

非體系的 재무 및 영업위험과 기업의 요구수익률

The Role of Unsystematic Financial and Operating Leverage on the Required Rate of Firm Shares

崔 運 烈*

《目 次》

I. 序 言	模型
II. 資料의 選擇	3. 實證分析을 위한 模型
III. 統計學的 模型과 假說	4. β 의 不安定性에 대한 考慮
1. 營業 및 財務 Leverage 計算을 위한 模型	IV. 實證研究 結果 分析
2. 體系的 危險(β) 計算을 위한	V. 結 言

I. 序 言

財務管理學者들은 오래전부터 암암리에 株主에 대한 總危險, 즉 株式收益率의 分散은 오로지 財務危險과 營業危險으로 構成되어 있다고 생각해 왔다. 資本資產價格決定模型(以下 CAPM으로 略稱)이 說明해 주듯이, 만약 總危險이 體系的 危險과 非體系的 危險으로 區分이 된다면, 財務危險과 營業危險은 體系的 部分과 非體系的 部分으로 分離된다고 말할 수 있을 것이다.¹⁾

* 西江大學校 經營學科 助教授·財務管理

1) Tinic and West [1979, p. 170] have suggested that: "The impact of business risk on a security's systematic risk is determined by the degree to which an issuer's activities involve assuming operating risks of the type borne commonly by issuers. Commonly assumed business risk, often called cyclical operating risk, contributes to a security's systematic risk; unique business risks do not. Similarly, financial risk that produces variability that is highly correlated with variations in the returns on securities in general contributes to systematic risk, while financial risk that is unique to an issuer does not."

4 經營學研究

한편 일부 학자들은 財務危險과 營業危險은 오직 體系的 危險에만 영향을 준다고 믿고 있다. Rubinstein (1972) 은 β 를 財務危險과 營業危險으로 分離하고자 시도했으며, 마찬가지로 Brealey and Myers (1981) 는 그들의 저서에서 β 가 營業危險과 財務危險으로 이루어지고 있다고 기술하고 있다.

이 두 입장은 분명히 서로 相反되고 있다. 만약 이들 견해로부터 적절한 命題(propo- sition)가 도출될 수 있다면, 어떤 假說(hypothesis)이 유도될 수 있으리라 생각된다.

만약 營業 Leverage (DOL)와 財務 Leverage (DFL)가 營業危險과 財務危險으로 相互 對替의으로 사용될 수 있다면, 전자의 입장은 DFL과 DOL이 體系的 危險과 非體系的 危險으로 分離된다는 주장이다. 만약 이 假說이 옳다면, 非體系的 DOL과 DFL도 株價決定에 큰 영향을 미친다고 할 수 있다.²⁾ 그러나 만약 이 假說이 拒否된다면 위의 후자의 입장이 옳다는 말이 될 것이다. 즉 DOL과 DFL이 β 에만 흡수된다고 할 수 있다.

한가지 미리 언급해 두고 싶은 것은 實證研究 結果에 의하면 非體系的 營業危險이 非體系的 財務危險보다 株價決定에 더욱 크게 영향을 미치고 있다는 점이다.

本 論文은 네 章으로 구분 설명되고 있다. 2 章과 3 章에서는 分析資料와 模型이 구체화되고, 實證檢證 結果는 4 章에서 다루어지며, 마지막 章에서는 주된 發見點과 이들이 실제 會社 運營이나 一般 投資家들에게 어떤 意味를 주고 있는지를 설명한다.

II. 資料의 選擇

1959~1978년 사이에 S & P COMPUSTAT Annual Data Tape에 수록된 會社중에서 製造會社만을 편의상 선택하였다. 각 株式의 收益率과 市場 Portfolio 收益率(market portfolio return)에 대한 資料는 CRSP (the Center for Research in Security Prices) Tape에서 발췌하였다. 研究目的과 부합된 情報를 갖춘 會社를 발췌하다 보니 모두 255개 製造會社가 선발되었다.

2) Degree of operating leverage is defined as the elasticity of earnings before interest and taxes (EBIT) with respect to sales. Similarly, financial leverage is defined as the elasticity of earnings after interest and taxes (EAIT) with respect to EBIT.

Ⅲ. 統計學的 模型과 假說

1. 營業 및 財務 Leverage 計算을 위한 模型

Mandelker and Rhee (1981)의 方法에 따라 時系列 分析 方法에 의해 會社 i의 DOL과 DFL을 측정하면 다음과 같다 :

$$\ln \tilde{x}_{it} = \hat{a}_i + \hat{c}_i \ln \tilde{s}_{it} + \tilde{\mu}_{it} \dots\dots\dots (1)$$

$$\ln \tilde{\pi}_{it} = \hat{b}_i + \hat{d}_i \ln \tilde{x}_{it} + \tilde{\varepsilon}_{it} \dots\dots\dots (2)$$

- \tilde{x}_{it} = t 時점에서 會社 i의 利子 및 法人稅差減前 利益,
- \tilde{s}_{it} = t 時점에서 會社 i의 賣出額,
- $\tilde{\pi}_{it}$ = t 時점에서 會社 i의 利子 및 法人稅差減後 利益,
- $\tilde{\mu}_{it}, \tilde{\varepsilon}_{it}$ 期待值가 0인 error terms.

위 두 回歸分析에 의해 求해진 \hat{c}_i 과 \hat{d}_i 가 會社 i의 DOL과 DFL로 각각 利用된다.

2. 體系的 危險(β) 計算을 위한 模型

危險 premium 형태로 表現된 市場 Model이 각 會社의 體系的 危險인 β를 計算하는데 利用되었다. 市場 portfolio 收益率(market portfolio return)은 CRSP Tape에 수록된 收益率중 配當을 포함한 value-weighted monthly return을 利用하였으며, 無危險 利子率로는 90-Day U.S.Treasury Bill Rate가 利用되었다.

$$\tilde{R}_{it} - \tilde{r}_t = \alpha_i + \beta_i (\tilde{R}_{mt} - \tilde{r}_t) + \tilde{e}_{it} \dots\dots\dots (3)$$

(t = 1959, ……………, 1978)

- \tilde{R}_{it} = t 時점에서 i 주식의 月收益率,
- \tilde{R}_{mt} = t 時점에서 市場 portfolio M의 月收益率,
- \tilde{r}_t = t 時점의 無危險 利子率,
- \tilde{e}_{it} = random error term.

6 錄經學研究

測定值 $\hat{\beta}_i$ 은 DFL과 DOL, 그리고 다른 變數의 函數로 표시할 수 있고, \hat{c}_i 은 體系的 및 非體系的 DOL로 이루어진다고 할 수 있으며, \hat{d}_i 도 또한 體系的 및 非體系的 DFL로 이루어진다고 할 수 있다.

이제 \hat{c}_i 과 \hat{d}_i 으로 부터 體系的 危險 성분만 分離코져 한다. 이는 \hat{c}_i 과 $\hat{\beta}_i$ 그리고 \hat{d}_i 과 $\hat{\beta}_i$ 사이에 線型關係가 성립된다고 가정함으로써 가능해 질 수 있다. 일반적으로 원인과 결과의 관계로 본다면 $\hat{\beta}_i$ 가 從屬變數이고 \hat{c}_i 이나 \hat{d}_i 이 獨立變數가 되어야 하나 이 論文의 必要上 \hat{c}_i 과 \hat{d}_i 을 從屬變數로, 그리고 $\hat{\beta}_i$ 을 獨立變數로 하여 다음과 같은 Model 을 설정하였다.³⁾

$$\hat{c}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\beta}_i + \tilde{U}_{1i}, \dots\dots\dots (4)$$

$$\hat{d}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_i + \tilde{U}_{2i}, \dots\dots\dots (5)$$

\hat{c}_i 이나 \hat{d}_i 이 體系的 및 非體系的 DOL과 DFL로 이루어진다고 가정하면 DOL과 DFL중 $\hat{\beta}_i$ 에 의해 설명되어 지지 않은 부분인 \tilde{U}_{1i} 와 \tilde{U}_{2i} 가 非體系的 DOL과 DFL이라고 할 수 있겠다.

3. 實證分析을 위한 模型

非體系的 DOL과 DFL이 株價決定에 영향을 미치는지의 여부를 보기 위해 다음과 같은 檢證 Model 을 유도하였다 :

$$\tilde{R}_p = r_0 + r_1 \bar{\beta}_p + r_2 \bar{U}_{1p} + r_3 \bar{U}_{2p} + \tilde{\epsilon}_p \dots\dots\dots (6)$$

\bar{R}_p , $\bar{\beta}_p$, \bar{U}_{1p} , 그리고 \bar{U}_{2p} 는 portfolio 平均值이다.

獨立變數로 사용된 $\bar{\beta}_i$, \bar{U}_{1i} , 그리고 \bar{U}_{2i} 이 測定值이기 때문에 測定 과정에서 야기된 誤差 문제를 줄이기 위한 수단으로 ‘portfolio grouping procedure’ 가 이용된다. 각기 상이한 세가지 방법이 이용되었다. 첫째로 각 회사가 DOL의 크기에 따라 순서가 정해지고, 상위 5개 회사를 portfolio 1, 다음 5개 회사를 portfolio 2, 그리고 마지막 5개 회사를 portfolio 51로 분류하였다. 똑같은 절차가 DFL과 $\hat{\beta}_i$ 에 의해서도 실시되었다.⁴⁾

3) Adding the square and the cube of $\hat{\beta}_i$ to the regression equations (4) and (5) and using the corresponding residuals in our final models did not alter the terminal conclusions.
 4) See Bleack, Jensen, and Scholes (1972), Fama and MacBeth (1973), Beaver, Kettler, and Scholes (1970), and Morgan (1977) for details about a grouping procedure and its statistical merits. See Johnston (1972, pp. 281-291), Schmidt (1976, pp. 105-115), and Theil (1971, pp. 607-613) for statistical explanations of the errors-in-variables problem.

檢證할 假說은 다음과 같다.

$$H_0 : r_2 = 0 \quad \text{and} \quad r_3 = 0$$

$$H_a : r_2 \neq 0 \quad \text{and/or} \quad r_3 \neq 0$$

假說 H_0 에 의하면 DOL과 DFL중 非體系的 부분은 資本資產價格決定에 영향을 주지 않는다는 것이다. 다시 말하면 投資家들에 의해 非體系的 危險은 모두 分散된다는 주장이다. H_a 에 의하면 非體系的 DOL이나 DFL중 하나나 또는 둘 모두가 株式價格決定에 영향을 미친다는 주장이다.

4. β 의 不安定性에 대한 考慮

CAPM에 대한 모든 實證的 檢證은 β 가 安定性을 유지한다는 가정에서 이루어지고 있다. 그러나 지금까지 여러 연구 결과에 의하면 β 는 不安定하므로 일반적으로 5년 정도의 기간을 이용하여 β 를 測定하는 것이 적당하다.⁵⁾ 그래서 이 論文에서는 1959~1963년 Data를 이용하여 portfolio 분류를 위한 β 를 計算하고 1969~1973년 Data를 이용하여 최종 檢證을 위한 β 를 計算하였다.

IV. 實證研究結果分析

回歸分析 結果가 Table 1에 나타나 있다. Section I에서는 portfolio가 \tilde{c}_i 에 의해 분류된 경우이며, 이 부분의 첫째 줄에는 測定된 係數가 나타나 있고, 괄호 안에는 t -value가 제시되어 있다. r_2 가 1%의 有意水準에서 의미있다고 나타나 있기 때문에 우리는 H_0 를 拒否하고 H_a 를 받아 들어야 한다.⁶⁾

5) See Black, Jensen, and Scholes (1972), Blume (1971), Gonedes (1973), and Rosenberg and Guy (1976) for details about the nonstationarity of beta.

6) To reduce the errors-in-variables problem even more, we increased the number of Firms in each portfolio (to 10, 15, and 20, respectively) and repeated the ranking on the basis of DOL, DFL and β . Empirical findings show that the alternative hypothesis is accepted and the other statistics are very similar to those of the above 5-security portfolio approach. These results are available to the reader upon request.

8 經營學研究

Table 1. Regression Results

$$\bar{R}_p = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \bar{B}_p + \hat{\gamma}_2 \bar{U}_{1p} + \hat{\gamma}_3 \bar{U}_{2p} + \bar{\epsilon}_p$$

($p = 1, 2, \dots, 51$)

(Figures in parentheses are t-values)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_3$	R^2	F**	F***
I. Portfolios formed based upon rankings of degree of operating leverage	-.00069 (-.54)	.0087 ⁺ (6.76) ⁺	.0080 ⁺ (7.52) ⁺	.0013 (.58)	.8072	65.62 ⁺	37.99 ⁺
	-.0047 (-2.58) ⁺	.0129 ⁺ (6.94) ⁺			.4956	48.15 ⁺	
	.0078 (28.53) ⁺		.0099 ⁺ (8.57) ⁺		.6000	73.52 ⁺	
	.0078 (18.83) ⁺			-.0085 ⁺ (-2.10)	.0823	4.4 ⁺	
II. Portfolios formed based upon rankings of degree of financial leverage	.0037 [*] (2.34)	.0042 ⁺ (2.67) ⁺	.0094 ⁺ (5.43) ⁺	.0031 ⁺ (2.53) ⁺	.4705	13.93 ⁺	14.79 ⁺
	.0024 (1.25)	.0055 ⁺ (2.79) ⁺			.1372	7.80 ⁺	
	.0078 (33.06) ⁺		.0074 ⁺ (4.45) ⁺		.2878	19.31 ⁺	
	.0078 (27.90) ⁺			.0001 (.09)	.0001	.01	
III. Portfolios formed based upon rankings of beta	.0032 ⁺ (2.88) ⁺	.0047 ⁺ (4.12) ⁺	.0091 ⁺ (4.06) ⁺	.0053 (2.17) [*]	.4239	11.53 ⁺	9.41
	.0034 ⁺ (2.66) ⁺	.0045 ⁺ (3.43) ⁺			.1933	11.74 ⁺	
	.0078 (30.81) ⁺		.0074 ⁺ (2.83) ⁺		.1404	8.61 ⁺	
	.0078 (29.2) ⁺			.0045 (1.48)	.0429	2.10	

** denotes F statistic for the hypothesis that all estimators are zero.

*** denotes F statistic for the hypothesis that $\gamma_2 = \gamma_3 = 0$.

+ denotes statistical significance at $\alpha = 1\%$.

* denotes statistical significance at $\alpha = 5\%$.

Section I의 두번째부터 네번째 줄에는 portfolio 平均收益率을 각각의 獨立變數, 즉 $\hat{\beta}_i$, 非體系的 DOL, 그리고 非體系的 DFL에 回歸시킨 單純回歸分析 結果가 나타나 있다. 흥미있는 사실은 非體系的 DOL을 獨立變數로 한 單純回歸分析에서 β 를 獨立變數로 했을 때보다 R^2 가 훨씬 높으며, F-value 는 거의 2倍 以上이 된다는 점이다. (두번째 및 세번째 줄 참조). 期待와는 相反되게 非體系的 DFL을 獨立變數로 한 單純回歸分析에서 非體系的 DFL의 係數의 부호가 음수이며 1%의 有意水準에서 의미있게 나타나고 있다. 그러나 $\hat{\beta}_i$, U_{1i} , U_{2i} 를 모두 獨立變數로 포함시킨 多重回歸分析에서는 非體系的 DFL이 의미가 없는 것으로 나타나고 있다. (첫째줄 참조).

각각의 獨立變數에 기초하여 portfolio를 분류시키면 多重回歸分析에서 각각의 獨立變數의 標準偏差를 상승시켜 주기 때문에 從屬變數에 더욱 크게 영향을 미치게 할 수 있다. Section I에서 보면 portfolio가 영업 Leverage에 의해 분류되었을 때 非體系的 DOL이 株價決定에 가장 크게 영향을 주고 있다. 똑같은 현상이 portfolio가 β 에 의해 분류된 Section III에서도 나타나고 있다. Section I과 마찬가지로 H_0 가 拒否되고 H_a 가 받아들여진다. 그러나 Section I에 비해 β 에 대한 t-value가 증가한 반면 非體系的 DOL에 대한 t-value는 약간 감소하였다.

마지막으로 portfolio가 DFL에 의해 분류된 Section II의 각 係數를 Section I과 III의 그것에 비교해 보면 非體系的 DFL의 係數는 더욱 커지고 β 에 대한 係數는 약간 약화되었다.⁷⁾ 비록 γ_2 의 영향도가 약간 줄어들긴 했으나 역시 H_0 가 拒否되고 있다.⁸⁾

單純回歸分析의 結果를 보면 非體系的 DOL에 대한 R^2 와 F-value가 β 에 대한 것보다 훨씬 높다. (R^2 of .2878 vs. .1372 그리고 F** of 19.81 vs. 7.80)⁹⁾

-
- 7) Recalling that U_{1i} and U_{2i} are likely to be upwardly biased, their correlation will induce an upward bias in the standard errors of γ_2 and γ_3 , the regression estimates of the parameters γ_2 and γ_3 , respectively. This in turn weakens the power of the test of $\gamma_2 = 0$ and $\gamma_3 = 0$. However, despite this problem γ_2 did test significantly.
 - 8) Indeed, even Douglas (1976), Miller and Scholes (1972), Black, Jensen, and Scheles (1972), Fama and MacBeth (1973), as well as others have shown that unsystematic risk is statistically important in explaining the required rate of return of a firm's shares.
 - 9) The possibility that the CAPM is misspecified is hinted at by comparing $R^2 = .4239$ for row 1, section III with $R^2 = .8072$ for row 1, section I. This result warrants an investigation with preferably new data.

V. 結 言

本 論文의 結果에 의하면 財務危險과 營業危險이 體系的 및 非體系的 危險으로 分離된다고 할 수 있다. 다시 말하면 財務危險과 營業危險이 오직 體系的 危險에만 흡수된다는 가설이 부정되게 된 것이다. 이러한 結果는 非體系的 營業危險과 非體系的 財務危險이 株價決定에 매우 중요한 역할을 한다는 견해와 일치하게 된다. 특히 중요한 것은 非體系的 營業危險이 非體系的 財務危險보다도 훨씬 더 株價決定에 중요하다는 사실이다.

그외 몇가지 더 이 연구 결과로 부터 우리가 발견할 수 있는 점은 첫째, 非體系的 營業 및 財務危險과 普通株 收益率과의 관계에 관한 假說을 檢證해 봄으로써 CAPM이 지니고 있는 취약점이 더욱 확실하게 드러난다는 점이다. DFL과 DOL에 의해 非體系的 危險을 說明함으로써 Tinic and West의 견해가 지지된 셈이며, 非體系的 危險에 대한 우리의 理解에도 도움을 준다고 할 수 있다. 여러 학자들에 의해 발견된 非體系的 危險의 근원이 DOL과 DFL에 크게 기인하고 있음도 알 수 있다.¹⁰⁾

둘째, 이러한 사실은 회사의 經營者들로 하여금 自社의 必須收益率을 낮추기 위한 노력의 일환으로 非體系的 財務危險보다는 非體系的 營業危險을 더욱 관심있게 조정해야 된다는 점을 상기시켜 주고 있다. 營業 Leverage를 증가시키는 意思決定이 단순히 自社의 體系的 危險인 β 만을 증가시켜 주는게 아니고 非體系的 危險까지도 증가시킨다는 사실을 經營者들은 명심해야 된다. 本 論文의 결과에 의하면 財務 Leverage를 증가시키는 意思決定은 주로 β 에만 영향을 미친다.

셋째, 이러한 결과는 非體系的 危險이 投資家들에 의해 완전히 分散되지 않는다는 Douglas (1968), Miller and Scholes (1972), Black, Jensen, and Scholes (1972), 그리고 Fama and MacBeth (1974)의 견해를 뒷받침해 주고 있다. 더욱 효율적인 危險分散을 시키기 위해 投資家들은 β 뿐만 아니라 非體系的 營業 및 財務危險도 동시에 고려해야 된다. 특히 우리나라와 같이 效率的인 portfolio가 거의 存在하지 않은 株式市場에서 投資家들은 次善策으로서 이들 여러 요인들을 충분히 고려하여 自己의 portfolio를 구성해야 할 것이다.

10) See Douglas (1968), Miller and Scholes (1972), Black, Jensen, and Scholes (1972), and Fama and MacBeth (1973).

참 고 문 헌

- Beaver, W., P. Kettler, and M. Scholes , "The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures", *The Accounting Review*, 45, Oct. 1970, pp. 654-682.
- Black, F., M.C. Jensen, and M. Scholes, "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests", in Jensen (ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets*, (New York: Praeger, 1972).
- Blume, M., "On the Assessment of Risk", *Jornal of Finance*, 26, No. 1, March 1971, pp. 1-10.
- Brealey, R. and S. Myers, *Principles of Corporate Finance*, (New York: MacGraw-Hill Book Co., 1981).
- Douglas, G., "Risk in the Equity Markets: An Empirical Appraisal of Market Efficiency", *Yale Economic Essays*, 9, No. 1, Spring 1968, pp. 3-45.
- Fama, E. and MacBeth , "Tests of the Multiperiod Two Parameter Model", *Journal of Financial Economics*, 1, No. 1, May 1974, pp. 43-66.
- Gahlon, J.M., "Operating leverage as a Determinant of Systematic Risk", *Journal of Business Research*, 9, No. 3, Sept. 1981, pp. 297-308.
- Gahlon, J.M. and Gentry, J.A., "On the Relationship Between Systematic Risk and the Degrees of Operating and Finan-

cial Leverage", *Financial Management*, Vol. II, No. 2, Summer 1982, pp. 15-23.

Mandelker, G.N. and S. Ghon Rhee, "The Impact of Financial and Operating Leverages on the Systematic Risk of Common Stocks", Unpublished Working Paper, University of Pittsburgh, March 1981.

Miller, M.H. and M. Scholes, "Rates of Return in Relation to Risk: A Reexamination of Some Recent Findings", in Jensen (ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets*, (New York: Praeger, 1972).

Morgan, I.G., "Grouping Procedures for Portfolio Formation", *Journal of Finance*, 32, No. 5, Dec. 1977, pp. 1759-1765.

Rosenberg, Barr and J. Guy, "Prediction of Beta from Investment Fundamentals: Part II", *Financial Analysts Journal*, 32, No. 3, July-August 1976, pp. 62-70.

Rubinstein, M.E., "A Mean-Variance Synthesis of Corporate Financial Theory," *Journal of Finance*, 28, No. 1, March 1973, pp. 167-181.

Schmidt, P., *Econometrics*, (New York: Marcel Dekker, 1976).

Theil, H., *Principles of Econometrics*, (New York: Wiley, 1971).

Tinic, S.M. and R.R. West, *Investing in Securities: An Efficient Markets Approach*, (Addison-Wesley Publishing Co., 1979).