

## 多變量回歸模型을 이용한 規制變動의 財務效果 測定\*

俞 凡 濬\*\*

### 〈요 약〉

본 연구는 多變量回歸模型이 동일한 산업내 동일한 시기에 이루어진 規制變動의 재무효과를 측정하는 데에 市場模型보다 장기간에 걸친 복수의 가변적 발표내용, 규제관련기업의 차별적 주가수익반응, 그리고 주가수익잔차간 높은 상관관계 등의 규제특성과 방법론적 문제점을 해결하는 데에 유용한 事件模型임을 실증하고자 한다.

본 연구는 규제변동의 실증적 사례로서 1988년 12월 2일 정부가 발표한 「자본시장국제화의 단계적 확대추진계획」에 이르기까지의 일련의 법제적 조치와 발표내용을 사건으로 하여 금융증권산업내 은행, 증권회사, 보험회사 그리고 투자금융회사의 평균적, 개별적, 포트폴리오 비정상수익에 관한 제반공동가설을 母數推定의 制約에 따라 非制約的 多變量回歸模型 또는 制約的 多變量回歸模型으로 검증하였다.

모든 13개 발표사건에 대한 평균적, 개별적, 포트폴리오 비정상수익의 가설검증결과에서 은행과 증권회사는 모두 통계적으로 비유의적 반응을 보인 반면, 보험회사와 투자금융회사는 최종발표일이 다가오면서 일부 발표사건에 유의적인 평균반응과 개별반응을 보였다. 특히 모든 금융증권기관은 모든 사건에 비유의적 포트폴리오반응을 보여, Stigler가 제시한 ‘富의 移轉假說’은 기각되지 못하였다.

### I. 序 論

구미 선진학계에서는 정부의 規制變動이 기업, 산업 및 각 이해자집단에 미치는 영향에 관한 실증적 연구가 오래전부터 활발히 전개되어 왔다. 규제연구분야에서 효율적 시장가설을 전제로 하여 기업가치를 나타내 주는 주가자료와 기업재무와 투자론에서 개발된 이론 및 방법을 이용하기 시작한 것은 1970년 말부터이다[Schwert (1981)]. 규제의 실증적 연구에 주가자료를 이용하게 된 동기에는 주가자료(재무자료)

\* 본 논문은 1991년도 울산대학교 대학연구비에 의해 작성되어, 1992년도 한국재무관리학회 춘계학술발표회에서 발표되었음.

\*\* 蔚山大學校 經營學科 教授

가 회계자료보다 정확하고 충분하며 그리고 주가자료를 이용한 회귀모형은 시장전반에 일어나는 규제효과와 기타 산업전반효과를 분리할 수 있다는 장점에서 찾을 수 있다. 규제연구는 자본시장균형과 규제경제의 이론적 배경에 근거하여 Stigler(1971)가 주장한 규제변동으로 인한 대립집단간의 '富의 再分配效果 (wealth-redistribution effects)'와 Peltzman(1976)이 주장한 규제는 기업의 체계적 위험을 감소시킨다는 '危險減少效果(risk-buffering effects)', 그리고 Kane(1977)이 제시한 금융산업에서 이자율규제로부터 파생되는 '利子率上限回避效果(ceiling-circumvention effects)' 등에 관한 제반가설을 검증하여 왔다. 규제목적에 비추어 규제는 규제대상기업(생산자)을 희생한 대가로 일반대중(소비자)에게 순혜택을 제공한다는 '公衆福祉假說(public-interest hypothesis)'이나 반대로 일반대중을 희생한 대가로 규제대상기업에게 순혜택을 제공한다는 '生産者保護假說(producer-protection hypothesis)'이 검증되어 왔다. 또한 규제당국 자체가 소비자와 생산자를 희생하여 이득을 추구한다는 가설도 성립되어 왔다.

주가자료를 이용한 규제의 재무효과에 관한 실증적 연구는 대부분 '事件研究(event study)' 분야에서 이루어져 왔는데, 분석방법으로 Fama, Fisher, Jensen, Roll(1969)이 제시한 市場模型(market model)을 오랫동안 널리 이용해 왔다. 그러나 規制事件研究(regulatory event study)에서 전통적인 시장모형을 이용하기에는 규제변동의 특성 때문에 심각한 방법론적 문제점이 지적되고 있다. 즉, 대부분의 규제변동계획발표는 동일한 산업내에서 동시적으로 이루어지기에 규제관련기업들의 주가반응에서 殘差(residual)간 높은 상관관계가 있어 시장모형의 기본가정에 위배된다는 심각한 문제점을 가지고 있다. 또한 규제변동의 특성으로 인해 규제내용과 형태는 단일발표에 의해서 보다는 복수발표에 의해 사전에 노출되기에 새로운 정보가 시장에 전달된 시기를 정확히 확인하기 어렵다는 문제점이 있다.

따라서 본 연구에서는 규제변동의 재무효과를 측정하는 데에 기존의 자본시장연구에서 널리 이용되어 온 시장모형보다 다변량회귀모형(Multivariate Regression Model; MVRM)이 규제특성과 방법론적 문제점을 해결하는 데에 사건연구모형으로서 우위임을 논증하고자 한다. 이러한 연구목적에 따라 본 연구에서는 規制變動의 事例로서 1988년 12월 2일 정부가 발표한 「資本市場國際化의 段階的 擴大推進計劃」에 이르기까지 1980년대 후반이후 이루어진 중요한 일련의 법제적 조치와 발표내용을 사건으로 하여 금융증권산업내 은행, 증권회사, 보험회사 그리고 투자금융회사의 주가수익반응을 다변량회귀모형으로 측정하고자 한다. 따라서 자본시장국제화의 단계적 확대추진계획에 대한 점진적인 발표과정에서 주요발표사건마다 非正常收益(abnormal return)의 발생여부를 평균적, 개별적 그리고 포트폴리오적 측면에서 분석하여

제반 공동가설을 검증한다. 아울러 본 연구에서는 상당기간에 걸쳐 규제변동과정에서 유출되는 새로운 정보에 대한 시장균형가격결정에 있어 주식시장의 정보효율성을 분석한다.

국내에서는 규제에 관한 연구나 논의가 대부분의 경우 규제변동의 당위성과 효과를 정책적인 측면에서 기술적 또는 규범적으로 강조해 왔다고 볼 수 있다. 특히 국내 금융증권부문에서 과거 국민경제와 자본시장의 발전을 위해 수많은 규제변동이 이루어졌지만 규제대상기업의 가치에 미치는 효과에 관한 실증적 연구는 미미한 실정이다. 이러한 배경에서 본 연구는 「자본시장국제화의 단계적 확대추진계획」에 이르기까지 13개 발표사건을 규제변동의 사례로 하여 규제변동의 재무효과의 실증적 분석에 새로운 모형을 제시한다는 데에 연구의의를 찾을 수 있을 것이다.

본 논문은 II장에서 규제연구분야에서 시장모형과 다변량회귀모형을 이론적으로 비교 분석한 다음, 다변량회귀모형을 모수추정과정의 제약여부에 따라 비제약적 다변량회귀모형과 제약적 다변량회귀모형으로 구별한다. III장에서는 다변량회귀모형을 이용하여 검증할 수 있는 평균적, 개별적, 그리고 포트폴리오 비정상수익반응에 관한 공동가설을 제시한다. IV장에서는 다변량회귀모형을 이용한 규제효과를 측정하기 위한 실증적 사례인 「자본시장국제화의 단계적 확대추진계획」의 배경, 내용, 기대효과 그리고 자료에 대해 기술한다. V장은 실증적 결과로서 비정상수익에 관한 공동가설의 검증결과를 논의한다. 마지막으로, VI장에서는 결론과 요약을 제시한다.

## II. 規制事件研究方法

### 1. 規制事件研究에서 市場模型

전통적으로 규제변동에 관한 새로운 정보가 주가에 미치는 재무효과에 관한 사건연구분야에서 시장모형은 오랫동안 널리 이용되어 왔다. 시장모형은 通常最少自乘法(Ordinary Least Squares; OLS) 접근방법으로 잔차를 비정상수익으로 보고 표본기업들의 잔차의 평균과 표준편차를 계산하여 비정상수익의 평균에 대한 유의성(significance)을 t-통계량으로 검정하고 있다.

$$AR_{jt} = R_{jt} - [\hat{\alpha}_{jt} + \hat{\beta}_{jt} R_{mt}] \tag{1}$$

여기에서  $AR_{jt}$  = t시점에서 j주식의 비정상수익

$R_{jt}$  = t시점에서 j주식의 실현수익

$R_{mt}$  = t시점에서 실현한 시장수익

$\hat{\alpha}_{jt}$ ,  $\hat{\beta}_{jt}$  = t시점에서 모수추정치.

식(1)의 시장모형은 잔차와 회귀량(regressor)에 대해 다음과 같은 기본적 가정을 전제로 하고 있다. 즉 (1) 잔차는 正規分布를 이루고 있다; (2) 잔차의 期待値는 제로이다,  $E(\varepsilon_{jt})=0$ ; (3) 잔차는 서로 독립적이고 동일하게 분포되어 있다,  $Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt})=0$ ; (4) 잔차의 분산은 常數(constant)이다,  $Var(\varepsilon_{jt})=\sigma^2(\varepsilon_{jt})$ ; (5) 회귀량은 안정적(stationary)이다,  $Cov(R_{mt}, \varepsilon_{jt})=0$ . 그러나 이와 같은 가정하에서 규제사건연구에 전통적인 시장모형을 적용하기에는 규제변동의 특성과 기본가정에 위배되어 다음과 같은 방법론적 문제점이 지적되고 있다.

첫째, 대부분의 규제변동계획은 동일한 산업내에서 동시에 발표되기에 관련 기업들의 주가반응에서 높은 상관관계를 보여 주어 시장모형에 있어 '주가수익잔차들은 서로 독립적이고 동일하게 분포되어 있다'는 기본가정에 위배되고 있다.

둘째, 규제효과는 개별기업마다 상이하어 OLS에 의한 표준편차의 추정치는 부정확하다. 즉, 유의적이거나 비유의적인 각 母數推定值(parameter estimates)를 합한 뒤 구한 합의 표준편차는 과대평가되어 모수의 유의성이 과소평가될 수 있는 偏倚(bias)가 내재되어 있다.

셋째, 규제변동에는 입안과정에서 규제내용과 형태에 관한 정보가 사전에 누설될 가능성이 많아 정확히 언제 새로운 정보가 주식시장에 전달되었는가를 확인하기가 어렵다는 문제점이 있다. 대부분 규제변동은 사전에 청문회, 세미나, 의회논의 또는 매스컴을 통해 많은 규제내용의 정보가 사전에 유포될 가능성이 매우 높은 실정이다.

특히 규제사건연구에 있어 규제대상기업의 주가반응에 있어 잔차간의 독립성이 확률적으로 유지되지 않으므로써 발생하는 표준편차의 편의는 가장 심각한 방법론적 문제점으로 지적되어 왔다. 이와같은 문제점을 해결하기 위해 多指數 市場模型(multi-index market model), 標本資料의 總合(cross-sectional aggregation),<sup>1)</sup> 또는 推定一般化最少自乘法(Estimated Generalized Least Squares; EGLS) 등이 제시되어 왔다. Collins and Dent(1984)는 사건연구분야에서 이러한 문제를 해결하는 데에 전통적

1) 이 경우 동일가중치에 의한 포트폴리오(equally-weighted portfolio)접근방법은 잔차간 상관관계를 고려하지 않은 恒等行列(identity matrix)에 의한 접근방법이라 할 수 있다.

시장모형과 확장된 시장모형의 유효성에 대한 실증적 분석에서,<sup>2)</sup> 잔차간에 상관관계가 있을 때 이를 무시해 버리면 표본기업의 수가 크면 클수록 또는 개별주식이 아닌 포트폴리오를 사용할 때 편의도는 더욱 증가한다는 실증적 자료를 제시하였다. 아울러 추정일반화자승법이 표본기업간 분산의 불일치, 주가수익잔차의 유관성, 개별분산의 기간별 불균등의 문제점을 해결하는 데에 유효하다고 논증하고 있다. Bernard(1987)는 時間의 幅(time horizon)이 큰 주가자료 즉, 일별수익률보다 주별수익률 또는 주별 수익률보다 월별, 년별수익률을 사용할 때 잔차간의 유관성에서 오는 편의도는 더욱 커진다고 실증적으로 주장하고 있다. 또한 이러한 편의도는 서로 다른 산업간보다 같은 산업내에서 더욱 심하다고 지적하였다. 결론적으로, 주가를 이용한 규제변동의 재무효과에 관한 연구에서 전통적 시장모형을 적용하는 데에 상당한 주의가 요구된다고 하겠다.

## 2. 規制事件研究에서 多變量回歸模型

Schipper and Thompson(1983), Binder(1985)는 Zellner(1962)의 「보이기에 는 무관한 回歸」(Seemingly Unrelated Regression ; SUR)에 근거하여 규제사건연구에 있어 상기에 지적한 시장모형의 문제점을 해결하기 위한 방안으로 다변량회귀모형을 제시하였다.

식(2)의 다변량회귀모형은 연립방정식체계로서 각 개별기업이 독립적으로 단일회귀방정식을 갖는 복수의 개별회귀방정식을 포함하고 있다. 이 방정식체계에서 개별방정식의 잔차는 서로 독립적이고 동일하게 분포되어 있으며 개별방정식간의 분산들은 서로 다르다고 가정하고 있다. 또한 이 다변량회귀모형은 시장모형과 달리 같은 시점에서 공분산(contemporaneous covariance)은 제로가 아니지만, 서로 다른 시점에서 공분산(non-contemporaneous covariance)은 제로라고 가정하고 있다.<sup>3)</sup> 이와 같은 특성을 근거로 하여 다변량회귀모형은 시장모형이 지니는 문제점을 개선할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 R_{1t} &= \alpha_{1t} + \beta_{1t} R_{mt} + \varepsilon_{1t} \\
 R_{2t} &= \alpha_{2t} + \beta_{2t} R_{mt} + \varepsilon_{2t} \\
 R_{3t} &= \alpha_{3t} + \beta_{3t} R_{mt} + \varepsilon_{3t} \\
 &\vdots \\
 R_{jt} &= \alpha_{jt} + \beta_{jt} R_{mt} + \varepsilon_{jt}
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

2) OLS, GLS 그리고 Jaffe(1974)와 Partel(1976)가 제시한 표준화잔차검정법(Standardized Residual Test)을 각각 시뮬레이션하여 유효성을 상호 비교분석하였다.

3)  $Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) \neq 0, Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{j,t-1}) = 0$ .

여기에서  $\varepsilon_{it}$  잔차항.

Zellner(1962)는 잔차가 서로 유관할 때 SUR에서 얻은 모수추정치와 표준편차는 OLS에서 보다 훨씬 漸近的으로 效率的이라고(asymtotically efficient) 밝혔다. 그러나 다변량회귀모형은 진정한 完全共分散行列(true full covariance matrix) 대신에 OLS에 의한 推定完全共分散行列(estimated full covariance matrix)을 이용하여 복수의 개별방정식을 結合一般化最小自乘法(joint GLS estimation)에 의해 모수를 추정하고 점근적으로 유의성을 검증한다는 데에 여전히 한계를 보여 주고 있다.<sup>4)</sup> SUR에서는 각 개별방정식의 독립변수가 동일하거나, 잔차가 서로 독립적일 때 OLS와 동일한 모수를 추정하기에 사건연구에서 다변량회귀모형을 이용하는 장점은 시장모형의 기본가정이 위배되었을 때에 각 개별회귀모형의 모수에 대한 共同假說(joint hypothesis)을 검증하는 데에 있다고 할 수 있다. 특히 다변량회귀모형은 필요(가정) 또는 외부정보에 따라 모수를 사전에 제약하여 추정하고 가설을 검증할 수 있다는 데에 장점이 있다. 또한 다양한 컴퓨터프로그래밍을 통해 모수의 유의성과 모수에 대한 공동가설을 모수제약에 따라 F-검정이나  $\chi^2$ -검정 또는 t-검정할 수 있다는 데에 재무모형으로서 유용성이 있다고 하겠다 [Judge et al.(1985), Gibbons(1982)]. 따라서 최근에 이르러 다변량회귀모형은 동일산업내 동일한 시기에 일어나는 경제적 변동의 효과를 측정하는 사건연구분야에서 뿐만 아니라 자본시장균형연구분야에서 널리 이용되고 있다.<sup>5)</sup>

#### (1) 非制約的 多變量回歸模型(unrestricted MVRM)

비제약적 다변량회귀모형(unrestricted MVRM)은 서로 다른 개별기업들이 서로 다른 반응을 보인다는 가정하에서 각 개별기업의 모수추정에 橫斷的 制約(cross-sectional restriction)을 가하지 않고 개별기업들이 규제변동에 관한 새로운 정보에 보이는 비정상수익반응을 측정한다. 비정상수익은 식(3)에 나타난 바와 같이 假變數(dummy variables)에 따른 회귀변수의 변화를 측정하는 調整分析方法(intervention analysis)을

4) Marais(1988)는 규제에 대한 주가반응의 유의성을 검증하는 데 Bootstrap 방법과 순열분포(permutation distribution)를 이용하여 결합일반화최소자승법의 단점을 줄일 수 있는 방법을 제시한 바 있다.

5) 예로서 Schipper and Thompson(1983)은 기업합병에 관한 사건에, Madeo and Pincus(1985)는 조세변동에 관한 사건에, Smirlock and Kaufold(1986)는 멕시코 국제금융지급 불능에 관한 사건에 대한 관련기업의 주가반응을 측정하는 데 다변량회귀모형을 이용하였다.

이용하여 측정한다. 비제약적 다변량회귀모형에서는 규제변동의 발표사건에 대한 관련기업의 비정상수익반응을 포착하기 위해 발표사건과 같은 숫자의 가변수를 독립변수로 추가하게 된다. 또한 비제약적 다변량회귀모형은 모든 개별기업의 平均非正常收益反應(average abnormal return responses)과 個別非正常收益反應(individual abnormal return responses)에 관한 공동가설을 F-검정한다.

비제약적 다변량회귀모형은 다음과 같이 행렬식으로 표시된다.

$$R_j = \alpha_j + \beta_j R_m + \delta_{jk} D_k + \epsilon_{jt}$$

또는  $R = X\Gamma + E$ ,

$$\begin{matrix} \text{즉} \\ R = \begin{bmatrix} r_1 \\ \cdot \\ r_j \\ \cdot \\ r_j \end{bmatrix} & X = \begin{bmatrix} X_1 & O \\ \cdot & X_j \\ \cdot & \cdot \\ O & X_j \end{bmatrix} & X_j = [r_m \ D_k] \\ \\ E = \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \cdot \\ \epsilon_j \\ \cdot \\ \epsilon_j \end{bmatrix} & \Gamma = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \beta_1 \\ \delta_{1k} \\ \cdot \\ \cdot \\ \alpha_j \\ \beta_j \\ \delta_{jk} \end{bmatrix}, & \end{matrix} \quad (3)$$

여기에서  $r_j$ 는  $(T \times 1)$ 의 추가수익률벡터이고,  $X_j$ 는  $(T \times 1)$ 의 非確率的 回歸量(non-stochastic regressors)벡터이다.  $\delta_{jk}$ 는  $(K \times 1)$ 의 사건모수벡터이고,  $D_k$ 는 가변수로서 사건기간 중에는 1이며 비사건기간 중에는 0인  $(T \times K)$ 의 행렬이다.  $\epsilon_j$ 는  $(T \times 1)$ 의 잔차벡터로서 시계열적으로 서로 독립적이고 동일하게 분포되어 있다고 가정하고 있다. 즉,  $E(\epsilon_j) = 0$ 이고,  $E(\epsilon_i, \epsilon_j) = [\sigma_{ij} \ I_T]$ 이다. 따라서 잔차의 완전공분산행렬은  $\Phi = [\sigma_{ij} \ I_T] = \Sigma \otimes I_T$ 로 표시된다.

비정상수익에 대한 공동가설은 사건모수벡터에 임의적으로 선형적 제약을 가함으로써 검증될 수 있다. 표본기업의 비정상수익에 대한 공동가설은 다음과 같이 행렬식으로 표시된다.

$$C\beta = c \quad (4)$$

여기에서  $C = (Q \times K)$ 의 상수행렬, 계수(rank)는  $Q$   
 $\beta = (K \times 1)$ 의 모수추정치벡터  
 $c = (Q \times 1)$ 의 계수벡터  
 $Q =$  모수제약의 숫자.

다변량회귀모형을 이용하여 사건모수(비정상수익)에 공동가설을 검정할 수 있는 통계량은 Rao F-통계량, Wald  $\chi^2$ -통계량, Lagrange 乘數, 그리고 最尤度검정(likelihood ratio test)이 있지만, 이 중 Rao F-통계량과 Wald  $\chi^2$ -통계량이 가장 널리 이용되고 있다. F-통계량은 다음과 같이 식(5)로 표시할 수 있다.<sup>6)</sup>

$$\frac{(c - C\beta)' [C(X'(\Sigma^{-1} \otimes I)X)C']^{-1} (c - C\beta) / Q}{(R - X\beta)' (\Sigma^{-1} \otimes I) (R - X\beta) / J(T - K)} \sim \frac{F}{(Q, J(T - K))} \quad (5)$$

여기에서 F-통계량의 특성은 자유도 ( $Q, J(T - K)$ )으로 점근적으로 분포되어 있다.

(2) 制約的 多變量回歸模型(Restricted MVRM)

제약적 다변량회귀모형(Restricted MVRM)은 유사한 기업특성을 가지고 있는 금융기관의 표본집단은 동일한 추가반응을 보인다는 가정하에서 각 개별기업의 모수 추정과정에 橫斷的 制約(cross-sectional restriction)을 가함으로써 결합적으로 포트폴리오非正常收益反應(portfolio abnormal return responses)을 측정한다.

제약적 다변량회귀모형은 다음과 같이 행렬식으로 표시된다.

$$R_j = \alpha_j + \beta_j R_m + \delta_{jk} D_k + \epsilon_{jk}$$

또는  $R = X\Gamma + E,$

즉

$$R = \begin{bmatrix} r_1 \\ \vdots \\ r_j \\ \vdots \\ r_j \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} X_1 & \dots & 0 & D_k \\ \vdots & & & \\ & X_j & & \\ 0 & & X_j & D_k \end{bmatrix} \quad X_j = [1 \ r_m]$$

6) Judge et al. (1985), Kmenta(1986).



$$E = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \cdot \\ \varepsilon_j \\ \cdot \\ \varepsilon_j \end{bmatrix} \quad \Gamma = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \beta_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \alpha_j \\ \beta_j \\ \cdot \\ \delta_k^* \end{bmatrix}, \quad (6)$$

여기에서  $\delta_k^*$ 는 K개의 사건모수이고,  $D_k$ 는 사건모수의 숫자와 같은 K개의 가변수로서 사건기간 중에는 1이며 비사건기간 중에는 0인 (T×K)의 행렬이다.

제약적 다변량회귀모형의 행렬은 독립변수의 블럭構造(block structure)에 있어 비제한적 다변량회귀모형과 차이를 보여 주고 있는데, 동질의 기업은 동일한 규제변동에 대해 동일한 사건모수를 갖는다는 제약(가정)에 따라 모수를 추정할 수 있다. 따라서 추정방식에 있어 첫 단계는 비제한적 다변량회귀모형과 같으나, 두번째 단계에서는 공동가설 또는 외부정보에 따른 선형적 제약에 따라 모수추정을 다르게 하게 된다. 그러므로 제약적 다변량회귀모형은 모수가 동일한 반응을 보인다는 가정하에서 특정한 단일포트폴리오의 모수추정과 동일한 결과와 의미를 가질 수 있다. 이러한 견지에서 Schipper and Thompson(1983)는 추정완전공분산행렬(S)의 역의 합에 의한 가중치로 구성된 포트폴리오는 ‘最小推定殘差分散(minimum estimated residual variance)’을 가지는 산업포트폴리오이며, 이 단일포트폴리오를 구성하는 각 개별기업의 가중치(P)는  $P = (1'S^{-1}1)^{-1} 1'S^{-1}$ 이 된다는 것을 대수적으로 증명하였다.

비제한적 다변량회귀모형은 모수추정에 단층적 제약을 가하지 않기에 많은 개별기업의 개별반응을 종합하여 분석하여야 된다는 방법론적 약점이 내재되어 있다. 반면에 제약적 다변량회귀모형은 동일한 기업집단에 속하는 개별기업들은 동일한 반응을 보인다는 가정하에 모수추정에 선형적 제약을 가하면 비제한적 다변량회귀모형이 갖는 약점을 보완하면서 포트폴리오적인 실증적 결과를 도출할 수 있다. 제약적 다변량회귀모형은 비제한적 다변량회귀모형의 F-검정에 보완적으로 모수의 부호(sign)와 크기를 동시에 추정하고 그 유의성을 t-검정할 수 있다는 데 장점이 있다. 반면에, 제약적 다변량회귀모형은 추정해야 할 모수의 숫자를 줄이기에 유사하지 않은 표본기업을 동일집단에 포함함으로써 생기는 불일치성에서 오는 편의를 초래할 수 있다.<sup>7)</sup>

7) 본 연구의 표본기업인 금융증권부문의 은행, 증권회사, 보험회사 그리고 투자금융은 다 기업분야보다 산업조직에서 동질적인 특성에 의해 구분할 수 있기에 이러한 편의도를 최소화할 수 있다.

## III. 假 說

## 1. 平均非正常收益에 대한 假說

$$H1: \frac{1}{N} \sum_{j=1}^1 \delta_{jk} = 0 \quad \forall j;$$

규제변동에 관한 각 발표사건에 대한 개별기업의 비정상수익반응의 평균은 제로이다.

$$H2: \frac{1}{N} \sum_{j=1}^1 \sum_{k=1}^K \delta_{jk} = 0 \quad \forall j, K;$$

규제변동에 관한 모든 발표사건에 대한 개별기업의 비정상수익반응의 평균은 제로이다.

전통적 사건연구에서 시장모형은 개별표본기업의 비정상수익의 평균(합)은 제로라는 귀무가설을 검정한다. 비제약적 다변량회귀모형을 이용한 개별비정상수익의 평균에 대한 유의성검정은 시장모형의 경우와 회귀방식은 다르나 기본의미는 같다고 할 수 있다.<sup>8)</sup>

규제변동에 있어 규제내용으로 인해 어떤 기업은 이득을 보고, 다른 기업은 손해를 보는 차별적 반응을 보이는 경우가 대부분이다. 평균비정상수익의 유의성검정은 때로는 서로 다른 부호의 비정상수익을 합하므로써 합(평균)의 크기를 감소시키거나 또는 비유의적 비정상수익과 유의적 비정상수익을 합하므로써 합의 변동성을 증가시킬 수 있는 오류를 범할 수 있는 가능성이 높다. 따라서 특정한 규제변동에 관련 기업들이 이해를 달리할 경우 전체적인 측면에서 평균비정상수익의 유의성검정보다 개별비정상수익의 유의성검정이 상대적으로 더 중요한 실증적 의미를 가질 수 있다.

## 2. 個別非正常收益에 대한 假說

$$H3: \delta_{jk} = 0 \quad \forall j;$$

8) 본 논문에서는 '개별비정상수익의 평균', '평균비정상수익' 그리고 '평균반응'은 서로 교환적으로 사용한다.

규제변동에 관한 각 발표사건에 대한 모든 개별기업의 개별비정상수익반응은 모두 제로이다.

$$H4 : \delta_{jk} = 0 \quad \forall j, k ;$$

규제변동에 관한 모든 발표사건에 대한 모든 개별기업의 개별비정상수익반응은 모두 제로이다.

規制變動에 관한 각 발표사건에 대한 모든 개별기업의 비정상수익은 모두 제로라는 귀무가설 (H3)의 검증은 비정상수익의 평균에 대한 가설의 검증보다 훨씬 제한적이다. 규제변동의 대부분의 경우처럼 관련기업마다 반응이 상이하여 반응모수를 합하여 전체적(평균적)인 반응을 분석할 때 상이한 반응모수가 서로 상쇄되어 합(평균)이 제로가 될 수 있는 경우도 있다. 이러한 경우에는 평균비정상수익에 대한 유의성검정보다 개별비정상수익에 대한 유의성검정이 훨씬 더 귀무가설을 오류에 의해 기각할 확률이 높기에 개별비정상수익에 대한 가설검증은 유용하다고 할 수 있다.

### 3. 포트폴리오非正常收益에 대한 假說

$$H5 : \delta_{jk}^* = 0 \quad \forall j ;$$

동질적 기업은 동일한 주가반응을 보인다는 가정하에서, 규제변동에 관한 각 발표사건에 대한 포트폴리오비정상수익은 제로이다.

동질적 기업은 동일한 주가반응을 보인다는 가정에서 각 개별기업의 모수추정에 단층적 제한을 가한후 규제변동에 관한 각 발표사건에 대한 포트폴리오비정상수익은 제로라는 귀무가설을 검증한다.

## IV. 規制變動의 事例 : 「資本市場國際化的 段階的 擴大推進計劃」

### 1. 「資本市場國際化的 段階別 擴大推進計劃」의 發表背景

한국자본시장의 해외개방은 자본자유화를 추진하기 위해 정부가 지난 1981년 1월14일 「자본시장 국제화의 기본방침」을 발표하면서부터 이미 예고되었다고 볼 수 있다. 이 국제화방침에 의하면 정부는 자본시장국제화를 단계적으로 실시할 방침인데, 먼저 제 1단계(1981-1984년)에서는 대외개방을 위한 수용태세정비, 제 2단계(1985년이후)에서는 외국인 직접투자의 제한적 허용, 제 3단계(1980년대 후반)에서는 외국인의 본격적인 투자허용 및 국내 발행추진, 그리고 제 4단계(1990년대 전반)에서는 완전 자유화 및 자본유출 허용을 주요내용으로 하고 있다. 이러한 단계별 방침에 따라, 외국인전용 수익증권 발매(1981), 코리아펀드(1984) 및 코리아유럽펀드(1987) 설립 운용, 그리고 해외전환사채 발행(1985)이 이루어졌다.

정부는 1988년 12월 2일 「자본시장 국제화의 단계적 확대추진계획」을 발표함으로써 1981년 11월에 발표한 기본방침을 일부 수정하였다. 이 계획 발표즈음에는 국내경제여건이 외국인 직접투자를 허용하기에는 수출경쟁력약화에 따른 경상수지의 적자전환, 증권시장의 장기적 침체 및 금융실명제 실시의 유보 등으로 국내자본시장의 수용여건이 아직 미비하다고 판단되어 직접투자허용시기를 1992년이후로 미루었다. 이 계획을 살펴보면, '89년부터 '90년까지 2년동안은 자본시장국제화를 위한 성숙 이전단계로서 국내증권시장 확대, 외국증권회사의 국내지점 및 신규증권회사 허용, 외국인전용펀드나 해외증권발행 등 간접개방확대와 해외증권투자와 국내증권회사의 대외진출을 적극 모색한다는 내용으로 하고 있다. 그리고 '91년부터 '92년까지는 자본시장의 여건성숙단계로서 '92년부터는 제한적 범위내에서 외국인의 증권투자를 허용하고 일반개인의 해외투자도 제한적으로 허용하기로 되어 있다.

## 2. 「資本市場國際化의 段階的 擴大推進計劃」에 이르는 主要發表事件

본 연구에서는 1988년 12월 2일 재무부가 한국자본시장의 본격적인 국제화를 위한 「자본시장국제화의 단계적 확대추진계획」을 발표하기 전에 13개의 중요한 법제적 조치 및 발표가 이루어졌다고 보고 있다. <표 1>에 나타난 바와 같이 첫 사건은 1987년 12월 1일 재무부에 의해 이루어진 자본시장 국제화의 단계적 추진과 국내수용태세를 지속적으로 강화한다는 발표로서, 코리아유럽펀드의 자본금증액, 해외전환사채의 신규발행추진, 해외전환사채의 주식전환허용 그리고 해외증권투자펀드설치를 내용으로 하고 있다.

〈표 1〉 「자본시장국제화의 단계적 확대추진계획」에 이르는 주요발표사건

1	'87.12. 1	자본시장국제화의 단계적추진과 국내수용태세의 지속적강화 발표
2	'88. 4.19	보험회사 해외증권투자 허용
3	5.20	금융산업개편방안 발표
4	6. 3	증권업무 자율화 및 사후감독안 마련
5	6.16	해외증권투자추진방안 수립
6	8.25	증권회사의 국제업무확대추진계획 확정
7	8.29	금리자유화추진실행계획 발표
8	10.14	「선진화합경제 추진대책」 발표시에 「자본시장국제화의 연차별 일정」 수립
9	10.25	증권분과위원회의 제1차회의개최
10	11. 8	공개토론회 개최
11	11.23	증권분과위원회 제2차회의개최
12	11.29	금융산업발전심의위원회는 「자본시장의 단계적인 확대 추진 방향」에 대한 답신서를 정부에 제출
13	12. 2	「자본시장국제화의 단계적 확대추진계획」 발표

자료 : 주식, 증권금융, 증권조사월보 및 주요 국내(경제)일간지

본 연구는 금융증권기관을 연구대상으로 하기 때문에 자본시장국제화의 단계적 확대추진계획에 반드시 직접적으로 해당되지 않는 사건이라도 동시적 기간에 국내 금융증권부문의 국제화, 자율화 또는 업무영역조정이라는 공동과제를 위해 정책당국에 의해 함께 이루어진 중요한 규제변경조치 및 발표를 추가변동에 영향을 미치는 사건으로 간주하고 있다. 예로서, 1988년 5월 20일에 정부가 발표한 「금융산업개편방안」은 은행대출금의 자유화, 제2금융여수신 전면자유화, 은행예금금리자유화 유보, 예금보험제시행 금융위 강화를 주요내용으로 하는 획기적 조치라고 할 수 있다. 또한 정부는 1988년 8월 29일 자본자유화의 선행조건이라 할 수 있는 금리자유화의 추진계획을 예비적 단계에서 발표한바 있다. 자본시장의 단계적 추진방향에 대한 정부의 최종적 방안이 발표되기전 1988년 10월 14일 마련된 「선진화 종합경제대책」에 자본시장의 연차별 국제화일정이 포함되었고, 10월 25일과 11월 23일에는 재무부 증권분과위원회 1, 2차 회의가 열렸고 그 기간중 11월 8일에는 재무부에 의해 공개토론회가 개최되었다. 또한 최종계획안 발표되기 직전인 11월 29일에 증권산업발전심의위원회는 자본시장의 단계적인 확대추진방향에 대한 답신서를 정부에 제출하였다.

### 3. 資本市場國際化의 期待效果

국내 자본시장의 국제화에 따른 기대효과는 국민경제, 자본시장 그리고 기업의 측면에서 긍정적인 효과와 부정적인 효과를 함께 지니고 있다. 우선 국민경제의 측면에서 외국자본이 유입되고 자본시장이 개방되면 국내 증권시장의 재원이 양적으로 확대되고 국제적 자본·기술·자원이 경쟁시장메커니즘에 의해 국제간에 효율적으로 배분될 것으로 기대된다. 하지만 자본자유화는 기본적으로 국내경제가 국제경제에 편입되는 것을 뜻하므로, 투기목적의 단기적 자금의 빈번한 유출입으로 인한 국제수지의 교란가능성과 국제경제변동에 따른 금리·환율·물가 등의 위험이 크게 증대될 것이다.

자본시장의 국제화는 발행 및 유통시장의 국제화, 증권투자의 국제화, 금융증권산업의 국제화와 원화의 국제화를 망라하기에 증권시장의 개방은 외국인의 직접투자증가로 증권수요가 증대되어 국내주식시장 뿐만 아니라 채권시장의 규모확대와 효율성 제고에도 기여할 것이다. 또한 해외에 대한 직접·간접투자기회가 증대되므로써 국내외 재무시장간의 대체관계가 높아지면서 원화가치 수준, 국제금리차이, 금융사정변화 등에 따라 국내외 증권발행의 상대적 규모에 영향을 미치게 될 것이다.

기업의 측면에서 살펴보면, 자본시장 국제화는 기업의 자본조달결정, 투자정책, 위험관리 그리고 소유권이전 및 경영권보호 문제 등 다방면에서 기업환경의 변혁을 초래할 것이다. 국내기업은 국제금융시장에서 다양한 자본원천으로부터 저렴한 자본을 조달할 수 있으므로 기업에게 보다 많은 투자기회를 제공할 수 있고 재무구조를 개선할 수 있는 긍정적인 효과를 얻을 수 있다. 기업의 자본조달이 종전의 은행차입을 통한 간접금융보다 직접기채, 유무상증자 등의 직접금융에 크게 의존할 전망이다.

특히 국내 금융증권기관들은 분석력·자금력·경험·경쟁력 등에서 절대적으로 우위인 외국기관들과 또는 업무가 동질화되어 가는 국내기관들간에 치열한 경쟁이 예상되므로, 금융기관에게는 시장점유율감소·수익율저하·투자위험증대 등으로 인한 재무 및 영업위험이 종전보다 증대될 것이다.

이와 같이 자본시장 국제화는 긍정적 효과와 부정적 효과를 동시에 가지고 있기에, 총체적 측면에서 각 개별경제단위에 미치는 사후적 영향을 사전적으로 예측하기란 어려운 문제일 것이다. 이러한 문제는 특히 기업의 경제단위에 있어 더욱 어려운 문제일 것이다.

### 4. 資 料

본 연구는 「자본시장국제화의 단계적 추진계획」 발표에 이르기까지 모든 13개 발표사건에 대한 주가반응을 측정하기 위하여 1986년부터 1988년까지 한국증권거래소에 거래실적이 있는 총 49개 금융증권기관을 표본대상으로 하고 있다. 이 표본은 18개 은행, 12개 증권회사, 8개 투자금융회사 그리고 11개 보험회사를 포함한다. 또한 주가자료는 배당율을 고려한 수정주가로 산정된 일별주가수익률을 이용하고 있다.

모수추정기간은 첫 사건이 발생한 1987년 12월 1일에서 150일전인 1987년 5월 29일부터 마지막 사건인 1988년 12월 2일의 다음날인 1988년 12월 3일까지 총 445일로 하였다. 발표사건은 증권유관기관에서 발행되는 주식, 증권, 증권금융 및 증권조사월보 등에 게재된 전월 자본시장관계법규변동일지에 나온 사건들을 종합 정리한 뒤 선택하였고, 국내 주요일간지 경제일간지에서 발표일자를 재확인하였다. 事件變動期間(event window)은 일반대중이 인쇄 및 방송매체를 통해 규제변동계획에 대한 새로운 정보를 입수하는 데에 걸리는 시간을 반영하기 위해 각 사건발표일의 다음 날을 포함하는 2일간으로 하고 있다.

## V. 實證的 結果

본 연구는 1992년 12월 2일 재무부가 「자본시장국제화의 단계적 확대추진계획」을 발표하기까지 있었던 13개 발표사건에 대한 주가수익반응을 다변량회귀모형에 가변수를 첨가하여 측정하였고, 발표내용별 그리고 업종별에 따라 평균비정상수익, 개별비정상수익 그리고 포트폴리오비정상수익에 대한 공동가설을 완전공분산행렬의 最尤推定値(maximum likelihood estimates)을 이용하여 F-검정 또는 t-검정을 하였다.<sup>9)</sup>

### 1. 完全共分散行列과 對角共分散行列에 의한 假說檢定結果 比較

〈표 2〉에서는 비제약적 다변량회귀모형을 이용하여 수익잔차의 추정완전공분산행렬과 추정대각공분산행렬에 근거해서 13개 발표에 대해 은행이 보인 비정상수익의 평균반응과 개별반응의 유의성을 검정한 F-통계량을 서로 비교하고 있다.

9) 이러한 실증적 작업은 연세대학교 전자계산소 IBM 4281-R91를 통해 SAS/ETS 컴퓨터 프로그래밍을 이용하였다.

〈표 2〉 完全共分散行列과 對角共分散行列에 의한 假說檢定

$$H1 : \frac{1}{N} \sum_{j=1}^I \delta_{jk} = 0 \quad \forall j ;$$

$$H3 : \delta_{jk} = 0 \quad \forall j ;$$

사건	F-검정 은 행							
	평균반응				개별반응			
	완전공분산		대각공분산		완전공분산		대각공분산	
	통계량	P	통계량	P	통계량	P	통계량	P
1/871201	0.122	0.726	1.037	0.308	0.747	0.775	1.159	0.289
2/880419	3.638	0.056	30.863*	0.001	0.461	1.067	0.450	0.973
3/880520	2.174	0.140	18.442*	0.001	0.342	0.968	0.760	0.741
4/880603	1.412	0.234	11.987*	0.005	0.185	1.291	0.304	0.997
5/880616	0.065	0.797	0.557	0.455	1.054	0.305	0.295	0.997
6/880825	0.001	0.972	0.009	0.921	0.634	0.872	0.601	0.893
7/880829	0.196	0.657	1.666	0.196	0.553	0.928	0.778	0.721
8/881014	0.189	0.663	1.604	0.205	0.541	0.923	0.405	0.984
9/881025	0.468	0.493	3.978**	0.046	0.245	0.999	0.331	0.995
10/881108	0.151	0.694	1.307	0.258	0.312	0.952	0.191	0.999
11/881123	1.210	0.271	10.269*	0.001	8.391*	0.000	0.559	0.922
12/881129	0.505	0.477	4.286**	0.038	4.089*	0.000	0.243	0.999
13/881202	0.620	0.431	5.262**	0.021	2.750**	0.001	0.485	0.960
d.f.	(1, 7740)				(18, 7740)			
DW	1.871				1.675			

\* α=0.01에서 유의적임.

\*\* α=0.05에서 유의적임.

( ) : 자유도

만일 완전공분산행렬이 대각공분산행렬과 같다면, 완전공분산행렬과 대각공분산행렬을 이용한 검정결과는 동일한 통계량을 제시할 것이다. 그러나 자본시장국제화의 사건에 대한 은행의 평균반응에서 대각공분산행렬을 이용하였을 때는 완전공분산



행렬을 이용하였을 때보다 유의적인 반응을 보인 사건 2, 3, 4, 9, 11, 12, 13에서 거의 8배이상 증가된 통계량을 보여주고 있다. 예로서, 사건 11에 대한 F-통계량이 대각공분산행렬을 이용했을 때는 10.269이고 완전공분산행렬을 이용했을 때는 1.210에 불과하다. 개별반응의 경우에는 반대로 완전공분산행렬을 이용하였을 때가 대각공분산행렬을 이용하였을 때보다 사건 11, 12, 13에서 훨씬 더 유의적인 통계량을 보여 주고 있다. 예로서, 사건 11의 경우 평균반응에서와 달리 F-통계량이 대각공분산행렬을 이용하였을 때는 0.559이고 완전공분산행렬을 이용하였을 때는 8.391인 대조를 보이고 있다. 이러한 사실은 비대각공분산행렬(off-diagonal covariance matrix)에서 잔차들이 正(+)의 상관관계를 가지고 있다는 것을 의미한다. 따라서 이 비교 자료는 동일한 산업내에서 동일한 시일에 이루어지는 규제변동에 대한 사건연구에서 恒等行列을 이용하는 시장모형보다 또는 대각공분산행렬보다 완전공분산행렬을 이용하는 다변량회귀모형이 더욱 효율적임을 예증해 주고 있다.

## 2. 平均非正常收益에 대한 假說檢定

〈표 3〉은 비제약적 다변량회귀모형을 이용하여 추정완전공분산행렬에 근거해서 각 주요발표사건에 대한 은행, 증권회사, 보험회사 그리고 투자금융회사의 평균비정상수익에 대한 가설(H1)을 검정한 F-통계량과 p-값을 제시하고 있다.

은행과 증권회사는 처음 발표사건(87-12-1)부터 자본시장국제화 단계적 확대계획의 마지막 발표(88-12-2)까지 모든 발표사건에 유의수준 5%에서 평균비정상수익반응은 제로라는 귀무가설을 기각하지 못하는 비유의적인 통계량을 보이고 있다. 반면에 보험회사는 금융산업심의위원회가 계획에 대한 답신서를 정부에 제출한 사건 12(88-11-29)에 F-통계량 45.605, 투자금융은 증권분과위원회가 제 2차 회의를 개최한 사건 11(88-11-23)에 F-통계량 4.943과 금융산업심의위원회의 답신서를 제출한 사건 12(88-11-29)에 F-통계량 4.067로 각각 유의적인 평균반응을 보여 주고 있다. 한국 자본시장국제화는 금융증권부문에서 은행과 증권회사를 중심으로 이루어질 계획임을 고려할 때 은행과 증권회사의 비유의적인 전체적 평균반응은 주목할 만하다.

모든 13개의 주요 발표에 대한 비정상수익의 총평균(총합)은 제로라는 귀무가설(H2)의 검정결과인 F-통계량은 〈표 4〉에 나타나 있다. 이 가설(H2)은 각 주요 사건에 대한 개별적 가설(H1)보다 장기간에 걸쳐 점진적으로 발표된 모든 주요 사건을 총체적으로 대상으로 하기에 더욱 제한적인 데, 은행, 증권회사, 보험회사 및 투자금융은 유의수준 5%에서 귀무가설을 모두 기각하지 못하였다. 오직 투자금융만이 유의수준

10%에서 F-통계량 2.713으로 통계적으로 유의적인 반응을 보여 주고 있다.

〈표 3〉 平均非正常收益反應에 대한 假說檢定<sup>a)</sup>

$$H1: \frac{1}{N} \sum_{j=1}^J \delta_{jk} = 0 \quad \forall j;$$

사건	F-검정							
	은행		증권회사		보험회사		투자금융	
	통계량	P	통계량	P	통계량	P	통계량	P
1/871201	0.122	0.726	1.046	0.306	0.024	0.876	2.567	0.109
2/880419	3.638	0.056	0.098	0.753	0.015	0.901	3.111	0.077
3/880520	2.174	0.140	0.625	0.429	0.022	0.881	1.231	0.267
4/880603	1.412	0.234	1.437	0.230	0.019	0.889	0.766	0.381
5/880616	0.065	0.797	1.307	0.253	0.025	0.873	0.468	0.493
6/880825	0.001	0.972	0.127	0.721	0.070	0.790	0.524	0.469
7/880829	0.196	0.657	0.664	0.414	1.353	0.244	0.049	0.824
8/881014	0.189	0.663	0.040	0.841	0.000	0.986	2.180	0.139
9/881025	0.468	0.493	0.150	0.698	0.032	0.857	0.036	0.840
10/881108	0.151	0.694	0.069	0.792	0.019	0.889	0.046	0.828
11/881123	1.210	0.271	0.001	0.967	0.005	0.943	4.943**	0.021
12/881129	0.505	0.477	3.276	0.070	45.605*	0.000	4.067**	0.042
13/881202	0.620	0.431	0.543	0.460	0.433	0.510	0.697	0.403
d.f.	(1, 7740)		(1, 5160)		(1, 4730)		(1, 3440)	
DW	1.871		1.783		1.675		1.614	

a) 추정완전공분산행렬을 이용하였음.

\*  $\alpha=0.01$ 에서 유의적임.

\*\*  $\alpha=0.05$ 에서 유의적임.

( ): 자유도

〈표 4〉 總平均非正常收益에 대한 假說檢定<sup>a)</sup>

$$H_2 : \frac{1}{N} \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \delta_{jk} = 0 \quad \forall j, k ;$$

	F-검정							
	은행		증권회사		보험회사		투자금융	
	통계량	P	통계량	P	통계량	P	통계량	P
	0.417	0.518	1.445	0.229	1.678	0.214	2.713	0.099
d.f.	(1, 7740)		(1, 5160)		(1, 4730)		(1, 3440)	
DW	1.872		1.783		1.634		1.612	

a) 추정완전공분산행렬을 이용하였음.

\* α=0.01에서 유의적임.

\*\* α=0.05에서 유의적임.

( ) : 자유도

### 3. 個別非正常收益에 대한 假說檢定

〈표 5〉는 비제약적 다변량회귀모형을 이용하여 자본시장국제화에 따른 각 주요 발표내용에 대한 모든 개별기업들의 개별비정상수익은 모두 제로라는 가설(H3)을 검정한 F-통계량을 보여 주고 있다. 이 표에서 발표사건과 업종에 따른 총 52개의 F-통계량을 전체적으로 살펴보면, 평균반응에서 유의적(비유의적) 통계량을 보여 준 기업과 사건은 거의 동일하게 개별반응에서도 유의적(비유의적) 통계량을 보여 주었다. 두 반응검정에서 유일한 차이는 보험회사가 자본시장국제화에 대한 공개토론회가 개최된 사건 10(88-11-08)과 최종계획을 발표한 사건 13(88-12-02)에 대해 유의수준 1%에서 F-통계량 4.299, 그리고 3.675로 유의적인 개별반응을 추가적으로 보여준 것이다. 그러므로 이와 같은 사실은 동일한 금융증권산업내 동일한 시일에 있었던 상기 두 공동사건에 대해 표본보험회사는 각기 이해(반응)를 달리 했음을 의미하는 것이다. 특히 보험회사가 보험회사의 해외증권투자를 허용하는 발표사건 2(88-4-19)에 대해 평균적으로나 개별적으로 비유의적인 반응을 보인 것은 흥미롭다. 은행과 증권회사는 모든 발표사건에 평균반응에서와 마찬가지로 개별반응에서도 유의성을 보여 주지 않았다.

〈표 5〉 個別非正常收益에 대한 假說檢定<sup>a)</sup>

$$H_3: \delta_{jk} = 0 \quad \forall j;$$

사 건	F-검정							
	은행		증권회사		보험회사		투자금융	
	통계량	P	통계량	P	통계량	P	통계량	P
1/871201	1.159	0.289	0.544	0.874	0.367	0.968	2.869	0.003
2/880419	0.450	0.973	0.481	0.915	0.269	0.990	0.662	0.724
3/880520	0.760	0.741	0.321	0.980	0.720	0.720	0.924	0.495
4/880603	0.304	0.997	0.380	0.963	0.489	0.911	0.239	0.983
5/880616	0.295	0.997	0.434	0.941	0.460	0.927	0.386	0.925
6/880825	0.601	0.893	0.441	0.937	0.176	0.998	0.584	0.791
7/880829	0.778	0.721	0.051	0.999	1.564	0.101	0.808	0.595
8/881014	0.405	0.984	0.518	0.892	0.328	0.979	0.634	0.749
9/881025	0.331	0.995	0.477	0.918	0.348	0.973	0.512	0.847
10/881108	0.191	0.999	0.248	0.993	4.299*	0.000	0.248	0.981
11/881123	0.559	0.992	0.969	0.472	0.976	0.466	2.444**	0.012
12/881129	0.243	0.999	0.693	0.746	10.253*	0.000	1.195**	0.297
13/881202	0.485	0.960	1.016	0.428	3.675*	0.001	1.164	0.317
d.f.	(18, 7740)		(12, 5160)		(11, 4730)		(8, 3440)	
DW	1.871		1.783		1.460		1.614	

a) 추정완전공분산행렬을 이용하였음.

\*  $\alpha=0.01$ 에서 유의적임.

\*\*  $\alpha=0.05$ 에서 유의적임.

( ): 자유도

모든 13개 주요 발표에 대한 모든 개별비정상수익은 제로라는 귀무가설 (H4)의 검정결과는 〈표 6〉에 나타나 있다. 이 표에서 나타난 F-통계량을 보면 은행, 증권회사, 보험회사 및 투자금융을 포함한 모든 금융증권기관은 상기 가설을 유의수준 5%에서 모두 기각하지 못하였다.

〈표 6〉 總個別非正常收益에 대한 假說檢定<sup>a)</sup>

$$H_4 : \delta_{jk} = 0 \quad \forall j, k ;$$

	F-검정							
	은행		증권회사		보험회사		투자금융	
	통계량	P	통계량	P	통계량	P	통계량	P
d.f.	0.513	0.999	0.514	0.989	0.899	0.762	0.977	0.546
	(234, 7740)		(155, 5160)		(143, 4730)		(104, 3440)	
DW	1.876		1.743		1.634		1.612	

a) 추정완전공분산행렬을 이용하였음.

\*  $\alpha=0.01$ 에서 유의적임.

\*\*  $\alpha=0.05$ 에서 유의적임.

( ) : 자유도

#### 4. 포트폴리오 非正常收益에 대한 假說檢定

〈표 7〉에는 동질적인 규제대상기업은 동일한 주가반응을 보인다는 가정에서, 제약적 다변량회귀모형을 이용하여 포트폴리오비정상수익을 산정한 모수추정치와 t-값이 포함되어 있다. 13개 발표사건과 4개 업종에 대해 산정한 총 52개 사건모수의 추정치는 모두 통계적으로 비유의적이었다. 이 결과는 규제변동의 사례인 자본시장의 국제화 발표사건의 경우, Stigler가 제시한 규제변동으로 인한 富의 재분배가 대립집단간에 발생한다는 ‘富의 移轉假說(wealth-transfer hypothesis)’을 기각하지 못하고 있다. 다만 유일하게도 투자금융회사가 증권분과위원회 제 2차 회의인 사건 11(88-11-23)에 있어 유의수준 0.1%에서 통계적으로 유의적인 모수추정치 0.026을 보여 주고 있다. 따라서 투자금융회사는 발표사건 11로부터 2.6%의 비정상수익을 경험했다고 해석할 수 있다.

〈표 7〉 포트폴리오非正常收益에 대한 假說檢定<sup>a)</sup>

$$H_5 : \delta_{jk}^* = 0 ;$$

	t-검정							
	은행		증권회사		보험회사		투자금융	
	모수추정치	P	모수추정치	P	모수추정치	P	모수추정치	P
$\alpha$	0.000	0.155	0.002	0.788	0.001*	0.000	0.001*	0.000
$\beta$	1.280*	0.000	1.346*	0.001	0.248*	0.000	0.444*	0.000
1/871201	0.001	0.914	-0.007	0.340	0.007	0.165	-0.006	0.313
2/880419	-0.013	0.082	-0.003	0.679	0.004	0.390	-0.008	0.190
3/880520	0.005	0.455	-0.009	0.266	0.000	0.934	-0.008	0.216
4/880603	-0.006	0.416	-0.010	0.207	-0.008	0.130	-0.004	0.504
5/880616	-0.002	0.776	-0.006	0.414	-0.007	0.191	-0.002	0.733
6/880825	-0.002	0.781	-0.007	0.530	-0.001	0.812	-0.002	0.763
7/880829	-0.002	0.821	0.008	0.458	-0.005	0.457	0.002	0.804
8/881014	0.006	0.355	0.004	0.629	0.003	0.502	0.002	0.659
9/881025	0.000	0.950	-0.001	0.888	-0.000	0.996	0.000	0.890
10/881108	0.000	0.995	0.001	0.856	0.011	0.309	0.004	0.455
11/881123	0.008	0.261	0.003	0.666	0.005	0.295	0.026*	0.000
12/881129	-0.006	0.356	-0.014	0.085	0.000	0.995	-0.007	0.263
13/881202	-0.007	0.342	0.003	0.657	0.003	0.521	0.005	0.364
d.f.	(1, 7791)		(12, 5160)		(1, 4754)		(1, 3445)	
DW	1.687		1.701		1.675		1.618	

a) 추정완전공분산행렬을 이용하였음.

\*  $\alpha=0.01$ 에서 유의적임.

\*\*  $\alpha=0.05$ 에서 유의적임.

( ) : 자유도

체계적 위험을 나타내 주는 모든 표본기업의 베타계수는 유의수준 0.1%에서 높은 신뢰성을 보여주고 있다.<sup>10)</sup>

10) 이상과 같이 평균적, 개별적 그리고 포트폴리오비정상수익에 관한 공동가설을 검정한 결과는 규모별로 표본기업을 구분하여 검증한 결과와 일치하기에 본 연구의 사례인 자본시장국제화의 발표사건의 경우에는 규모변수가 전혀 영향을 미치지 않았다고 해석된다.

## VI. 要約 및 結論

본 연구는 規制變動이 기업의 수익에 미치는 財務效果를 多變量回歸模型을 이용하여 규제변동의 사례로서 1988년 12월 2일 정부가 발표한 「자본시장국제화의 단계적 확대추진계획」에 이르기까지 13개 발표사건을 대상으로 하여 금융증권산업내 은행, 증권회사, 보험회사, 투자금융회사의 非正常收益反應을 측정하였다. 모든 표본기업의 비정상수익은 발표내용별 업종별로 평균적, 개별적 그리고 포트폴리오적 측면에서 분석하여 제반 공동가설을 검정하였다.

연구결과는 다음과 같이 요약 정리할 수 있다.

첫째, 본 연구에서 이용된 多變量回歸模型은 規制變動이 동일한 산업내 동일한 시기에 이루어진 규제사건연구에서 잔차간의 상관관계를 해결하는 데 傳統的 市場模型보다 훨씬 더 유용한 모형임을 입증하였다. 아울러 다변량회귀모형은 장기간에 걸쳐 다양한 규제내용과 가변적 형태에 관한 점진적인 복수의 발표에 대한 주가반응과 규제관련기업이 규제내용에 따라 차별적인 주가반응을 측정하는 데 적절한 모형임을 제시하여 주었다.

둘째, 본 규제사건연구의 실증적 사례인 「자본시장국제화의 단계적 확대추진계획」 발표에 이르기까지 이루어진 13개 주요 발표사건에 대한 금융증권부문의 두 중심 기관인 은행과 증권회사의 平均的, 個別的 그리고 포트폴리오非正常收益反應은 모두 통계적으로 非有意的이었다. 이러한 사실은 정부가 1981년 1월 14일 「자본시장국제화의 기본방침」을 발표할 때부터 한국자본시장의 국제화는 이미 예고되어 주요 발표내용이 이미 주가에 반영되었다고 추론할 수도 있다. 또는 은행 및 증권회사의 비유의적 반응은 본 연구의 모형이 일별수익률을 이용하여 반응측정에 정확도를 높였지만, 일별수익률의 時間의 幅(time horizon)이 좁고 규제변동의 내용이 사전에 예견되어 새로운 정보가 시장에 전달된 시기를 정확히 포착하지 못했을 오류에 기인할 수도 있다. 따라서 이러한 결론은 Binder(1985)가 지적한 대로 規制變動의 財務效果를 측정하는 데에 주가자료는 유용치 못하다는 사실을 의미할 수도 있다. 하지만 주가반응이 비유의적이라고 해서 반드시 규제변동이 비효과적이라고 단정할 수는 없을 것이다.

셋째, 보험회사와 투자금융회사는 최종발표일이 다가오면서 자본시장국제화의 단계적 계획의 추진내용과 형태에 대한 불확실성이 감소됨에 따라 사건 11(88-11-23) 이후에 통계적으로 유의적인 평균반응과 개별반응을 보였다. 특히 두 금융기관은 사건 10(88-11-08)에 대한 개별적반응에서 각 기업분야의 개별기업들이 유의적으로 차별

적인 반응을 보였다.

넷째, 모든 13개 주요 발표사건을 대상으로 하는 總體的인 側面에서 平均的 또는 個別的 非正常收益反應은 제로라는 공동가설은 표본의 업종에 관계없이 모두 기각되지 못하였다.

결론적으로, 주가자료를 이용한 規制變動의 財務效果의 측정은 규제변동의 모든 효과를 분석할 수 없지만 기업은 기업의 가치를 증가시키는 규제변동을 추구하는 반면 기업의 가치를 감소시키는 규제변동을 회피하기에 주가자료를 이용한 규제효과 측정의 유효하다고 말할 수 있다. 規制變動이 기업의 危險과 市場效率性에 미치는 영향에 관한 연구는 규제변동이 기업의 수익에 미치는 영향에 관한 연구과 더불어 규제재무연구분야에 있어 의미있는 실증적 연구과제일 것이다. 본 연구가 재무자료와 모형을 이용한 국내 규제연구분야에서 새로운 시론으로서 연구의의를 찾을 수 있길 기대한다.



參 考 文 獻

- 김병주, 박영철, 박재윤, 금융산업발전에 관한 연구, 한국개발원, 1986.
- 곽상경, 계량경제학, 다산출판사, 1988.
- 김영진, 금융산업규제에 관한 연구, 한국신용평가주식회사, 1989.
- 윤석범, 계량경제학, 법문사, 1990.
- 대한증권업협회, 증권, 1986-1989.
- 증권감독원, 증권조사월보, 1986-1989.
- 증권거래소, 주식, 1986-1989.
- 지 청, 한국의 금융산업개편과 증권시장의 업무영역조정, 금융의 세계화와 한국 자본시장의 역할, 국제자본시장 심포지엄, 1989. 6. 14.
- 한국증권거래소, 한국의 증권시장, 1991. 3.
- Allen, P. R. and W. J. Wilhelm, "The Impact of the 1980 Depository Institutions Deregulation and Monetary Control Act on Market Value and Risk : Evidence from the Capital Markets," *Journal of Money, Credit and Banking* 12 (1988), 363-386.
- Bernard, V. L., "Cross-Sectional Dependence and Problems in Inference in Market Based Accounting Research," *Journal of Accounting Research* 25 (1987), 1-48.
- Binder, J. J., "Measuring the Effects of Regulation with Stock Price Data," *Rand Journal of Economics and Management Science* 16 (1985), 167-183.
- Brown, S. and J. Warner, "Using Daily Stock Returns," *Journal of Financial Economics* 14 (1985), 3-31.
- Collins, D. W. and W. T. Dent, "A Comparison of Alternative Testing Methodologies Used in Capital Market Research," *Journal of Accounting Research* 22 (1984), 37-72.
- Fama, E., L. Fisher, M. Jensen and R. Roll, "The Adjustment of Stock Prices to New Information," *International Economic Review* 10 (1969), 3-23.
- Gibbons, M. R., "Multivariate Tests of Financial Models," *Journal of Financial Economics* 10 (1982), 3-27.
- James, C., "An Analysis of the Intra-Industry Differences in the Effect of Regulation : The Case of Deposit Rate Ceilings," *Journal of Monetary Economics* 12 (1983), 417-432.

- Jaffe, J. F., "The Effect of Regulation Changes on Insider Trading," *Bell Journal of Economics and Management Science* (1974).
- Judge, G. G., R. C. Hill, W. E. Griffiths, H. Luthkepohl and T. C. Lee, *The Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley and Sons (1985).
- Kmenta, J., *Elements of Econometrics*, Macmillian Publishing Co. (1986).
- Madeo, S. A. and M. Pincus, "Stock Market Behavior and Tax Rule Changes : The Case of the Disallowance of Certain Interest Deductions Claimed by Banks," *Accounting Review*, Vol.LX (1985), 407-429.
- Marais, M. L., "An Analysis of a Multivariate Regression Model in the Context of a Regulatory Event Study by Computer Intensive Resampling," University of Chicago, Working paper (1988).
- Kane, E. J., "Good Intentions and Unintended Evil," *Journal of Money, Credit and Banking* (1977), 513-522.
- Kaufman, G. G., L. R. Mote and H. Rosenblum, "Consequences of Deregulation for Commercial Banking," *Journal of Finance*, Vol.XXXIX (1984), 789-805.
- Partell, J., "Corporate Forecasts of Earnings Per Share and Stock Price Behavior : Empirical Tests," *Journal of Accounting Research* (1976), 246-276.
- Peltzman, S., "Toward a More General Theory of Regulation," *Journal of Law and Economics* 19 (1976), 211-240.
- Salinger, M., "Standard Errors in Event Studies," *Journal of Financial Quantitative Analysis* 27 (1992), 39-53.
- Schipper, K. and R. Thompson, "The Impact of Merger-Related Regulations on the Shareholders of Acquiring Firms," *Journal of Accounting Research* 21 (1983), 408-415.
- Schipper, K., R. Thompson and R. L. Weil, "Disentangling Interrelated Effects of Regulatory Changes on Shareholder Wealth : The Case of Motor Carrier Deregulation," *Journal of Law and Economics*, Vol.XXX (1987), 67-100.
- Schwert, G. W., "Using Financial Data to Measure the Effects of Regulation," *Journal of Law and Economics* (1981), 121-158.
- Stigler, C. J., "The Theory of Economic Regulation," *Bell Journal of Economics and Management Science* (1971), 3-21.
- Thompson, H. E., *Regulatory Finance*, Kluwer Academic Publishers (1991).
- Zellner, A., "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression

and Tests for Aggregate Bias,” *Journal of the American Statistical Association* 57 (1962), 348-368.