

景氣變動과 普通株의 體系的 危險

-The Effects of Changing Macroeconomic Conditions
on the Systematic Risk of Common Stocks:
The Case of Korea -

金 權 重*

〈目 次〉

- | | |
|------------------------|-------------|
| I. 序 論 | 1. 檢證模型과 假說 |
| II. 資本資產價格決定模型과 體系的 危險 | 2. 標本의 選定 |
| III. 體系的 危險의 安定性 | 3. 檢證結果의 分析 |
| IV. 景氣變動과 體系的 危險의 安定性 | V. 結 論 |

I . 序 論

資本資產價格決定模型(capital asset pricing model)에 의하면 均衡狀態下에 서의 株式과 같은 資本資產의 期待收益率은 그 資產의 體系的 危險, 즉 베타係數의 크 기에 따라 결정된다. 베타係數의 推定은 이른바 市場模型(market model)에 의한 回歸分析을 통해 이루어지는 바 이러한 베타係數 推定은 體系的 危險이 時間的으로

*中央大學校 社會科學 大學 專任講師

變하지 않는다는 假定에 토대를 둔 것이다. 그러나 資本資產價格決定模型 그 자체는 靜的 均衡理論이므로 体系的 危險이 一定하여야 함을 理論적으로 規定하고 있는 것은 아니다. 블룸(M.E.Blume)이 体系的 危險의 安定性 問題를 實證적으로 分析한 이래¹⁾ 同問題에 關係 많은 研究가 수행되었으며 그러한 研究 結果의 대부분은 体系的 危險이 可變의임을 보여 주고 있다. 体系的 危險이 可變의이라면 体系的 危險의 說明變數가 무엇인지 理論的 및 實證적으로 밝혀져야 할 것이다.

本稿는 韓國 證券市場에 上場된 株式의 경우 巨視經濟環境의 變化, 즉 景氣變動에 따라 体系的 危險이 어떻게 反應하는 지를 밝혀 보는 데 그 目的이 있다. 만일 景氣變動에 대응하여 体系的 危險이 變化하는 것으로 나타난다면 이는 景氣變動이 体系的 危險의 說明變數의 하나에 포함될 수 있음을 의미하게 될 것이다. 本檢證을 위해 76個 種目이 선택되었으며, 檢證對象期間은 1975年 8月부터 1984年 7月까지의 期間으로 하고, 檢證模型으로는 더미變數를 市場模型에 도입한 回歸模型이 利用되었다.

以下의 內容 展開는 우선 第Ⅱ章에서 体系的 危險의 重要性 및 그 推定方法에 關係 살펴 보고 第Ⅲ章에서는 体系的 危險의 安定性에 대한 既存의 研究結果를 概觀해 보며 第Ⅳ章에서 本 檢證의 結果를 分析해 보기로 한다.

Ⅱ. 資本資產價格決定模型과 体系的 危險

샤아프(W.F. Sharpe), 린트너(J. Lintner) 등에 의해 開發된 資本資產價格決定模型 (capital asset pricing model)은 均衡狀態에 있어서의 株式과 같은 資本資產의 期待收益率은 그 資產의 体系的 危險에 의해 決定됨을 보여 주고 있다.²⁾ 즉,

$$E(R_i) = R_f + [E(R_m) - R_f] \frac{Cov(R_i, R_m)}{\sigma_m^2} \dots\dots\dots (II - 1)$$

$$\beta_i = Cov(R_i, R_m) / \sigma_m^2 \quad \text{라고하면}$$

$$E(R_i) = R_f + [E(R_m) - R_f] \beta_i \dots\dots\dots (II - 2)$$

1) M.E. Blume, "On the Assessment of Risk," *Journal of Finance*, March 1971, pp. 1-10.

2) W. F. Sharpe, "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk," *Journal of Finance*, September 1964, pp. 425-42; J. Lintner, "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock and Portfolios and Capital Budgets," *Review of Economics and Statistics*, February 1965, pp. 13-37.

$E(R_i)$: 個別株式 또는 포오트폴리오의 期待收益率

$E(R_m)$: 市場포오트폴리오의 期待收益率

R_f : 無危險利子率

σ_m^2 : 市場포오트폴리오의 收益率의 分散

여기서 β_i 는 베타係數(beta coefficient)로서 個別株式 또는 포오트폴리오의 期待收益率과 市場포오트폴리오의 期待收益率 間的 關係를 나타내게 된다. 즉, 式(Ⅱ-2)에서 보는 바와 같이 $E(R_i)$ 는 β_i 와 線型關係를 갖고 있으며, β_i 는 個別株式 또는 포오트폴리오의 体系的 危險(systematic risk)을 의미하게 되는 것이다.³⁾

그러므로 β_i , 즉 体系的 危險은 個別株式 또는 포오트폴리오의 期待收益率을 결정함에 있어 核心的 役割을 하게 된다.

体系的 危險은 市場 全体的 變化에 따라 個別株式의 收益率이 變하는 程度이므로 分散投資에 의해서도 줄어들거나 없어지지 않는 分散不能危險(undiversifiable risk)이다.

반면에 個別株式의 危險, 즉 總危險(σ_i) 중에는 市場 全体的 變動과는 관계없이 個別株式 自体에 高유한 危險으로서 포오트폴리오 構成을 통한 分散投資에 의해서 除去되는 부분이 있는데 이를 非体系的 危險(unsystematic risk) 또는 分散可能危險(diversifiable risk)이라 한다. 그러므로 個別株式의 경우 体系的 危險뿐만 아니라 非体系的 危險도 고려대상이 될 것이나, 포오트폴리오를 構成하여 分散投資하게 될 때에는 非体系的 危險은 除去 可能하기 때문에 베타係數로 대표되는 体系的 危險만이 중요한 危險으로 남게 된다.

이와 같이 投資者에게는 体系的 危險만이 중요한 危險要素로 남게 되는데 体系的 危險의 測定值인 베타係數는 이른바 市場模型(market model)으로 불리워지는 다음과 같은 回歸模型을 통해 測定하게 된다.⁴⁾

3) 엄밀히 말해선 β_i 는 体系的 危險의 測定係數(measure of systematic risk)이다.

4) W.F. Sharpe, "A Simplified Model for Portfolio Analysis," *Management Science*, January 1963, pp. 277-93. 이 市場模型은 앞에서의 式(Ⅱ-2)와 다음과 같이 연결된다. 즉, 式(Ⅱ-2)에서 $E(R_i) = R_f + [E(R_m) - R_f] \beta_i = R_f(1 - \beta_i) + \beta_i E(R_m)$ 인데 $R_f(1 - \beta_i) = \alpha_i$ 라고 하면 $E(R_i) = \alpha_i + \beta_i E(R_m)$ 이며, 따라서 市場模型은 $R_i = R_f(1 - \beta_i) + \beta_i R_m + e_i = \alpha_i + \beta_i R_m + e_i$ 이다.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i k_{mt} + \sigma_{it} \quad \dots\dots\dots (\text{II} - 3)$$

$$\alpha_i : \text{式 (II} - 2) \text{로부터 } R_f (1 - \beta_i)$$

e_{it} : 誤差項

$$E(e_{it}) = 0 \quad i = 1, 2, \dots\dots\dots, N$$

$$\text{Cov}(e_{it}, R_{mt}) = 0 \quad i = 1, 2, \dots\dots\dots, N$$

$$\text{Cov}(e_{it}, e_{jt}) = 0 \quad i, j = 1, 2, \dots\dots\dots, N \quad i \neq j$$

그러므로 베타係數는 이미 實現된 收益率로써 回歸模型을 통해 推定하게 되는 셈이며 이렇게 推定된 베타係數가 体系的 危險의 測定係數로 인정받기 위해서는 体系的 危險이 不變이거나 安定的(stationary over time)이어야 함이 필요하게 된다. 그러나 式(II-1)에서 보는 바와 같이 베타係數의 構成要素인 ρ_{im} , σ_i , 그리고 σ_m 은 事前的 概念(ex-ante concept)이며 베타係數가 時間적으로 一定하기 위해선 이들 要素들의 關係 역시 時間적으로 一定하여야 할 것이다.⁵⁾ 다시말해 市場模型을 통한 베타係數의 推定이 正當化되기 위해서는 体系的 危險의 安定性 假定이 받아들여져야 할 것이며, 만일 体系的 危險이 可變的이라면 그 原因이 규명되어야 할 것이다.

III. 体系的 危險의 安定性

1971年 블룸(M.E. Blume)이 体系的 危險의 安定性 檢證의 重要性을 提起한 이래 体系的 危險의 安定性에 대한 實證的 研究가 다각적으로 進行되어 왔다. 뿐만 아니라, 보다 根本的인 接近으로서 体系的 危險의 決定變數를 밝혀 내기 위한 理論的인 研究도 시도되었다. 이러한 研究들중 代表的인 것을 살펴보기로 한다.

블룸(M.E. Blume)은 7年씩 구분된 6個期間을 대상으로 하여 個別株式 및 포트폴리오에 대해 連續된 2個期間別로 베타의 相關關係分析을 함으로써 베타의 安定性을 分析하였다.⁶⁾ 그 결과 個別株式의 경우에는 未來 베타에 대한 豫測能力이 낮으나 포트폴리오의 경우에는 매우 높은 수준의 豫測能力을 갖고 있음을 볼 수 있었다.

또한 블룸(M.E. Blume)은 낮은 수준의 베타를 가진 포트폴리오일수록 平均베타에 回歸하는 경향이 크다는 중요한 現象을 발견하였으며, 1975年의 後續된 研究에서

5) A.A. Robichek and R. A. Cohn, "The Economic Determinants of Systematic Risk," *Journal of Finance*, May 1974, p. 441.

6) M.E. Blume, "On the Assessment of Risk," *Journal of Finance*, March 1971, pp. 1-10.

그러한 베타의 回歸傾向은 부분적으로는 베타의 不安定性에 기인하는 것으로 보고 있다.⁷⁾

블룸(M.E. Blume)이 베타의 長期的 安定性を 檢證한데 비해 레비(R.A. Levy)는 短期的 安定性を 檢證하였다.⁸⁾ 레비(R.A. Levy)는 베타의 推定期間을 52週, 26週, 13週씩으로 변화시켜 가면서 연속된 기간별로 베타의 相關關係分析을 하였는데 포오트폴리오의 크기가 커질수록 높은 相關關係를 보였다는 점에서 블룸(M.E. Blume)의 경우와 유사한 結果가 나타났으나 베타의 推定期間이 짧아짐에 따라 相關關係가 減少하는 것을 지적할 수 있었다. 또한 베타의 回歸傾向도 발견될 수 있었는데 높은 수준의 베타를 가진 포오트폴리오일수록 강한 回歸傾向을 보이고 있었다.

베슬(J.B. Baesel)은 블룸(M.E. Blume)의 研究에서 베타의 推定期間이 7年으로 고정되어 있었던 점을 보완하기 위해 베타의 推定期間을 1, 2, 4, 6, 그리고 9年으로 다양하게 변화시켜 가면서 變移行列(transition matrix)을 이용하여 個別株式의 베타 安定性を 檢證해 보았다.⁹⁾ 그 결과 베슬(J.B. Baesel)은 個別株式의 베타는 安定的이지 않으며 다만 推定期間이 長期일수록 安定성이 증대될 수 있다는 것을 確認할 수 있었다.

위와 같은 檢證 結果를 종합하여 보면 個別株式의 베타는 安定的일 수 없으며 推定期間이 짧아질수록 그 不安定性은 증대하나 다만 포오트폴리오의 경우에는 構成 株式 數가 늘어날수록 未來 豫測能力이 증대한다는 것이다. 그러나 포오트폴리오의 경우 豫測能力이 증대한다는 現象은 個別株式의 베타 變動이 포오트폴리오의 베타로 平均化되는 과정에서 서로 相殺되었을 가능성을 생각하지 않을 수 없으므로 포오트폴리오의 경우 항상 未來 豫測能力이 높다고 단언할 수는 없을 것으로 보여진다. 이와 같은 解釋은 轉換回歸模型(switching regression)을 이용한 콘(S.J.Kon)과 로우(W.P.Lau)의 檢證 結果가 뒷받침할 수 있을 것으로 보이는데, 轉換回歸模型은 언제인지는 알 수

7) M.E. Blume, "Betas and Their Regression Tendencies," *Journal of Finance*, June 1975, pp. 785-95.

8) R.A. Levy, "On the Short-Term Stationarity of Beta Coefficients," *Financial Analysts Journal*, Nov.-Dec. 1971, pp. 52-62.

9) J.B. Baesel, "On the Assessment of Risk: Some Further Considerations," *Journal of Finance*, December 1974, pp. 1491-94.

없으나 베타가 몇번에 걸쳐 變化할 것이라는 假定下에 베타의 變化 여부를 檢證하는 것으로서, 콘(S.J.Kon) 과 로우(W.P.Lau)는 檢證 對象 포트폴리오의 대부분에서 베타가 安定的이지 못함을 발견할 수 있었다.¹⁰⁾

위에서 언급한 여러 研究는 단순히 베타의 期間的 安定性を 분석한 것이므로 体系的 危險의 說明變數가 무엇인지에 관하여는 아무런 示唆가 없다. 이러한 관점에서 体系的 危險의 決定變數를 규명하기 위한 研究가 다양하게 進行되었는데 도입된 說明變數의 성격에 따라 두가지 類型으로 나뉘 볼 수 있다. 그 첫번째 類型은 여러가지 微視變數를 說明變數로 도입해 보는 것인데 먼저 비버(W.Beaver) 등은 流動性, 利益變動 등과 같은 財務比率과 体系的 危險 간의 關係를 分析해 본 결과 兩者 間に 강한 關聯性이 있음을 볼 수 있었다.¹¹⁾

하마다(R.S. Hamada)는 특히 레버리지와 体系的 危險과의 關係를 理論的 및 實證的으로 규명하고자 하였는데 그 接近方法은 MM理論의 妥當性を 전제로 하면서 레버리지가 없었을 경우의 体系的 危險과 觀測된 体系的 危險 간의 差異를 밝혀 내 봄으로써 레버리지가 体系的 危險의 說明變數가 될 수 있음을 立證하는 것이었다.¹²⁾ 그 결과 MM理論이 타당하다면 觀測된 体系的 危險의 20% 이상이 레버리지의 變化에 의해 설명될 수 있다는 중요한 結果를 제시하였다.

10) S.J. Kon and W.P. Lau, "Specification Tests for Portfolio Regression Parameter Stationarity and the Implications for Empirical Research," *Journal of Finance*, May 1979, pp. 451-65.

轉換回歸模型(switching regression)은 파라메타의 變化時點에 대한 事前知識(a priori knowledge)이 없이 파라메타의 變化 여부를 檢證한다는 점에서 초우 檢證(Chow Test) 또는 더미變數(dummy variable)에 의한 檢證과 다르다.

이에 대한 상세한 내용은 R. E. Quandt, "A New Approach to Estimating Switching Regressions," *Journal of the American Statistical Association*, 1972, pp. 306-10 참조.

11) W. Beaver, P. Kettler and M. Scholes, "The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures," *Accounting Review*, October 1970, pp. 654-82.

12) R.S. Hamada, "The Effect of the Firm's Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks," *Journal of Finance*, May 1972, pp. 435-51.

하마다(R.S.Hamada)의 이와 같은 研究 結果는 体系的 危險의 說明變數에 관한 理論的 接近일 뿐만 아니라 實證的으로도 레버리지의 說明力이 높음을 보여 줄 수 있었다는 점에서 매우 주목되는 結果이며 아울러 後述하는 研究 結果를 함께 고려할 때 레버리지가 体系的 危險의 說明變數의 하나가 될 수 있다는 合意를 유도해내고 있다.

한편 벤지온(U.Ben-Zion) 등은 레버리지 외에 規模와 配當을 추가하여 이들과 体系的 危險 간의 關係를 檢證해 보았는데¹³⁾ 레버리지와 体系的 危險 간에는 正의 關聯性을, 規模와 配當의 경우에는 負의 關聯性을 발견할 수 있었다. 그러나 이 세가지 變數의 說明力은 매우 낮은 수준을 보임으로써 추가적 說明變數 도입의 필요성을 제시하는 데 그치고 있다.

위와 같은 實證的 分析 이외에도 理論的인 觀點에서 体系的 危險의 說明變數를 규명하기 위한 노력이 있었는데 보우만(R.G.Bowman)은 레버리지에 관한 하마다(R.S.Hamada)의 研究 結果를 원용함과 동시에 추가로 利益變動(earning variability) 規模(size), 成長(growth), 배당(dividends), 그리고 會計的 베타(accounting beta) 등의 變數와 体系的 危險간의 關係를 밝혀보고자 하였다.¹⁴⁾ 그러나 레버리지와 會計的 베타는 体系的 危險과 직접 關連性이 있으나 나머지 變數들은 그러한 關係가 존재하지 않는 것으로 나타남으로써 앞에서 언급하였던 몇가지 實證的 研究와는 대조된 結果를 보여 주고 있다.

体系的 危險의 說明變數를 밝히기 위한 두번째 研究 類型은 巨視經濟變數를 說明變數로 도입하여 이와 베타와의 關係를 實證的으로 밝혀보고자 하는 것이다. 먼저 로비첵(A.A.Robichek) 등은 베타係數의 構成要素들은 事前的 概念이며 이들은 巨視經濟環境이 변함에 따라 일정한 關係를 유지할 수 없을 것이기 때문에 결과적으로 베타 역시 安定的일수 없다는 論理下에 베타와 巨視經濟變數와의 關係를 檢證해 보고자 하였다.¹⁵⁾

13) U. Ben-Zion and S. S. Shalit, "Size, Leverage, and Dividend Record as Determinants of Equity Risk," *Journal of Finance*, September 1975, pp. 1015-26.

14) R.G. Bowman, "The Theoretical Relationship Between Systematic Risk and Financial Variables," *Journal of Finance*, June 1979, pp. 617-30.

15) A.A. Robichek and R.A. Cohn, "The Economic Determinants of Systematic Risk," *Journal of Finance*, May 1974, pp. 439-47.

그러나 變數 선정의 어려움으로 인해 도입된 說明變數는 實質經濟成長率과 物價上昇率의 두가지에 국한되었는데 814 個의 種目を 대상으로 하여 베타의 變化 여부를 관측한 結果 베타가 變化한 種目の 比率은 약 10% 수준에 불과함으로써 만족스러운 결과를 얻지는 못하였다.

한편 프란시스(J.C.Francis) 등은 特定 變數의 도입 대신에 巨視經濟環境의 變化를 집약적으로 나타내 주는 景氣變動과 관련하여 베타의 安定性 여부를 檢證하였다.¹⁶⁾ 檢證 對象 種目は 694 種目이었는데 景氣變動에 대응하여 베타가 變化하는 것으로 나타난 種目の 比率은 전체의 9.9% 수준이었다. 이를 토대로 프란시스(J.C.Francis) 등은 베타가 巨視經濟環境의 變化에 따라 변하며 아울러 과거의 實證的 研究에서 나타난 베타의 不安定性은 부분적으로는 巨視經濟環境의 變化에 기인한 것이라는 解釋을 내리고 있다. 또한 이들은 證券市場의 場勢變動과 베타와의 관계도 檢證해 보았는데,¹⁷⁾ 場勢變動에 대응하는 期間 區分에 있어 여러가지 代替的 方法을 적용하여 검증한 結果 베타가 변하는 것으로 나타난 種目の 比率은 극히 미미한 수준에 불과함으로써 場勢變動과 베타간에는 직접 關連이 없는 것으로 나타났다.

巨視變數를 도입한 위와 같은 研究結果를 微視變數를 도입한 研究結果들과 비교하여 볼 때 다음과 같은 特徵을 찾을 수 있다. 즉 巨視變數를 도입한 研究의 경우에는 相對的으로 說明變數의 선정에 어려움이 있다는 점과 아울러 베타의 變化에 대한 說明力이 相對的으로 더욱 낮다는 점이다. 그러므로 두가지 類型의 說明變數를 함께 도입한 模型에 의한 檢證을 시도해 볼 수도 있을 것이다. 그러나 보다 根本的인 接近으로서 체계적 危險의 결정요인에 대한 理論的 糾明이 必要하다. 물론 하마다(R.S.Hamada)와 보우만(R.G.Bowman) 등에 의한 成果가 있었으나 레버리지 이외의 說明變數들이 糾明되어야 할 것이다. 이러한 관점에서 턴불(S.M.Turnbull)은 베타係數의 決定過程에 대한 포괄적 설명을 시도하였다.

16) J.C. Francis 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 1979, pp. 351-60.

17) J.C. Francis and F.J. Fabozzi, "Stability Tests for Alphas and Betas over Bull and Bear Market Conditions," *Journal of Finance*, September 1977, pp. 1093-99.

즉, 턴블(S.M. Turnbull)은 企業價値가 企業內部 및 經濟變數(firm specific and economic variable)의 두가지에 의해 결정된다는 것에서 출발하여 企業의 베타는 企業內部變數의 베타와 經濟變數의 베타에 대한 加重平均으로 유도해 내고¹⁸⁾ 이예다 머어튼(R.C. Merton)의 研究 結果를 원용하여¹⁹⁾ 普通株의 베타는 다음과 같이 企業의 베타와 레버리지에 의해 결정됨을 제시하고 있다.

$$\beta_E = \frac{Vf_v}{f} \beta_v = \frac{Vf_v}{f} [e_a \beta_a + \sum_{k=1}^m e_{I_k} \beta_{I_k}]$$

β_E : 普通株의 베타係數

β_v : 企業의 베타係數

V : 企業價値 (market value of the firm)

f : 株價 (market value of equity)

f_v : $\partial f / \partial V$

e_a : 企業內部變數 변동에 대한 企業價値의 相對的 反應度 (relative sensitivity of the market value of the firm to changes in the firm specific component)

e_{I_k} : 經濟變數 I_k 의 변동에 대한 企業價値의 相對的 反應度 (relative sensitivity of the market value of the firm to changes in the economic variable $I_k, k = 1, \dots, m$)

β_a : 市場포트폴리오 변동에 대한 企業內部變數의 反應度 (responsiveness between changes in the firm specific component and the market portfolio)

β_{I_k} : 市場포트폴리오 변동에 대한 經濟變數 I_k 의 反應度 (responsiveness between changes in the economic variable I_k and the market portfolio)

18) S.M. Turnbull, "Market Value and Systematic Risk," *Journal of Finance*, September 1977, pp.1125-42.

19) R.C. Merton, "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, May 1974, pp. 449-70,

이에 의하면, 企業價値가 변하면 企業의 베타와 레버리지 要素가 영향을 받게 되고 따라서 이는 普通株의 베타에 영향을 미치게 되므로 결국 普通株의 体系的 危險은 安定的일 수 없다는 結論이 성립된다. 그러므로 턴불(S.M. Turnbull)의 이러한 模型은 그동안 實證的인 관점에서 베타가 安定的이지 않다는 여러 研究結果와 연결되어 베타가 可變的이라는 事實을 立證하고 있다. 그러나 아쉬운것은 턴불(S.M. Turnbull)의 模型에서도 레버리지의 경우를 제외하고는 베타의 說明變數가 구체적으로 무엇인지에 대해서는 여전히 밝혀져 있지 않다는 점이다.

IV. 景氣變動과 体系的 危險의 安定性

1. 檢證模型과 假說

이미 言及한 바와 같이 資本資產價格決定模型은 靜態的 理論이며 体系的 危險이 一定하여야 할 理論의 根據를 제시하지 못하고 있다. 体系的 危險, 즉 베타係數의 構成要素인 ρ_{im} , σ_i , 그리고 σ_m 은 事前的 概念이며 体系的 危險이 時間的으로 一定하기 위해서는 이들 要素들의 關係 역시 時間的으로 一定하여야 한다.²⁰⁾ 그러나 企業內外與件의 變化에도 불구하고 体系的 危險이 一定할 것이라는 假定은 直感的으로도 받아들여지기 어려우며, 또한 体系的 危險의 決定變數에 관한 턴불(S.M. Turnbull)의 模型 역시 体系的 危險이 企業內外變數의 영향을 받아 變化할 것임을 강력히 示唆하고 있다. 이러한 관점에서 볼 때 体系的 危險은 經濟環境의 變化인 景氣變動에 대응하여 變化할 것으로 보이며 이는 구체적으로 景氣局面의 頂點(peak)과 低點(trough)에서 베타係數가 變할 것임을 의미한다.

위와 같은 假說을 檢證할 檢證模型은 다음과 같이 景氣局面에 대응하는 더미 變數를 市場模型(market model)에 도입한 것인데 알파와 베타 모두에 대해 그 變化 與否가 檢證되도록 하였다. 이는 두 파라메타 중 하나는 고정시킨채 나머지에 대해서만 그 變化 與否를 관측할 때에는 偏倚된 結果가 나타날 수 있기 때문이다.

$$R_{it} = A_{1i} + A_{2i} D_t + B_{1i} R_{mt} + B_{2i} D_t R_{mt} + U_{it}, \quad E(U_{it}) = 0$$

D_t : 더미 變數 (擴張局面 : 0, 收縮局面 : 1)

A_{1i} : 株式 i 의 알파

20) A.A. Robichek and R.A. Cohn, "The Economic Determinants of Systematic Risk," *Journal of Finance*, May 1974, p.441.

- A_{2i} : 알파에 대한 더미變數의 係數
- B_{1i} : 株式 i 의 베타
- B_{2i} : 베타에 대한 더미變數의 係數
- R_{it} : 株式 i 의 月間收益率
- R_{mt} : 綜合株價指數의 月期收益率
- U_{it} : 誤差項

月間收益率의 算出에는 配當이 포함되도록 하였는데, R_{it} 의 경우에는 配當落時勢에 다 配當金을 加算하였으며 R_{mt} 의 경우에는 年初의 配當落時勢에 의한 株價指數水準을 그 直前의 株價指數水準과 同一하게 봄으로써 R_{it} 에 대응될 수 있도록 하였다.

2. 標本의 選定

景氣變動에 따른 体系的 危險의 變化與否를 檢證하는 것이므로 檢證對象期間은 擴張局面과 收縮局面을 모두 포함하여야 할 것이다. 우리나라에는 그간 數次에 걸친 景氣變動이 있었는데 1970年代에 와서는 1974年의 石油危機 이후 1975年 중반부터 景氣가 回復되기 시작하여 1979年 초반까지 약 4年間 好況이 지속되었다. 1979年 3月부터는 再次 닥쳐 온 石油波動과 世界的인 不況의 영향을 받아 景氣는 收縮局面에 접어 들었으며 이러한 不況은 同年의 10.26 事態에 따른 政治 社會的 不安의 영향을 받아 1980年 中반까지 계속되다가 다시 同年 中반부터 景氣는 回復期에 접어 들어 이후 몇년 동안 擴張局面에 놓여 있는 것으로 나타나고 있다.²¹⁾ 그러므로 檢證 對象期間은 이와 같은 景氣變動에 맞추어 1975年 8月부터 1984年 7月까지의 108個月로 하여 景氣局面의 轉換에 따른 베타係數의 變化 여부를 觀測하도록 하였으며, 아울러 그러한 景氣變動局面과 無關하게 두가지의 期間 區分을 추가함으로써 景氣變動에 따른 베타係數의 變化 여부를 명확히 比較 檢證하고자 하였다. 또한 이와 같은 檢證의 결과 景氣變動에 따라 베타係數가 變化하는 것으로 나타날 경우에는 景氣變動의 強度, 즉 小幅的인 經濟環境의 變化에도 体系的 危險이 민감하게 반응하는지를 檢證해 보고자 하였다. 이를 위해 擴張局面에 해당하는 1975年 8月부터 1979年 2月까지의 期間을 産業生産指數의 推移에 따라 다시 구분하였다. 이와 같은 檢證 對象期間의 區分 內容은 <表Ⅳ-1>에서 보는 바와 같다.

21) 이는 經濟企劃院에서 발표한 景氣綜合指數 推移에 따른 것임.

經濟企劃院 調査統計局, 景氣綜合指數, 1985. 8, pp. 16-19.

〈表Ⅳ-1〉 檢證對象期間의 期間區分

	區分方式	區分內容 (D_t :더미變數)
1 次 檢 證	景氣局面에 의 한 期間區分	'75.8 (擴張) '79.2(收縮) '80.9 (擴張) '84.7 $D_t = 0$ $D_t = 1$ $D_t = 0$
	任意的 期間區分 (I)	'75.8 '77.3 '81.12 '84.7 $D_t = 0$ $D_t = 1$ $D_t = 0$
	任意的 期間區分 (II)	'75.8 '80.9 '82.12 '84.7 $D_t = 0$ $D_t = 1$ $D_t = 0$
2 次 檢 證	擴張局面의 再 區分*	'75.8 '76.8 '77.7 '79.2 $D_t = 0$ $D_t = 1$ $D_t = 0$

* 月間 産業生産指數(季節變動調整後)增加率은 1976年 7月의 37.9%까지 上昇하였다가 계속 下落하여 1977年 7月에는 13.8%까지 떨어졌으며, 그 이후 다시 上昇하여 20%이상의 水準을 지속하고 있음.

한편 檢證 對象 種目은 1975年 이전에 上場된 株式 중에서 1部 種目を 중심으로 76個를 선정하였는데 業種別 分布는 다음과 같다.

〈表Ⅳ-2〉 種目 選定 內容

業	種	種 目 數
金屬鑛業		1
飲食料品 製造業		16
纖維·依服 및 家具産業		5

〈表Ⅳ - 2〉 種目 選定 內容(계속)

業 種	種 目 數
종이 및 종이製品 製造業	3
化學·石油·石炭等 製品 製造業	17
非金屬鑛物製品 製造業	9
第1次 金屬産業	3
組立金屬製品等 製造業	12
綜合建設業	3
都賣業	4
運輸 倉庫業	3
合 計	76

3. 檢證結果의 分析

가. 1次 檢證의 경우

景氣局面에 의한 期間 區分과 任意的 期間 區分에 대한 1次的 檢證 結果는〈表Ⅳ - 3〉과 같다.

먼저 期間 區分을 하지 않고 對象期間 全体에 대한 베타係數 推定 結果는 76個 種目的 92%에 해당하는 70個 種目이 有意한 것으로 나타났었는데 이는 市場模型의 現實性을 뒷받침할 뿐만 아니라 本 檢證의 目的에도 적합한 標本인 것으로 보여진다.

〈表Ⅳ - 3〉에 나타난 結果를 보면, 우선 알파의 경우는 景氣局面에 따른 期間 區分에 있어서는 그 變動 種目이 全無하며 또한 任意的 期間 區分에 있어서도 A_2 가 有意하게 나타난 種目은 極少數에 그침으로써 결국 알파는 매우 安定的임을 보여주고 있다. 그러나 베타의 경우는 任意的 期間 區分(Ⅱ)를 제외 하고는 모두 알파에 비해 變

〈表Ⅳ - 3〉 1次 檢證 結果

單位： 個, %

有意한統計量* 期間區分	B_1	A_2	B_2	R^2	A_2 and/or B_2
	種目數(比率)	種目數(比率)	種目數(比率)	種目數(比率)	種目數(比率)
景氣局面에 의한 期間區分	62(81.5)	0(0)	14(18.4)	65(85.5)	10(13.2)
任意的 期間區分 (Ⅰ)	50(65.7)	2(2.6)	7(9.2)	59(77.6)	7(9.2)
任意的 期間區分 (Ⅱ)	56(73.6)	5(6.5)	4(5.3)	56(73.6)	4(5.3)

- * ① 5% 有意水準에 의한 것임.
- ② B_1, A_2, B_2 : t-檢定 (兩側檢定)
- ③ R^2 : F - 檢定
- ④ A_2 and/or B_2 : 増分 F - 檢定
- ⑤ 比率은 76 個種目 全体에 대한 것임.

動種目이 훨씬 많게 나타나고 있다. 景氣局面에 따른 期間 區分에 있어서는 全体の 18.4%에 달하는 14 個 種目이 B_2 가 有意한 것으로 나타나고 있으며 또한 任意的 期間 區分(I)에 있어서는 全体の 9.2%에 해당하는 7 個 種目이 有意한 것으로 나타나고 있다.

이와 같이 알파에 비해 베타가 不安定한 種目이 많은 것으로 나타나고는 있으나 과연 베타가 景氣變動에 따라 變化하는 것으로 볼 수 있는지에 대해서는 合理的 判斷基準이 필요할 것이다. 이를 위해 標本理論에 의한 標本抽出誤差(sampling error)를 그 基準으로 삼으면 本 檢證의 경우에는 標本抽出誤差의 범위가 7 個로 산출되며²²⁾ 따라서 이 水準을 넘어서야만 실제로 베타가 變化하고 있다는 證據로 삼을 수가 있게 된다. 그러므로 景氣變動에 따른 期間 區分の 경우에는 B_2 가 有意한 種目的 數가 全体の 18.4%에 해당하는 14 個로 나타나고 있으므로 이는 實除로 景氣局面에 대응하여 베타가 變化하고 있다는 證據가 될 수 있을 것이며, 반면에 任意的 期間 區分(I) 및 (II)의 경우에는 그 數가 7 個 以下에 그치고 있으므로 이는 標本抽出誤差에 의한 結果로 간주되어야 할 것이다.

또한 이러한 樣相은 市場模型 全体에 대한 景氣變動의 영향을 나타내는 A_2 and/or B_2 의 有意性 檢定 結果에도 동일하게 나타나고 있는데 <表IV-3>에서 보는 바와 같이 景氣局面에 따른 期間 區分만이 7 個를 초과하는 水準을 나터내고 있다. 따라서 <表IV-3>에 나타난 結果는 비록 그 程度는 크지 않으나 景氣變動에 따라 베타가 變化하고 있음을 實證的으로 보여주고 있다고 할 수 있다.

22) 5% 有意水準에서 有意성을 검정하고 있으므로 $H_0: \mu = 4 (=76 \times 0.05), H_A: \mu > 4$ 이다. 이를 5% 有意水準에서 單側檢證을 하면, $\bar{X}_c = -0.5 + 4 + 1.645 \times \sqrt{76 \times 0.05 \times 0.95} \approx 7$ 이므로 標本抽出誤差의 범위는 7 個로 산출된다.

나. 2次 檢證의 경우

景氣變動에 따른 베타係數의 變化가 部分的으로 實證됨에 따라 小幅的인 經濟環境의 변화에도 베타係數가 민감하게 반응하는지 여부를 관측한 結果는 <表Ⅳ-4>와 같다.

먼저 알파와 베타의 相對的 不安定性은 1次 檢證의 結果와 유사하게 나타나고 있음을 볼 수 있다. 그러나 베타 자체에 관해서 보면 1次 檢證 結果에 비해 그 變動幅이 격감함으로써 標本抽出誤差의 범위를 벗어나지 못하고 있다. 이 結果는 다른 變數의 影響이 없다면 小幅的인 景氣變化는 베타係數에 影響을 미치지 않음을 보여준다고 할 수 있다. 한편 市場模型 全体의 움직임을 의미하는 A_2 and/or B_2 의 有意性

<表Ⅳ-4>

2次 檢證 結果

單位: 個, %

有意한統計量*	B_1	A_2	B_2	R^2	A_2 and/or B_2
	種目數(比率)	種目數(比率)	種目數(比率)	種目數(比率)	種目數(比率)
期間區分					
擴張局面의 再區分	38(50.0)	4(5.3)	6(7.9)	33(43.4)	10(13.2)

* 前과 同一

은 오히려 標本抽出誤差의 수준을 상회하고 있는데 이는 A_2 및 B_2 가 臨界直(critical value)에 가까운 種目的 存在에 기인한 것으로 보여진다. 그러므로 이러한 結果를 앞에서의 1次 檢證 結果와 종합하여 보면 베타係數는 비록 小幅的인 經濟環境의 變化에는 影響을 받지 않으나 大幅的인 經濟環境의 變化인 景氣變動의 影響은 받고 있는 것으로 보여지며, 따라서 이는 베타係數, 즉 体系的 危險이 時間的으로 一定할 수 없음을 의미한다.

V. 結 論

資本資產價格決定模型 그 자체는 靜態的 理論이며 따라서 体系的 危險이 一定하다는 理論的 提示를 하지 못하고 있음에도 불구하고 市場模型에 의해 실제로 베타를 推定할 때에는 베타가 一定하다는 假定을 토대로 하고 있다. 그러나 베타의 安定性에 관한 既存의 諸 研究結果는 대부분 베타가 一定할 수 없다는 結論에 이르고 있으며 동시에

이는 베타危險의 說明變數를 밝혀야 하는 問題에 연결되고 있다.

이와 관련하여 本稿에서는 韓國 證券市場에 上場된 株式을 대상으로 하여 綜合的 經濟環境의 變化인 景氣變動에 따라 베타가 어떻게 반응하는지를 分析하고자 하였으며 그 결과 비록 少數의 種目이긴 하나 景氣變動에 따라 베타가 變化하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 体系的 危險이 一定할 수 없다는 追加的인 證據가 될 수 있을 것이며 동시에 巨視經濟變數가 体系的 危險의 說明變數의 하나가 될 수 있음을 의미한다. 그러나 이러한 結論은 景氣局面과 관련없는 任意的 期間 區分을 더욱 다양하게 하여 그 結果를 比較 分析해 보지 않았다는 限界點을 내포하고 있다.

한편 本檢證에서 베타가 變化하지 않는 것으로 나타난 株式의 比率이 훨씬 높았던 것에 대해서는 몇가지 解釋이 可能할 것이다. 즉, 体系的 危險의 變化는 景氣變動과 같은 巨視經濟變數 이외의 다른 變數들에 의해서도 說明될 수 있다는 基本的인 問題가 있을 것이며 또한 베타의 推定過程에 내재되어 있는 測定誤差의 問題등이 있을 수 있다. 그러나 가장 중요한 理由는 他 說明變數의 存在일 것이다. 過去의 研究에서, 예컨대, 레버리지가 体系的 危險의 說明變數의 하나가 될 수 있다는 結果가 이를 뒷받침한다. 그렇다면 결국 해결되어야 할 가장 重要的 問題는 体系的 危險의 說明變數들이 무엇인지 理論的으로 명백히 밝히는 問題이다. 이와 관련하여 턴불(S.M. Turnbull)의 模型은 重要的 示唆를 하고 있지만 보다 만족스러운 說明이 要請된다.

마지막으로, 現實的인 觀點에서 베타의 豫測誤差를 줄일 수 있는 效果的인 豫測方法의 開發 역시 重要的 問題라 아니할 수 없다. 베타의 時間的 行態를 면밀히 分析하여 豫測誤差를 최대한 제거할 수 있는 方法이 마련되어야 할 것이다.

參 考 文 獻

經濟企劃院 調查統計局, 景氣綜合指數, 1985. 8.

Baesel, J.B., "On the Assessment of Risk: Some Further Considerations," *Journal of Finance*, December 1974, pp. 1491-94.

Beaver, W., P. Kettler and M. Scholes, "The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures," *Accounting Review*, October 1970, pp. 654-82.

Ben-Zion, U. and S.S. Shalit, "Size, Leverage, and Dividend Record as Determinants of Equity Risk," *Journal of Finance*, September 1975, pp. 1015-26.

Blume, M.E., "On the Assessment of Risk," *Journal of Finance*, March 1971, pp. 1-10,

_____, "Betas and Their Regression Tendencies," *Journal of Finance*, June 1975, pp. 785-95.

_____, "Betas and Their Regression Tendencies: Some Further Evidence," *Journal of Finance*, March 1979, pp. 265-67.

Bowman, R.G., "The Theoretical Relationship Between Systematic Risk and Financial Variables," *Journal of Finance*, June 1979, pp. 1081-92.

Brenner, M. and S. Smidt, "A Simple Model of Non-Stationarity of Systematic Risk," *Journal of Finance*, September 1977, pp. 1081-92.

Francis, J.C. and F.J. Fabozzi, "Stability Tests for Alphas and Betas over Bull and Bear Market Conditions," *Journal of Finance*, September 1977, pp. 1093-99.

_____, "Beta as a Random Coefficient," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, March 1978, pp. 101-16.

_____, "The Effects of Changing Macroeconomic Conditions on the Single Index Market Model," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, June 1979, pp. 351-60.

- Hamada, R.S., "Portfolio Analysis, Market Equilibrium and Corporation Finance," *Journal of Finance*, March 1969, pp.13-31.
- _____, "The Effect of the Firm's Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks," *Journal of Finance*, May 1972, pp. 435-52.
- Kon, S.J. and W.P. Lau, "Specification Tests for Portfolio Regression Parameter Stationarity and the Implications for Empirical Research," *Journal of Finance*, May 1979, pp.451-65.
- Levy, R.A., "On the Short-Term Stationarity of Beta Coefficients," *Financial Analysts Journal*, Nov.-Dec. 1971, pp.55-62.
- Lintner, J., "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets," *Review of Economics and Statistics*, February 1965, pp.13-37.
- Robichek, A.A. and R.A. Cohn, "The Economic Determinants of Systematic Risk." *Journal of Finance*, May 1974, pp.439-47.
- Sharpe, W.F., "A Simplified Model for Portfolio Analysis," *Management Science*, January 1963, pp. 277-93.
- _____, "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance*, September 1964, pp. 425-42.
- Thompson II, D.J., "Sources of Systematic Risk in Common Stocks," *Journal of Business*, April 1976, pp. 173-88.
- Turnbull, S.M., "Market Value and Systematic Risk," *Journal of Finance*, September 1977, pp. 1125-42.