

會計베타에 관한 實證的 研究*

—市場베타와의 關聯性을 중심으로—

李海永**

논문 초록

本 研究의 目的은 會計베타와 市場베타를 連結하는 理論的 模型을 開發하고, 이 模型을 韓國證券市場의 資料를 利用하여 實證的으로 分析하며 또한 開發된 模型의 未來 市場베타에 對한 豫測能力을 評價하는데 있다. 本 研究에서는 먼저 會計베타를 式(2-4), 式(2-13), 式(2-14)로 定義한 후, 會計베타와 市場베타의 理論的인 關係式을 式(2-10), 式(2-17), 式(2-20)으로 誘導하였다. 本 研究에서 提示된 關係式을 實證的으로 分析한 結果는 各 調査期間에서 檢定模型이 有意性을 갖는 것으로 나타나, 本 研究에서 提示한 모든 會計베타가 增加(減少)하면 市場베타도 增加(減少)하는 것으로 나타나고 있다.

한편 模型들의 未來 市場베타에 對한 豫測能力을 評價한 結果는 模型들의 豫測能力은 第1期間의 市場베타를 그대로 利用할 때의 豫測能力 보다는 월등히 優越한 것으로 나타나고 있다.

I. 序 論

資本資產價格決定模型(capital asset pricing model)이 發展함에 따라 體系的 危險과 企業의 意思決定變數와의 關係를 理論的이나 實證的으로 分析한 研究는 財務管理에 있어 커다란 비중을 차지하고 있다. 體系的 危險은 個別資產의 收益率과 市場포트폴리오의 收益率 사이의 共分散을 市場포트폴리오 收益率에 對한 分散으로 나누어 標準化한 市場베타(market beta)로 測定된다. 市場베타는 市場

* 이 논문은 1988년도 문교부 지원 한국학술진흥재단의 자유공모과제 학술연구 조성비에 의하여 연구되었음.

** 淸州大學校 經商大學 經營學科 副教授

2 經營學 研究

全體의 全般的인 움직임에 따라 個別資産의 收益率이 변하는 정도를 나타내는데, 이 市場베타는 財務理論 全領域에서 有用한 情報을 提供하고 있다. 그러나 市場베타는 事前的(ex-ante) 概念이므로 直接 觀察이 不可能하기 때문에, 過去의 자료를 利用하여 이를 推定하려는 方法이 研究되어 왔다. 그 代表的인 方法은 市場베타가 安定的이라고 假定하고 過去의 市場베타를 推定하여 이를 未來의 市場베타의 代用值로 使用하는 接近法이다. 또 다른 方法으로는 市場베타와 直接的인 關聯을 갖는 理論의 모형을 開發하여 이를 市場베타의 推定에 利用하는 接近法이 提示되고 있다.

會計베타는 어떤 企業의 會計的 利益 또는 會計的 收益率과 市場포트폴리오의 會計的 利益 또는 會計的 收益率 사이의 共變動關係(covariability)를 나타내는 概念으로, 이들 사이의 共分散을 市場포트폴리오의 會計的 利益 또는 會計的 收益率에 대한 分散으로 나누어 준 값으로 定義된다. 즉 會計베타는 會計的 利益 또는 會計的 收益率로 測定된 어떤 企業의 市場全體에 대한 體系的 敏感度를 나타낸다. 이 점에서 會計베타는 市場베타와 유사하다고 할 수 있다. 그리고 會計베타를 測定하는데 基礎資料가 되는 會計報告書가 市場에서 決定된 危險에 대하여 有用한 情報을 提供할 수 있다는 점에서 會計베타를 會計學에서 決定된 市場베타의 代用物로 認識할 수 있다.

美國의 경우 會計베타와 市場베타 사이의 關聯性을 分析하고자 하는 研究는 상당한 關心을 받아 오고 있다.

그러나 우리나라에서는 이쪽 分野에 대한 研究가 거의 이루어지지 않고 있다. 會計베타와 市場베타의 관련성을 分析한 지금까지의 研究가 지니고 있는 問題點을 要約하면 다음과 같다.

첫째, 市場베타와 會計베타 사이의 關係를 說明하기 위하여 開發된 明白한 理論의 모형이 比較的 적으며, 實證的 研究가 可能的 모형이 제시되고 있지 못하다.

둘째, 資本構造가 會計베타에 미치는 影響을 고려하고 있지 못하여 會計베타와 市場베타 사이의 相關關係를 分析한 研究結果들이 서로 一致하고 있지 못하다.

셋째, 提示된 모형의 未來 市場베타에 대한 豫測能力을 評價하고 있지 못하다.

네째, 會計情報에 대한 價値 評價가 제대로 이루어지지 못하여 財務諸表에 基準을 둔 傳統的인 證券分析과 市場에서 測定한 市場베타를 基準으로 한 分析을 連結시키지 못하고 있다.

以上の 諸 問題點을 고려할 때 會計베타와 市場베타를 直接 連結하는 理論的인 모형을 設定하고, 또한 設定된 모형을 實證的으로 檢定하는 研究가 要望된다.

本 研究의 目的은 會計베타와 市場베타를 連結하는 理論的 모형을 開發하고 이 모형을 韓國證券市場의 資料를 利用하여 實證的으로 分析하는데 있다. 이러한 目的을 達成하기 위하여 本 論文에서는 다음 領域을 分析하고자 한다. 첫째, 會計베타와 市場베타를 連結하는 實證可能한 理論的 모형을 開發한다. 둘째, 開發된 모형을 韓國證券市場資料를 利用하여 實證的으로 分析한다. 셋째, 開發된 모형이 未來 市場베타를 豫測할 수 있는지 그 豫測能力을 評價한다. 넷째, 市場베타와 會計베타의 測定誤차를 減少시킬 수 있는 方法을 提示하여 比較한다.

本 研究의 研究方法은 文獻的 研究方法과 實證的 研究方法을 使用하고자 한다. 文獻的 研究方法을 통하여 會計베타에 관한 理論的 論議와 기존의 研究들에 있어서의 變數選定, 檢定方法 등을 考察하고, 이를 토대로 市場베타와 會計베타를 連結지우는 모형을 開發하려고 한다. 또한 開發된 모형을 實證的으로 檢定하기 위하여 實證的 研究方法을 使用하기로 한다. 本 研究의 實證分析은 두 단계로 이루어져 있다.

첫번째 段階에서는 時系列 回歸分析을 利用하여 市場베타와 會計베타를 推定하고, 두번째 段階에서는 市場베타를 從屬變數로 하고 會計베타를 獨立變數로 하여 多重回歸分析을 使用하여 開發된 모형을 검정하기로 한다.

本 研究의 目的을 達成하기 위하여는 會計베타와 市場베타를 연결하고 實證的 研究가 可能한 完全하고 精密한 理論的 모형을 開發하여야 한다. 그러나 이러한 모형의 開發을 不可能한 일이다. 따라서 本 研究의 범위는 지금까지 提示된 會計베타에 대한 理論的, 實證的 研究를 綜合하여 實證可能한 理論的 모형을 開發하고 모형의 妥當性을 檢定하는데로 局限되어 있다.

Ⅱ. 理論的 模型

1. 文獻研究

會計的 利益흐름으로 會計的 市場模型을 利用하여 會計베타를 推定할 수 있다는 理論的 根據는 Brown과 Ball(1967) 그리고 Ball과 Brown(1968)에 의하여 처음으로 提示되었다. Brown과 Ball(1967)은 여러 會計的 利益과 會計的 收益率을 變數로 한 會計的 市場 모형이 株價收益率을 變數로 한 市場模型과 比較될 수 있을 정도의 說明力을 가지고 있다고 主張하였다. 이들이 사용한 會計的 利益은 法

4 經營學 研究

人稅 差減後 純利益, 營業利益 그리고 營業利益에 $(1 - \text{法人稅率})$ 을 곱한 크기 등이었으며, 會計的 收益率로는 株當利益增加率, 總資產營業利益率 그리고 營業利益에 $(1 - \text{法人稅率})$ 을 곱한 크기를 總資產으로 나누어 준 比率 등이었다.

또한 Ball 과 Brown(1968)은 法人稅 差減後 純利益의 增加率과 株當利益의 增加率을 變數로 한 會計的 市場 모형의 殘差(residuals)는 株價收益率을 變數로 한 市場모형의 殘差와 큰 相關關係를 가지며, 會計的 利益의 기대하지 못한 變化는 普通株 市場價格의 기대하지 못한 變化와 關聯되어 있다고 發表하였다.

以上の 研究들은 基本모형으로 하여 會計베타와 市場베타 사이의 關係를 實證的으로 分析한 研究들이 많이 提示되었다. 이들 實證的 研究 등은 方法論에 따라 크게 두가지로 範疇로 區分할 수 있다. 하나는 相關分析을 利用하여 會計베타와 市場베타 사이의 相關關係를 檢定한 研究들이고, 다른 하나는 多重回歸分析을 통하여 會計베타가 갖는 意味를 찾고자 하는 研究들이다. 첫번째 範疇에 속하는 研究들로는 Ball 과 Brown(1969), Beaver, Kettler와 Scholes(1970), Beaver와 Manegold(1975), Gonedes(1973a, 1973b, 1975) 그리고 Hill과 Stone(1980) 등의 論文을 들 수 있고, 두번째 範疇에 속하는 研究로는 Bildersee(1975), Pettit와 Westerfield(1972), Rosenberg와 McKibben(1973), 그리고 Thompson(1976) 등의 論文을 들 수 있다.

Ball과 Brown(1969)은 營業利益, 法人稅 差減後 純利益, 株當利益 등을 普通株의 市場價値로 나누어 준 比率를 會計的 收益率로 定義한 후, 會計的 收益率을 變數로 한 會計베타가 市場베타와 正의 相關關係를 갖는다고 發表하였다. 그리고 이들은 企業들 사이의 市場베타 차이의 약 35-40% 정도는 會計베타에 의하여 說明될 수 있다고 結論지었다. Beaver, Kettler와 Scholes(1970)는 株主에게 歸屬되는 利益을 普通株의 市場價値로 나누어 준 比率를 會計的 收益率로 定義한 후, 會計的 收益率을 變數로 한 會計베타가 市場베타와 正의 相關關係를 가지며 1% 水準에서 통계적으로 有意하다고 發表하였다.

Beaver, Kettler와 Scholes가 提示한 會計베타와 市場베타 사이의 相關關係는 Ball과 Brown의 研究結果 보다 그 程度가 약하다. 그 이유는 이들이 使用한 時系列 資料가 9-10개인 반면, Ball과 Brown은 21개의 資料를 觀察하였기 때문에 이에 따른 標本誤差에 의한 結果로 解釋할 수 있다. 이상 두 研究에서 提示된, 會計的 利益을 株價로 나누어준 比率로 定義된 會計的 收益率을 變數로 한 會計 베타는 순수한 意味에서 會計베타로 볼 수 없다. 이들은 會計베타가 企業의 규모와

會計實務의 차이에 敏感하다고 보아, 이들의 效果를 줄이기 위하여 會計的 收益率을 計算할 때 會計的 利益을 普通株의 市場價値로 나누어 標準化하였다. 그러나 이들이 提示한 會計的 收益率의 分子는 會計的 要因이나 分母는 普通株의 市場價値이기 때문에 이들이 使用한 會計베타는 엄밀한 意味에서 會計베타로 볼 수 없고, 일종의 合成物이라고 할 수 있다.

Gonedes (1973a)는 t 時點의 納稅後 純利益에서 ($t-1$)時點의 純利益을 差減한 차이를 會計的 利益으로 그리고 이 차이를 帳簿價値로 測定된 總資産의 크기로 나누어 준 比率를 會計的 收益率로 定義한 후, 會計的 利益과 會計的 收益率을 變數로 한 會計베타와 市場베타 사이에는 正의 相關關係가 存在하며, 相關係數의 크기는 작으나 1% 水準에서 統計的으로 有意하다고 發表하였다.

그러나 그는 t 時點의 會計的 利益을 그대로 使用하여 推定한 會計베타와 市場베타 사이에는 相關關係가 存在하지 않는다고 主張하였다. 그후 Gonedes (1973b, 1975)는 여러가지 會計的 利益과 會計的 收益率을 利用하여 여러 會計的 市場模型의 妥當性을 檢定하고 서로 다른 會計的 市場指數의 作成方法들을 比較 檢討한 후, 앞선 研究의 結果를 修正하였다. 그는 納稅後 純利益을 普通株의 帳簿價値로 나누어 준 比率를 會計的 收益率로 定義한 후, 會計的 收益率을 變數로 한 會計베타도 市場베타와 正의 相關關係를 가지며, 相關程度가 작으나 1% 수준에서 통계적으로 유의하다고 主張하였다. Gonedes의 研究結果가 以前의 研究結果들과 다른 이유는 Gonedes가 使用한 標本이 다른 研究들에서의 標本과 상당히 다르기 때문이며, 이 점을 除外하고는 다른 明白한 理由를 찾기 어렵다.

한편 Beaver와 Manegold (1975)는 Gonedes의 研究가 測定誤差에 기인한 잘못된 結果라고 비판하고, 測定誤差를 減少시킨다는 觀點에서 會計베타와 市場베타 사이의 關係를 實證的으로 分析하였다. 이들은 株主에게 歸屬되는 利益을 普通株의 市場價値와 帳簿價値로 각각 나누어 준 比率, 그리고 納稅後 純利益을 總資産으로 나누어 준 比率를 會計的 收益率로 定義한 후, 會計的 收益率을 變數로 한 會計베타를 測定하고, 세가지 會計베타 모두가 市場베타와 正의 相關關係를 가지며 그 크기는 앞에서 나열한 順序와 같다고 發表하였다.

또한 이들은 測定誤差를 줄이기 위하여 殘差의 自己相關 (autocorrelation)을 조정하는 方法과 t 時點의 會計的 利益에서 ($t-1$)時點의 會計的 利益을 차감한 차이를 利用하는 方法은 會計베타와 市場베타간의 相關關係를 증가시키지 못하며, 다만 推定된 會計베타를 베이지안 調整하는 方法이 相關關係를 증가시킨다고 主張하

였다. 그러나 이들은 株主에게 歸屬되는 利益을 普通株의 市場價値로 나누어 준 比率로 정의된 會計的 收益率을 變數로 한 會計베타가 어떠한 理由에서 市場베타와 높은 相關關係를 갖는지는 충분히 說明하고 있지 못하다.

Hill과 Stone(1980)은 會計베타와 市場베타 사이의 觀察된 相關關係가 過去의 研究들마다 서로 다르게 나타난 이유는 資本構造가 會計베타에 미치는 效果를 고려하지 못했기 때문이라고 說明하고, 會計的 危險複合普通株베타(risk-composed equity beta)를 營業利益으로 定義된 會計베타와 會計的 財務레버리지로 構成되어 있는 會計베타 사이의 關係式을 유도하였다. 이들은 이들이 제시한 危險複合베타가 지금까지 發表되었던 다른 會計베타 보다 市場베타와 相關關係가 한층 크다고 發表하였다. 또한 그들은 市場베타의 變化는 營業利益으로 定義된 會計베타와 會計的 財務레버리지의 變化에 의하여 說明될 수 있다고 主張하였다. 그러나 Hill과 Stone은 市場베타와 會計베타를 直接 連結하는 모형을 提示하고 있지 못하다.

Pettit와 Westerfield(1972)는 收益株價比率(earnings/price ratio)의 變化率과 株當利益의 變化率을 會計的 收益率로 정의하고, 각 會計的 收益率을 變數로 한 會計베타를 推定하였다. 그들은 두 會計베타 모두를 獨立變數로 하고 市場베타를 從屬變數로 하는 回歸式에서 두 會計베타는 統計的으로 有意的인 說明變數가 되지만, 提示된 모형의 說明力은 어느 하나의 會計베타를 獨立變數로 하는 모형보다 그리 크게 나타나지 않는다고 發表하였다.

Rosenberg와 McKibben(1973)은 株當利益을 會計的 利益으로 定義한 후, 會計的 利益을 변수로 한 會計베타를 추정하고, 會計베타를 포함한 32개의 變數를 利用하여 이들 變數가 市場베타에 미치는 效果를 實證的으로 分析하였다. 分析結果, 그들은 會計베타는 市場베타를 설명하는 實驗式에서 統計的으로 有意的인 說明變數가 되지 못한다고 發表하였다.

또한 Bildersee(1975)는 市場베타와 會計變數 및 意思決定變數 사이의 關係를 分析하기 위하여 段階的 回歸分析(stepwise regression)을 利用한 研究에서 Beaver, Kettler와 Scholes(1970)가 提示한 會計베타는 實驗式에서 標本의 크기에 따라 그 통계적 有意性 정도가 다르게 나타난다고 發表하였다.

Pettit와 Westerfield가 使用한 會計베타는 엄밀한 의미에서 會計베타라 할 수 없다. 왜냐하면 첫번째 會計베타는 資本還元率의 變化에 관련된 체계적 危險의 指數로 認識된 것이며, 두번째 會計베타도 現金흐름베타(cash flow beta)

를 測定하기 위한 代用物로 제시되었기 때문이다. 한편 Rosenberg와 Mckibben 그리고 Bildensee의 研究에서 會計베타가 통계적으로 有意性이 없고, 또한 一貫性이 없는 說明變數가 되는 이유는 이들이 提示한 모형의 說明變數에 利益흐름의 分散이 포함되어 있어 이 變數와 會計베타가 多重共線性을 가지기 때문이라고 해석할 수 있다.

Thompson(1976)은 市場베타의 크기를 會計資料로부터 추출한 45개의 變數로 설명하기 위하여 相關分析과 多重回歸分析을 利用하였다. 그의 相關分析 結果는, 株當利益과 株當 營業利益을 變數로 한 會計베타와 市場베타 사이에는 統計적으로 유의적인 相關關係가 存在한다는 것이다. 그러나 多重回歸分析의 結果는, 株當利益을 變數로 한 會計베타는 통계적인 有意性이 없었으며, 營業利益을 變數로 한 會計베타는 實驗式의 形態에 따라 그 有意性 정도가 다르게 나타나고 있다. Rosenberg와 McKibben 그리고 Bildensee의 研究와는 달리 Thompson이 제시한 多重回歸分析모형에는 利益흐름의 分散이 포함되어 있지 않다. 따라서 이러한 分析結果는 Thompson이 提示한 會計베타가 다른 變數들과 多重共線性을 갖는데 그 原因이 있다고 생각할 수 있다.

한편 Bowman(1979)과 Myers(1977)은 會計베타와 市場베타 사이의 理論的인 關係를 나타내는 모형을 提示하였다. Bowman(1979)은 會計베타를 企業 j의 營業利益과 市場포트폴리오 營業利益 사이의 共變動關係로 定義한 후, 市場베타와 會計베타를 直接 連結하는 모형을 誘導하였다. 그러나 모형에서 사용된 市場베타는 企業이 負債를 使用하지 않았을 때의 보통주 收益率과 負債를 使用하지 않을 때의 企業들의 普通株로 構成된 市場포트폴리오 收益率사이의 共變動關係를 나타내므로, 그가 提示한 市場베타는 기존 理論의 市場베타와 類型이 달라 研究의 目的上 적합하지 않다. 즉 Bowman은 CAPM에서 제시된 市場베타와 會計베타를 연결하는 모형을 제시하고 있지 못하며 또한 모형에 대한 實證的 檢定도 제시하고 있지 못하다.

한편 Myers(1977)은 會計베타를 企業 j의 會計的 利益과 市場포트폴리오의 收益率 사이의 共變動關係로 定義하고 會計베타와 市場베타를 연결하는 모형을 제시하였다. 그러나 Myers가 제시한 會計베타는 共分散 項目이 市場포트폴리오 收益率로 정의되기 때문에 엄밀한 意味에서 會計베타라 할 수 없으며, 그도 開發된 모형을 實證적으로 分析하지 못하였다.

2. 模型의 開發

(1) 假定

會計베타와 市場베타 사이의 理論的인 關係를 나타내는 模型을 開發하기 위하여는 CAPM을 유도하기 위하여 필요한 假定 이외에 다음과 같은 假정을 추가로 設定하여야 한다.

첫째, 負債의 使用에 따른 破産危險이나 債務不履行危險은 無視하기로 한다. 따라서 企業도 個人投資와 마찬가지로 동일한 無危險利率로 자금을 얼마든지 借入하거나 또는 貸出할 수 있다.

둘째, 企業의 配當政策은 自己資本의 市場가치에 아무런 影響을 미치지 않는다. Miller와 Modigliani(1961)는 投資者들이 完全資本市場下에서 合理的으로 行動하고, 企業의 資本調達決定과 投資決定이 獨立的이라면 이 假정은 追加적으로 設定될 필요가 없다고 주장하였다.

以上과 같은 假定下에 模型의 展開를 단순화하기 위하여 負債를 전혀 使用하지 않는 企業 j가 存在한다고 하자. 한편 (t-1)과 t時點사이(이하 t기)에 있어 企業 j의 營業利益을 X_{jt} 라 하면, 이는 t기 동안에 企業 j의 普通株所有者에게 歸屬되는 利益이 된다. 따라서 다음 關係가 成立한다.

$$X_{jt} = S_{jt} - S_{jt-1} + D_{jt} \dots\dots\dots (2-1)$$

S_{jt} : 企業 j가 負債를 사용하지 않을 때의 自己資本의 市場價値

D_{jt} : t기에 있어 企業 j의 現金配當

Modigliani와 Miller(1969)는 單一期間의 營業利益을 式(2-1)과 같이 定型化하였으며, Hamada(1972)는 이를 實證的으로 研究하였다. 만약 一定期間 동안의 企業의 總價値 變化와 이 期間 동안의 配當으로 정의되는 經濟的 利益(economic income)이 會計的 利益(accounting income)과 一致한다면 式(2-1)은 成立된다.

그러나 이러한 接近方法을 利用한 研究은 상당히 많지만, 아직까지 滿足스러운 研究結果가 發表되어 있지 않다. 單一期間의 會計的 利益의 確率的 特性은 會計的 利益이 安定的 랜덤워크(stable random walk) 過程을 따른다고 가정하자. 會計的 利益의 確率的 特性을 理論的으로나 實證的으로 研究한 論文은 많지 않지만, Alber-

cht, Lookabill 그리고 McKeown(1977), Ball과 Watts(1972), Watts와 Leftwich(1977)의 研究에 의하면 年間 會計의 利益은 랜덤 워크 과정을 따른다고 發表되었다.

式(2-1)과 投資期間保有收益率(holding period rate of return)의 定義에 의하여 負債를 전혀 使用하지 않는 企業 j의 普通株 所有者가 要求하는 收益率 R_{jt} 는 다음과 같이 定義된다.

$$R_{jt} = X_{jt}/S_{jt-1} \dots\dots\dots (2-2)$$

여기서 企業 j가 다른 政策을 變化시키지 않으면서 다음과 같이 資本構造만을 變更한다고 하자. 즉, 企業 j는 無危險利率 R_f 로 社債 B_j 를 발행하고 동시에 社債로부터 調達된 자금으로 自己會社의 普通株을 사들인다고 하자. 그러면 企業 j는 資本構造만을 變更시켰기 때문에, 企業 j의 자산은 현재나 미래에도 과거와 동일하여, 企業 j의 營業利益은 資本構造의 變化에 관계없이 一定하게 된다. 따라서 企業 j의 남아 있는 普通株 所有者들이 要求하는 收益率 R_{jt} 는 다음과 같다. 式(2-3)에서 $R_{ft-1}B_{jt-1}$ 은 確率變數가 아니다.

$$R_{jt} = (X_{jt} - R_{ft-1}B_{jt-1})/S_{jt-1} \dots\dots\dots (2-3)$$

(2) 會計的 利益基準

會計베타와 市場베타 사이의 理論的인 關係를 誘導하기 위하여 먼저 會計베타를 어떤 企業 j의 會計的 利益과 市場포트폴리오의 會計的 利益 사이의 共變動關係로 定義하면, 企業 j의 會計베타 β_j^{XA} 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\beta_j^{XA} = \text{cov}(X_j, X_m) / \sigma^2(X_m) \dots\dots\dots (2-4)$$

X_j : 企業 j의 營業利益

$$X_m = (1/n) \sum_{j=1}^n X_j$$

式(2-4)의 β_j^{XA} 는 營業利益으로 定義된 會計베타이므로 負債의 使用과는 아무런 관련이 없다. 이러한 意味에서 式(2-4)의 β_j^{XA} 變數는 體系的 經營危險을 나타내는 會計的 尺度로 會計的 營業베타(operating beta)라고 할 수 있다.

企業 j의 普通株 所有者가 要求하는 收益率은 式(2-2)로 定義되므로 市場포트폴리오의 收益率 R_m 은 다음과 같이 變形된다. (이후 時間을 나타내는 아래문자 t는

생략하였다.)

$$\begin{aligned}
 R_m &= \sum_{j=1}^n (S_j/S_m) R_j \\
 &= (1/S_m) \sum_{j=1}^n S_j R_j \\
 &= (1/S_m) \sum_{j=1}^n (X_j - R_f B_j) \\
 &= (1/S_m) (nX_m - R_f B_m) \dots\dots\dots (2-5) \\
 S_m &= \sum_{j=1}^n S_j, \quad B_m = \sum_{j=1}^n B_j
 \end{aligned}$$

式(2-3)과 式(2-5)를 市場베타를 定義하는 式(2-6)에 代入하여 整理하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 \beta_j &= \text{cov}(R_j, R_m) / \sigma^2(R_m) \dots\dots\dots (2-6) \\
 &= \frac{\text{cov}[(X_j - R_f B_j)/S_j, (nX_m - R_f B_m)/S_m]}{\sigma^2[(nX_m - R_f B_m)/S_m]} \\
 &= [S_m/nS_j] [\text{cov}(X_j, X_m) / \sigma^2(X_m)] \\
 &= [S_m/nS_j] \beta_j^{XA} \dots\dots\dots (2-7)
 \end{aligned}$$

式(2-7)에 의하여 會計베타와 市場베타와의 關係를 把握할 수 있다. 즉 負債의 使用과 무관한 會計베타 β_j^{XA} 와 企業이 負債를 使用할 때의 市場베타 β_j 과의 關係는 S_m/nS_j 에 의하여 조정됨을 알 수 있다. 本 研究에서 提示된 會計베타와 市場베타 사이의 關係式인 式(2-7)과 Bowman(1979)의 모형을 比較하면, Bowman의 모형은 企業이 負債를 使用하고 있지 않다는 非現實的인 假定下에 誘導된 반면, 本 研究에서 提示된 모형은 이가정을 現實化하였다는 것을 차이점으로 들 수 있다.

式(2-7)은 法人稅가 存在하지 않는다는 完全資本市場의 假定下에 會計베타와 市場베타 사이의 關係를 나타내는 모형이다. 法人稅가 存在하지 않는다는 가정을 現實化하여, 會計的 營業베타와 市場베타와의 關係를 유도하면 다음과 같다.

法人稅가 存在하면 R_j 와 R_m 은 다음과 같이 變形된다.

$$R_j = (1-t) (X_j - R_f B_j) / S_j \dots\dots\dots (2-8)$$

$$\begin{aligned}
 R_m &= \sum_{j=1}^n (S_j/S_m)R_j \\
 &= (1/S_m) \sum_{j=1}^n S_jR_j \\
 &= (1/S_m) (1-t) (nX_m - R_fB_m) \dots\dots\dots (2-9)
 \end{aligned}$$

따라서 式(2-8)과 式(2-9)를 市場베타를 定義하는 式(2-6)에 代入하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 \beta_j &= \text{cov}(R_j, R_m) / \sigma^2(R_m) \dots\dots\dots (2-6) \\
 &= \frac{\text{cov}[(1-t)(X_j - R_fB_j)/S_j, (1-t)(nX_m - R_fB_m)/S_m]}{\sigma^2[(1-t)(nX_m - R_fB_m)/S_m]} \\
 &= [S_m/nS_j] [\text{cov}(X_j, X_m) / \sigma^2(X_m)] \\
 &= [S_m/nS_j] \beta_j^{XA} \dots\dots\dots (2-10)
 \end{aligned}$$

式(2-10)에 의하여 法人稅가 存在하는 경우에도 式(2-7)은 그대로 適用됨을 알 수 있다. 즉 完全資本市場의 假定中 法人稅가 存在하지 않는다는 가정을 現實化 하여도 本 研究에서 제시된 모형의 變化하지 않는다는 사실을 알 수 있다.

(3) 會計的 收益率 基準

앞에서는 會計的 利益으로 會計베타를 定義하였으나 本 項에서는 會計的 收益率로 會計베타를 定義하고자 한다. 즉, 會計베타는 어떤 企業 j의 會計的 收益率과 市場 포트폴리오의 會計的 收益率 사이의 共變動關係로 定義할 수도 있다. 一般的으로 會計的 收益率로는 R_j^0 로 표시되는 總資產營業利益率과 R_j^E 로 표시되는 自己資本利益率이 제시되고 있다. R_j^0 와 R_j^E 를 式으로 定義하면 다음과 같다.

$$R_j^0 = X_j / TA_j \dots\dots\dots (2-11)$$

$$R_j^E = (1-t)(X_j - R_fB_j) / CE_j \dots\dots\dots (2-12)$$

TA_j : 企業 j의 總資產의 帳簿價值

CE_j : 企業 j의 自己資本의 帳簿價值

式(2-11)의 R_j^0 로 定義된 會計베타를 β_j^{0A} , 式(2-12)의 R_j^E 로 定義된 會計베타를 β_j^{EA} 라 하면 β_j^{0A} 와 β_j^{EA} 는 다음 식으로 나타난다.

$$\beta_j^{OA} = \text{COV}(R_j^O, R_m^O) / \sigma^2(R_m^O) \dots\dots\dots (2-13)$$

$$\beta_j^{EA} = \text{COV}(R_j^E, R_m^E) / \sigma^2(R_m^E) \dots\dots\dots (2-14)$$

R_m^O : 市場 포트폴리오의 總資產營業利益率

R_m^E : 市場 포트폴리오의 自己資本利益率

式(2-14)의 β_j^{EA} 變數는 體系的 普通株 危險을 나타내는 會計的 尺度로서 會計的 普通株 베타(equity beta)라고 할 수 있다. 그러나 β_j^{OA} 變數는 β_j^{OA} 를 定義하는 總資產營業利益率의 分母가 總資產이므로, 一種의 複合的인 體系的 危險을 나타내는 會計的 尺度라고 할 수 있다.

式(2-13)의 R_m^O 은 다음과 같이 變形할 수 있다.

$$\begin{aligned} R_m^O &= \sum_{j=1}^n (TA_j / TA_m) R_j^O \\ &= (1 / TA_m) \sum_{j=1}^n TA_j R_j^O \\ &= nX_m / TA_m \dots\dots\dots (2-15) \end{aligned}$$

$$TA_m = \sum_{j=1}^n TA_j$$

式(2-11)과 式(2-15)를 會計 베타를 定義하는 式(2-13)에 代入하여 정리하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \beta_j^{OA} &= \text{COV}(R_j^O, R_m^O) / \sigma^2(R_m^O) \dots\dots\dots (2-13) \\ &= \frac{\text{COV}(X_j / TA_j, nX_m / TA_m)}{\sigma^2(nX_m / TA_m)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= (TA_m / nTA_j) [\text{COV}(X_j, X_m) / \sigma^2(X_m)] \\ &= (TA_m / nTA_j) \beta_j^{XA} \dots\dots\dots (2-16) \end{aligned}$$

式(2-16)과 式(2-10)을 β_j^{XA} 에 대하여 정리하여 두 式을 갈게 놓으면 다음 關係가 成立한다.

$$\beta_j = (S_m / S_j) (TA_j / TA_m) \beta_j^{OA} \dots\dots\dots (2-17)$$

式(2-17)로부터 總資產營業利益率로 定義되는 會計 베타와 市場 베타와의 關係를 把握할 수 있다. 즉, 總資產營業利益率로 定義되는 會計 베타와 市場 베타와의 關係는

$S_m TA_j / S_j TA_m$ 에 의하여 조정됨을 알 수 있다.

한편, 式(2-14)의 R_m^E 은 다음과 같이 變形할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 R_m^E &= \sum_{j=1}^n (CE_j / CE_m) R_j^E \\
 &= (1 / CE_m) \sum_{j=1}^n CE_j R_j^E \\
 &= (1-t) (nX_m - R_f B_m) / CE_m \dots\dots\dots (2-18) \\
 CE_m &= \sum_{j=1}^n CE_j
 \end{aligned}$$

式(2-12)과 式(2-18)를 會計的 普通株베타를 定義하는 式(2-14)에 代入하여 整理하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 \beta_j^{EA} &= \text{cov}(R_j^E, R_m^E) / \sigma^2(R_m^E) \dots\dots\dots (2-14) \\
 &= \frac{\text{cov}[(1-t)(X_j - R_f B_j) / CE_j, (1-t)(nX_m - R_f B_m) / CE_m]}{\sigma^2[(1-t)(nX_m - R_f B_m) / CE_m]} \\
 &= (CE_m / nCE_j) [\text{cov}(X_j, X_m) / \sigma^2(X_m)] \\
 &= (CE_m / nCE_j) \beta_j^{XA} \dots\dots\dots (2-19)
 \end{aligned}$$

式(2-19)와 式(2-10)을 β^{XA} 에 대하여 정리하여 두 式을 함께 놓으면 다음 關係가 成立한다.

$$\beta_j = (S_m / S_j) (CE_j / CE_m) \beta_j^{EA} \dots\dots\dots (2-20)$$

式(2-20)으로부터 自己資本利益率로 定義되는 會計的 普通株베타와 市場베타와의 關係를 把握할 수 있다. 즉, 自己資本利益率로 定義되는 會計베타와 市場베타와의 關係는 $S_m CE_j / S_j CE_m$ 에 의하여 조정됨을 알 수 있다.

Ⅲ. 實證的 分析

1. 實證分析期間과 標本

本 研究에서 다루는 實證分析 對象期間은 1977年1月부터 1986年12月까지 10년이다. 實證分析에 필요한 時系列 資料를 충분히 얻기 위하여는 證券市場 開場 이

후부터의 자료를觀察하는 것이 妥當하겠으나 자료의 未備 등으로 인하여 이는 不可能하며, 또한 1970년도 초에는 證券市場의 制度的 기반이 다져져 證券市場이 正常化는 되었으나 당시에는 上場會社의 수가 많지 않아 충분한 標本을 추출하기 어렵다. 따라서 本 研究에서는 標本을 늘리기 위하여 比較的 많은 企業이 上場된 1977年 이후로 實證分析 對象期間을 設定하였다.

本 研究에서는 1977年 1월부터 1986年 12월에 걸친 全分析對象期間을 다시 1977년 1월부터 1981년 12월까지의 第1期間과 1982년 1월부터 1986년 12월까지의 第2期間으로 區分하였다. 分析對象期間을 全期間, 第1期間 그리고 第2期間으로 區分한 理由는 開發된 모형에 대한 이들 3개 期間의 實證分析結果를 서로 비교하고, 제시된 모형을 利用하여 第1期間에서 豫測한 市場베타를 第2期間에서 추정한 市場베타와 비교하여 모형의 豫測能力을 評價하기 위함이다.

本 研究의 標本은 1986년말 현재 韓國證券去來所에 上場되어 있는 會社로부터 추출되었으며, 標本企業은 첫째, 分析對象期間중 계속 上場된 企業, 둘째, 分析對象期間中 本 研究에 必要的 會計資料를 얻을 수 있는 企業, 셋째, 實證的 研究를 손쉽게 하기 위하여 分析對象期間中 決算期를 계속 12월로 유지한 企業, 넷째, 比較적 활발히 去來되는 株式을 對象으로 하기 위하여 6개월 이상 去來가 없는 企業은 除外 등을 기준으로 하여 選定되었다. 以上の 選定基準에 의하여 추출된 標本 企業의 數는 110個社이다. 110개 企業의 所屬産業과 企業名은 附錄에 收錄되어 있다.

本 研究에 必要的 株價와 調査期間 동안 이루어진 額面分割, 有無償增資 그리고 配當에 관한 事項은 “證券市場紙”와 各 證券關係機關의 刊行物인 “證券統計年報” “株式”, “證券調査月報” 등에서 蒐集되었다. 그리고 研究에 必要的 會計資料는 韓國上場會社協議會에서 발간한 上場企業總鑑과 韓國上場會社協議會의 資料室에 비치되어 있는 企業內容公示資料로부터 발췌하였다. 한편 本 研究에서 資料의 處理는 SAS에 依存하였다.

2. 市場베타와 베이지안調整베타의 推定

本 研究에 必要的 各 企業의 市場베타를 추정하기 위하여는 企業 j 의 普通株 收益率인 R_j 와 市場포트폴리오의 收益率인 R_m 의 두 變數가 설정되어야 한다. 먼저 企業 j 의 普通株를 $(t-1)$ 時點에서 t 時點까지 1개월 동안 保有함으로써 얻게 되는 t 期の 月間 投資期間收益率($R_{j,t}$)은 다음과 같이 定義된다.

$$R_{jt} = (P_{jt} - P_{jt-1} + d_t) / P_{jt-1} \dots\dots\dots (3-1)$$

P_{jt} = t時點에서 企業 j의 普通株 株當 市場價格

d_{jt} = t기 동안의 企業 j의 주당 現金配當

本 研究에서 P_j 를 매일의 末日의 終價로 測定하였다. 每月 末日이 休場日일 경우에는 그 前日의 終價를 利用하였으며, 該當日에 去來가 없는 株式에 대하여는 前日의 去來가 똑같이 이루어졌다는 가정하에 前日의 終價를 使用하였다. 本 研究에서 終價를 사용한 理由는 그날의 終價가 하루의 去來를 總決算한다는 意味를 부여할 수 있고, 終價를 基準으로 하지 않았을때 資料의 基準이 모호해지는 것을 막기 위해서 였다. 式(3-1)을 利用하여 R_j 를 測定할 때 調查對象 企業이 (t-1)時點과 t時點 사이에 額面을 分割하거나 有償增資를 하였을 경우에는 株價에 하나의 層이 생겨 株價의 連續性이 缺如되므로 t時點의 株價를 修正하여야 한다. 本 研究에서는 額面 分割과 有償增資가 있을 경우 t時點의 株價를 다음 式으로 修正하여 使用하였다.

t時點의 調整된 株價

$$= [t時點의 終價 \times (1 + 有償株配定比率) - 有償株納入金 \times 有償株配定 比率] \times [1 + 無償株配定比率] \times [額面分割倍數] \dots\dots\dots (3-2)$$

한편, 本 研究에서 使用하는 市場포트폴리오의 收益率을 나타내는 R_{mt} 는 110 개의 標本證券의 收益率을 單純平均하여 다음과 같이 設定되었다.

$$R_{mt} = (1 / 110) \sum_{j=1}^{110} R_j \dots\dots\dots (3-3)$$

本 研究에서는 式(3-4)의 모형을 利用하여 市場베타를 推定하였다.

$$\ln(1 + R_{jt}) = \alpha_j + \beta_j \ln(1 + R_{mt}) + e_{jt} \dots\dots\dots (3-4)$$

式(3-4)에서 α_j 는 回歸常數이고 β_j 는 回歸係數이며 e_j 는 誤差項이다.

全期間, 第1期間 그리고 第2期間의 各 調查期間別로 全體標本企業의 市場베타추 정치 β_j 에 대한 標本統計量을 要約하면 <表 3-1>과 같다.

한편 本 研究에서는 開發된 모형의 未來 市場베타에 대한 豫測能力을 評價하기 위 하여 Vasicek(1973)의 베이지안 調整베타를 다음 式으로 推定하였다.

<表 3-1>

β_j 에 대한 標本統計量

區 分	全 期 間	第 1 期 間	第 2 期 間
β_j 의 平均	0.96049	0.97101	0.93884
β_j 分布의 標準偏差	0.44198	0.50965	0.46824
β_j 의 최대값	1.93819	2.05782	2.09184
β_j 의 最小값 *	-0.16928	-0.18037	-0.16498
β_j 의 範圍	2.10747	2.24089	2.25682
$\sigma(\beta_j)$ 의 平均	0.16386	0.20580	0.23692
R^2 의 平均	0.23695	0.26564	0.21760

* 各 調查期間에서 推定된 市場베타가 (-)값을 갖는 企業의 數는 全期間과 第 1 期間에서 1개 그리고 第 2 期間에서 4개 뿐이다.

$$\text{adj } \beta_j = k \bar{\beta}_j + (1-k) \beta_j \dots\dots\dots (3-5)$$

$$\text{단, } k = \frac{1/S_s^2}{1/S_p^2 + 1/S_s^2}$$

- adj β_j : 베이저안調整베타, 즉 베타의 事後分布의 期待값
- $\bar{\beta}_j$: 베타의 事前分布의 期待값, 즉 橫斷面 市場베타 分布의 平均
- β_j : 標本資料에 의하여 추정된 企業 j의 市場베타
- S_p^2 : 베타의 事前分布의 分散, 즉 橫斷面 市場베타 分布의 分散
- S_s^2 : 標本베타의 分散, 즉 推定值 β_j 의 標本誤差

式 (3-5)의 베이저안 조정베타를 計算하기 위하여 必要한 市場베타의 事前情報은 모든 標本企業들의 市場베타에 대한 橫斷面分布에서 얻을 수 있다. 本 研究에서는 市場베타에 대한 橫斷面分布의 平均과 分散을 事前分布에 대한 平均과 分散으로 利用하였다.

全體 標本企業에 대하여 各 調查期間別로 市場베타의 베이저안 調整베타 adj β_j 의 標本統計量を 要約하면 <表 3-2>와 같다.

<表 3-2> adjβ_j 에 대한 標本統計量

區 分	全 期 間	第 1 期 間	第 2 期 間
adjβ _j 의 平均	0.97091	0.92611	0.95785
adjβ _j 分布의 標準偏差	0.05643	0.08549	0.10891
adjβ _j 의 최대값	1.16662	1.31280	1.38351
adjβ _j 의 최소값	0.83254	0.75388	0.70040
adjβ _j 의 範圍	0.33408	0.57692	0.68311

3. 會計베타의 推定

本 研究에 必要한 各 標本企業의 會計베타는 다음과 같이 變數와 모형을 設定한 후 추정하였다. 먼저 式(2-4)의 會計的 利益으로 定義된 會計베타 β_j^{XA}는 다음 式(3-6)의 會計的 市場模型을 利用하여 추정하였다.

$$X_{jt} = \alpha_j + \beta_j^{XA} X_{mt} + e_{jt}^{XA} \dots\dots\dots (3-6)$$

式(3-6)에서 X_{jt} 變數는 企業 j의 營業利益을 利用하였으며 X_{mt}는 다음과 같이 設定 되었다.

$$X_{mt} = (1/110) \sum_{j=1}^{110} X_{jt} \dots\dots\dots (3-7)$$

한편 式(2-13)와 式(2-14)의 會計的 收益率로 定義된 會計베타를 測定하기 위하여 會計的 收益率인 總資產營業利益率 R_{jt}⁰와 自己資本利益率 R_{jt}^E는 다음과 같이 設定되었다.

$$R_{jt}^0 = X_{jt} / TA_{jt-1} \dots\dots\dots (3-8)$$

$$R_{jt}^E = EAT_{jt} / CE_{jt-1} \dots\dots\dots (3-9)$$

EAT_{jt} : t時點에서 企業 j의 法人稅 差減後 純利益

또한 市場포오트폴리오의 總資產營業利益率 R_{mt}⁰와 市場포오트폴리오의 自己資本利益率 R_{mt}^E는 다음과 같이 設定되었다.

$$R_{mt}^0 = (1/110) \sum_{j=1}^{110} R_{jt}^0 \dots\dots\dots (3-10)$$

$$R_{m,t}^E = (1/110) \sum_{j=1}^{110} R_{j,t}^E \dots\dots\dots (3-11)$$

式(3-8)와 式(3-10)을 利用하여 會計베타 β_j^{OA} 를 測定하기 위한 會計的 市場模型과 式(3-9)와 式(3-11)을 利用하여 會計베타 β_j^{EA} 를 測定하기 위한 會計的 市場模型은 각각 式(3-12)와 式(3-13)과 같다.

$$\ln(1+R_{j,t}^O) = \alpha_j^{OA} + \beta_j^{OA} \ln(1+R_{m,t}^O) + e_{j,t}^{OA} \dots\dots\dots (3-12)$$

$$\ln(1+R_{j,t}^E) = \alpha_j^{EA} + \beta_j^{EA} \ln(1+R_{m,t}^E) + e_{j,t}^{EA} \dots\dots\dots (3-13)$$

本 研究에서는 $X_{j,t}$, $R_{j,t}^O$ 그리고 $R_{j,t}^E$ 에 대한 資料를 半期 및 決算 財務諸表로부터 추출하였으며 따라서 各 變數의 觀察值은 全期間에서는 20개, 第1期間과 第2期間에 서는 各各 10개이다.

各 調査期間別로 全體 標本企業의 會計베타 추정치 β_j^{XA} , β_j^{OA} 그리고 β_j^{EA} 에 대한 標本統計量을 요약하면 各各 <表 3-3>, <表 3-4> 그리고 <表 3-5>와 같다.

<表 3-3>, <表 3-4>, <表 3-5>를 β_j 에 대한 標本統計量을 나타내는 <表 3-1>과 比較하면, 會計베타의 橫斷面 分布의 標準偏差가 β_j 의 그것보다 한층 커, 會計的 收益率로 定義된 會計베타는 많은 誤差를 가지고 測定되었음을 알 수 있다.

4. 檢定模型

會計베타와 市場베타 사이의 關係를 나타내는 모형을 實證的으로 分析하기 위하여 이들 사이의 理論的인 關係를 표시하는 式(2-10), 式(2-17) 그리고 式(2-20)의 양변에 自然對數를 취하면 다음과 같다.

$$\ln\beta_j = \ln(S_m/n) - \ln S_j + \ln \beta_j^{XA} \dots\dots\dots (3-14)$$

$$\ln\beta_j = \ln(S_m/TA_m) + \ln TA_j - \ln S_j + \ln \beta_j^{OA} \dots\dots\dots(3-15)$$

$$\ln\beta_j = \ln(S_m/CE_m) + \ln CE_j - \ln S_j + \ln \beta_j^{EA} \dots\dots\dots (3-16)$$

그리고 本 研究에서 式(3-14), 式(3-15) 그리고 式(3-16)을 統計的으로 檢定할 모형은 다음과 같다.

<表 3 - 3 >

 β_j^{XA} 에 대한 標本統計量

區 分	全 期 間	第 1 期 間	第 2 期 間
β_j^{XA} 의 平均	1.00000	1.00000	1.00000
β_j^{XA} 分布의 標準偏差	1.98506	1.97720	3.75517
β_j^{XA} 의 최대값	12.26103	16.82890	29.15534
β_j^{XA} 의 최소값	-0.46786	-0.46392	-1.94514
β_j^{XA} 의 範圍	12.72889	17.29282	31.10048
$\sigma(\beta_j^{XA})$ 의 平均	0.11396	0.13898	0.13648
R^2 의 平均	0.44127	0.44767	0.26698

<表 3 - 4 >

 β_j^{OA} 에 대한 標本統計量

區 分	全 期 間	第 1 期 間	第 2 期 間
β_j^{OA} 의 平均	0.96631	0.98789	0.99710
β_j^{OA} 分布의 標準偏差	1.19683	2.33144	1.99643
β_j^{OA} 의 최대값	5.57956	18.63530	10.69939
β_j^{OA} 의 최소값	-0.83918	-2.53956	-2.90105
β_j^{OA} 의 範圍	6.41873	21.17486	13.60044
$\sigma(\beta_j^{OA})$ 의 平均	0.12470	0.15812	0.13241
R^2 의 平均	0.22050	0.19530	0.24438

<表 3 - 5 >

 β_j^{EA} 에 대한 標本統計量

區 分	全 期 間	第 1 期 間	第 2 期 間
β_j^{EA} 의 平均	0.99503	1.04062	0.88998
β_j^{EA} 分布의 標準偏差	1.21797	1.55986	1.80322
β_j^{EA} 의 최대값	5.65202	8.02111	9.67308
β_j^{EA} 의 최소값	-1.48470	-1.53148	-1.19474
β_j^{EA} 의 範圍	7.13673	9.55260	10.86782
$\sigma(\beta_j^{EA})$ 의 平均	0.37264	0.44447	0.49207
R^2 의 平均	0.22433	0.29586	0.18474

$$\ln \beta_j = \delta_0 + \delta_1 \ln S_j + \delta_2 \ln \beta_j^{XA} + \epsilon_j \quad \dots\dots\dots (3-17)$$

$$\ln \beta_j = \delta_0 + \delta_1 \ln TA_j + \delta_2 \ln S_j + \delta_3 \ln \beta_j^{OA} + \epsilon_j \quad \dots\dots\dots (3-18)$$

$$\ln \beta_j = \delta_0 + \delta_1 \ln CE_j + \delta_2 \ln S_j + \delta_3 \ln \beta_j^{EA} + \epsilon_j \quad \dots\dots\dots (3-19)$$

式(3-17), 式(3-18) 그리고 式(3-19)에서 δ_0 는 回歸常數이고 $\delta_1, \delta_2, \delta_3$ 는 回歸係數이며 ϵ_j 는 誤差項이다.

또한 式(3-17), 式(3-18) 그리고 式(3-19)의 S_j 는 各 調査期間의 (t-1) 時點에서 發行株式수에 株價를 곱하여 測定되었다. 또한 式(3-18)의 TA_j 는 各 調査期間의 (t-1) 時點에서 總資産의 帳簿價値이었으며, 式(3-19)의 CE_j 는 各 調査期間의 (t-1) 時點에서 普通株의 帳簿價値이다.

市場베타와 會計베타는 推定值이므로 式(3-17), 式(3-18) 그리고 式(3-19)를 통계적으로 檢定하는데에는 誤差가 따르게 된다. 一般的으로 測定과정에서 야기되는 오차를 줄이기 위한 手段으로는 포오트폴리오 集團技法(portfolio grouping technique)이 널리 使用되고 있다. 따라서 本 研究에서는 測定誤差를 줄이기 위하여 다음 式들과 같은 포오트폴리오 集團技法을 利用하였다.

$$\ln \beta_p = \delta_0 + \delta_1 \ln S_p + \delta_2 \ln \beta_p^{XA} + \epsilon_p \quad \dots\dots\dots (3-21)$$

$$\ln \beta_p = \delta_0 + \delta_1 \ln TA_p + \delta_2 \ln S_p + \delta_3 \ln \beta_p^{OA} + \epsilon_p \quad \dots\dots\dots (3-21)$$

$$\ln \beta_p = \delta_0 + \delta_1 \ln CE_p + \delta_2 \ln S_p + \delta_3 \ln \beta_p^{EA} + \epsilon_p \quad \dots\dots\dots (3-22)$$

(p = 1, 2, \dots, n)

- β_p : 포오트폴리오를 構成하는 β_j 의 平均
- S_p : 포오트폴리오를 構成하는 S_j 의 平均
- TA_p : 포오트폴리오를 構成하는 TA_j 의 平均
- CE_p : 포오트폴리오를 構成하는 CE_j 의 平均
- β_p^{XA} : 포오트폴리오를 構成하는 β_j^{XA} 平均
- β_p^{OA} : 포오트폴리오를 構成하는 β_j^{OA} 平均
- β_p^{EA} : 포오트폴리오를 構成하는 β_j^{EA} 平均
- n : 構成되는 포오트폴리오의 수

本 研究에서 式(3-20), 式(3-21) 그리고 式(3-22)을 이용하여 포오트폴리오를 構成할 때 β_j 의 크기를 基準으로 포오트폴리오를 構成하였다. 또한 모든 포트

폴리오에 대하여 포오폴리오를 構成하는 企業의 數를 3개와 6개로 하였다.

IV. 實證分析結果와 模型의 豫測力 評價

1. 分析結果

個別企業水準에서 β_j^{XA} 와 β_j 사이의 關係를 나타내는 式(3-17)을 回歸分析한 結果를 各 調査期間別로 整理하면 <表 4-1>과 같다. 또한 β_j^{OA} 와 β_j 사이의 關係를 나타내는 式(3-18)을 回歸分析한 結果는 <表 4-2>에, 그리고 β_j^{EA} 와 β_j 사이의 關係를 나타내는 式(3-19)를 回歸分析한 結果는 <表 4-3>에 나타나 있다. 各 表에서 區分 列의 n은 觀察資料數를 나타낸다.

<表 4-1> 式(3-17)에 대한 回歸結果

$$\ln \beta_j = \delta_0 + \delta_1 \ln S_j + \delta_2 \ln \beta_j^{XA} + \epsilon_j$$

區 分	δ_0	δ_1	δ_2	R ²	F
全 期 間 n = 101	3.2483** (1.3034)	-0.1869** (0.0755)	0.1675*** (0.0670)	0.1977*	12.076
第 1 期 間 n = 97	3.3253** (1.2709)	0.2033** (0.0793)	0.1000** (0.0905)	0.1602*	8.968
第 2 期 間 n = 83	2.4687 (1.5304)	0.1413 (0.0886)	0.2743** (0.0756)	0.0732***	3.160

- * 有意水準 1%에서 統計적으로 有意함. ()는 標準誤差를 나타내고 있음.
- ** 有意水準 5%에서 統計적으로 有意함.
- *** 有意水準 10%에서 統計적으로 有意함.

<表 4-1>, <表 4-2> 그리고 <表 4-3>의 結果에 의하면 會計베타와 市場베타가 많은 誤差를 가지고 測定되었음에도 불구하고 모든 調査期間에서 제시된 모형이 有意性을 갖는다는 것을 알 수 있다. 實證分析의 結果를 調査期間別로 比較할 때 全期間에서의 모형의 說明力이 第1期間과 第2期間 보다 크게 나타나고 있다.

〈表 4-2〉 式(3-18)에 대한 回歸結果

$$\ln \beta_j = \delta_0 + \delta_1 \ln TA_j + \delta_2 \ln S_j + \delta_3 \ln \beta_j^{0A} + \epsilon_j$$

區分	δ_0	δ_1	δ_2	δ_3	R ²	F
全期間 n = 86	-3.8201* (0.9836)	0.1169 (0.0891)	-0.1362 (0.0901)	0.1552*** (0.0607)	0.1767*	5.865
第1期間 n = 77	-3.4832* (1.3034)	0.2084** (0.0670)	0.0650 (0.0756)	0.1650* (0.1222)	0.2238*	7.016
第2期間 n = 75	-2.8663* (1.0788)	-0.0155 (0.1141)	0.1707 (0.1081)	0.1664** (0.0763)	0.0885**	2.297

* 有意水準 1%에서 統計的으로 有意함. ()는 標準誤差를 나타내고 있음.

** 有意水準 5%에서 統計的으로 有意함.

*** 有意水準 10%에서 統計的으로 有意함.

〈表 4-3〉 式(3-19)에 대한 回歸結果

$$\ln \beta_j = \delta_0 + \delta_1 \ln CE_j + \delta_2 \ln S_j + \delta_3 \ln \beta_j^{XA} + \epsilon_j$$

區分	δ_0	δ_1	δ_2	δ_3	R ²	F
全期間 n = 101	4.4710* (0.8614)	0.1580** (0.0921)	-0.3525* (0.0875)	0.1218** (0.0952)	0.2048*	8.329
第1期間 n = 93	4.1848* (0.9310)	0.0299 (0.1022)	0.2368** (0.0967)	0.1717** (0.0677)	0.1944*	7.159
第2期間 n = 79	4.2433* (1.0710)	-0.3671* (0.1335)	0.4616* (0.1201)	0.1053*** (0.0626)	0.1890*	5.824

* 有意水準 1%에서 統計的으로 有意함. ()는 標準誤差를 나타내고 있음.

** 有意水準 5%에서 統計的으로 有意함.

*** 有意水準 10%에서 統計的으로 有意함.

그 理由는 全期間에서의 變數의 時系列 觀察資料가 다른 調查期間 보다 많기 때문이
다. 그러나 〈表 4-2〉에서는 第1期間에서의 모형의 說明力은 全期間보다 크다.

回歸式의 절편과 기울기 계수는 回歸結果마다 不安定하다. 또한 절편과 기울기의

부호는 會計베타의 그것을 除外하고는 全般的으로 기대하는 바와 다르게 나타나고 있다. 그 理由는 變數의 測定에 많은 誤差가 따르기 때문이다. 그러나 本 研究에서 제시한 바와 같이 會計베타와 市場베타 사이에는 會計베타가 增加(減少)하면 普通株의 체계적 위험도 增加(減少)하는 關係가 存在함을 알 수 있다.

포오프폴리오를 構成하는 企業의 數수를 3개와 6개로 할 때, 포오프폴리오 水準에서 β_j^{XA} 와 β_j 의 關係를 나타내는 式(3-20)을 回歸分析한 結果를 各 調査期間別로 整理하면 <表 4-4>와 같다. 또한 <表 4-5>는 β_j^{OA} 와 β_j 의 關係를 나타내는 式(3-21)을 回歸分析한 結果를 各 調査期間別로 나타내고 있으며, <表 4-6>은 β_j^{EA} 와 β_j 의 關係를 나타내는 式(3-22)를 回歸分析한 結果를 各 調査期間別로 나타내고 있다. 各 表는 市場베타의 크기를 기준으로 하여 포오프폴리오를 구성하였을 때의 回歸分析結果를 나타내고 있다. 또한 各 表에서 區分 列의 (3)과 (6)은 포오프폴리오를 構成하는 企業의 數를 各各 3개와 6개로 할 때의 回歸結果를 나타낸다.

<表 4-1>, <表 4-2>, <表 4-3>과 <表 4-4>, <表 4-5>, <表 4-6>의 回歸結果를 比較하면, 포오프폴리오 集團技法을 使用하여 會計베타와 市場베타 사이의 關係를 分析하는 것이 個別企業 水準에서 分析하는 것보다 檢定模型의 說明力을 한층 增加시킴을 알 수 있다. 또한 포오프폴리오를 構成하는 企業의 수가 커지면 커질수록 모형의 說明力이 커진다. 調査期間別로 보면 全期間에서 모형의 說明力이 全般的으로 크며, 第2期間에서의 모형의 說明力이 第1期間에서 보다 減少하고 있다. 回歸式의 기울기와 절편의 부호는 會計베타의 경우에는 대부분 一致하나 다른 變數들에 대한 부호는 제시된 모형과 一致하고 있지 못하다.

2. 模型의 豫測力 評價

本 研究에서 제시된 會計베타와 市場베타를 連結하는 理論的 모형들이 妥當性을 지니기 위하여는 모형들의 豫測能力이 평가되어야 한다. 本 研究에서는 式(3-17), 式(3-18), 式(3-19)로 開發된 모형의 豫測力을 評價하기 위하여 다음과 같은 세 가지 豫測誤差 測定手段을 使用하였다.

(a) 平均誤差(mean error: ME)

$$ME = (1/m) \sum_{j=1}^m (\beta_j^F - \beta_j^S) \dots\dots\dots (4-1)$$

〈表 4-4〉 式(3-20)에 대한 回歸結果

$$\ln \beta_p = \delta_0 + \delta_1 \ln S_p + \delta_2 \ln \beta_p^{XA} + \epsilon_p$$

區分	δ_0	δ_1	δ_2	R ²	F
全期間(3)	9.1986**	-0.5415**	0.2571***	0.4594*	12.746
n = 33	(3.5908)	(0.2075)	(0.1829)		
(6)	14.4694**	-0.8502**	0.4493**	0.6484*	13.989
n = 16	(6.1241)	(0.3574)	(0.2382)		
第1期間(3)	9.9590*	0.6340*	0.7703*	0.5618*	18.593
n = 32	(2.5498)	(0.1598)	(0.1301)		
(6)	10.5189**	0.6735**	0.7508*	0.6525*	19.206
n = 16	(4.1891)	(0.2607)	(0.2404)		
第2期間(3)	1.0320***	0.1636	0.3931**	0.1999*	8.084
n = 27	(1.6176)	(0.2093)	(0.1723)		
(6)	1.6131***	0.4023***	0.4505*	0.2138*	9.127
n = 13	(1.6224)	(0.3791)	(0.2139)		

* 有意水準 1%에서 統計的으로 有意함. ()는 標準誤차를 나타내고 있음.

** 有意水準 5%에서 統計的으로 有意함.

*** 有意水準 10%에서 統計的으로 有意함.

〈表 4-5〉 式(3-21)에 대한 回歸結果

$$\ln \beta_p = \delta_0 + \delta_1 \ln TA_p + \delta_2 \ln S_p + \delta_3 \ln \beta_p^{OA} + \epsilon_p$$

區分	δ_0	δ_1	δ_2	δ_3	R ²	F
全期間(3)	-7.9889*	0.2050**	-0.4445	0.1417*	0.3665**	4.629
n = 28	(2.6898)	(0.1335)	(0.2765)	(0.0642)		
(6)	-13.7257**	0.2880**	-0.6227	0.1354**	0.6857*	7.271
n = 14	(4.3815)	(0.0873)	(0.4690)	(0.0632)		
第1期間(3)	-5.9060*	0.2340	0.2040	0.4067*	0.6102*	10.957
n = 25	(1.6978)	(0.1896)	(0.1916)	(0.1467)		
(6)	-5.0440**	0.2613	0.1288	0.5720**	0.6951**	6.079
n = 12	(2.6320)	(0.2981)	(0.2973)	(0.2531)		
第2期間(3)	-9.5366*	-0.1514	0.6651**	(0.3881**	0.3435**	3.663
n = 25	(3.1554)	(0.3108)	(0.3021)	(0.2212)		
(6)	-9.6915*	-0.4060	0.6768**	(0.4731**	0.3902**	4.626
n = 12	(3.5311)	(0.4827)	(0.4336)	(0.2954)		

* 有意水準 1%에서 統計的으로 有意함. ()는 標準誤차를 나타내고 있음.

** 有意水準 5%에서 統計的으로 有意함.

*** 有意水準 10%에서 統計的으로 有意함.

(b) 平均平方誤差 (mean square error: MSE)

$$MSE = (1/m) \sum_{j=1}^m (\beta_{j^F} - \beta_{j^S})^2 \dots\dots\dots (4-2)$$

(c) 平均絕對誤差 (mean absolute error: MAE)

$$MAE = (1/m) \sum_{j=1}^m |\beta_{j^F} - \beta_{j^S}| \dots\dots\dots (4-3)$$

β_{j^F} : 企業 j의 β 係數 豫測值
 β_{j^S} : 企業 j의 β 係數 실제觀察值
 m : 觀察 企業數

<表 4-6> 式(3-22)에 대한 回歸結果

$$\ln \beta_p = \delta_0 + \delta_1 \ln CE_p + \delta_2 \ln S_p + \delta_3 \ln \beta_p^{XA} + \epsilon_p$$

區 分	δ_0	δ_1	δ_2	δ_3	R ²	F
全 期 間(3)	7.0442*	0.1906	-0.5275*	0.1887**	0.3497*	5.199
n = 33	(1.7578)	(0.2127)	(0.1859)	(0.1276)		
(6)	14.0144*	0.0892	-0.7805*	0.2067**	0.7738*	13.683
n = 16	(2.1898)	(0.2270)	(0.1952)	(0.1408)		
第 1 期 間(3)	9.9384*	0.1014	0.5642**	0.1847**	0.4644*	7.803
n = 31	(2.2430)	(0.2541)	(0.2384)	(0.1306)		
(6)	9.8605*	0.1589	0.5309*	0.2525**	0.5863*	9.519
n = 15	(3.1584)	(0.4227)	(0.1952)	(0.1875)		
第 2 期 間(3)	7.2883*	-0.8762*	0.9487*	0.1825***	0.4167*	5.239
n = 26	(2.5147)	(0.2865)	(0.2459)	(0.1369)		
(6)	10.9373***	-0.9169***	0.193 **	0.1010***	0.5185*	8.230
n = 13	(5.1056)	(0.4558)	(0.4056)	(0.0533)		

* 有意水準 1%에서 統計的으로 有意함. ()는 標準誤差를 나타내고 있음.
 ** 有意水準 5%에서 統計的으로 有意함.
 *** 有意水準 10%에서 統計的으로 有意함.

만약 모든 企業의 β_j^F 과 β_j^S 가 完全히 동일한 값이 된다면 ME, MSE 그리고 MAE는 零이 될것이다. 이는 모든 企業의 t期間에 추정된 市場베타가 다음 期の 市場베타를 정확하게 豫測하는 것을 意味한다. 그러나 ME, MSE 그리고 MAE가 零이 아니라면 이것은 t期間에 추정된 市場베타가 다음 期の 市場베타를 정확하게 豫測하지 못하고 어느 정도 誤差가 발생함을 意味한다. 一般的으로 MSE가 豫測誤差의 測定手段으로 그 妥當性を 認定받고 있다.

本 研究에서는 β_j^S 를 第2 期間에서 추정된 市場베타의 추정치로 하고 β_j^F 를 첫째 第1 期間에서 추정된 市場베타, 둘째, 第1 期間에서 추정된 市場베타의 베이지안調整 베타, 셋째, 第1 期間에서 式 (3-17), 式 (3-18) 그리고 式 (3-19) 의 모형에 의하여 豫測된 市場베타로 하여, 제시된 모형의 豫測能力을 평가하였다. 또한 β_j^S 과 β_j^F 는 추정치이므로 豫測誤差가 다르게 된다. 따라서 測定誤差를 줄이기 위하여 式 (4-1), 式 (4-2) 그리고 式 (4-3) 을 個別企業 水準에서 測定하였을 뿐만 아니라 포오트폴리오 水準에서도 測定하였다. 本 研究에서는 第1 期間에서 추정한 市場베타의 크기를 기준으로 하여 포오트폴리오를 구성하였다.

第1 期間에서의 市場베타와 베이지안 조정베타의 추정치로는 앞에서 추정한 β_j 와 $adj\beta_j$ 를 利用하였으며, 第1 期間에서 式 (3-17), 式 (3-18) 그리고 式 (3-19) 에 의하여 豫測된 市場베타는 第1 期間에서 추정된 各 모형의 回歸式에 各 變數의 값을 代入하여 測定하였다.

式 (3-17) 의 豫測能力을 評價하기 위하여 ME, MSE 그리고 MAE를 個別企業 水準에서 測定한 結果는 <表 4-7>과 같다. 또한 <表 4-8>과 <表 4-9>는 各 式 (3-18) 와 式 (3-19) 의 豫測能力을 評價한 것이다. 各 표에서 Naive, Bayesian 그리고 Model은 各 各 第1 期間에서 추정된 市場베타, 第1 期間에서 추정된 市場베타의 베이지안 調整베타 그리고 第1 期間에서 各 모형에 의하여 豫測된 市場베타를 豫測베타로 한 結果를 意味한다.

<表 4-7> 個別企業水準에서 式 (3-17) 에 대한 豫測誤差의 比較 (n = 97)

區 分	Naive	Baysian	Model
ME	-0.03015	-0.02513	0.01493
MSE	0.21537	0.15718	0.18745
MAE	0.38738	0.33128	0.34232

<表 4 - 8 > 個別企業水準에서 式 (3-18) 에 대한 豫測誤差의 比較 (n=77)

區 分	Naive	Baysian	Model
ME	0.02230	0.05267	-0.10287
MSE	0.19796	0.18537	0.29689
MAE	0.38833	0.36212	0.43604

<表 4 - 9 > 個別企業水準에서 式 (3-19) 에 대한 豫測誤差의 比較 (n=93)

區 分	Naive	Baysian	Model
ME	0.08125	0.05227	-0.01214
MSE	0.25630	0.18330	0.20487
MAE	0.41728	0.35375	0.36030

<表4-7>과 <表4-9>에서 살펴 볼 수 있는 바와 같이, 式(3-17)과 式(3-19)의 豫測能力은 第1期間의 市場베타를 그대로 利用할 때 보다는 優越하나 베이지안 조정베타를 利用할 때 보다는 優越하지 못하다. 그러나 <表4-8>의 結果에서 살펴 볼 수 있는 바와 같이 式(3-18)의 豫測能力은 第1期間의 市場베타를 그대로 利用할 때와 베이지안 調整베타를 利用할 때보다 우월하지 못하다.

한편, 各 모형의 豫測能力을 評價하기 위하여 ME, MSE 그리고 MAE를 포트폴리오水準에서 測定한 結果는 <表4-10>, <表4-11> 그리고 <表4-12>와 같다.

<表 4 - 10 > 포트폴리오水準에서 式 (3-17) 에 대한 豫測誤差의 比較

區 分	Naive	Baysian	Model
ME (3) n=32	-0.00288	-0.04403	0.08910
(6) n=16	0.05884	-0.02024	0.09769
MSE (3) n=32	0.10072	0.06745	0.06506
(6) n=16	0.07792	0.04284	0.03455
MAE (3) n=32	0.23842	0.22416	0.22044
(6) n=16	0.21288	0.17971	0.17851

〈表 4 - 11〉 포오프폴리오水準에서 式(3-18)에 대한 豫測誤差 比較

區 分	Naive	Baysian	Model
ME (3) n=25	0.03088	0.04178	-0.11233
(6) n=12	0.04545	0.02752	-0.11736
MSE (3) n=25	0.07700	0.08354	0.07993
(6) n=12	0.06148	0.06782	0.07263
MAE (3) n=25	0.22019	0.24849	0.24220
(6) n=12	0.21529	0.23725	0.25082

〈表 4 - 12〉 포오프폴리오水準에서 式(3-19)에 대한 豫測誤差의 比較

區 分	Naive	Baysian	Model
ME (3) n=31	0.01214	0.05227	-0.12185
(6) n=15	0.02403	0.04002	-0.13199
MSE (3) n=31	0.10972	0.08605	0.07280
(6) n=15	0.09423	0.06654	0.15921
MAE (3) n=31	0.27432	0.25302	0.24688
(6) n=15	0.25620	0.22635	0.23902

〈表 4 - 10〉과 〈表 4 - 12〉의 結果에 의하면 모든 포오프폴리오 수준에서 式(3-17)과 式(3-19)의 豫測能力은 第1期間의 市場베타를 그대로 利用할 때보다는 월등히 優越한 것으로 나타나고 있다. 또한 〈表 4 - 7〉과 〈表 4 - 9〉와 比較할 때 各 모형의 測定誤差가 減少하여 各 모형의 豫測能力은 베이시안 조정베타를 利用할 때와 큰 차이가 없는 것으로 나타나고 있다. 그러나 〈表 4 - 11〉에서 살펴 볼 수 있는 바와 같이 포오프폴리오 수준에서 式(3-18) 모형의 豫測能力은 다른 方法을 使用할 때 보다 優越하다고 보기는 어렵다.

V. 要約과 結論

本 研究은 會計베타와 市場베타를 연결하는 理論的 모형들을 開發하고, 이 모형들

을 韓國證券市場資料를 利用하여 實證的으로 分析하였다. 또한 本 研究는 開發된 모형들이 未來 市場베타를 豫測할 수 있는지 그 豫測能力을 評價하였다.

本 研究에서는 먼저 會計베타를 어떤 企業 j의 會計的 利益과 市場포트폴리오의 會計的 利益 사이의 共變動關係로 式(2-4)인 β_j^{XA} 로 定義하였다. 또한 本 研究에서 會計的 收益率을 總資產營業利益率과 自己資本純利益率로 定義한 후, 總資產營業利益率을 變數로 한 會計베타를 式(2-13)인 β_j^{OA} 로 그리고 自己資本純利益率을 變數로 한 會計베타를 式(2-14)인 β_j^{EA} 로 設定하였다.

本 研究는 會計베타와 市場베타 사이의 理論的인 關係를 誘導하였다. 式(2-10), 式(2-17) 그리고 式(2-20)은 本 研究에서 제시된 會計베타와 市場베타 사이의 關係式을 나타내고 있다. 이 모형들은 本 研究에서 처음으로 제시되었다. 韓國證券市場資料를 利用하여 會計베타와 市場베타 사이의 理論的인 關係를 나타내는 式(2-10), 式(2-17) 그리고 式(2-20)의 모형들을 分析한 結果는 각 調査期間에서 檢定模型이 有意性을 갖는 것으로 나타났다. 다만 第2期間에서는 모형의 說明力이 다른 期間과 比較할 때 다소 감소하고 있다. 第1期間과 全期間에서의 分析結果를 보면, β_j^{XA} 가 포함된 式(2-10)의 모형은 市場베타의 橫斷面 分散의 46 - 65% 정도를 說明하고 있으며, β_j^{OA} 가 포함된 式(2-17)의 모형은 37 - 70% 정도를, 그리고 β_j^{EA} 가 포함된 式(2-20)의 모형은 35 - 77% 정도를 說明하고 있어 提示된 모형의 說明力이 比較的 크다고 할 수 있다.

回歸式의 기울기와 절편은 대부분의 경우 期待된 結果와 一致하고 있지 못하며, 그 統計的 有意性도 一貫性이 없게 나타나고 있다. 또한 기울기와 절편의 부호는 會計베타 變數와 관련된 기울기의 부호만이 기대된 結果와 一致할 뿐, 나머지는 不安定하게 나타나고 있다. 그 理由는 첫째, 營業活動을 測定하기 위한 會計原則이 다양하여 會計的 利益이 진정한 企業利益을 반영하지 못하므로 會計베타에는 많은 測定誤差가 따르기 때문이고, 둘째, 本 研究에서 제시된 모형이 밝히지 못하는 變數때문이다. 그러나 會計베타와 市場베타와의 關係는 本 研究에서 제시한 모든 會計베타가 增加(減少)하면 市場베타도 增加(減少)하는 것으로 나타나고 있다.

本 研究는 제시된 모형들의 未來 市場베타를 豫測할 수 있는지 그 豫測能力을 評價하고 있다. 評價結果, 本 研究에서 제시된 모형들의 豫測能力은 第1期間의 市場베타를 그대로 利用할 때의 豫測能力 보다는 월등히 優越한 것으로 나타났으며 베이 지안 調整 베타를 이용할 때의 豫測能力과 비슷한 것으로 나타났다. 그러나 本 研究는 모형들의 豫測能力을 第1期間에서 추정된 市場베타와 第1期間에서 추정된 市場

베타의 베이지안 調整베타의 豫測能力과 比較하였을 뿐, 각 모형이 갖는 豫測誤差의 構成要素를 說明하지는 못하고 있다.

本 研究는 첫째, 實證的 研究가 可能한 會計베타와 市場베타를 連結하는 理論的 모형을 開發하였고, 둘째, 理論的 모형의 미래 市場베타에 대한 豫測能力을 評價하였으며, 셋째, 變數推定에 불가피 하게 따르는 測定誤差를 줄이기 위하여 포트폴리오 集團技法을 使用하였고, 넷째, 市場價格에 의하여 決定된 危險과 會計資料에 의하여 決定된 危險 사이의 關係를 연결하였다는 점에서 研究의 特徵을 찾을 수 있다. 따라서 本 研究는 韓國證券市場에서 財務諸表에 기준을 둔 전통적인 證券分析과 市場에서 측정한 市場베타를 基準으로 한 分析을 연결시키는 틀로 利用될 수 있다.

그러나 本 研究는 다음과 같은 限界點을 지니고 있다. 첫째, 時系列資料를 얻기 위하여 標本企業을 一定期間 동안의 上場企業으로 制限함에 따라 調査對象企業의 數가 적어 企業間的 異質性이 크게 나타나고 있으며, 둘째, 本 研究에서 使用한 半期 會計資料의 時系列 特性을 검토하고 있지 못하며, 셋째, 本 研究의 回歸結果에서 나타난 바와 같이 期待되는 母數의 方向이 一定하지 않게 나타나는 理由를 明白히 說明하지 못하고 있다. 以上の 問題點을 改善하여, 會計베타와 市場베타 사이의 關係에 대한 보다 체계적이고 정교한 研究가 繼續되어야 할 것이다.

< 參 考 文 獻 >

- Albrecht, W. Steve, Larry L. Lookabill, and James C. McKeown,
"The Time-Series Properties of Annual Earnings," *Journal of Accounting Research*, Vol. 15 (Autumn 1977), pp. 226-244.
- Ball, Ray and Philip Brown, "Portfolio Theory and Accounting,"
Journal of Accounting Research, Vol. 7 (Autumn 1969), pp. 300-323.
- _____, "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers,"
Journal of Accounting Research, Vol. 6 (Autumn 1968), pp. 159-178.
- Ball, Ray and Ross L. Watts, "Some Time Series Properties of Accounting Income," *Journal of Finance*, Vol. 27 (June 1972), pp. 663-681.
- Beaver, William H. and Robert E. Dukes, "Interperiod Tax Allocation, Earnings Expectations, and the Behavior of Security Prices,"
Accounting Review, Vol. 47 (April 1972), pp. 320-332.
- Beaver, William, Paul Kettler, and Myron Scholes, "The Association between Market Determined and Accountion Determined Risk Measures," *Accounting Review*, Vol. 45 (October 1970), pp. 654-682.
- Beaver, William H. and James Manegold, "The Association between Market-Determined and Accounting-Determined Measures of

- Systematic Risk: Some Further Evidence," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 10 (June 1975), pp. 231-284.
- Bildersee, John S., "The Association between a Market-Determined Measure of Risk and Alternative Measures of Risk," *Accounting Review*, Vol. 50 (January 1975), pp. 81-98.
- Bowman, Robert G., "The Theoretical Relationship between Systematic Risk and Financial (Accounting) Variables," *Journal of Finance*, Vol. 34 (June 1979), pp. 623-624.
- Brown, Philip and Ray Ball, "Some Preliminary Findings on the Association between the Earnings of a Firm, Its Industry, and the Economy," *Journal of Accounting Research*, Vol. 5 (Supplement to Autumn 1967), pp. 55-77.
- Fertuck, Leonard, "A Test of Industry Indices Based on SIC Codes," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 10 (December 1975), pp. 837-848.
- Gonedes, Nicholas J., "Evidence on the Information Content of Accounting Numbers: Accounting-Based and Market-Based Estimates of Systematic Risk," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 8 (June 1973), pp. 407-443.
- _____, "Properties of Accounting Numbers: Models and Tests," *Journal of Accounting Research*, Vol. 11 (Autumn 1973), pp. 212-237.
- _____, "A Note on Accounting-Based and Market-Based Estimates of

Systematic Risk," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 10 (June 1975), pp. 355-365.

Hamada, Robert S., "The Effect of the Firm's Structure on the Systematic Risk of Common Stock," *Journal of Finance*, Vol. 27 (May 1972), pp. 435-452.

Hill, Ned C. and Bernell K. Stone, "Accounting Betas, Systematic Operating Risk, and Financial Leverage: A Risk-Composition Approach to the Determinants of Systematic Risk," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 15 (September 1980), pp. 595-637.

King, Benjamin F., "Market and Industry Factors in Stock Price Behavior," *Journal of Business*, Vol. 39 (January 1966), pp. 139-190.

Miller, Merton H. and Franco Modigliani, "Dividend Policy, Growth, and Valuation of Shares," *Journal of Business*, Vol. 34 (October 1961), pp. 411-433.

_____, "Some Estimates of the Cost of Capital to the Electric Utility Industry, 1954-57," *American Economic Review*, Vol. 56 (June 1966), pp. 333-391.

Modigliani, Franco and Merton H. Miller, "Reply to Heins and Sprenkls," *American Economic Review*, Vol. 59 (September 1969), pp. 592-595.

Myers, Stewart C., "The Relation between Real and Financial Measures

- of Risk and Return," *Risk and Return in Finance*, eds. by Irwin Friend and James L. Bicksler, Vol. 2 (Cambridge, Massachusetts: Ballinger Publishing Co., 1977), pp. 72-76.
- Pettit, R. Richardson and Randolph Westerfield, "A Model of Capital Asset Risk," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 7 (March 1972), pp. 1649-1668.
- Rosenberg, Barr and Walt McKibben, "The Prediction of Systematic and Specific Risk in Common Stock," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 8 (March 1973), pp. 317-334.
- Rubinstein, Mark E., "A Mean-Variance Synthesis of Corporate Finance Theory," *Journal of Finance*, Vol. 28 (March 1973), pp. 167-181.
- Thompson II, Donald J., "Sources of Systematic Risk in Common Stock," *Journal of Business*, Vol. 49 (April 1976), pp. 173-188.
- Vasicek, Ordich A., "A Note on Using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas," *Journal of Finance*, Vol. 28 (December 1973), pp. 1233-1239.
- Watts, Ross L. and Richard W. Leftwich, "The Time Series of Annual Accounting Earnings," *Journal of Accounting Research*, Vol. 15 (Autumn 1977), pp. 253-271.

[附 錄]

<漁業> (1) 新羅交易

<金屬鑛業> (1) 大韓重石

<飲食料品 製造業> (11) 三養食品, 第一製糖, 롯데製菓, 東洋製菓, 크라운製菓,
大韓製糖, 롯데三岡, 大韓綜合食品, 三立食品, 斗山穀山, 롯데七星

<纖維, 衣服 및 가족産業> (11) 경방, 白羊, 東一紡織, 第一毛織, 慶南毛織, 東洋
나이론, 高麗合織, 코오롱, 鮮京合織, 太平洋패션, 大田皮革

<종이 및 종이製品 製造業> (5) 韓國製紙, 全州製紙, 韓國輸出包裝, 新豐製紙, 世豐

<化學, 石油, 石炭, 고무, 플라스틱製品 製造業> (26) 카프로락담, 白光化學, 東洋化
學, 錦洋, 朝興化學, 韓國肥料, 한농, 서울農藥, 럭키, 韓國프라스틱, 大韓페인트
建設化學, 朝光페인트, 永進藥品, 중외계약, 중근당, 韓獨藥品, 韓國化藥, 太平洋
化學, 대성산업, 韓國타이어, 東一고무벨트, 泰和, 내쇼날프라스틱, 三榮化學, 瑞
通

<非金屬鑛物製品 製造業> (8) 斗山유리, 韓一시멘트, 亞細亞시멘트, 雙龍洋灰, 現代
시멘트, 東洋시멘트, 太原物産, 벽산

<第1次 金屬産業> (5) 東部産業, 釜山과이프, 韓國鋼管, 高麗製鋼, 永豐

<組立金屬製品 機械, 裝備 製造業> (21) 大林通商, 三和王冠, 조선선재, 大宇重工
業, 東洋物産, 韓國綜合機械, 대동工業, 釜山주공, 太陽金屬, 三和콘덴서, 金星社,
東洋精密, 金星通信, 三星電子, 金星電氣, 大韓電線, 錦湖電氣, 起亞産業, 現代自
動車, 東亞自動車, 朝鮮公社

<綜合建設業> (12) 三星綜合建設, 三煥企業, 東亞建設産業, 韓國建業, 東山土建, 大
林産業, 新星, 三扶土建, 한신공영, 極東建設, 금강, 동양고속

<都賣業> (6) 大宇, 三星物産, 럭키금성商社, 부흥, 東國物産, 雙龍

<其他製造業> (1) 모나미

<運輸, 倉庫業> (2) 大韓通運, 大韓航空

