타내고 있다. 그리고 〈표 10〉은 〈표 7〉, 〈표 8〉 및 〈표 9〉의 Chow-Test 結果를 요약한 것이다. 각 표에서 유의적인 거시경제변수는 전체분석기간($T=60$ 분기)을 대상으로 하여 段階回歸法으로 결정한 것이다.

〈표 7〉 個別株式의 베타계수와 巨視經濟變數間의 關係의 構造的 安定性(I)

(유의적인 거시경제변수: 1개)

기업명	베타평균 ($T=60$)	유의적 변수와 부호	기간별 오차자승합			자유도	F=Ratio
			SSE_T	SSE_F	SSE_S		
대한제당	.7165	$-Y'$	11.714	6.919	3.723	(1,58)	5.843**
백화양조	.3772	P''	11.126	7.280	3.608	(1,58)	1.268
동양나이론	.6407	$-Y'$	14.084	5.945	7.740	(1,58)	1.691
고려합섬	1.4006	M'	27.952	20.196	5.194	(1,58)	5.853**
한일합섬	.5021	P''	19.631	11.352	6.911	(1,58)	4.345**
남한제지	.3370	u	13.800	4.413	9.193	(1,58)	.827
대한페인트	1.0527	$-u$	20.101	10.317	2.950	(1,58)	29.877***

태 평 양 화 학	.7888	P ^u	16.109	9.207	6.766	(1,58)	.494
진 양	1.0291	-u	47.805	15.023	27.907	(1,58)	6.586* *
내쇼날프라스틱	1.3426	Y [·]	31.910	27.445	2.497	(1,58)	3.812*
한 국 유 리	.5002	P ^u	11.952	8.554	2.748	(1,58)	3.336*
한 일 시 멘 트	.6913	-u	22.318	15.578	6.703	(1,58)	.096
아 세 아 시 멘 트	1.0627	-u	22.800	16.672	5.707	(1,58)	1.091
한 국 주 철 관	.2544	-Y [·]	8.971	5.386	3.077	(1,58)	3.482*
한 국 강 관	1.0316	u	20.377	14.328	6.046	(1,58)	.009
동 양 강 철	.6040	-P ^u	17.381	10.863	6.467	(1,54)	.187
삼 성 중 합 건 설	1.2963	u	42.334	28.394	11.528	(1,58)	3.504*
삼 환 기 업	1.5376	Y [·]	34.043	18.897	12.424	(1,58)	5.041* *
동 아 건 설	1.4438	Y [·]	32.839	19.426	12.275	(1,58)	2.082
대 한 항 공	1.2790	Y [·]	30.265	23.917	6.013	(1,58)	.649
장 기 신 용 은 행	.3031	Y [·]	15.869	2.116	12.849	(1,58)	3.504*
한 국 상 업 은 행	.6545	Y [·]	18.418	5.925	11.311	(1,58)	3.977* *
한 일 은 행	.6446	u	17.552	5.341	11.500	(1,58)	2.449
서 울 신 탁 은 행	.6622	u	18.634	5.880	12.075	(1,58)	2.193
충 청 은 행	.3465	u	16.006	3.425	12.201	(1,58)	1.410
충 북 은 행	.3878	u	15.705	5.348	9.858	(1,58)	1.903
중 앙 투 자 금 융	.4296	u	18.550	1.408	15.224	(1,58)	6.689* *

*** p < 0.01 ** p < 0.05 * p < 0.10

〈표 8〉 個別株式의 베타계수와 巨視經濟變數間的 關係의 構造的 安定性(II)

(유의적인 거시경제변수: 2개)

기업명	베타평균 (T=60)	유의적 변수와 부호	기간별 오차자승합			자유도	F=Ratio
			SSE _T	SSE _F	SSE _S		
펑 권	.6913	Y [·] u	13.410	4.337	7.860	(2,56)	2.285
대 한 제 분	.2075	-Y [·] -u	13.479	11.608	1.587	(2,56)	.603
진 로	.4646	-Y [·] -u	16.410	14.079	1.753	(2,56)	1.022
조 선 맥 주	.6250	-Y [·] P ^u	14.733	9.457	4.622	(2,56)	1.301
경 방	.1860	-Y [·] -u	5.032	3.213	1.456	(2,56)	2.177
동 일 방 직	.1502	-Y [·] -u	5.410	3.555	1.248	(2,56)	3.532* *
전 방	.0979	-M [·] -u	2.354	1.565	.440	(2,56)	4.808* *

대한방직	.2169	Y - M	5.271	2.228	2.584	(2,56)	2.671*
태평양패션	.4410	-M P ^u	11.666	5.116	4.962	(2,56)	2.836**
한국제지	.4639	-Y P ^u	9.160	3.357	5.283	(2,56)	1.685
삼진알미늄	.2981	-Y -u	9.716	6.577	2.851	(2,56)	.855
신호제지	.2222	-Y -u	11.759	4.919	6.647	(2,56)	.467
카프로락탐	1.0314	-M -u	32.258	19.250	7.449	(2,56)	5.830***
한양화학	1.3415	Y -u	26.532	15.425	8.907	(2,56)	2.532*
대웅제약	.3854	-Y P ^u	9.175	3.500	4.970	(2,56)	2.331
일양약품	.4530	P ^u u	11.499	5.667	5.273	(2,56)	1.431
서통	1.2715	-M -u	19.702	13.122	6.360	(2,56)	.316
대우중공업	1.4784	Y -P ^u	25.927	18.684	5.697	(2,56)	1.775
한국종합기계	1.0018	Y -P ^u	20.833	12.873	7.310	(2,56)	.902
금성사	1.6086	Y -u	22.424	15.168	5.310	(2,56)	2.661*
동양정밀	1.6822	-M -u	17.884	10.204	7.201	(2,56)	.771
대한전선	1.6997	Y -u	30.919	22.990	4.731	(2,56)	3.230**
현대자동차	1.6634	Y -u	23.451	9.455	12.955	(2,56)	1.301
부산은행	.4045	M u	13.270	2.538	10.169	(2,56)	1.241
한국투자금융	.2588	Y M	9.574	2.557	6.087	(2,56)	3.012*
대한투자금융	.3803	Y M	16.003	3.816	10.477	(2,56)	3.350**
해동화재	.4229	-Y u	14.274	3.667	7.897	(2,56)	6.616***
자동차보험	.2070	-Y -u	5.270	1.754	2.633	(2,56)	5.636***

*** p < 0.01 ** p < 0.05 * p < 0.10

〈표 9〉 個別株式의 베타계수와 巨視經濟變數間的 關係의 構造的 安定性(III)

(유의적인 거시경제변수: 3,4개)

기업명	베타평균 (T=60)	유의적 변수와 부호	기간별 오차자승합			자유도	F=Ratio
			SSE _T	SSE _F	SSE _S		
롯데삼강	.6721	-M P ^u u	16.820	9.334	4.887	(3,54)	3.290**
서울식품	.5100	-Y P ^u u	10.299	4.981	4.384	(3,54)	1.795
제일제당	.6620	-Y -M M	15.486	4.277	9.633	(3,54)	2.039
해태제과	.5033	Y -M -u	8.974	4.955	1.997	(3,54)	5.235***
롯데제과	.6530	-Y -M -u	10.532	7.917	1.747	(3,54)	1.625
동양맥주	.7233	-Y -M P ^u -u	10.229	6.846	3.024	(4,52)	.473

삼양사	.3540	-Y' M' P' u	8.321	3.515	4.197	(3,54)	4.580**
전주제지	.2755	-Y' P' u M'	5.799	2.488	2.237	(3,54)	4.091**
한국수출포장	.5076	-Y' P' u u	11.042	4.121	5.381	(3,54)	2.917**
유한양행	.3958	-Y' -M' P' u	8.107	3.216	4.327	(3,54)	1.346
동아제약	.6851	-Y' P' u -u	10.175	4.237	4.590	(3,54)	2.749*
영진약품	.6350	M' P' u -M'	13.956	7.658	5.765	(3,54)	.715
삼화	.7791	Y' M' -P' u	31.630	9.484	19.471	(3,54)	1.663
두산유리	.6979	P' u -M' -u	18.724	12.342	5.797	(3,54)	.581
벽산	1.1130	Y' -M' -u	14.225	9.500	4.537	(3,54)	.241
금성통신	1.0710	-M' -P' u -u	20.775	9.150	10.428	(3,54)	1.101
조선공사	1.2957	Y' -P' u -u	47.525	28.714	16.756	(3,54)	.814
한진	1.0731	Y' -M' -u	12.237	7.004	3.644	(3,54)	2.686*
한진해운	.4649	-Y' -M' -u	15.680	4.374	7.613	(3,54)	5.546***
조흥은행	.6520	M' P' u u	15.158	4.927	8.662	(3,54)	2.078
제일은행	.6351	-Y' M' u	14.722	3.700	9.577	(3,54)	1.959
전북은행	.3153	M' P' u u	11.418	2.443	8.187	(3,54)	1.334
경기은행	.3576	M' P' u u	9.387	2.820	5.715	(3,54)	1.797
강원은행	.4199	M' P' u u	13.846	3.501	9.095	(3,54)	1.786
대구은행	.4465	M' P' u u	12.823	2.955	9.057	(3,54)	1.215
경남은행	.3580	M' P' u u	11.914	2.831	8.790	(3,54)	.454
제주은행	.2947	M' P' u u	14.065	2.673	10.967	(3,54)	.561
광주은행	.4290	M' P' u u	15.521	4.120	10.205	(3,54)	1.503
부산투자금융	.2285	Y' M' P' u u	8.109	.739	5.800	(4,52)	3.121**
한양투자금융	.3525	M' P' u u	10.407	2.675	6.688	(3,54)	2.007
광주투자금융	.3919	M' P' u u	15.008	4.555	9.691	(3,54)	.963
동양화재	.5025	-Y' M' P' u	17.042	6.443	9.675	(3,54)	1.032
대한화재	.2758	M' P' u u	10.832	2.865	7.945	(3,54)	.037
고려화재	.3111	M' P' u u	13.653	2.795	9.997	(3,54)	1.212
대한재보험	.2986	M' P' u u	9.108	3.100	5.372	(3,54)	1.351

***p < 0.01 **p < 0.05 *p < 0.10

<표 7>은 5가지 거시경제변수(Y', M', P' u, M', u) 중에서 1가지 變數만이 개별주식의 베타계수에 유의적 (p < 0.10)으로 영향을 미치는 경우이다. 94개 標本企業 中에서

27개 주식의 베타계수는 1가지 巨視經濟變數로부터 유의적인 영향을 받는 것으로 나타났다. Chow-Test의 結果, 대한페인트의 경우에는 1%의 有意水準에서, 대한제당 등 7개 기업의 주식의 베타계수는 5%의 有意水準에서, 그리고 내소날프라스틱 등 5개 주식의 베타계수는 10%의 有意水準에서 각각 構造的인 安定性이 없는 것으로 나타났다. 따라서 <표 7>의 Chow-Test의 結果를 綜合한 <표 5.10>을 보면, 유의적인 거시경제변수가 1가지인 27개 표본 중에서 13개 표본의 경우에는 개별주식의 베타계수와 거시경제변수간의 관계가 시간의 경과에 따라 構造的으로 不安定性을 보인다고 할 수 있다. 그러나 백화양조 등 14개 기업의 주식의 베타계수는 시간의 경과에 관계없이 構造的인 安定性을 갖는다고 할 수 있다.

<표 8>은 5가지 거시경제변수 중에서 2가지 變數가 개별주식의 베타계수에 유의적으로 영향을 미치는 경우이다. 94개 표본기업의 주식 중에서 28개 주식의 베타계수는 2가지 巨視經濟變數로부터 유의적인 영향을 받는 것으로 나타났다. Chow-Test의 結果, 카프로락탐 등 3개 주식의 베타계수는 1%의 有意水準에서, 동일방직 등 5개 기업의 주식의 베타계수는 5%의 유의수준에서, 그리고 대한방직 등 4개 주식의 베타계수는 10%의 유의수준에서 構造的인 安定性이 없는 것으로 나타났다. 따라서 <표 8>의 Chow-Test의 結果를 綜合한 <표 10>을 보면, 유의적인 거시경제변수가 2가지인 28개 표본 중에서 12개 표본의 경우에는 베타계수와 거시경제변수간의 관계가 시간의 경과에 따라 構造的으로 不安定性을 보인다고 할 수 있다. 그러나 펄코 등 16개 기업의 주식의 베타계수는 시간의 경과에 관계없이 構造的인 安定性을 갖는다고 할 수 있다.

<표 10> 個別株式의 베타계수와 巨視經濟變數間의 關係의 構造的 安定性(綜合)

단위: 개(%)

유의적 변수의 數	불안정한 관계			안정적 관계	합 계
	p < 0.01	p < 0.05	p < 0.10		
0					4
1	1 (3.70)	7 (25.93)	5 (18.53)	14 (51.85)	27
2	3 (10.71)	5 (17.86)	4 (14.29)	16 (57.14)	28
3	2 (6.06)	4 (12.12)	2 (6.06)	25 (75.76)	33
4	0	1 (50.00)	0	1 (50.00)	2
합 계	6 (6.38)	17 (18.09)	11 (12.22)	56 (59.57)	94

<표 9>는 5가지 거시경제변수 중에서 3~4가지 變數가 개별주식의 베타계수에 유의적으로 영향을 미치는 경우이다. 94개 표본기업의 주식 중에서 35개 주식의 베타계수는 3~4가지 巨視經濟變數로부터 유의적인 영향을 받는 것으로 나타났다. Chow-Test의

결과, 해태제와 한진해운 주식의 베타계수는 1%의 유의수준에서, 롯데삼강 등 5개 기업의 주식의 베타계수는 5%의 유의수준에서, 그리고 동아제약 등 2개 주식의 베타계수는 10%의 유의수준에서 構造的인 安定性이 없는 것으로 나타났다. 따라서 <표 9>의 Chow-Test의 結果를 綜合한 <표 10>을 보면, 유의적인 거시경제변수가 3~4가지인 35개 표본 중에서 9개 표본의 경우에는 베타계수와 거시경제변수간의 관계가 시간의 경과에 따라 構造的으로 不安定性을 보인다고 할 수 있다. 그러나 서울식품 등 26개 기업의 주식의 베타계수는 시간의 경과에 관계없이 構造的인 安定性을 갖는다고 할 수 있다.

그러면 개별주식의 베타계수와 거시경제변수간의 관계에 대한 構造的 安定性을 綜合적으로 評價하기 위하여 <표 10>을 이용하여 분석해 보기로 하자. 94개 표본기업중에서 4개 企業(일신방직, 럭키, 금호전기, 기아자동차)의 주식의 베타계수는 본 연구에서 고려하고 있는 5가지 거시경제변수(Y^* , M^* , P^* , M^* , u)와 아무런 유의적인 관계가 없는 것으로 나타났다. 나머지 90개 표본기업 중에서 27개 주식의 베타계수는 1가지 巨視經濟變數와 유의적인 관계가 있고, 28개 주식의 베타계수는 2가지 巨視經濟變數와 유의적인 관계가 있고, 33개 주식의 베타계수는 3가지 巨視經濟變數와 유의적인 관계가 있으며, 2개 기업(동양맥주, 부산투자금융)의 주식의 베타계수는 4가지 巨視經濟變數와 유의적인 관계가 있는 것으로 나타났다. 그리고 Chow-Test의 結果, 유의적인 거시경제변수의 數가 많아질수록 개별주식의 베타계수와 거시경제변수간의 관계에 대한 구조적인 안정성이 높아지고 있다. 즉 유의적인 거시경제변수의 數가 1가지인 경우에는 27개 해당 주식의 베타계수 중에서 52%가 안정적인 관계를 유지하였고, 유의적인 거시경제변수의 數가 2가지인 경우에는 28개 해당 주식의 베타계수중에서 57%가 안정적인 관계를 유지하였으며, 유의적인 거시경제변수의 數가 3가지 이상인 경우에는 25개 해당 주식의 베타계수 중에서 74%가 안정적인 관계를 유지하는 것으로 나타났다. 綜合적으로 전체 94개 표본기업 중에서 60%가량의 주식의 베타계수는 제각기 거시경제변수와 안정적인 관계를 유지한다고 평가할 수 있다.

IV. 結 論

이 研究에서는 체계적 위험에 관한 다양한 研究主題들에 대한 文獻的인 調查結果를 바탕으로 하여, 체계적 위험과 거시경제변수간의 관계를 巨視經濟模型의 틀 속에서 분석할 수 있는 完全한 構造模型을 설계하였다. 그리고 완전한 구조모형에 크래머의 법

칙을 적용하여 편도함수의 형태로 縮約型模型을 유도하고, 이를 이용하여 거시경제변수가 베타계수에 미치는 효과를 이론적으로 分析하였다. 理論的인 分析의 結果, 실질GNP성장을, 실질통화증가율, 예상하지 못한 인플레이션을, 재정적자의 화폐보전분, 재정적자의 국채보전분 및 평균세율이 체계적 위험에 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다. 그리고 거시경제변수와 베타계수간의 관계는 베타계수의 크기가 1보다 큰가 아니면 작은가, 또 경기순환단계가 경기팽창기에 있는가 아니면 경기침체에 있는가에 따라 正(+) 또는 負(-)의 관계가 있을 것으로 나타났다.

또한 이 研究에서는 이론적인 分析결과를 검증하기 위하여 3가지 實證模型을 설계하였다. 實證模型 I 을 이용한 分析結果는 거시경제변수들이 경기팽창기와 경기침체기 동안에 베타계수에 차별적인 효과를 미친다는 이론적인 결과를 어느 정도 확인시켜 주고 있다. 먼저 베타계수에 차별적인 효과를 미친다는 이론적인 결과를 어느 정도 확인시켜 주고 있다. 먼저 베타계수의 시계열평균이 1보다 큰 26개 표본기업집단의 경우, 실질GNP성장은 경기순환단계에 관계없이 베타계수에 正(+)의 효과를 미치지만, 실질통화증가율, 예상하지 못한 인플레이션 및 재정적자의 화폐보전분은 각각 경기팽창기 동안에 베타계수에 유의적인 負(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 그리고 베타계수의 시계열평균이 1보다 작은 68개 표본기업집단의 경우에는, 실질GNP성장은 경기침체기 동안에 베타계수에 유의적인 負(-)의 효과를 미치며, 실질통화증가율과 예상하지 못한 인플레이션은 각각 경기팽창기 동안에 베타계수에 유의적인 正(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 반면에 평균세율은 경기순환단계와 관계없이 시계열평균이 1보다 큰 베타계수에 대해서는 負(-)의 효과를 미치고, 시계열평균이 1보다 작은 베타계수에 대해서는 正(+)의 효과를 미치는 경향이 있는 것으로 나타났다.

實證模型 II 를 이용한 分析結果는 시차거시경제변수가 체계적 위험의 시계열분산을 어느 정도 설명할 수 있는 것으로 나타났다. 4가지 거시경제변수들(Y^* , M^* , P^* , u)의 시차효과를 종합하면, 실질GNP성장은 負(-)의 시차효과가 다소 강한 반면에 실질통화증가율과 예상하지 못한 인플레이션은 正(+)의 시차효과가 훨씬 강하며, 평균세율은 正(+) 및 負(-)의 시차효과가 비슷하게 나타났다.

다음으로 實證模型 III 에 대한 Chow-Test의 결과, 체계적 위험과 거시경제변수간의 관계는 시간의 경과에 관계없이 어느 정도 構造的인 安定性을 갖는다는 것을 확인하였다. 즉 유의적인 거시경제변수의 數가 1개인 경우에는 27개 해당 주식의 베타계수중에서 52%가, 유의적인 거시경제변수의 數가 2개인 경우에는 28개 해당 주식의 베타계수중에서 57%가, 그리고 유의적인 거시경제변수의 數가 3~4개인 경우에는 25개 해당 주식의 베타계수 중에서 74%가 각각 安定的인 關係를 유지하는 것으로 나타났다. 말하자면 유의적인 거시경제변수의 數가 많아질수록 개별주식의 베타계수와 거시경제

변수간의 관계에 대한 구조적인 안정성이 높아지는 것으로 나타났다. 종합적으로 전체 94개 표본기업 중에서 60%가량의 주식의 베타계수는 제각기 거시경제변수와 안정적인 관계를 유지한다고 평가할 수 있다.

이 研究의 結果를 綜合하면, 체계적 위험과 거시경제변수는 이론적으로 뿐만 아니라 실증적으로도 유의적인 관계를 갖는다고 결론지을 수 있다. 實證模型 I 에 대한 검증결과, 이론모형에서 고려한 거시경제변수들이 체계적 위험에 영향을 미친다는 것을 확인할 수 있었으며, 모형에 기울기터미변수를 도입함으로써 景氣循環效果도 부분적으로 존재한다는 것을 밝혀 낼 수 있었다. 實證模型 II 에서는 시차설명변수를 도입함으로써 거시경제변수들이 체계적 위험에 대하여 갖는 時差效果를 확인할 수 있었다. 그리고 實證模型 III 에 대한 Chow-Test를 통하여 체계적 위험과 거시경제변수간의 관계는 시간의 경과에 관계없이 어느 정도 안정성을 갖는다는 것을 밝혀 냈다. 이 研究가 含蓄하는 意味는, 우리나라의 경제여건하에서, 체계적 위험은 시간의 경과에 관계없이 거시경제변수와 어느 정도 構造的인 安定性을 유지하고 있지만, 巨視經濟變數의 景氣循環效果와 時差效果가 附加될 경우에는 不安定하게 변동할 수도 있다고 推論할 수 있다.

한편 이 研究는 거시경제변수가 체계적 위험에 미치는 효과를 이론적으로 확인하는 과정에서 몇 가지 중요한 거시경제변수들을 누락시켰을 가능성이 있고, 거시경제변수가 SML의 기울기와 절편에 미칠 수 있는 효과는 고려하지 않고 있고, 時系列資料를 확보하는 과정에서 표본의 크기가 상대적으로 줄어들었으며, 市場模型에 의해 추정된 분기별 베타계수에 추정오차가 있을 가능성이 있다는 점 등에서 한계점을 가지고 있으므로 分析의 結果를 해석하는데 주의를 요한다. 따라서 이 연구는 우리나라 資本市場에서 체계적 위험과 거시경제변수간의 관계에 관한 探險的인 研究의 性格을 가진다고 할 수 있으며, 이상의 限界點을 보완할 수 있는 追加的인 研究가 필요하다고 생각된다.

參 考 文 獻

- 具孟會, 現代財務管理, 서울: 법문사, 1990.
- _____, 投資論, 서울: 법문사, 1989.
- 金暎圭, “인플레이션과 주식수익율의 상관성에 관한 연구,” 증권학회지 제 9 집, 1987.
- 金喆教, 朴正旭, 白容鎬, “諸經濟指標가 綜合 및 業種指數에 미치는 影響에 관한 研究,” 증권학회지 제 12 집, 1990.
- Lucas, R. E. Jr., and J. Sargent, *Rational Expectations and Econometric Practice*, 2 Vols., Minneapolis: The University of Minnesota Press, 1981.
- Barro, R. J., “Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States”, *Journal of Political Economy*(August 1978), pp. 549~580.
- Blume, M. E., “On the Assessment of Risk,” *Journal of Finance*(March 1971), pp. 1~10.
- Castanias, R. P., “Macroinformation and the Variability of Stock Market Prices,” *Journal of Finance*(May 1979), pp. 439~450.
- Chen, S. N., “An Examination of Risk-Return Relationship in Bull and Bear Markets Using Time-Varying Betas”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (June 1982), pp. 265~286.
- Christ, C. F., *Econometric Models and Methods*, New York: John Wiley & Sons, 1966.
- Cochran, S. J., “The Effects of Macroeconomic Factors upon the Systematic Risk of Common Equity and the Parameters of the Security Market Line,” Ph. D. dissertation, The University of Cincinnati. 1988.
- Fabozzi, F. J., and J. C. Francis, “Beta as a Random Coefficient,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*(March 1978), pp. 101~116.
- _____, “Stability Tests for Alphas and Betas over Bull and Bear Market Conditions,” *Journal of Finance*(September 1977), pp. 1093~1099.
- Francis, J. C., and F. J. Fabozzi, “The Effects of Changing Macroeconomic Conditions on the Parameters of the Single Index Market Model”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*(June 1978), pp. 351~360.

- Gooding, A. E., and T. P. O'Malley, "Market Phase and the Stationarity of Beta," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*(December 1977), pp. 833~857.
- Kim, J. Y., "Price Expectations and Tests on the Rational Expectations Hypothesis in Money Market and Phillips Curve," presented at the 1988 Austral-Asian Meeting of the Economic Society, session 16, *The Korean Economic Review* (December 1988), pp. 25~36.
- Kim, M. K., and J. K. Zumwalt, "An Analysis of Risk in Bull and Bear Markets," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*(December 1979), pp. 1015~1025.
- Klemkosky, R., and W. J. Kwang, "The Monetary Impact on Return Variability and Market Risk Premia", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*(December 1982), pp. 663~681.
- Kupiec, P. H., "Microfoundations of Systematic Risk," Ph.D.dissertation, The University of Pennsylvania, 1985.
- Lyngge, M. J., "Money Supply Announcements and Stock Prices," *Journal of Portfolio Management*(Fall 1981), pp. 40~43.
- Muth, J. F., "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica*(July 1961), pp. 315~335.
- Robichek, A. A., and R. A. Cohn, "The Economic Determinants of Systematic Risk," *Journal of Finance*(May 1974), pp. 439~447.
- Schwert, G. W., "The Adjustment of Stock Prices to Information about Inflation," *Journal of Finance*(March 1981), pp. 35~48.
- Singh, S. P., and P. P. Talwar, "Monetary and Fiscal Policies and Stock Prices," *Journal of Business Finance and Accounting*(Spring 1982), pp. 75~91.
- Sorensen, E. H., "Rational Expectations and the Impact of Money upon Stock Prices," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*(December 1982), pp. 649~662.
- Subrahmanyam, M. G., and S. B. Thomadakis, "Systematic Risk and the Theory of the Firm," *Quarterly Journal of Economics*(May 1980), pp. 437~451.
- Tobin, J., "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit, and Banking*(February 1969), pp. 15~29.
- Turnbull, S. M., "Market Value and Systematic Risk," *Journal of Finance*(September 1977), pp. 1125~1142.