

時系列 회계이익예측모형의 조정에 관한 연구

Multiple Time Series Forecast Models for Corporate Earnings and the Market Expectation

정 혜 영*

요 약

本 연구는 既存의 다양한 회계이익 예측모형들을 조합한 새로운 예측모형을 개발하여 측정오차를 줄이는 데 그 목적이 있다. 기존의 다양한 時系列 회계이익 예측모형들의 예측오차는 결합모형에서는 代變數(instrument)로 사용된다. 그러나, 本 연구에서는 기존의 예측모형에서 나온 예측오차들을 그대로(가공하지 않고) 代變數로 사용하는 것 보다는 그 예측오차들의 각각의 符號(sign)를 代變數로 사용하는 것이 더 훌륭한 결과를 얻을 수 있다는 것을 발견하였다. 아울러, 本 연구에서 개발된 새로운 예측모형은 특히 小企業에 있어 효과가 큼을 검증하였다.

I. 서 론

자본시장의 投資者들이 투자기업의 미래 회계이익을 어떻게 예측하고 있는가를 측정하는 문제는 방법론상 상당한 어려움이 있다. 많은 회계학자들과 투자전문가들은, 불완전하지만,¹⁾ 회계이익 예측모형을 만들고, 그 모형에 의존하여 推論 또는 의사결정을 내리고 있다. 現存하는 예측모형들은 크게 다음과 같이 분류할 수 있다—(1) 단순 時系列 모형(univariate time-series models), (2) 다변수 時系列 모형(multivariate time-series models), 그

* 경희대학교 회계학과 조교수

1) 투자자들의 자본시장에서의 예측치는 관찰되지 않기 때문에 이에 대한 推論은 어떤 방법에 의해서든 시간에 완전할 수는 없다.

리고 (3) 투자전문誌에 실린 투자전문가 또는 경영자들의 직접 예측치. 그러나, 어느 것도 완전한 모형이라고 할 수는 없다. 왜냐하면, 어느 한 모형도 모든 面(어느 期間에서나 또는 각각의 기업에 대해)에서 다른 모형들보다 일관되게 예측력이 뛰어나지 않기 때문이다.³⁾

Brown, Griffin, Hagerman 과 Zmijewski(1985)는 회계이익 발표일 근처의 株價움직임을 실증분석한 결과, 어느 예측모형도 다른 예측모형이 설명하지 못하는 株價움직임을 추가적으로 설명하고 있음을 밝혀냈다. 즉, 어느 회계이익 예측모형도 완전하지 못하다는 것이다. 통계학적으로 말해, 모형에 의한 예측은 측정오차(measurement errors)를 포함하고 있다는 것이다. 實證分析에서 분석하고자 하는 變數에 측정오차가 포함되면, 통계추정과정에서 많은 문제가 발생된다. 예를 들어, 회귀분석(regression analysis)에서 변수들이 측정오차를 포함하고 있을 때, 그 분석 결과는 참값(측정오차가 존재하지 않음)을 사용했을 때와는 상당한 차이가 있을 수 있다. 즉, 측정오차가 존재하면, 회귀모형은 不偏推定量(unbiased estimators)을 갖지 못하기 때문에, 회귀분석 결과는 종속변수와 독립변수간의 관계를 誤導시킬 수 있다.³⁾ 측정오차를 줄이기 위한 수단으로는, 일반적으로, 다음과 같은 두 가지 技法이 사용되고 있다. - (1) 포트폴리오의 구성에 의한 방법, 그리고(2) 代變數(instrumental variables)의 도입 방법. 이제까지 포트폴리오의 구성에 의한 연구방법은 많은 진전이 있었지만, 後者의 기법은 그리 많지 않았다. 그 이유는 後者의 방법은 연구방법상 훌륭한 代變數(instrument)의 선택이 그리 쉽지 않았기 때문이다.

本 연구는 다양한 회계이익 예측모형들을 결합한 새로운 예측모형을 개발하여 측정오차

2) 물론 전체 기업에 대해서, 또는 순기간에 걸친 종합적인 예측력은 모형 (3), (2), (1)의 순서임이 밝혀졌다. 그러나, 기업별 또는 기간별로 평가할 때, 언제나 모형 (3), (2), (1)의 순서는 아니다. Dharan (1983), 그리고, Brooks 와 Buckmaster(1976) 참조.

3) 회귀방정식 $Y=X\beta + \epsilon$ 에서 독립변수 X가 측정오차를 포함하고 있을 때 OLS(ordinary least squares) 방법에 의한 추정계수는 霧을 향해 偏倚한다(Johnston(1972) : pp 283 참고). 즉,

$$\text{plim } \hat{\beta} = \frac{\beta}{1 + \sigma^2/\sigma_{\epsilon}^2} < \beta, \text{ if } \beta > 0.$$

여기서 $\hat{\beta}$ = OLS에 의해 추정된 계수,

β = 측정오차가 없는 경우의 계수(진실치).

σ^2 = 독립변수 X의 측정오차의 분산,

σ_{ϵ}^2 = 측정오차가 없는 경우의 독립변수 X의 분산.

를 줄이는 데 그 목적이 있다. 기존의 다양한 時系列 회계이익 예측모형들의 예측오차는 결합모형에서는 代變數(instrument)로 사용된다.

II. 새로운 회계이익 예측모형의 개발 : 이론적 구조

2.1. 다양한 회계이익 예측모형과 代變數 추정技法에 의한 결합

$E(Q)_t$ 를 시간 t 에 있어서의 기업 i 의 회계이익을 예측모형 j 에 의해 예측한 값(기업 i 의 침자는 생략하였음)으로 定義하고, Q^*_t 를 자본시장의 투자자들이 실제 예측하고 있는 회계이익(참값 : 관찰 되지 않음)으로 정의할 때, $E(Q)_t$ 과 Q^*_t 는 다음과 같은 等式이 성립한다.

$$E(Q)_t = Q^*_t + v_t \quad (2.1)$$

여기서 v_t 는 랜덤 잔차(white noise)로써, Q^*_t 에 대한 $E(Q)_t$ 의 측정오차이다.

위에서 언급한 바와 같이, 다행히 우리 주위에는 다양한 회계 이익 예측모형들이 존재하고 있다. 本 논문에서는 이 다양한 회계이익 예측모형에서 나온 예측오차들을 代變數(instrument)로 사용하여 결합함으로써 하나의 새롭고 측정오차가 적은 예측모형을 구하는 것이다.

회계이익 예측모형에서의 豫測誤差(forecast errors)는 「예측모형에 의해 예측된 값」과 「차후 기업이 실제로 발표한 값」과의 차이로 정의된다. 즉,

$$FE_t = Q_t - E(Q)_t \quad (2.2)$$

여기서 Q_t 는 차후 기업이 실제로 발표한 회계이익의 값이다. 위의 式 (2.1)의 $E(Q)_t$ 가 측정오차를 포함하고 있으므로, 式 (2.2)에서의 FE_t 도 똑같은 측정오차를 포함하고 있다.

다음과 같은 구조를 생각해 보자.

$$[FE^*_t = FE_t + e_t] \quad (2.3)$$

여기서 FE^*_t = 기간 t에서의 참(true) 예측오차 = $Q_t - Q^*_t$.

FE_t = 기간 t에서의 J개의 회계이익 예측모형에 의해 산출한 J개의 예측오차의 벡터
 $= (FE_{t1}, FE_{t2}, \dots, FE_{tJ})$.

B = 매개변수의 벡터 = (b_1, b_2, \dots, b_J)

e_t = 랜덤 오차

그러나, 예비분석 결과, 예측오차 FE_t 보다는 FE_t 의 符號를 사용하는 것이 더 훌륭한 결과를 얻을 수 있었기 때문에 FE_t 를 FE_t 의 부호로 대체하였다.⁴ 즉

$$[FE^*_t = \text{sign}(FE_t) \cdot B + u_t] \quad (2.4)$$

여기서 $\text{sign}(FE_t)$ 는 $\{\text{sign}(FE_{t1}), \text{sign}(FE_{t2}), \dots, \text{sign}(FE_{tJ})\}$ 인 벡터이다. 또한, 예를 들어, 예측모형 1의 예측오차가 陽일 때, $\text{sign}(FE_{t1})$ 는 +1의 값을 가지며, 陰일 때는 -1의 값을, 零일 때는 0의 값을 갖는다. 다른 符號들도 마찬가지로 정의된다.

그러면, 式(2.4)의 추정식은 다음과 같다.

$$[F\hat{E}_t = \text{sign}(FE_t) \cdot \hat{B}] \quad (2.5)$$

여기서 \hat{B} 는 B 의 最適 추정值이며, $F\hat{E}_t$ 는 FE^*_t 의 최적 추정치가 된다. 즉, $F\hat{E}_t$ 는 참 예측오차 FE_t 에 대한 새로 개선된 代用值(proxy)가 된다.

위 모형의 短点은 회계이익의 예측치가 분명하게 外簡的으로(explicitly) 산출되지 않고,

4) 예측오차의 符號는 예측오차 그 자체와 상관관계가 높기 때문에 일단은 代變數로서의 자격은 갖추고 있다. 따라서, 일단 실증 결과가 더 양호한 대변수를 선택한다. Brown, Griffin, Hagerman 과 Zmijewski(1985)의 연구에서도 예측오차의 부호를 대변수로 쓰는 것이 예측오차 그 자체를 대변수로 쓰는 경우 보다 오히려 좋은 결과를 가져 왔다.

대신 예측오차가 事後에 산출된다는 점이다.⁵⁾ 따라서, 實務에서의 이 모형의 사용은 限界가 있다. 그러나, 회계학 및 재무관리에서의 실증연구에서는 측정오차가 거의 없는 예측오차의 산출 자체로도 커다란 의의가 있을 수 있다. 첫째, 會計變更(accounting changes)과 관련된 자본시장연구에서는 회계이익의 변동을 완벽하게 통제(control)한 다음에서야 회계변경이 株價에 미치는 순영향을 추출해 낼 수 있다. 즉, 측정오차가 제거된 회계이익 예측오차 산출여부는 이와 같은 연구의 成敗를 좌우한다(예, Ricks(1982)). 둘째, 회계이익의 발표가 결과적으로 好材이었는지 惡材이었는지를 구분하는 연구(예, Chambers 와 Penman(1984)) 등에서도 本 연구는 크게 기여할 수 있다.

2.2 새로운 모형에 대한 成果評價 기준

기존의 다양한 時系列 예측모형을 결합한 새로운 모형이 더 우수하다는 것을 실증하기 위해서는 다음과 같은 두가지 기준에 의해 改善의 정도를 비교한다.

첫째, 기존의 時系列 예측모형에 비해 얼마나 「예측정확도」가 증가했나를 평가한다. 예측정확도의 판정을 위해, APFE(absolute percentage forecast error)를 비교한다. 이 비교에서는 물론 정확도가 높은(APFE가 작음) 모형을 더 훌륭한 모형으로 받아 들인다.

둘째, 주식시장에서 초과주가수익률(annormal returns)과 회계이익 예측오차(earnings forecast errors)와의 相關關係의 強度를 비교한다. 효율적 자본시장 假說에 의하면, 투자자들이 예상했던 부분은 이미 株價에 반영되어 있기 때문에, 새로운 정보가 발표될 때는 투자자들이 미처 예상치 못한 부분만이(즉각적으로) 반영된다고 한다. 회계이익 公示가 자본시장에 어떻게 반영되는가를 설명하기 위해서, 회계이익 公示時點을 前後하여 2단계 競賣(auction)과정을 예로들어 : 즉, 一次 競매는 公示 바로 직전에 일어나고, 二次 競매는 공시 바로 직후에 일어난다고 가정하자. 이 때 一次 競매에 참가한 투자자들이 이용하고 있는 정

5) 실제 자본시장의 투자자들이 회계이익이 공시되기 전에 어떻게 회계이익을 예측하고 있었나를 추정하기 위해서는 다음과 같은 작업이 필요하다.

$$Q_{it} = Q_i + F\hat{E}_i$$

그러나, 이러한 작업도 실제로 회계이익 Q_i 가 발표된 이후에나 가능하기 때문에 경제적으로는 큰 의의가 없을 수 있다.

보집합(회계이익 공시 前에 투자자들에게 알려진 모든 정보의 집합)을 Π_{t-1} 라 하고, 二次경매에 참가한 투자자들이 이용하고 있는 정보집합을 Π_t 라 하면, $\Pi_t = \Pi_{t-1} + \{E_t\}$ 관계가 성립한다. 여기서 $\{E_t\}$ 는 새로 발표된 회계이익 정보이다. 만약 투자자들의 예측이 당시 가능한 모든 정보를 취합하여 最適의 예측을 하고 있었다고 가정하면, 투자자들의 회계이익 예측 오차(새로운 정보라고 볼 수 있다)는 바로 공시시점에서 株價를 추가적으로 變動(追後에 초과주가수익율로 계산됨)시키는 요인이 된다).

두번째 비교에서는 株價의 흐름과 더 상관관계가 높은 예측오차를 제공하는 예측 모형을 더 훌륭한 모형으로 판단한다. 즉, 상관관계가 높은 예측모형일수록 자본시장의 투자자들이 암묵적으로 사용하고 있는 회계이익 예측치를 더욱 완전하게 대변해 준다고 말할 수 있다.

2.3. 기업의 크기(firm size)와 회계이익의 時系列的 특성

1970년 대 이후 회계학, 재무관리, 산업조직론 분야의 많은 연구들은 회계이익의 시계열적 안정성과 기업의 규모(firm size)간에는 陽의 상관관계가 존재함을 발견하였다. 즉, 歷史가 깊고 규모가 큰 기업일수록 다각화에 따른 안정적인 성장을 하고 있다. 최근 Lev(1983)는 기업의 규모가 클수록 회계이익의 변동폭은 작으며, 높은 자동상관관계(autocorrelation)가 존재하고 있음(따라서 회계이익의 예측이 쉬움)을 발견하였다. 그렇다면, 小企業에 대해서는 각각에 알맞는 다양한 회계이익 예측모형이 존재할 것이며 어떤 통일된 시계열 모형(market-wide time-series model)을 찾기 힘든 반면, 대기업에 대해서는 중소기업에 비해서 다양성의 폭이 적을 수 있으며, 몇가지 통일된 시계열 모형으로 분류하기가 쉬울 것이다. 따라서, 다양한 회계이익 예측 모형을 결합한 本 연구방법은 중소기업의 측정오차를 줄이는데 더욱 효과가 클 것이다.

Ⅲ. 자료의 수집

美國의 뉴욕증권거래소(NYSE)와 아메리칸증권거래소(AMEX)에 上場되어 있는 기업 중에서 다음과 같은 네가지 기준에 해당되는 1,512개 기업을 표본으로 선정하였다.

(1) 1971년 10월 1일부터 1984년 12월 31일까지(13¼년) 컴퓨터화된 COMPUSTAT에 각 分期의 회계이익 발표일이 수록된 기업.

일반적으로, COMPUSTAT의 회계이익 발표일은 Broad Tape 에 수록된 날짜와 같기 때문에 Wall Street Journal에 나타나는 날짜보다는 하루 정도 앞선다. Patell 과 Wolfson (1984)의 연구에 의하면, Broad Tape에 수록된 날짜에 株價변동이 가장 크기 때문에, 본 연구에서는 COMPUSTAT 날짜를 공식적인 회계이익 발표일로 정한다.

(2) 각 分期 회계이익 발표일 이전에 연속하여 120일간의 株價자료가 존재하는 기업. 이 자료는 CRSP의 日日수익률 화일에서 추출하였다.

(3) 결합 COMPUSTAT 화일⁶⁾에 적어도 20分期이상의 회계이익 자료(EPS 형식으로 수록되어 있음)가 포함된 기업. 이 기준은 시계열 회계이익 예측모형을 추정하기 위해서 필요하다.

(4) 1971년 10월 1일부터 1984년 12월 31일사이에 月末 株當주식가격과 총발행주식수가 CRSP 화일에 포함되어 있는 기업. 이 기준은 기업의 크기를 계산하기 위해 필요하다. 기업의 크기는 「주당 주식가격×총발행주식수」로 정의된다.

위와 같은 네가지 조건에 맞는 표본수는 총 31,637分期(1,512 기업)의 회계이익 자료이었으며, 이것이 본 연구의 표본을 구성하고 있다.

IV. 모형의 추정

4.1. 다양한 時系列 회계이익예측모형

시계열 회계이익예측모형은 무한히 존재할 수 있다. 그러나, 본 연구에서는 대표적인(이미 우수성이 증명된) 네가지 시계열 모형을 선정하였다. 이 네가지 시계열 예측모형에서 산출된 예측오차들은 결합모형에서 代變數(instrument)로서 사용된다. 네가지 시계열 모형

6) 결합 COMPUSTAT 화일은 과거(1963년부터)의 COMPUSTAT 화일을 모두 포함 결합시킨 방대한 컴퓨터 화일이다.

을 나열하면 다음과 같다.

- (1) 절편(drift)이 있는 랜덤워크 모형(RW)

$$E(Q_t) = Q_{t-1} + \delta \quad (4.1a)$$

- (2) Watts(1975)와 Griffin(1976)의 시계열 모형(WG)

$$E(Q_t) = Q_{t-4} + \phi(Q_{t-1} + Q_{t-5}) - \lambda_1 a_{t-1} - \lambda_2 a_{t-1} + \lambda_1 \lambda_2 a_{t-5} \quad (4.1b)$$

- (3) Foster(1976)의 시계열 모형(FS)

$$E(Q_t) = Q_{t-1} + \phi(Q_{t-1} + Q_{t-5}) + \delta \quad (4.1c)$$

- (4) Brown 과 Rozeff(1979)의 시계열 모형(BR)

$$E(Q_t) = Q_{t-1} + \phi(Q_{t-1} + Q_{t-5}) - \lambda a_{t-1} \quad (4.1d)$$

위에서 Q_{t-1} , Q_{t-4} , Q_{t-5} 은 기업 i의 t-1, t-4, t-5 分期의 이미 발표된 EPS(이하 기업 i를 표시하는 첨자는 생략하였음)이다.

δ = dirft요소(즉, trend 요소)

ϕ = 自動相關매개변수

λ_1, λ_2 = 계절적 이동평균 매개변수

$a_{t-1}, a_{t-4}, a_{t-5}$ = t-1, t-4, t-5 期の 殘次

$E(Q_t)$ = 기업 i의 分期 t에 대한 기대 EPS.

위의 각각의 시계열 모형의 계수들은 해당 分期前 60分期의 EPS 자료를 가지고 추정하였으며, 적어도 20分期 이상의 EPS 자료가 존재할 경우에만 표본에 포함시킨다(Ⅲ장의 자료선정 기준(3) 참고). 바람직한 추정을 위하여, 每분기마다 모형을 새롭게 추정한다(adaptive estimation). 각 모형의 회계이익 예측오차(forecast error)는 事後에 기업이 실제로 발표한 EPS와 각 모형이 예측한 EPS의 차이로 계산된다. 예측오차는 다시 기업간 차이를 조정하기 위해서, 分期末 株當주식가격(P_t)으로 나누었다.

$$SFE_i(\text{조정된 예측오차}) = \frac{Q_i - E(Q_i)}{P_i} = \frac{FE_i}{P_i} \quad (4.2)$$

이러한 조정은 株價변동과의 상관관계 검증에서 종속변수인 초과주가수익률도 株當주식 가격으로 나누어 진 것이기 때문에⁷⁾ 독립변수로 쓰일 예측오차도 株當주식가격으로 나누어 左右變數가 똑같은 次數(scale)를 갖게 하기 위함이다.

4.2. 새로운 모형의 추정

위의 네가지 시계열 모형의 예측오차를 代變數(instrument)로 사용하여 다음과 같은 구조의 모형을 만든다. 이는 式(2.4)의 응용이다.

$$SFE(BR)_i = \beta_0 + \beta_1 \text{sign}(RW)_i + \beta_2 \text{sign}(WG)_i + \beta_3 \text{sign}(FS)_i + \beta_4 \text{sign}(BR)_i + e_i \quad (4.3)$$

여기서 랜덤워크 모형(RW)의 예측오차가 陽인 경우에 $\text{sign}(RW)$ 는 +1의 값을 가지며, 陰인 경우는 -1 값을, 零인 경우는 0값을 갖는다. 똑같은 방법으로, Watts-Griffin 모형에 대해서는 $\text{sign}(WG)$ 가, Foster 모형에 대해서는 $\text{sign}(FS)$ 가, Brown 과 Rozeff 모형에 대해서는 $\text{sign}(BR)$ 이 정의된다. $SFE(BR)$ 은 Brown 과 Rozeff 모형에서 구해진 표준화된 예측오차(주의 : 符號가 아니라 예측오차 그대로)이다. 즉, 각 시계열 모형에서 구해진 예측오차의 부호들은 각각 독립변수로 사용되며, 그 중 하나의 시계열 모형인 Brown 과 Rozeff 모형의 예측오차의 종속변수로 사용된다.

위 모형式(4.3)은 분기마다 기업별로 OLS 기법을 이용하여 추정하였으며, 이 모형式의 예측치(predicted value)가 우리가 얻고자 하는 새로운 예측오차가 된다(제 II 장의 式(2.5) 참조 바람). 이를 $SFE(\hat{BR})$ 로 정의하자. 즉, 원래 Brown 과 Rozeff 시계열 모형의 예측오

7) 다른 많은 연구에서는 예측오차의 표준편차로 표준화하고 있다. 그러나, Christie(1985)는 各分期初의 株當 주식가격으로 나누는 방법이 이론적으로 타당하다고 주장하고 있다. 그러나, 左右項을 똑같은 변수로 나눌 때, 나누는 변수(분모)와 분자의 어느 특정 변수와 상관관계가 높을 경우에는 소위, spurious relationship 문제가 발생한다. 그러나, 다행히, 분자 FE와 분모 P_i 와의 상관관계는 그리 높지 않기 때문에 spurious relationship 문제는 심각하지 않다.

차, SFE(BR)는 자신의 예측오차를 포함한 다른 세가지 시계열 모형의 예측오차 정보(符號로 표현된 정보)를 취합하여 새로 조정된 예측오차 SFE(BR̂)를 生成시켰다. 모형式(4.3)에 대한 회귀분석 결과는 <表 1>에 포함되어 있다. 물론, 다른 시계열 모형의 예측오차도 비슷한 방법으로 改善시킬 수 있다. 즉, SFE(RW)는 SFE(RŴ)로, SFE(WG)는 SFE(WĜ)로, SFE(FS)는 SFE(FŜ)로 개선시킬 수 있다. 그러나, <表 1>에서는 紙面 관계상 대표적으로 Brown 과 Rozeff 모형에 대한 것만 평가하기로 한다. 이는 조정된 Brown 과 Rozeff 모형의 예측오차가 결과적으로 가장 우수했기 때문이다.

<表 1>에서 보는 바와 같이, 추정된 모든 계수($\beta_1 - \beta_4$)들은 유의적으로 0과 다름을 알 수 있다. 이는 Brown 과 Rozeff 시계열 모형의 예측오차에 대해서 다른 시계열 모형(RW, FS, WG 等)의 예측오차가 추가적인 설명력을 가지고 있다는 것을 의미하며, 本 연구의 취지와 일치함을 보여 준다.

<表 1>

모형의 추정 : OLS회귀분석 결과

$$SFE(BR)_t = \beta_0 + \beta_1 \text{sign}(RW)_t + \beta_2 \text{sign}(WG)_t + \beta_3 \text{sign}(FS)_t + \beta_4 \text{sign}(BR)_t + e_t$$

추정계수와 t 값									
β_0	t-값	β_1	t-값	β_2	t-값	β_3	t-값	β_4	t-값
0.0009	1.39	0.0054	8.92	0.0045	8.56	0.0093	10.39	0.0102	13.84

$$F\text{값} = 1136.9, \text{ 조정된 } R^2 = 0.1257$$

V. 예측정확도의 비교

네개의 시계열 예측모형을 결합한 새로운 예측모형에서 생성된 예측오차가 얼마나 개선되었는지를 알아보기로 한다. 예측정확도를 엄격하게 평가하기 위해서 百分率 예측오차의 절대값(absolute percentage forecast error : APFE)을 평가기준으로 사용한다. :

$$APFE = \frac{FE(BR)}{E(Q)} \quad (5.1)$$

위에서 FE(BR)은 (以下 첨자 t는 생략되었음) 원래 Brown 과 Rozeff 시계열 모형의 예측오차이며, E(Q)는 Brown 과 Rozeff 모형에 의한 예측치이다. 새로 조정된 Brown 과

Rozeff 모형에서는 FE(BR)대신 FE(B \hat{R})를 사용한다. 이때 FE(B \hat{R})는 「SFE(B \hat{R})×P(株當주식가격)」로 계산된다. APFE에 대한 요약 통계량은 <表 2>에 나타나 있다. 비교를 위해서, 원래의 Brown 과 Rozeff 시계열 예측모형의 APFE도 <表 2(Panel 1)>에 포함되어 있다.

우리는 제 II 장에서 예측오차의 감소(즉 改善의 정도)가 중소기업에서 더욱 두드러질 것으로 예상하였다. 이를 검증하기 위해서, 기업을 규모(firm size)별로 나누어 비교해 보았다. 기업규모를 판단하는 변수로는 普通株의 總시장가치(「分期末 주당주식가격×당시 총발행주식수」)가 사용되었다. 즉, 표본기업들을 每분기末 기업의 크기順으로 나열한 다음, 5개의 그룹으로 나누었다(즉, 5개의 포트폴리오를 형성). 가장 큰 20%의 기업들을 SIZE1 그룹에, 그 다음 20% 큰 기업들을 SIZE2 그룹에, ..., 가장 작은 20%에 속하는 기업들을 SIZE5 그룹에 포함시켰다.

<表 2> 기업의 규모에 따른 예측정확도(APFE) 비교

Panel 1 : 조정前 Brown 과 Rozeff 시계열 모형의 예측정확도 : APFE 요약통계량

모 형	기업규모	평균APFE(A)	표준편차	최 소 치	최 고 치
FE(BR)	전 체	0.9112	3.5495	0.0	313.87
	SIZE 1	0.4923	1.7226	0.0	80.67
	SIZE 2	0.4923	1.7226	0.0	66.72
	SIZE 3	0.8822	2.0180	0.0	242.35
	SIZE 4	1.1597	4.9112	0.0	235.46
	SIZE 5	2.1706	6.3129	0.0	313.87

Panel 2 : 조정後 Brown 과 Rozeff 시계열 모형의 예측정확도 : APFE 요약통계량

모 형	기업규모	평균(B)	표준편차	최소치	최고치	개선 의 정도 (A-B)/A
FE(B \hat{R})	전 체	0.6515	1.2221	0.0071	15.584	0.285
	SIZE 1	0.4606	0.5843	0.0106	5.360	0.064
	SIZE 2	0.5528	0.9554	0.0139	8.038	0.127
	SIZE 3	0.5528	0.9554	0.0139	8.038	0.127
	SIZE 4	0.7655	1.4466	0.0209	9.892	0.340
	SIZE 5	1.1141	3.5060	0.0078	15.594	0.487

새로운 모형의 평균 APFE와 원래 시계열 모형의 평균 APFE와의 차이가 <表 2(Panel

2))의 마지막 列에 계산되어 있다. 이 차이로 보아 새로운 모형은 전체적으로 상당히 개선된(예측오차가 전체 기업 기준으로 28.5% 감소) 예측모형임을 알 수 있다. APFE의 표준편차와 최고 APFE치도 크게 감소된 점으로 미루어 보아 예측오차가 크게 감소했음을 간접 시사해주고 있다. 또한, 기업의 규모가 작을 수록 예측오차의 감소효과가 더욱 크게 나타나고 있음을 알 수 있다. <表 2>을 요약하면, (1) 代變數 추정기법(instrumental variables approach)을 사용하여 여러개의 시계열 모형에서 나온 정보를 취합할 경우, 예측오차를 크게 줄일 수 있는 새로운 모형의 형성이 가능하며, (2) 이 技法은 큰 기업보다는 작은 기업의 회계이익 예측조정에 더욱 효과가 크다.

VI. 株價收益率(security returns)과의 상관관계 비교

事後的으로 예측오차가 적은(즉, 정확도가 높은) 회계이익예측모형이라도 투자자들의(회계이익 발표前의) 실제적인 예측치(관찰할 수 없음)를 더욱 완벽하게 대변해 준다고 장담할 수는 없다. 이를 검증하기 위하여, 회계이익 예측모형의 예측오차와 일정기간 동안의 주식의 초과주가수익율(abnormal returns)과의 상관관계의 強度를 비교해 본다. 이는 회계이익이 증권시장에서 정보로서의 역할(information content)을 하고있는지의 여부를 평가하는 것과 같다. 본 章에서는 예측오차와 일정한 기간에서의 초과주가수익율과의 상관관계의 強度를 비교하므로써 예측모형의 優劣을 비교한다. 여기서 일정한 기간이란 다음과 같은 두가지 경우가 있다.

첫째, 회계이익의 축적과정에서의 株價변동이 그 기간에서의 기업의 가치에 영향을 주는 모든 정보들을 의미있게 요약하고 있다고 가정하면, 株價변동과 회계이익 변동間의 기능적 관계(functional relationship)⁸⁾를 성립시킬 수 있다. 효율적 자본시장가설下에서, 이 기능적 관계를 가정하면, 全회계기간(예, 1년 또는 1분기) 동안의 초과주가수익율과 투자자들의 회계이익 예측오차와는 상관관계가 존재한다. 따라서 회계이익 예측모형의 우열은 이때의 상관관계 정도에 의해서도 판별할 수 있다.

둘째, 우리는 회계이익이 공시되는 시점을 중심으로 短기간 동안(예, 1일 또는 1주일) 株

8) Ball과 Brown(1968) 참조.

價가 변동함을 관찰할 수 있다.⁹⁾ 이 短기간 동안에서도 회계이익 예측오차와 초과주가수익 율과는 상관관계가 존재한다. 따라서, 회계이익예측모형의 우열은 이 상관관계의 정도에 의해서도 판별할 수 있다.

6.1. 초과주가수익율의 측정

회계이익 예측오차는 이미 IV장에서 계산되었다. 다음은 위의 상관관계(회계이익 예측 오차와 초과주가수익)를 파악하기 위해서 초과주가수익율을 어떻게 측정할 것인지를 알아보기로 한다. 초과주가수익율은 市場모형(market model)을 이용하여 측정한다.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \epsilon_{it} \quad (6.1)$$

여기서 R_{it} = t일의 기업 i의 보통주식의 주가수익율,

R_{mt} = t일의 株價指數 수익율(CRSP 단순평균 주가지수 수익율),

α_i, β_i = 시장모형의 매개변수,

ϵ_{it} = 기대치 0이며 일정 共分散을 갖는 殘次.

Scholes 와 Williams (1977)의 주장¹⁰⁾에 따라, 시장모형의 추정은 Cohen-Hawawinio-Maier-Schwartz-Whitocomb(1983 : CHMSW) 技法에 따랐다. 즉, 시장모형에서 不偏係數는 추정 기준일 前後 5일간(-2日에서 +2日까지)의 각각의 OLS 추정계수들의 가중평균치로 구해진다. 각 OLS 추정치는 기준일 이전 300 거래일의 日日수익율을 이용하여 계산되며, 적어도 120 거래일의 日日수익율이 포함되어야 한다.

9) Beaver(1968) 또는 Hagerman, Zmijewski 와 Shah(1984) 참조.

10) Scholes 와 Williams(1977) 주장 : 빈번하게 거래가 일어 나지 않는 주식(주로 중소기업의 주식)의 日日 주가수익율은 時系列상관관계(serial correlations)가 높기 때문에 OLS로 시장모형을 추정할 경우에 추정계수는 下向偏倚(downward biased)를 갖는다. 따라서, OLS에 의한 추정은 적합하지 않다.

표본기업 i 의 t 일의 초과수익율(AR : abnormal returns)은 다음과 같이 계산된다.

$$AR_{it} = \hat{\epsilon}_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}) \quad (6.2)$$

여기서 $\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i$ = CHMSW法에 의해 추정된 시장모형의 계수.

위의 초과수익율은 다시 필요에 따라 k 일 동안(m 일에서 $m+k$ 일까지) 누적하면, 누적초과수익율(CAR : cummulative abnormal returns)이 된다.

$$CAR(m, m+k)_{it} = \sum_{s=m}^{m+k} AR_{is} \quad (6.3)$$

本 연구에서는, 위에서 언급한 바와 같이, 각 주식에 대해 누적기간에 따라 두가지 누적초과수익율을 계산한다. 첫째는 前分期의 회계이익의 공시일 다음날부터 이번 회계이익의 공시일까지의 누적초과수익율이다. 이를 CAR (분기)라고 정의하자. 이는 회계기간 동안(엄격하게는 두 회계이익의 공시일 사이의 기간)의 초과주가수익율을 의미한다.

둘째는, 주식시장에서의 회계이익의 공시효과를 검증하기 위한 것으로서, 회계이익의 공시일 前後 3일간의 누적초과수익율이다. 즉, 공시 하루前日(-1일)과 공시當日(0일), 그리고 공시 다음날(+1일)의 초과수익율을 누적인 것이다.¹¹⁾

6.2. 주가수익율과의 상관관계 비교 I

회계이익의 예측오차와 초과주가수익율과의 관계는 회계학 연구에서 주요한 주제의 하나로써 그간 많은 연구가 이어져 왔다(예, Ball 과 Brown(1968), 그리고 Brown 과 Kenelly (1972) 등). 그러나, 이들 연구들은 포트폴리오를 이용한 圖表분석(또는 非母數統計技法)

11) 회계이익의 공시가 며칠동안 주가수익율의 분포에 영향을 주는가에 대한 체계적인 理論이 없기 때문에, 공시일 전후 3일간에 걸쳐 영향이 있다는 가정은 다분히 임의적이다. 그러나, 예비적인 실증분석을 통하여 -1일, 0일, +1일의 주가수익율 分散이 통계적으로 有意(5% 有意水準)함을 알았다. 다른 기간에는 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서, 회계이익의 공시효과는 공시일 前後 3일간 나타나는 것으로 가정하였다.

에 의존한 것이었다. 본 연구에서는 대신 회귀분석 기법을 통해 두 變數간(예측오차와 누적초과수익율)의 상관관계의 強度를 비교해 본다. 회귀분석의 장점은 상관관계의 강도를 비교할 수 있는 統計量(예를 들어, t-값 또는 조정된 R² 등)이 존재한다는 것이다. 효율적 자본시장 가설下에서, 이 상관관계의 強度는 그 회계이익 예측모형이 투자자들의 공시前 실제예측치(관찰할 수 없기 때문에 문제가 됨)를 얼마나 잘 대변해 주고 있는가를 비교해 준다.

$$CAR(\text{분기})_t = \alpha + \beta SFE(BR)_t + u_t \quad (6.4a)$$

$$CAR(\text{분기})_t = a + b SFE(\hat{BR})_t + e_t \quad (6.4b)$$

여기서 SFE(BR)_t은, 위에서 설명한 바와 같이, Brown 과 Rozeff의 時系列모형에 의한 분기 t의 표준화된 예측오차이며, SFE(\hat{BR})_t는 Brown 과 Rozeff 시계열모형에 기타 다른 3개의 시계열모형을 결합하여 산출한 새로운 예측오차이다. CAR(분기)와의 상관관계가 강한 예측오차일수록, 그 예측모형이 투자자들의 실제예측치(관찰되지 않음)를 더 잘 대변해 준다고 말할 수 있다.

위의 회귀式(6.4a)와 (6.4b)를 각각 OLS로 처리하여 <表 3>에 그결과를 제시하였다. <表 3>에 의하면, 조정된 예측오차 SFE(\hat{BR})_t을 사용할 경우(회귀式(6.4b)), 추정值 b에 대한 t-값은 22.64로써, 조정前 예측오차 SFE(BR)_t을 사용하는 회귀式 (6.4a)에서의 추정치 β 에 대한 t-값 9.76에 비해 훨씬 높다. 또한 조정된 R² 값도 0.0039(0.39%)에서 0.0208(2.08%)로 증가하여 결합에 의한 효과가 크게 나타나고 있음을 示唆해 준다. 그러나, <表 3>에서 보는 바와 같이, 상관관계의 強度는 많은 增加가 있었지만, 설명력(R²)은 아직도 2.08%에 불과하다. 조정된 後에도 회계이익의 예측오차가 이렇게 낮은 설명력을 갖는 이유는 다음과 같이 두가지로 설명할 수 있다.

첫째는, 회계 이익의 變動이 주가가격의 변동에 큰 역할을 하고 있지 않다는 것이다. 즉, Beaver(1981)가 언급한 것처럼, 회계이익이 단일항목으로서는 주가변동에 가장 큰 영향을 주는 중요한 요소이긴 하나, 워낙 다양한 요소들이 녹아져 주가변동을 초래하기 때문에 회계이익의 역할에도 한계가 있다는 것이다. Hagerman, Zmijewski, 그리고 Shah(1984)의 연구에서도 회계이익예측오차의 주가변동 설명력은 1% 안팎이었다. 둘째는, 본 연구와 직접

관계있는 원인으로써, 회귀式에서의 독립변수인 SFE(BR̂)가 아직도 불완전하다는 이유를 들 수 있다. 즉 새로운 예측모형도 투자자들의 실제 예측치(관찰되지 않음)를 완전하게 대변해 주지 못하고 있다는 것이다(또는, 통계학적으로 말해, 독립변수가 아직도 측정오차를 포함하고 있다). 이는 아직도 개선의 여지가 많음을 나타낸다.

〈表 3〉 주가수익률과의 상관관계 비교 I

$$\text{회귀분석 : } \text{CAR}(\text{분기})_i = \alpha + \beta \text{SFE}(\text{BR})_i + u_i$$

독립변수	기업크기	β 추정치	t-값	조정된 R ²
SFE(BR)	전 체	0.0894	9.76	0.0039
	SIZE 1	0.1033	3.14	0.0022
	SIZE 2	0.0848	4.38	0.0043
	SIZE 3	0.1100	4.26	0.0037
	SIZE 4	0.0684	3.43	0.0024
	SIZE 5	0.1013	6.39	0.0067

$$\text{회귀분석 : } \text{CAR}(\text{분기})_i = a + b \text{SFE}(\widehat{\text{BR}})_i + e_i$$

독립변수	기업크기	b 추정치	t-값	조정된 R ²	비교를 위한 F 통계량
SFE(BR̂)	전 체	0.9195	22.64	0.0208	546.02
	SIZE 1	1.0591	6.09	0.0080	36.25
	SIZE 2	0.9137	7.63	0.0119	23.22
	SIZE 3	0.9720	9.81	0.0197	101.19
	SIZE 4	0.9819	11.67	0.0268	155.45
	SIZE 5	0.9908	13.63	0.0337	173.24

또한, 위에서 언급한 바와 같이, 독립변수가 측정오차(measurement error)를 가질 경우에는 OLS 방법에 의한 추정계수는 下向偏倚를 갖는다.¹²⁾ 즉, 독립변수 SFE(BR̂)가 SFE(BR)보다 측정오차가 적어 졌다면, CAR(分期)와의 상관관계가 더 높을 뿐만 아니라, 추정치 b는 추정치 β 보다 더 클 것이다(왜냐하면, 下向偏倚가 더 적어 졌기 때문). 〈表 3〉에서 보는 바와 같이, 회귀式(6.4b)에서 추정계수 b는 0.9195(전체 기업기준)로써 회귀式(6.4a)에서의 추정계수 β 의 0.0894에 비해 훨씬 높아졌다.

위에서는 간단히 t-값과 조정된 R²값에 의해 상관관계의 강도를 비교해 보았다. 이제 좀

12) 위 회귀式에서 종속변수인 CAR(분기)에도 측정오차는 존재한다. 그러나, CAR(분기)에 대한 측정오차는 SFE(BR̂)보다는 훨씬 輕微하기 때문에, 문제삼지 않는다.

더 엄격한 척도로서 두 회귀분석 결과(즉, 회귀식(6.4b)와 회귀식(6.4a))를 비교해 보자. 두 회귀식에서 조정된 R^2 의 차이를 자유도(1, $N-2$)가 되는 F 통계량으로 변형시켜 보면 다음과 같다(Theil(1971) : pp 175 참조). 물론 회귀식(6.4a)와 (6.4b)에서 잔차들(u와 e)의 分散은 같다고 가정하였다. 이 F 통계량은 회귀식 (6.4b)가 (6.4a)에 비해 통계적으로 유의하게 개선되었는지를 검증가능케 해주고 있다.

$$\frac{(N-2)(R^{2**} - R^{2*})}{(1 - R^{2**})} \sim F_{1, N-2} \quad (6.5)$$

여기서 $R^{2**} = \text{SFE}(\widehat{BR})$ 가 독립변수로 사용된 식(6.4b)의 조정된 설명력 계수,
 $R^{2*} = \text{SFE}(BR)$ 가 독립변수로 사용된 식(6.4a)의 조정된 설명력 계수,
 $N =$ 표본의 數

개선의 정도를 표시해 주는 F 통계량도 <표 3>에 포함되어 있다. 전체기업 기준으로, F 통계량은 546.02로써 1% 유의수준으로(1% 유의수준의 臨界値는 7.0) 개선되었음을 알 수 있다.

또한 측정오차의 개선 정도가 중소기업일 수록 더욱 두드러짐을 보이기 위해, 제 V 장에서와 같이, 기업규모별로 나누어 회귀식(6.4a)와 (6.4b)를 처리해 보았다. 이 결과도 <표 3>에 포함되어 있다. 개선의 정도를 표시해 주는 F 통계량이 작은 기업일 수록 큰 것을 알 수 있다. 가장 큰 20%에 속하는 기업들(SIZE 1)에 있어서 F 통계량은 36.25에 불과하나, 가장 작은 20%에 속하는 기업들(SIZE 5)의 F 통계량은 173.24나 된다. 물론, 큰 기업이나 작은 기업이나 개선 정도는 1% 유의수준으로 유의하다.

6.3. 주가수익율과의 상관관계 비교 II

本 단원에서는 위의 6.2 단원과는 달리 회계이익의 공시시점 前後(3日間)의 초과주가수익율과 회계이익의 예측오차와의 상관관계의 強度를 비교한다. Ball 과 Brown(1968)에 의하면, 평균적으로, 회계이익에 대한 정보는 발표時까지 이미 80-90%가 여러가지 經路(매스컴 또는 증권분석가의 추적)를 통해 투자자들에게 알려 진다고 한다. 따라서, 실제로 회

계이익이 발표될 때는 나머지 10-20%의 정보가 투자자들에게 전달되어 주식시장에 충격을 주고 있다고 한다. 이 때의 短期的인 주식시장의 반응을 공시효과(announcement effects)라 한다. 위에서 언급한 바와 같이, 本 연구에서는 회계이익의 공시효과가 공시일을 前後하여 3일간 계속된다고 가정한다.

위의 단원 6.2에서와 마찬가지로 회귀분석기법을 사용하여 두 변수간(회계이익 예측오차와 3일간의 누적초과주식수익율)의 상관관계의 강도를 비교해 본다. 효율적 자본시장 가설下에서, 이 상관관계의 強度는 각 회계이익 예측모형이 얼마나 투자자들의 공시直前의 실제예측치(관찰할 수 없음)를 잘 대변해 주고 있는가를 비교해 준다.

$$CAR(-1, +1)_i = \gamma + \delta SFE(BR)_i + v_i \quad (6.6a)$$

$$CAR(-1, +1)_i = c + d SFE(\hat{BR})_i + w_i \quad (6.6b)$$

여기서 독립변수들은 式(6.4a), (6.4b)와 같으나, 종속변수는 CAR(분기) 대신 CAR(-1, +1)을 사용하고 있다. 회귀식(6.6a)과 (6.6b)의 분석 절차는 회귀식(6.4a) 및 (6.4b)와 같으며, 분석 결과는 <表 4>에 포함되어 있다.

(表 4) 주가수익율과의 상관관계 비교 II

회귀분석 : $CAR(-1, +1)_i = \gamma + \delta SFE(BR)_i + v_i$

독립변수	기업크기	δ 추정치	t-값	조정된 R ²
SFE(BR)	전 체	0.0596	19.29	0.0151
	SIZE 1	0.0549	3.21	0.0031
	SIZE 2	0.0385	4.58	0.0047
	SIZE 3	0.0413	3.93	0.0032
	SIZE 4	0.0656	7.90	0.0128
	SIZE 5	0.0944	13.14	0.0276

회귀분석 : $CAR(-1, +1)_i = c + d SFE(\hat{BR})_i + w_i$

독립변수	기업크기	d추정치	t-값	조정된 R ²	비교를 위한 F-통계량
SFE(\hat{BR})	전 체	0.6483	38.49	0.0578	1433.77
	SIZE 1	0.7150	12.13	0.0307	176.54
	SIZE 2	0.5280	13.30	0.0380	214.61
	SIZE 3	0.5863	14.74	0.0435	244.92
	SIZE 4	0.7049	20.41	0.0778	426.99
	SIZE 5	0.7438	22.91	0.0899	424.41

〈表 4〉에 의하면, 회귀식(6.6b)의 기울기 계수 d 의 추정치는 0.6483으로써 회귀식(6.6a)의 계수 δ 의 추정치 0.0596보다 훨씬 개선되었으며, t -값도 38.49로써 19.29보다는 훨씬 높음을 알 수 있다. 회귀식(6.6b)의 설명력 계수인 조정된 R^2 값도 0.0578(5.78%)로써 회귀식(6.6a)의 설명력 계수 0.0151(1.51%)에 비해 훨씬 높아 졌다. 더우기, 설명력 계수 5.78%는 위 단원의 회귀식(6.4b)의 설명력 계수 2.08%보다 높은 것으로써 회계이익의 예측 오차가 公示時點 전후의 短기간에서 더 큰 역할을 한다는 것을 알 수 있다.

측정오차의 개선 정도가 小기업일수록 더욱 두드러지고 있음을 보이기 위해, 기업규모별로 나누어 회귀식(6.6a)와 (6.6b)를 추정하였다. 이 결과도 〈表 4〉에 포함되어 있다. 〈表 4〉에 의하면, 개선의 정도를 표시해 주는 F 통계량이 작은 기업일수록 크게 나타남을 알 수 있다. 가장 큰 20%에 속하는 기업들(SIZE 1)에 있어서 F 통계량은 176.54에 불과하나, 가장 작은 20%에 속하는 기업들(SIZE 5)의 F 통계량은 424.41이나 된다. 물론, 큰 기업이나 작은 기업이나 개선 정도는 모두 1% 유의수준으로 有意하다.

이 단원을 마감하기에 앞서 〈표 3〉과 〈표 4〉의 내용을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 주가수익율과의 상관관계를 비교하므로써 새로운 회계이익 예측모형이 기존의 시계열 모형에 비해 훨씬 우수함을 실증적으로 보여 주고 있다. F 통계량이 유의적(1% 유의수준)으로 증가한 것으로 보아, 代變數 推定技法(instrumental variables approach)을 사용한 새로운 모형이 투자자들의 실제 예측치(관찰되지 않음)을 더 잘 대변해 주고 있음을 시사해 주고 있다. 그러나, 아직도 株價변동에 대한 회계이익의 설명력은 2%—6% 정도로써 微細하다. 이는 앞으로도 회계이익예측모형에 대해 개선의 여지가 많다는 뜻이 될 수 있다.

둘째, 개선의 정도(F 통계량)는 기업의 규모와 반비례 관계에 있다. 즉, 작은 기업에 대한 회계이익 예측치의 개선 정도는 큰 기업에 비해 훨씬 크게 나타나고 있다. 이는 제Ⅲ장의 실증분석 결과인 「예측정확도面에서도 작은 기업의 경우가 큰 기업에 비해 훨씬 많이 개선되었다」는 결론과 함께, 代變數 推定技法에 의한 새로운 회계이익 예측모형이 작은 기업에 있어 더욱 기여도가 높음을 시사해 준다.

셋째, 회귀식(6.4a, b)와 (6.6a, b)를 다시 한번 고찰해 보자. 종속변수 CAR와 독립변수 SFE(BR)(또는 SFE(BR̂))은 모두 分期末 주식가격으로 나눈 값이다. 따라서, 우리는 이 회귀방정식을 통해, 평균적으로, 1달러의 회계이익 예측오차(독립변수)가 몇 달러의 주식 가격 변동(종속변수)을 유발하고 있는지를 검증해 볼 수 있다. 税金이 없는 세계에서는 1

달러의 회계이익은 1달러의 주가변동을 유발한다고 가정할 수 있다. 즉, 회귀식에서 우리는 「절편=0 그리고 기울기=1」인 歸無假說을 세울 수 있다. 그러면, 이의 검증을 위해, 회귀분석 결과인 <表 3>과 <表 4>를 살펴 보자. 두 表에서 보는 바와 같이, 기울기 계수는 <表 3>에서는 0.9195이고 <表 4>에서는 0.6483으로써 1보다 작음을 알 수 있다(紙面관계상 표에서는 나타나 있지 않지만, 절편은 모두 통계적으로 0과 다르지 않다). 즉, 分期 동안의 1달러의 회계이익 예측오차는 평균적으로 약 0.92달러의 주가변동을 가져왔으며, 공시시점에서 약 0.65달러의 株價변동을 초래하였다. 1달러의 회계이익 예측오차가 1달러 미만의 주가변동만을 유발시킨 이유는 다음과 같은 두가지 가상적인 이야기로 설명할 수 있다. 첫째, SFE($\hat{B}\hat{R}$)에 아직도 상당한 측정오차를 포함하고 있다는 것이다. 만약, 측정오차를 완전히 제거했다라면, 기울기 계수가 1에 더욱 가까워졌을 가능성이 있다. 둘째, 일단 SFE($\hat{B}\hat{R}$)에 측정오차가 전혀 없다 해도 기울기 계수가 1보다 작은 이유는 있다. 즉, 세금에 따른 고객효과(clientele effect) 때문일 수 있다(Brealey(1971)참조). kd를 정상적 소득의 세율이라하고, kc를 주식의 자본소득에 대한 세율이라 할 때, 회귀식(6.4b)와 (6.6b)의 기울기 계수는 이론적으로 $(1-kd)/(1-kc)$ 로 표현할 수 있다(Kalay(1982) 참조). 配當落 시점에서 이 비율을 실증분석한 Brealey 회귀분석 결과에 의하면, $(1-kd)/(1-kc)=0.85$ 인 것으로 나타나 있다. 그렇다면, 위의 회귀분석 결과에 나타난 기울기 계수 0.65 내지 0.92는 Brealey의 결과에 어느정도 접근한다고 볼 수 있다. 1달러의 회계이익 예측오차가 1달러 미만의 주가변동만을 유발시킨 이유는 아마 이 두가지가 복합적으로 작용했을 가능성이 높다.

Ⅶ. 요약 및 결론

실증분석에서는 각 變數의 정확한 관찰치를 찾아내는 일이 무엇보다도 중요하지만 실제로 정확히 관찰되지 않는 경우가 대부분이다. 이러한 경우에는 하는 수 없이 代用值(proxy)를 사용하는 수 밖에 없다. 다행히 하나의 변수에 대해 다수의 대용치가 존재하는 경우에는, 本 논문에서와 같이, 이 대용치들을 결합하여 하나의 합성된 대용치를 만들 수 있다.

자본시장의 투자자들이 미래에 발표될 기업의 회계이익을 어떻게 예측하고 있는지(관찰되지 않음)를 찾아내는 일은 실증회계학에서 중요한 주제 중의 하나이다. 本 연구에서는

다양한 시계열 분석에 의한 회계이익예측을 투자자들의 실제예측치에 대한 대응치로 간주하여, 이 대응치들을 代變數 推定技法을 통해 합성하는 방법을 고안해내고 있다. 단순히 하나의 시계열 모형을 이용한 경우보다 여러 시계열 모형을 합성한 새로운 예측치가 (1) 예측정확도 면에서나, (2) 株價변동과의 상관관계 면에서 훨씬 개선되었다는 실증분석 결과를 얻었다. 또한 규모가 큰 기업보다는 작은 기업일수록 개선의 정도가 훨씬 크게 나타난다는 결론도 얻었다.

부수적으로, 합성에 의한 새로운 대응치가 관찰하고자 하는 변수(즉, 회계이익 예측오차)를 비교적 정확하게 대변해 주고 있다는 가정 아래, 1달러의 회계이익 예측 오차가 몇달러의 초과적 주가변동을 초래하고 있는 지를 검증하여 보았다. 검증 결과에 의하면, 1달러의 회계이익 변동은 0.65 내지 0.92 달러의 주가변동을 가져 왔으며, 이는 소위 「법인세에 의한 배당의 고객효과 이론(clientele effect)」에 의한 數値와 상당히 접근하고 있다.

참 고 문 헌

- Ball, R. and P. Brown, 1968, "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," *Journal of Accounting Research* 6(Autumn 1968), pp159-178.
- Beaver, W., 1968, "The Information Content of Annual Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research* 6(Supplement 1968), pp67-92.
- Beaver, W., 1981, *Financial Reporting : An Accounting Revolution*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Joursey.
- Box, G. and G. Jenkins, 1976, *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, Holden-Day, San Francisco, California.
- Brealey, R., 1971, *Security Prices in a Competitive Market : More about Risk and Return from Common Stock*, M. I. T. Press, Cambridge, Massachasetts.
- Brooks, L. and D. Buckmaster, 1976, "Further Evidence of the Time Series Properties of Accounting Income," *Journal of Finance*(December 1976), pp 1359-1373.
- Brown, L., P. Griffin, R. Hagerman and M. Zmijewski, 1985, "An Evaluation of Alternative Proxies for the Security Market's Expectation of Corporate Earnings," Unpublished Manuscript, University of Chicago.
- Brown, L. and M. Rozeff, 1979, "Univariate Time-Series Models of Quarterly Accounting Earnings per Share : A Proposed Model," *Journal of Accounting Research* 17(Spring 1979), pp 179-189.
- Brown, P. and J. Kennelly, 1972, "The Informational Content of Quarterly Earnings : An Extension and Some Further Evidence," *Journal of Business* 45(1972) pp 403-415.
- Chambers, A. and S. Penman, 1984, "Timeliness of Reporting and the Stock Price Reaction to Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research* 22(Spring 1984), pp 31-47.
- Christie, A., 1985, "On Cross-Sectional Analysis in Accounting Research," Unpublished Working Paper, University of Southern California, Los Angeles, California.
- Cohen, K., G. Hawawini, S. Maier, R. Schwartz and D. Whitcomb, 1983, "Friction in the Trading Process and the Extimation of Systematic Risk," *Journal of Financial Economics*

- 12(1983), pp 263-278.
- Dharan, B., 1983, "Empirical Identification Procedures for Earnings Models." *Journal of Accounting Research* 21(Spring 1983), pp 256-270.
- Foster, G., 1977 "Quarterly Accounting Data : Time Series Properties and Predictive Ability Results," *Accounting Review* 52(January 1977), pp 1-21.
- Griffin, P., 1977, "The Time Series Behavior of Quarterly Earnings : Preliminary Evidence," *Journal of Accounting Research* 15(Spring 1977), pp 71-83.
- Hagerman, R., M. Zmijewski and P. Shah, 1984, "The Association Between the Magnitude of Quarterly Earnings Forecast Errors and Risk-Adjusted Stock Returns," *Journal of Accounting Research* 22(Autumn 1984), pp 526-540.
- Johnston, J., 1972, *Econometric Methods*, McGraw Hill, New York.
- Kalay, A., 1982, "The Ex-Dividend Day Behavior of Stock Prices : A Reexamination of the Clientele Effect," *Journal of Finance*(September 1982), pp 1059-1070.
- Lev, B., 1983, "Some Economic Determinants of Time-Series Properties of Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 5(April 1983), pp 31-48.
- Patell J. and M. Wolfson, 1984, "The Intraday Speed of Adjustment of Stock Prices to Earnings and Dividend Announcements," *Journal of Financial Economics* 38(1984), pp 223-252.
- Ricks, W., 1982, "The Market's Response to the 1974 LIFO Adoptions," *Journal of Accounting Research* 29(Autumn 1982, part I), pp 367-387.
- Scholes, M. and J. Williams, 1977, "Estimating Beta from Non-Synchronous Data," *Journal of Financial Economics* 5(1977), pp 309-327.
- Theil, H., 1971, *principles of Econometrics*, John Wiley and Sons, New York.
- Watts, R. L., 1975, "The Time Series Behavior of Quarterly Earnings," Unpublished Working Paper, University of Newcastle, Newcastle, United Kingdom.

