財務管理硏究 第十五卷 第二號(1998. 12), 135~161

순이익의 영구부분과 일시부분에 대한 투자자의 인식: 미국자료를 사용한 결과

배 길 수*

<요 약>

본 논문은 Beveridge와 Nelson의 시계열분리 기법을 사용해 순이익을 영구부분과 일시부분으로 분리하여 널리 알려진 순이익 발표 후 주가의 표류가 투자자들이 순이익의 일시부분을 불완전하게 고려하는 데서 온다는 Rendleman, Jones, 및 Latane(1987)(RJL)와 Bernard와 Thomas(BT)의 주장에 대한 추가적인 증거를 제시하고 있다. 특히 주식시장에 대한 전통적인 관점은 투자자들이 순이익의 일시부분도 완전하게 고려한다고 보는 반면 RJL와 BT는 투자자들이 순이익의 일시부분을 전혀 고려하지 않는다고 보고 있다. 그러나 본 논문에서는 투자자들이 순이익의 일시부분에 어느 정도의 비중을 부여할 가능성이 있다는 포괄적인 관점을 검증하고 또 투자자들이 규모가 작은 기업의 일시부분에 대해 규모가 큰 기업의 경우보다 더 작은 비중을 부여한다는 가설을 추가로 검증하고 있다. 본 논문의 결과는 예상과 대체로 일치하고 있다. 본 논문의 결과는 미국 주식시장에서 널리 알려진 변칙현상인 순이익 발표 후 지속적인 주가의 변동에 대한 우리의 이해를 증진시키며, 아울러 본 논문에서 사용하고 있는 순이익의 시계열분리를 통한 분석은 우리 나라 주식시장 자료에도 적용될 수 있다고 전망된다.

I. 서론

본 논문은 주가가 순이익 발표에 대해 불완전하게 반응하는 정도를 조사한다. 주가가 순이익 발표에 불완전하게 반응한다는 주장은 재무관리와 회계학의 논문사이에서 지난 20 여 년간 계속되어 왔다. 많은 논문들이 순이익의 발표에 대한 주가의 반응이 신속하다는 것을 보이고 있다 (Beaver (1968), Patell과 Wolfson(1984)). 그러나, 이 비교적 짧은 기간에 (예, Patell과 Wolfson의 경우 약 30 분 그리고 Beaver의 경우 [-2, 0]의 3일

* 고려대학교 경영학과 교수

Bong-Soo Lee, Jack Hughes, Lane Daley, Chandra Subaramaniam, 그리고 David Runkle 교수가 본 논문에 많은 도움을 주었다. Daley와 Runkle 교수는 이 주제에 대해 관심을 갖게 해주었고, Hughes 교수는 본 논문의 전체적인 논리의 전개에 도움을 주었다. 그리고 Lee 교수는 분기별 자료에 대한 시계열분리 기법에 대한 저자의 이해에 많은 도움을 주었다. 본 논문에 남아있는 오류는 전적으로 저자의 책임이다.

나타나는 주가의 초기반응(initial reaction)이 순이익 발표에 대한 불완전한 반응일 가능성에 대해서는 지금까지 엄밀한 실증이 결여되어 왔다. 주가의 불완전한 반응의 가능성은 Ball과 Brown(1968)에 의해 처음으로 발견되었는데, 이들은 비정상적 누적주가수익률이 예상보다 큰 순이익에 대하여는 지속적으로 증가하고, 반대로 예상보다 작은 순이익에 대하여는 감소한다는 것을 보이고 있다. 그후 많은 논문들이 "순이익 발표 후 주가의 표류(post earnings announcement drifts)(주가표류)"라고 불리는 이 같은 현상을 연구하고 있다 (Jones와 Litzenberger(1970), Joy, Lizenberger,와 McEnally(1977), Watts(1978), Givoly와 Lakonishok(1979), Latane와 Jones(1979), Foster, Olsen,과 Shevlin(1984), Bernard와 Thomas(1989, 1990)(BT), 그리고 Freeman과 Tse (1989)).

이들 논문은 효율지장가설을 옹호하는 논문들에 의해 비판을 받았다. 예를 들면, Ball(1978)과 Ball, Kothari,와 Watts(1990)는 순이익 발표에 대한 지연반응(delayed response)이 주식의 체계적 위험에 대한 불완전한 고려에 기인한다고 주장하고 있다. 또한, 주식거래비용이나 거래의 제한에 따르는 비용을 고려하면 투자자들이 실제로 주가의 지속적인 반응에 의거해 초과수익을 기대할 수 없다는 주장도 있다. 그러나 최근의 논문들은 체계적인 위험이나 주식거래에 관련된 비용을 고려하고 난 후에도 순이익 발표에 대한 주가표류가 완전히 없어지지 않는다는 것을 보였다. 이들 중 Rendleman Jones, 및 Latane(1987)(RJL), BT(1990), Freeman과 Tse(1989), Mendenhall (1991), Wiggins(1991)는 순이익 발표 후 주가의 표류가 투자자들이 순이익의 시계열 속성을 완전하게 이해하지 못하는 데 기인한다는 가설을 검증하고 있다. 특히 BT와 Wiggins(1991)는 미래의 순이익 발표시 3 일간의 주가반응이 향후 네 분기 동안 부분적으로 예측이 가능하다는 것과 미래의 순이익 발표에 대한 주가반응의 크기 및 부호가 순이익 그 자체의 자기상관의 크기와 부호와 유사하다는 것을 보이고 있다. 순이익의 예측오차와 비정상적 주가수익률 사이의 상관을 설명하기 위해 RJL와 BT는 주가의 반응이 투자자들이 순이익의 예상치를 계절별 랜덤워크를 사용하여 예측할 때 나타날 수 있는 반응과 유사하다는 것을 보였다. 즉, 주가에 반영된 순이익의 예상치는 전년동기의 순이익이라는 것이다. 따라서 이 가설에 의하면 주가가 당기에 발표된 순이익이 계절적인 랜덤워크와 다른 부분 전체에 대해 반응을 하지만, 이 중 일부는 투자자들이 순이익의 시계열 과정을 좀 더 정확히 이해했더라면 이미 주가에 반영되었어야 한다는 것이다. 그 결과로 비정상적 주가수익률이 자기상관이 있는 순이익의 예측오차에 비례하게 되고, 따라서 부분적으로 예측이 가능하다. 이 계절적인 랜덤워크 가설에 바탕을 두고 RJL와 BT는 미래의 네 분기에 걸친 주가반응 사이의 상관성을 설명하고 또

한 이 상관성에서 오는 주가의 반응이 주가표류의 주된 원인이라고 주장한다.

만일 주식시장이 전통적인 관점대로 효율적이어서 순이익의 시계열의 자기상관을 포함한 이미 공시된 모든 정보가 주가에 반영된다면, 순이익의 예측오차 시계열 사이에 자기상관이 없어야 하고 또한 이 순이익의 예측오차에 의거하여 비정상적 주가수익률을 얻을 수 없어야 한다. 따라서 RJL와 BT를 비롯한 일련의 논문들은 주식시장이 당기 순이익과 미래의 순이익간의 자기상관을 완전하게 고려하지 못하고 있다는 주식시장 비효율성의 가능성을 시사한다.

주가표류에 대한 가설을 관점을 바꾸어 다시 설명한다면 전통적인 효율시장가설(efficient market hypothesis)에서는 주식시장이 순이익의 영구부분(permanent component; 랜덤워크 부분)과 일시부분(temporary component; 랜덤워크를 제외한 자기상관)을 종합하여 주가에 반영한다고 가정하는 반면에, RJL와 BT 등은 주식시장이 순이익의 일시부분은 고려하지 않고 영구부분만 반영한다는 것이다.

이렇게 볼 때 전통적인 관점과 RJL와 BT의 관점은 순이익의 일시부분에 대한 비중이 각각 1 또는 0 이라는 극단적인 견해로 볼 수 있다. 그러나 실제 주식시장의 행태를 설명할 수 있는 포괄적인 관점은 주식시장이 미래 순이익을 예상할 때 순이익의 일시부분에도 0이 아닌 어느 정도의 비중을 부여할 가능성이 있다는 것이다.

본 논문은 이와 같은 두 극단적인 주장을 포괄할 수 있는 일반적인 모형을 제시하고 순이익의 성격이 다른 두 부분에 대해 주식시장이 부여하는 비중을 실증적으로 측정해 순이익 발표 후 주가의 표류에 대한 우리의 이해를 높이는 것이 목적이다. 아울러, 우리 나라의 주식시장에서도 주가표류가 발견되므로 본 논문에서 사용하고 있는 미국자료에 대한 순이익의 시계열 분석과 유사한 방법이 우리 나라의 주식시장의 자료에도 적용될 수 있을 것으로 보인다. 우리 나라의 자료를 통한 재검증은 우리 나라와 미국의 주식시장의 환경의 차이, 순이익 발표의 빈도수 차이, 그리고 순이익의 시계열 차이 등을 고려할 때 유용한 연구가 될 수 있다. 이미 이러한 시계열 분석 기법이 주가에 관련된 연구에 사용될 수 있다는 것을 최근의 논문들이 보여주고 있다 (길재욱(1997)).

본 논문은 다음과 같이 구성되었다: 제 II장은 순이익 발표 후 주가의 표류의 선행연구에 대한 간략한 고찰을 한다; 제 III장은 순이익을 영구부분과 일시부분으로 분리할 때 주식시장의 예상순이익과 주가사이의 관계를 분석한다; 제 IV장은 본 논문에서 사용된 자료의 기술과 분기별 순이익과 주가의 시계열 속성에 대한 기술적인 결과를 제시하고, 아울러 본 논문에서 제시하고있는 일반적인 모형에 대한 실증적인 결과를 보고한다; 그리고 마지막으로 제 V장은 간단한 결론과 함께 본 논문을 마무리한다.

II. 순이익의 분리(decomposition)와 주식시장의 기대모형

1. 순이익의 분리

Beveridge와 Nelson(1981)은 모든 I(1), 즉 1차 차이 안정적 과정(first order difference stationary process),은 영구부분(스토캐스틱 추세, trend)과 일시부분(temporary component, stationary component)으로 분리될 수 있다는 것을 보이고 있다. 또한 이들은 스토캐스틱 추세를 랜덤워크로 정의하고 있다.

본 논문에서는 순이익의 시계열을 Beveridge와 Nelson에 따라 영구적 그리고 일시적인 두 부분으로 분리한다.[1] 분기별 순이익, Q_t,의 계절적 차이를 취한(seasonally differenced) 과정을 일반적인 ARIMA(p,d,q) 모형으로 기술할 때 다음과 같이 표기할 수 있다:

$$a(L)(1-L^4)Q_t = f + b(L)e_t \quad (1)$$

여기서 f 는 상수이고 L은 시차연산기호(lag operator)이다 (즉, $L^nX_t = X_{t-n}$). 또한 a(L)과 b(L)은 시차연산기호 L의 p와 q차 다항식이다(즉, $a(L)=\sum_{i=0}^{p} a_iL^i$ 와 $b(L)=\sum_{j=0}^{q} b_jL^j$).

식 (1)을 호환조건(invertability condition)이 만족된다고 가정하여 (1)의 a(L)로 양변을 나누면, $(1 - L^4)Q_t$는 다음과 같이 MA 과정으로 표시된다:

$$(1-L^4)Q_t=\frac{f}{a(1)}+[\frac{b(L)}{a(L)}]e_t$$

또는, $(1-L^4)Q_t=g+c(L)e_t$, (2)

$g\equiv\frac{f}{a(1)}=\frac{f}{\sum_{i=0}^{p}a_i}=$ 상수, 그리고

$c(L)=\frac{b(L)}{a(L)}=\sum_{j=0}^{n}c_jL^j$ 이다.

순이익의 과정을 분리하기 위하여 식 (2)의 c(L)을 다음과 같이 표기한다.

$$c(L)=c(1)+(1-L^4)c^*(L) \quad (3)$$

---

1) Beveridge와 Nelson(1981)과는 달리 이 논문에서는 분기별 자료를 사용하므로 계절성을 고려하기 위해 이들의 기법을 적절히 수정했다.

여기서, $c^*(L)=[c(L)-c(1)](1-L^4)^{-1}$.

식 (3)의 c(L)을 (2)에 대입하면, 순이익, Q_t는 영구부분, Q_t^p,과 일시부분, Q_t^s,으로 분리되어 다음과 같이 표기된다:

$$Q_t=(1-L^4)^{-1}(g+c(1)e_t)+c^*(L)e_t=Q_t^p+Q_t^T \quad (4)$$

여기서, $Q_t^p=(1-L^4)^{-1}(g+c(1)e_t)=g+Q_{t-4}^p+c(1)e_t$, 그리고

$Q_t^T=c^*(L)e_t$

즉, (4)에서 분기별 순이익, Q_t,이 영구적인 계절적 랜덤워크 부분, Q_t^p,과 일시부분 Q_t^T,으로 분리되어 표기되었다.

순이익 분리와 $c^*(L)$의 관계를 나타내보기 위해 c(L)을 MA(4)라고 가정하면 c(L)은 다음과 같이 표기될 수 있다:

$c(L)=c_0+c_1L+c_2L^2+c_3L^3+c_4L^4$이며, $c(1)=c_0+c_1+c_2+c_3+c_4$ 된다.

그러면, $c(L)-c(1)=-(c_1+c_2+c_3+c_4)+c_1L+c_2L^2+c_3L^3+c_4L^4$이고 (5.1)

$$c^*(L)=\frac{[c(L)-c(1)]}{(1-L^4)}$$

$$=-(c_1+c_2+c_3+c_4)+c_1L+c_2L^2+c_3L^3+[-(c_1+c_2+c_3)+c_1L+c_2L^2+c_3L^3][L^4+L^8+L^{12}+\ldots]$$

$$=\sum_{j=0}^{n}c_j^*L^j \quad (5.2)$$

여기서, $c_0^*=-(c_1+c_2+c_3+c_4)$,

$c_1^*=c_1, c_2^*=c_2, c_3^*=c_3, c_4^*=-(c_1+c_2+c_3), c_5^*=c_1, \ldots$

여기서 특별히 $c_0^*=c_0-c(1)$의 관계는 앞으로도 다시 쓰이게 된다. (5.3)

---

2) $c^*(L)=\frac{c(L)-c(1)}{1-L^4}$의 전개는 다음에서 보는 바와 같이 무한급수이나 시차가 진전되면서 계수가 0에 가까워지므로 현실에서는 적절한 n번째 시차에서 중단하게 된다. 구체적인 n의 선택은 시계열의 속성에 의해 결정된다.

$c(L)-c(1)=-(c_1+c_2+c_3+c_4)+c_1L+c_2L^2+c_3L^3+c_4L^4$

2. 주식시장의 순이익예상 모형과 초과수익률

선행 연구에서와 같이, 본 논문에서도 순이익과 주가수익률의 관계를 초과수익률이 순이익의 예상오류에 비례한다고 본다. 이를 식으로 표시하면 다음과 같다:

$$AR_t = \lambda[Q_t - E^M(Q_t)], \tag{6}$$

여기서 AR_t = 초과수익률,

λ = 주가반응계수,

$E^M(Q_t)$ = 주식시장의 예상순이익.

이미 논의한대로, 본 논문에서는 주식시장이 순이익의 상이한 두 부분에 대해 각각 다른 비중을 부여할 가능성이 있다고 본다. 즉, 영구부분에 대해서는 1의 비중을 부여한다고 보고, 일시부분에 대해서는 ω의 비중을 부여한다고 본다:

$$E^M(Q_t) \equiv E^M(Q_t^p + Q_t^s) = E(Q_t^p) + \omega E(Q_t^s), \tag{7}$$

여기에서 $\omega \in (0,1)$이고 E는 수학적 기대치를 나타내는 부호이다.[3] 따라서 주식시장에서의 예상순이익은 순이익의 영구부분에 1의 비중을 둔 수치와 일시부분에 ω의 비중을 둔 수치의 합이라고 할 수 있다. 식 (7)의 $E^M(Q_t)$를 (6)에 대입하면 다음의 식을 얻는다:

$$AR_t = \lambda[Q_t - E^M(Q_t)] = \lambda[Q_t^p - E(Q_t^p)] + \lambda[Q_t^T - \omega E(Q_t^T)] \tag{8}$$

이와 같이 순이익을 분리하고 나면 순이익과 주가의 관계에 대한 전통적인 주식시장의 관점과 RJL와 BT의 관점을 보다 잘 이해할 수 있다. 이 관계는 다음의 세 정리에 요약되어 있다.

---

3) 본 논문의 기본적인 관점은 투자자들이 순이익 (Q_t)을 영구부분 (Q_t^P)와 일시부분 (Q_t^T)으로 분리하여 미래의 순이익을 예상할 때 순이익의 일시적인 부분에 어느 정도의 비중을 둘 수 있다는 것이다. 즉, $E^M(Q_t) = E(Q_t^P + Q_t^T) = 1 * E(Q_t^P) + \omega * E(Q_t^T)$ (본문의 식 (7)). 이와 같은 식(7)의 가정은 투자자들이 순이익의 영구부분에 1의 비중과 일시부분에 ω의 비중을 부여한다는 것이다 투자자들이 일시부분에의 해석에 대하여 가지고있는 두 가지의 극단적인 선택은 예상순이익의 형성에 있어서 이를 완전히 무시하거나 완전히 고려하는 것이라고 볼 때, 완전히 무시하는 경우는 비중을 전혀 두지 않아 $\omega = 0$이 된다. 이와 같이 볼 때 ω가 0보다 작다는 것, 즉 비중이 음의 숫자가 된다는 것은 이론적으로 해석이 어렵다. 반면에 투자자들이 순이익의 일시부분을 미래 순이익에 완전히 포함시키는 경우는 식(7)에서 영구부분에 부여하는 비중을 1로 보고 있어 일시부분에 부여되는 비중도 1을 초과하지는 않을 것이라는 근거로 ω의 이론상의 최대치를 1로 예상하였다

정리 1: 주식시장에 대한 전통적인 관점에서는 투자자들의 예상순이익이 순이익에 대해 알려진 (순이익의 영구부분과 일시부분을 포함한) 모든 정보를 이용해 얻어진 예상치와 같다 (즉, ω=1).

즉, $E^M(Q_t)=E(Q_t)$ (식 (7)에서 $\omega=1$인 경우)이며, 전통적인 초과수익률은 $AR_t^E=\lambda c_0 e_t$이고, $\lambda c_0 e_t$는 백색잡음(white noise)이다.[4)]

증명

$AR_t^E=\lambda[Q_t-E^M(Q_t)]=\lambda[Q_t-E(Q_t)]$ 식 (8)에서

$=\lambda[Q_t-(g+Q_{t-4}+\sum_{i=1}^{n}c_i e_{t-i})]$

$(1-L^4)Q_t=g+c(L)e_t$

그러므로, $Q_t-Q_{t-4}=g+c(L)e_t$

또는, $Q_t=g+Q_{t-4}+c(L)e_t$

따라서 $E(Q_t)=g+Q_{t-4}+\sum_{i=1}^{n}c_i e_{t-1}$

($\because c(L)e_t$의 첫 번째 항인 $c_0 e_t$의 기대치 $E(c_0 e_t)=c_0 E(e_t)=0$)

그러므로 $Q_t-E(Q_t)=[g+Q_t+\sum_{i=0}^{n}c_i e_{t-i}]-[g+Q_{t-4}+\sum_{i=1}^{n}c_i e_{t-i}]=c_0 e_t$

따라서, $AR_t^E=\lambda c_0 e_t$ [증명 끝]

그러므로, 전통적인 관점에서는 AR_t^E가 백색잡음이고, 순이익의 시계열 과정에 관계없이 AR_t^E의 자기상관은 0이 된다.

정리 2: :RJL와 BT의 관점 하에서는 초과수익률에 반영된 예상순이익이 계절적 랜덤워크이며 (즉, $\omega=0$), 이 때 초과수익률은 다음과 같이 표시된다:

$$AR_t^{BT}=\lambda[c(L)+c^*(L)L^4]e_t \tag{9}$$

증명

$AR_t^{BT}=\lambda[Q_t-E^M(Q_t)]=\lambda[Q_t-E(Q_t^p)]=\lambda[Q_t^p-E(Q_t^p)+Q_t^T]$

---

4) 여기서, $E(\lambda c_0 e_t)=\lambda c_0 E(e_t)=0$이며, 따라서 $\lambda c_0 e_t$는 기대치가 0인 백색잡음(white noise)이다.

$Q_t^P = g + Q_{t-4}^P + c(1)e_t$와 $Q_t^T = c^*(L)e_t$를 대입하고

$c(1) = c(L) - (1-L^4)C^*(L)$을 이용하면,

$AR_t^{BT} = \lambda[c(1) + c^*(L)]e_t = \lambda[c(L) + c^*(L)L^4]e_t$ [증명 끝]

여기서 볼 수 있듯이 RJL와 BT의 관점 하에서는 비정상적 주가 수익률이 백색잡음이 아니며 자기상관도 0이 아니다. 또한 AR_t^{BT}의 과정이 순이익의 계절별 차이를 취한 과정인 c(L)e_t와 유사하게 된다. 따라서, AR_t^{BT}의 자기상관계수도 순이익의 자기상관계수와 유사하게 보일 수 있으며, 바로 이 상관관계의 유사성이 RJL와 BT가 주장하는 논점이다.

정리 3: 식 (6)과 (7)에서 나타난 대로, 본 논문에서의 포괄적인 관점은 투자자들이 순이익의 성격이 상이한 두 부분에 대해 각각 1과 ω의 상이한 비중을 부여한다고 할 때, 초과수익률은 정리 1과 2에서 나타난 AR_t^E와 AR_t^{BT}의 비중평균으로 표시될 수 있다:

$$AR_t = \omega[\lambda c_0 e_t] + (1-\omega)[\lambda c(L) + \lambda c^*(L)L^4]e_t = \omega AR_t^E + (1-\omega)AR_t^{BT} \quad (10)$$

증명[5]

$AR_t = \lambda[Q_t^p - E(Q_t^p)] + \lambda[Q_t^T - \omega E(Q_t^T)]$ (식 (8)에서)

$= \lambda[c(1)e_t] + \lambda[c^*(L) - \omega(c^*(L) - c_0^*)]e_t$ (식(4)의 Q_t^p와 Q_t^T의 정의를 사용해서)

$= \lambda[c(L) + c^*(L)L^4 - \omega(c^*(L) - c_0)]e_t$ (식 (3) 과 식 (5.3)에서)

$= \lambda[c(L) + c^*(L)L^4 - \omega[c(L) + c^*(L)L^4 - c(1) - c_0 + c(1)]]e_t$

$= \omega\lambda c_0 e_t + (1-\omega)[\lambda c(L) + \lambda c^*(L)L^4]e_t$

$= \omega AR_t^E + (1-\omega)AR_t^{BT}$ [자세한 증명은 보론 1 참조; 증명 끝] (11)

정리 3에서 본 바와 같이 본 논문에서 사용된 순이익의 예상모형은 전통적인 관점과 BT의 관점을 동시에 포함할 수 있는 포괄적인 모형이다. 또한 식 (11)에서 나타

5) 보론 2는 정리 3의 내용을 이해하는 데 도움이 된다.

나고 있듯이 포괄적인 모형에서 AR_t는 AR_t^E 와 AR_t^{BT}의 비중평균일 뿐만 아니라, 평균의 계산에 사용된 비중이 포괄적인 순이익의 예상모형에서 순이익의 일시부분에 부여되는 비중과 동일하다.

정리 3의 유용성은 실제 주가자료와 순이익자료를 사용하여 ω를 측정할 때, 이 측정의 결과에 의해 전통적인 관점과 RJL와 BT의 관점에 대한 검증의 가능성을 제공한다는 데 있다. 즉, 실증의 결과 ω가 1에 가까우면 주가에 반영되어 있는 주식시장의 순이익 예상모형이 전통적인 관점의 주장과 가깝다고 해석할 수 있고, 반면에 ω가 0에 가까우면 RJL와 BT의 주장에 가깝다고 해석할 수 있다.

위에서 관찰한 내용의 요점을 구체적인 예를 들어 설명하기 위하여, 계절별 차이를 취한 순이익의 시계열을 MA(4) 과정으로 보면, 순이익의 시계열은 다음과 같이 표기될 수 있다 : [6]

$$(1-L^4)Q_t = c(L)e_t = (c_0 + c_1L + c_2L^2 + c_3L^3 + c_4L^4)e_t \tag{12.1}$$

정리 1에서 보았 듯, 전통적인 효율시장의 관점에서는

$$AR_t^E = \lambda c_0 e_t \text{이며} \tag{12.2}$$

AR_t^E는 백색잡음이고, 따라서 순이익의 시계열 과정과는 무관하게 초과수익률 시계열의 자기상관은 0이 된다.

그러나 RJL와 BT의 관점에 의하면 정리 2에서 본대로

$$\begin{aligned} AR_t^{BT} &= \lambda[c(L) + C^*(L)L^4]e_t \\ &= \lambda[c_0 + c_1L + c_2L^2 + c_3L^3 + [-(c_1+c_2+c_3) + c_1L + c_2L^2 + c_3L^3] \\ &\quad [L^4 + L^8 + L^{12}..]e_t \end{aligned} \tag{12.3}$$

식 (12.1)과 (12.3)을 비교할 때, 식 (12.3)에서 L^5 이상의 항들을 무시하면 BT의 관점에서의 AR_t^{BT}와 $(1-L^4)Q_t$의 시계열과정이 유사하다.[7] 따라서 계절적 차이를 취한 순이익의 시계열과 초과수익률 시계열의 자기상관이 BT의 주장대로 유사할 수 있다.

---

6) MA(4)는 계절별 차이를 취한 순이익의 시계열 자기상관 계수가 네 번째 항까지 유의하다는 과거의 연구 결과와 일관성이 있어 선택했다.

7) 실제자료를 사용하는 경우 시차 5 이상이 중요한 경우는 극히 드물다.

III. 관련된 쟁점 및 가설도출

1. 주가수익률의 평균역전

많은 연구들이 주가자료가 랜덤워크 모형으로 설명된다는 것을 보였지만, 최근 일련의 논문들은 주가자료 사이의 자기상관을 발견함으로써 랜덤워크 모형의 타당성을 반박하고 있다(Keim과 Stambaugh(1986), French, Schwert와 Stambaugh(1987), Clark(1987), Fama와 French(1988), Lo와 Mackinlay(1988), Poterba와 Summers(1988)). 예를 들면 Fama 와 French(1988)는 1926-1985 사이의 자료를 사용하여, 1 년 이상의 기간에 대해서는 주가수익률 사이에 음의 자기상관이 있다는 것을 보였다. 또한 Lo와 Mackinlay(1988)는 주가자료가 랜덤워크 과정을 따르지 않는다는 것을 분산계수를 근거로 해서 보이고 있으며, 아울러 1962-1985 사이의 월별 자료는 양의 자기상관 관계가 있다는 것을 보였다. 더 나가서 Fama와 French는 주가수익률이 크기가 작은 회사들에 대해 보다 더 예측 가능하다는 것을 보이고 있는데, 이 발견은 작은 회사들의 경우에 주가수익률의 자기상관이 더 강하다는 것을 의미한다. 이와 유사하게 Lo와 Mackinlay(1988)도 주별 주가수익률을 사용해 New York Stock Exchange(NYSE)에 상장된 회사들을 크기에 따라 분류할 때, 작은 회사들에 있어서 양의 상관이 더 강하다는 것을 보이고 있다.

이들 연구 중 어느 것도 주가와 순이익의 과정을 명시적으로 분리하지는 않았지만, 이들 모두가 주가시계열에 자기상관이 있어 미래의 주가수익률이 부분적으로 예측가능하며, 또한 자기상관관계가 작은 회사들에 대해 더 강하다는 것을 보이고 있다. 앞서 논의한 바와 같이 주가수익률이 순이익의 비예상 변화와 비례한다면, 이들 논문들이 발견한 결과를 설명할 수 있는 가능성의 하나는 주식시장의 순이익에 대한 예상이 불완전하다는 것이며, 바로 이 가능성의 실증이 RJL, BT, 및 본 논문의 논점이다.

2. 가설도출

본 논문의 시각을 실증적으로 검토하는데 핵심이 되는 관점은 순이익 과정을 식(7)에서와 같이 영구부분과 일시부분으로 분리할 때 투자자들이 이 두 부분에 상이한 비중을 부여할 수 있다는 것이다. 이러한 관점이 의미가 있기 위해서는 다음과 같은 두 가지 가정이 필요하다.

(1) 시장투자자들은 이익에 대한 기대치를 형성할 때 두 부분으로 나눌 수 있는 이익의 각 부분에 대하여 독립적인 기대치를 형성한다. 즉, $E^M(Q_t^P+Q_t^T)=E^M(Q_t^P)+E^M(Q_t^T)$의 관계를 가정한다.

(2) $E^M(Q_t^P)=1\cdot E(Q_t^P), E^M(Q_t^T)=\omega\cdot E(Q_t^T)$라는 관계를 가정한다. $E^M(\cdot)$을 수학적 기대치인 $E(\cdot)$로 전환하되, 이 때 영구부분에 대한 전환계수는 1로 그리고 일시부분에 대한 전환계수는 ω로 가정한다.

이와 같은 가정 하에서 다음의 두 가지 실증적 가설을 도출할 수 있다. 가설 1은 본 논문의 논지를 실증적으로 검토할 수 있는 가장 핵심이 되는 가설이다.

가설1: 기업의 규모를 구분하지 않을 때, ω는 (0,1) 사이의 값을 갖는다.

RJL와 BT는 기업을 크기에 따라 분류할 때 초과수익률의 자기상관이 크기가 작은 기업들 대해 더 크다는 것을 보이고 있다. 앞장에서 논의한 대로 ω가 0에 가까울수록 AR_t 시계열의 자기상관이 강하게 된다. 다시 말하면, ω가 0에 가까울수록 AR_t의 자기상관은 계절별 차이를 취한 순이익의 자기상관과 유사하고, ω가 1에 가까울수록 AR_t의 자기상관이 없어진다.

작은 회사들의 ω가 큰 회사의 ω보다 작을 가능성은 다음과 같은 이유로 설명할 수 있다. 크기가 작은 기업들은 큰 기업들에 비해 평균적으로 연륜이 짧으며 기업에 대한 자료가 상대적으로 적어 투자자들이 이들 기업의 순이익 중 일시부분이 미래에도 지속될 가능성에 대한 확신이 없어 순이익의 일시부분을 더 크게 할인할 가능성이 크다. 다시 말해서 투자자들이 순이익의 일시부분의 성격에 대해 확인하려고 추가정보를 기다릴 가능성이 있으며, 이와 같이 순이익의 일시부분에 대해서 상대적으로 더 큰 불확실성이 내재해 있으므로 ω는 이 불확실성을 추정하는 대행변수라고 볼 수 있다. ω가 작다는 것은 순이익의 일시부분의 성격에 대해 투자자들이 더 큰 불확실성을 부여하고 있다는 것을 의미한다. 실제로 Foster, Olsen,과 Shevlin(1984) 과 BT(1989)는 순이익 발표 후 주가의 표류가 작은 회사들에 있어서 더욱 두드러진다는 것을 보이고 있다. 이상의 논의를 바탕으로 다음과 같은 가설이 설정되었다.

가설2: 규모가 큰 기업의 ω가 규모가 작은 기업의 ω 보다 크다.

IV. 자료와 실증의 결과

1. 자료

본 논문에서는 실증을 위해서 미국의 Compustat file과 CRSP file을 사용하였다. 표본기간은 1972년 1 분기에서 1994년 4 분기까지이며, 회사가 표본에 포함되기 위해서는 다음의 조건을 만족해야 한다:

(1) 기업이 NYSE/AMEX에 상장 되어 있을 것,

(2) 순이익, 주당순이익, 그리고 순이익 발표일이 1972 - 1994 동안 연속적으로 Compustat에 포함되어 있을 것, 그리고

(3) 주가자료가 CRSP에 포함되어 있을 것.

표본기간이 1972년부터 시작되는 이유는 1972년 이전은 순이익과 순이익 발표일이 Compustat에 나타나지 않는 경우가 많기 때문이다. 총 334개의 회사들이 위의 세 가지 조건을 만족하여 표본에 포함되었다.

초과수익은 Foster, Olsen, 및 Shevlin(1984)과 BT(1989, 1990)에서 사용된 다음의 방법을 써서 계산하였다 : [8]

$AR_{i,t} = R_{i,t} - R_{p,t}$,

$AR_{i,t}$= 기업 i의 t일의 초과수익률,

$R_{i,t}$= 기업 i의 t일의 주가수익률, 그리고

$R_{p,t}$= NYSE/AMEX에 상장된 회사들을 크기에 따라 10개의 포트폴리오로 나누었을 때, 기업 i가 포함된 포트폴리오의 평균주가 수익률.[9]

본 논문에서 큰 기업과 작은 기업은 NYSE/AMEX에 상장 되어 있는 기업들을 1972년을 기준으로 열 개의 포트폴리오로 나누었을 때 크기가 마지막 9-10과 처음 1-5 포트폴리오 사이에 포함되는 회사들이다. 규모에 따른 기업의 분류에서 나타나는 비대칭성은 작은 기업이 자료 베이스에 포함되어 있지 않은 경우가 더 빈번하기 때문이다. 표1은 표본에 포함되어 있는 기업들의 크기와 산업별 분류를 나타낸다.

---

8) 이 방법은 널리 알려진 크기에서 오는 영향(size effect)을 적절히 통제할 수 있다는 장점이 있어 사용하였다.

9) 포트폴리오는 매년 초 보통주의 총 시장가치에 의해 결정하였다.

2. 분기별 순이익과 비정상적 주가 수익률의 시계열 행태

표 2는 순이익의 계절별 차이를 취한 시계열, $Q_t - Q_{t-4}$의 자기상관을 나타내고 있다. 이 시계열의 자기상관은 처음 세 (1, 2, 그리고 3) 시차 동안은 양의 숫자이며 시차가 진행됨에 따라 상관의 크기가 0.322, 0.204, 및 0.089로 감소한다. 그러나 그 후는 음의 상관을 보인다. 순이익 시계열의 자기상관의 패턴은 기업의 규모와는 무관하게 대체로 유사하다. 이 시계열의 행태는 과거의 연구에서 발견된 결과와 일치한다 (Foster(1977), Hopwood와 McKeown(1986), BT(1990)).

BT의 결과와의 비교를 위해, 우선 본 논문에서도 순이익의 예측오류에 대한 초과수익률을 구하였다. 비예상 순이익을 구하기 위하여 BT에서와 같이 분기별 순이익이 계절별 랜덤워크 과정을 따른다고 가정하였다:

$$Q_{i,t} = Q_{i,t-4} + \delta_i + e_i \tag{13}$$

$Q_{i,t}$ = 기업 i의 t기 순이익,

δ_i = 상수항 (현재로부터 과거 20분기에 걸친 순이익 변동의 평균)

e_i = 오차.

위와 같이 예상순이익을 정의하고 나면, 비예상순이익, $UE(Q_i,t)$,은 실제순이익과 예상순이익의 차이이며 다음과 같이 표시된다 :

$$UE(Q_{i,t}) = Q_{i,t} - E(Q_{i,t}) \tag{14}$$

각 기업의 비예상순이익을 표준화하기 위하여 비예상순이익을 각 기업마다 과거 20 분기에 걸친 비예상순이익의 표준편차로 나누어 표준화된 비예상순이익 ($SUE(Q_{i,t})$)을 계산하였다:

$$SUE(Q_{i,t}) = UE(Q_{i,t}) / STD(Q_{i,t} - E(Q_{i,t})) \tag{15}$$

STD = 표준편차

SUE를 구하고 나서 각 분기마다 334개의 SUE를 크기 순으로 배열하여, 이 배열된 SUE를 각 34개씩 열 개의 포트폴리오로 구분하였다. 따라서 가장 큰 SUE의 포트폴리오는 (포트폴리오 10) 실제가 예상보다 큰 좋은 소식의 순이익이고, 반면에 가장 작은 SUE의 포트폴리오는 (포트폴리오 1) 실제가 예상보다 작은 나쁜 소식의 순이익이다.

우선, 본 논문에서 사용된 회사들에서도 순이익 발표 후 주가의 표류가 나타나는지 알아보기 위하여 순이익 발표 후 240 거래일 (즉, 약 1 년) 동안의 주가의 표류를 표 3이 보고하고 있다. 표 3에서 볼 수 있듯이, 좋은 소식과 나쁜 소식의 순이익 포트폴리오에 대해서는 통계적, 경제적으로 유의한 주가의 표류가 나타나고 있으며, 또한 BT의 경우와 같이 작은 기업들에 대해 주가표류가 더욱 두드러진다는 것을 쉽게 발견할 수 있다.

이 좋은 소식과 나쁜 소식의 순이익 포트폴리오의 순이익 발표일에, ([-2,0]), 걸친 평균 초과수익률을 계산하고, BT에서와 같이 포트폴리오 1과 10의 차이를 구해서[10], 이에 대한 초과수익률의 행태를 조사하였다. 표 4의 패널 A는 좋은 소식 순이익 (포트폴리오 10)과 나쁜 소식 순이익 (포트폴리오 1)에 대한 순이익 발표시 3 일간에 걸쳐 발생한 초과수익률의 시계열 행태를 나타내며, 패널 B는 포트폴리오 1과 10의 차이의 시계열 행태를 나타낸다. 또한 패널 C는 미래 각 분기마다의 초과수익률을 t+1기의 초과수익률로 나눈 것이다.

BT와 유사하게, 본 논문에서도 각 포트폴리오에 대한 초과수익률이 처음의 세 분기에 걸쳐서는 양이지만 점차 감소하는 양상을 보이고, 네 번째부터는 음의 수로 변하여 점차 작아진다. 즉, 당기 순이익, Q_t에 의거해 포트폴리오를 형성했을 때, 분기 t+1, t+2, t+3, 및 t+4기의 비정상적 주가 수익률은 각각 1.2%, 0.7%, 0.2%, 및 -0.6%이다. 또한 초과수익률이 작은 기업의 경우 더 크다. 패널 C에서 보이는 바와 같이 이 비율은 처음 세 분기까지는 양의 숫자로 점차 감소하다가 네 번째 분기에서는 음의 수로 변하고 있는데, 이 모양은 BT가 지적하고 있듯이 분기별 순이익의 자기상관과 유사하다.

3. 실증의 결과

이미 논의한 바와 같이 본 논문의 주된 목적은 주식시장의 순이익 예상모형에 대한 전통적인 관점과 RJL와 BT의 관점이 모두 현실을 설명하기에는 너무 극단적일 가능성이 있어 현실에 부합하는 포괄적인 모형을 제시하고, 이 모형을 실증하는 것이다. 또한 이 포괄적인 모형에서 기업을 크기에 따라 나눌 때 ω가 기업의 크기에 따라 다를 가능성이 있으며, 많은 선행연구에서 발견된 주가표류가 크기가 작은 기업들

10) 이 차이는 포트폴리오 10의 롱(long)과 포트폴리오 1의 숄(short)을 취한 것으로 해석할 수 있다

에 대해 더 크다는 사실은 ω의 크기와 일관성이 있다는 것을 보이고자 한다.

본 논문에서는 실증을 위하여 계절별 차이를 취한 순이익을 MA(4)의 과정으로 보아 MA(4)의 계수들을 통합된(aggregated) 자료를 사용해 측정하였다.[11] 순이익의 시계열 과정을 MA(4)와 다른 과정으로 볼 수도 있지만 (예를 들면 일반적인 ARMA (p,,q)과정으로), 호환조건이 만족된다는 가정 하에 AR항들은 MA항들로 전환할 수 있고, 또한 선행연구와의 비교를 위해 최소한 처음 네 번째 항까지는 고려해야 하나 동시에 제한된 시계열 자료의 수를 고려해 측정해야 하는 항의 수를 최소화하기 위하여 MA(4)를 선택하였다.

표 5는 계절별 차이를 취한 시계열의 MA(4) 모형의 측정치를 보고하고 있다. 순이익의 계절별 차이를 취한 시계열을 MA(4) 과정으로 볼 때 초과수익률과 순이익의 관계는 식 (11), (12.2), 및 (12.3)에 의해 다음과 같이 표시될 수 있다:

$$AR_t = \omega AR_t^E + (1-\omega)AR_t^{BT}$$

$$= \omega\lambda e_t + (1-\omega)\lambda[1 + c_1L + c_2L^2 + c_3L^3 - (c_1+c_2+c_3)L^4 + c_1L^5 + c_2L^6 +$$

$$+ c_3L^7]e_t = \lambda e_t + \lambda(1-\omega)e_{t-1}^* \qquad (16)$$

여기서,

$$e_{t-1}^* = [c_1L + c_2L^2 + c_3L^3 + [-(c_1+c_2+c_3)L^4 + c_1L^5 + c_2L^6 + c_3L^7]]e_t$$

ω를 측정하기 위하여 식 (16)을 OLS 회귀분석을 사용하여 측정한 결과가 표6에 보고되어 있다.[12]

λ의 측정치는 과거의 논문들의 발견대로 크기가 작은 기업들의 경우에 $\hat{\lambda}$ = 0.0190으로 큰 회사의 경우 $\hat{\lambda}$ = 0.0060보다 크게 나타나고 있다. 즉, 작은 기업의 λ가 큰 기업의 경우보다 약 세 배정도 커서 선행연구의 결과와 대체로 일치한다 (Freeman(1987), Collins, Kothari, Rayburn(1987)).[13]

---

11) MA(4)의 과정은 순이익 과정에 대한 선행연구가 일반적으로 처음 네 개의 항에 초점을 맞추고 있다는 점과 계절적 AR(1) 모형이 설명하지 못하는 네 번째의 음의 자기상관을 고려하기 위하여 선택하였다. 또한 개별 기업의 자료를 사용할 때 발생하는 잡음을 제거하기 위해서 통합된 자료를 사용하였다.

12) 회귀식에는 절편을 포함하여 측정하였다.

13) 이는 작은 회사들에 있어서 순이익 이외의 정보가 상대적으로 제한되어 있어 순이익이 주가에 갖는 비중이 작은 회사들의 경우에 크다는 것을 뜻한다.

334개의 기업을 통합한 자료를 사용하여 ω를 측정한 결과 ω는 0.7887 이고 95퍼센트 신뢰구간은 [0.5879, 0.9895]로, 예상대로 ω가 0 또는 1과 통계적으로 다른 값을 갖는 것으로 나타나고 있다. 이 측정의 결과는 주식시장에 대해 전통적인 관점이나 RJL와 BT의 관점이 현실을 설명하기에 너무 극단적이라는 것을 시사한다.

다음에 기업을 크기에 따라 구분했을 때 ω의 측정치가 작은 기업들에 대해서 큰 기업들의 경우보다 상대적으로 작다. 즉, 작은 기업에 대해서는 ω가 0.6243으로 통계적으로 1보다 작다. 이에 반해, 크기가 큰 기업들에 대해서는 ω가 1.4953이나, 95% 유의 수준에서 이 수치가 1과 같다는 가설이 기각되지 않았다.[14]

예상대로 작은 기업들에 대해 ω가 더 작은 것은 작은 기업들의 순이익 중 일시부분이 투자자들에 의해 상대적으로 더 크게 할인된다는 해석과 일치하며 이 해석은 작은 기업들에 대해 주가표류가 더 크다는 선행논문들의 발견을 설명할 수 있는 근거를 제시한다.

V. 결 론

본 논문에서는 BN의 시계열 분리 기법을 사용해 순이익을 영구부분과 일시부분으로 분리하여 널리 알려진 순이익 발표 후 주가의 표류가 순이익의 일시부분에 대한 불완전한 고려에서 온다는 가설에 대한 추가적인 증거를 제시하고 있다.

주식시장에 대한 전통적인 견해는 투자자들이 미래의 순이익을 예측 할 때 순이익에 대해 이미 알려진 모든 정보를 반영한다는 것이다. 즉, 순이익을 영구부분과 일시부분으로 분리했을 때, 이 두 부분을 완전하게 고려한다는 것이다. 이에 반해, RJL와 BT는 투자자들이 순이익의 일시부분을 완전히 무시한다고 봄으로써 주가표류를 부분적으로 설명할 수 있다고 주장한다.

그러나 이들 전통적인 견해와 RJL와 BT의 견해는 현실을 설명하기에는 너무 극단적일 가능성이 있어 본 논문에서는 투자자들이 순이익의 일시부분을 어느 정도 고려할 수 있는 가능성을 갖는 포괄적인 견해를 제시하고, 이 포괄적인 견해의 타당성을 실제 자료를 사용하여 검증하고 있다. 즉, 본 논문에서는 우선 전통적인 관점과 RJL와 BT의 관점 하에서의 순이익과 주가의 관계를 정리 1 과 정리 2에서 이해하고 난

14) 이론상으로는 w는 0과 1의 사이에 있어야 하나, 실제 자료를 사용해 검증을 할 때 자료에 포함된 잡음으로 인해 1보다 크게 나타났다고 해석할 수 있다.

뒤 정리3에서 투자들이 순이익의 일시부분에도 어느 정도 비중을 부여할 수 있는 포괄적인 관점을 사용하여 순이익과 주가의 관계를 도출하였다.

이 포괄적인 관점은 순이익의 일시부분에 부여되는 비중을 미국의 NYSE/AMEX에 상장 되어 있는 334개 기업에 대한 1972-1994 사이의 통합자료를 사용해 구하였을 때 실제로 순이익의 일시부분에 부여되는 비중이 0과 1 사이에 있으며, 또한 예상대로 크기가 작은 기업의 경우 큰 기업의 경우보다 비중이 작게 나타난다. 이는 투자자들이 순이익의 일시부분에도 어느 정도의 비중을 부여하며, 또한 순이익의 일시부분이 크기가 작은 회사들에 대해 더 크게 할인된다는 것을 나타낸다.

본 논문의 결과는 미국 주식시장에서 널리 알려진 변칙현상의 하나인 순이익 발표 후 지속적인 주가의 변동에 대한 우리의 이해를 증진시킬 뿐만 아니라, 우리 나라의 주식시장에서도 주가표류가 발견되고 있음을 고려할 때, 본 논문에서 사용하고 있는 분석이 우리 나라의 주식시장의 자료에도 적용될 수 있는 가능성을 시사한다고 볼 수 있다. 우리 나라의 경우는 반기 순이익이 공시되므로 BN의 기법을 적용하기 위해서는 분기별 공시를 사용한 본 논문의 기법이 적절히 수정되어야 하지만, 시계열 분리를 사용한 우리 나라의 자료의 재검증은 우리 나라와 미국의 주식시장의 환경의 차이, 순이익 발표 빈도수의 차이, 그리고 순이익의 시계열 속성의 차이 등을 고려할 때 유용한 연구가 될 수 있다고 기대된다.

보론:

1. 정리3의 특히 첫 번째 줄에서 두 번째 줄로 전환하는 과정
   ($c^*(L)-c_0^*$가 도출되는 과정)

우선 $Q_t^P=(1-L^4)^{-1}[g+c(1)e_t]=g+Q_{t-4}^P+c(1)e_t$

$Q_t^T=c^*(L)e_t$, $c^*(L)=[c(L)-c(1)](1-L^4)^{-1}$; $c_0^*=c_0-c(1)$

$c(1)=c_0+c_1+c_2+c_3+c_4$이다.

또한 여기서 $E(Q_t^P)=g+Q_{t-4}^P$이다. 따라서 우리는 $\lambda(Q_t^P-E(Q_t^P))=\lambda c(1)e_t$,

그리고, $\lambda[Q_t^T-\omega E(Q_t^T)]$가 $\lambda[c^*(L)-\omega(c^*(L)-c_0^*)]e_t$라는 것을 보이기 위해서 $Q_t^T=c^*(L)e_t$이므로 $E(Q_t^T)$가 $(c^*(L)-c_0^*)e_t$인 것을 보이면 된다.

$(c^*(L)-c_0^*)e_t=[c^*(L)-(c_0-c(1))]e_t$

$=[c^*(L)-(c_0-(c_0+c_1+c_2+c_3+c_4))]e_t=[c^*-(c_1+c_2+c_3+c_4)]e_t$

여기서 $c_*(L)=-(c_1+c_2+c_3+c_4)+c_1L+c_2L^2+c_3L^3+\ldots$..(식 5.2에서)

따라서, $(c^*(L)-c_0^*)e_t=(c_1L+c_2L^2+c_3L^3+\ldots)e_t$

이는 정확히 $E(Q_t^T)$, 다시 말하면 $E(c^*(L)e_t)$이다.

(왜냐하면 t=1인 경우 e_t의 기대치는 0이고, 따라서 $E((c_1+c_2+c_3+c_4)e_t)=0$ 이고 그 나머지 항들은 과거(t-1, t-2, ...)의 상수이므로 기대치는 그 자체이다.

$\lambda[Q_t^T-\omega E(Q_t^T)]=\lambda[c^*(L)e_t-\omega(c^*(L)-c_0-c(L)-(1-L^4)c^*(L))]$

$(E(Q_t^T)=E(c^*(L)e_t, c(1)=c(L)-(1-L^4)c^*(L))$.

2. 정리3의 증명

일반적인 관점: $E^{M1}(Q_t)=E(Q_t^P)+\omega E(Q_t^T)$

통상적인 관점: $E^{M2}(Q_t)=E(Q_t)$

BT의 관점: $E^{M3}(Q_t)=E(Q_t^P)$

$Q_t-E^{M1}(Q_t)$

$=[Q_t-E(Q_t)]+[E(Q_t)-E^{M1}(Q_t)]$ 동일한 수치 $E(Q_t)$를 빼고 더함

$=[Q_t-E(Q_t)]+(1-\omega)\cdot E(Q_t^T)$ BN과 저자의 관점 이용

$=\omega\cdot[Q_t-E(Q_t)]+(1-\omega)\cdot[Q_t-E(Q_t)]+(1-\omega)\cdot E(Q_t^T)$

$\omega\cdot Q_t-E(Q_t)$를 빼고 더함

$=\omega\cdot[Q_t-E(Q_t)]+(1-\omega)\cdot[Q_t-E(Q_t)+E(Q_t^T)]$

$=\omega\cdot[Q_t-E(Q_t)]+(1-\omega)\cdot[Q_t-E(Q_t^P)]$ BN을 이용

$=\omega\cdot[Q_t-E^{M2}(Q_t)]+(1-\omega)\cdot[Q_t-E^{M3}(Q_t)]$ 통상적 관점과 BT 관점의 이용

<표 1> 기업크기 및 산업별 분류

패널 A: 기업크기의 분포

크기	빈도수
1	7
2	11
3	12
4	22
5	23
6	21
7	31
8	46
9	46
10	95
총	334

패널 B: 산업별 분포

SIC 코드	빈도수
0	47
1	25
2	35
3	33
4	38
5	21
6	23
7	37
8	41
9	34
총	334

<표 2> 계절별 차이를 취한 순이익 시계열 자기상관계수

시차		모든 기업	작은 기업	큰 기업
1	25%	0.197	0.165	0.110
	50	0.283	0.296	0.253
	75	0.512	0.513	0.512
	평균	0.322	0.327	0.318
2	25	0.069	0.073	0.062
	50	0.167	0.169	0.165
	75	0.315	0.293	0.331
	평균	0.204	0.198	0.211
3	25	-0.022	-0.030	-0.014
	50	0.056	0.054	0.061
	75	0.186	0.175	0.196
	평균	0.090	0.070	0.110
4	25	-0.423	-0.432	-0.414
	50	-0.286	-0.287	-0.286
	75	-0.093	-0.115	-0.083
	평균	-0.236	-0.258	-0.214
5	25	-0.139	-0.155	-0.117
	50	-0.051	-0.067	-0.020
	75	0.038	0.019	0.063
	평균	-0.039	-0.066	-0.011
6	25	-0.148	-0.172	-0.131
	50	-0.051	-0.065	-0.036
	75	0.043	0.028	0.059
	평균	-0.040	-0.062	-0.018
7	25	-0.140	-0.147	-0.125
	50	-0.030	-0.042	-0.019
	75	0.041	0.041	0.042
	평균	-0.041	-0.056	-0.026
8	25	-0.154	-0.164	-0.143
	50	-0.033	-0.049	-0.024
	75	0.051	0.055	0.041
	평균	-0.040	-0.056	-0.025

작은(큰) 기업은 NYSE/AMEX에 상장 되어 있는 기업들을 1972년을 기준으로 열 개의 그룹으로 나누었을 때 크기가 처음 1-5 (마지막 9-10) 포트폴리오 사이에 포함되어 있는 기업들이다.

모든 기업: 334; 작은 기업: 91; 큰 기업: 158

<표 3> 순이익 발표 후 주가표류
(랜덤워크 순이익과정을 사용한 BT의 결과의 재현)

	모든 기업 (334) 초과수익률 (P값)	작은 기업 (91) 초과수익률 (P값)	큰 기업 (158) 초과수익률 (P값)
포트폴리오 1			
1-60	-1.09%(0.00)	-1.99%(0.00)	-0.36%(0.36)
1-120	-2.11(0.00)	-3.59(0.00)	-0.70(0.16)
1-180	-2.84(0.00)	-4.77(0.00)	-1.05(0.08)
1-240	-2.96(0.00)	-5.16(0.00)	-1.06(0.14)
포트폴리오 10			
1-60	2.33(0.00)	4.49(0.00)	1.62(0.00)
1-120	3.20(0.00)	7.39(0.00)	2.05(0.00)
1-180	3.45(0.00)	7.77(0.00)	1.88(0.00)
1-240	3.53(0.00)	8.28(0.00)	1.85(0.00)

비예상 순이익을 구하기 위하여 BT에서와 같이 분기별 순이익이 계절별 랜덤워크과정을 따른다고 가정하였다:

$Q_{i,t} = Q_{i,t-4} + \delta_i + e_i$

$Q_{i,t}$ = 회사i의 t기 순이익,

δ_i = 상수항 (drift term),

e_i = 오차, 그리고

δ_i는 현재로부터 과거 20분기에 걸친 순이익 변동의 평균

$UE(Q_{i,t}) = Q_{i,t} - E(Q_{i,t})$

각 기업의 비예상순이익을 표준화하기 위하여 비예상 순이익을 각 기업마다 과거 20분기에 걸친 비예상순이익의 표준편차로 나누어 표준화된 비예상 순이익, ($SUE(Q_{i,t})$),을 계산하였다:

$SUE(Q_{i,t}) = UE(Q_{i,t}) / STD(Q_{i,t} - E(Q_{i,t}))$, 그리고

STD = 표준편차

SUE가 구해지면 각 분기마다 334 개의 SUE를 크기 순으로 배열하여, 이 배열된 SUE를 각 34 개씩 열 개의 포트폴리오로 구분하였다.

초과수익은 Foster, Olsen,과 Shevlin(1984)과 BT(1989, 1990)에서 사용된 다음의 방법을 써서 계산하였다:

$AR_{i,t} = R_{i,t} - R_{p,t}$,

$AR_{i,t}$= 기업 i의 t일의 초과수익률,

$R_{i,t}$= 기업 i의 t일의 주가수익률, 그리고

$R_{p,t}$= NYSE/AMEX에 상장된 기업들을 크기에 따라 10개의 포트폴리오로 나누었을 때, 기업 i가 포함된 포트폴리오의 평균주가 수익률이다

<표 4> 순이익발표일의 누적초과수익률

패널 A: 포트폴리오 10과 1에 대한 순이익발표 3일간의 초과수익률 (포트폴리오 1은 ( )안에 나타나 있음)

분기 t+i	모든 기업 (334)	작은 기업 (91)	큰 기업 (158)
i=1	0.8%(-0.4%)	2.0%(-0.6%)	0.5%(-0.3%)
i=2	0.5(-0.2)	1.1(-0.4)	0.2(-0.2)
i=3	0.2(0.0)	1.1(0.1)	-0.1(-0.1)
i=4	-0.2(0.4)	0.0(0.5)	-0.2(0.2)
i=5	0.1(0.2)	0.5(0.6)	0.1(0.1)
i=6	0.0(0.0)	0.4(0.7)	-0.1(0.0)
i=7	0.0(0.0)	0.0(0.2)	0.0(-0.2)
i=8	0.0(0.0)	-0.1(0.4)	0.0(-0.2)

패널B: 포트폴리오 10(1)에 대한 롱(숕)을 취한 초과수익률

분기 t+i	모든 기업 (334)	작은 기업 (91)	큰 기업 (158)
i=1	1.2%	2.6%	0.8%
i=2	0.7	1.5	0.7
i=3	0.2	1.0	0.0
i=4	-0.6	-0.5	-0.4
i=5	-0.1	-0.1	0.0
i=6	-0.2	-0.3	0.0
i=7	0.0	-0.2	0.2
i=8	0.0	-0.5	0.2

패널C: 패널B에서 나타난 초과수익률의 비율 (AR_{t+i} / AR_{t+1})

분기 t+i	모든 기업 (334)	작은 기업 (91)	큰 기업 (158)
i=1	1.0	1.0	1.0
i=2	0.58	0.57	0.87
i=3	0.16	0.38	0.00
i=4	-0.50	-0.19	-0.50
i=5	-0.08	-0.04	0.00
i=6	-0.16	-0.11	-0.12
i=7	0.0	-0.07	0.25
i=8	0.0	-0.19	0.25

포트폴리오 구성 방법은 <표 3>에 있는 설명 참조

<표5> MA(4) 순이익시계열의 1972-1994 사이의 통합 자료를 사용한 계수의 측정

$$(1-L^4)Q_t = c(L)e_t = (c_0 + c_1L + c_2L^2 + c_3L^3 + c_4L^4)e_t$$

MA과정의 정의상 $c_0 \equiv 1$

	c1	c2	c3	c4
측정치	0.844	0.725	0.576	-0.017
t값	6.90	5.01	3.95	-0.14

R^2 = 0.5206; D.W. = 1.9842; Q(24) = 17.9024,

<표6> 주가의 순이익 반응 계수와 순이익의 일시적인 부분에 부여되는 비중의 측정

$$AR_t = \omega AR_t^E + (1-\omega)AR_t^{BT}$$

$$= \omega\lambda e_t + (1-\omega)\lambda[1 + c_1L + c_2L^2 + c_3L^3 - (c_1+c_2+c_3)L^4 + c_1L^5 + c_2L^6 + c_3L^7]e_t = \lambda e_t + \lambda(1-\omega)e_{t-1}^*$$

$$e_{t-1}^* = [\,c_1L + c_2L^2 + c_3L^3 + [-(c_1+c_2+c_3)L^4 + c_1L^5 + c_2L^6 + c_3L^7]]e_t$$

회귀분석에 사용된 식은 $AR_t = \alpha + \lambda e_t + \lambda(1-\omega)e^*_{t-1}$이다.

	모든 기업(334)	작은 기업(91)	큰 기업(158)
λ	0.0163 (3.34)	0.0190 (2.06)	0.0060 (1.38)
ω	0.7887 (7.86)	0.6243 (4.39)	1.4953 (5.39)
α	0.0641(2.67)	0.1251(3.33)	-0.0778(-0.86)
R^2	0.4279	0.1590	0.3749
ω의 범위	[0.5879, 0.9895]	[0.3399, 0.9087]	[0.9401, 2.0505]

참고문헌

길재욱, "한국 주식 수익률의 시계열 행태에 관한 소고: 단기수익률 중심으로," 재무연구 13, 1997. pp. 197-222.

김문철, 정혜영, 그리고 주진규. "한국 증시 시장에서의 변칙현상들에 대한 비교연구," 회계학 연구 22, 1997. pp. 93-128.

Ali, A. and P. Zarowin. "Permanent versus transitory components of annual earnings and estimation error in earnings response coefficients", Journal of Accounting and Economics, 1992 (15), pp. 249-264.

Aharony, J. and I. Swary. 1980. quarterly dividend and earnings announcements and stockholders' returns: an empirical analysis. The Journal of Finance 35: 1-12.

Ball, R. and E. Bartov, "How naive is the stock market's use of earnings information?", Journal of accounting and Economics, 1996, 21(3), pp. 319-337.

Ball, R. and P. Brown, 1968, An empirical evaluation of accounting income. Journa of Accounting Research 6:2, 159-178.

Ball, R., S. P. Kothari, and R. Watts, 1990, The economics of the relation between earnings changes and stock returns, University of Rochester, Working Paper.

Beaver, William. 1968, "The information content of annual earnings announcements," Journal of Accounting Research 6 (Supp.): 67-92.

_____, R. Lambert, and D. Morse, 1980, "The information content of security prices," Journal of Accounting and Economics 2: 3-28.

_____, _____, and S. Ryan, 1987, "The information content of security prices: a second look," Journal of Accounting and Economics 9: 139-157.

Bernard, V. and J. Thomas. "Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings," Journal of Accounting and Economics, 13 (1990) pp.305-340.

_____, "Post-earnings announcement drifts: Delayed price response or risk premium?" Journal of Accounting Research, 1989 (27), pp.1-48.

Beveridge, S. and C. R. Nelson. "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'Business Cycle," Journal of Monetary Economics, 1981

(7), pp. 179-189.

Brown, L. and M. Rozeff. "Univariate time-series models of quarterly accounting earnings per share: a proposed model," Journal of Accounting Research, 1979 (17), pp. 179-189.

Collins, D., S. P. Kothari, J. Rayburn. "Firm size and the information content of prices with respect to earnings," Journal of Accounting and Economics, 1987 (9), pp. 111-138.

Easton, P. and M. Zmijewski. 1989, "Cross-sectional variation in the stock market response to accounting earnings announcements," Journal of Accounting and Economics 11: 117-141.

Fama, E. and K. French. "Dividend yield and expected stock returns," Journal of Financial Economics, 1988 (22), pp. 3-25.

Foster, G., C. Olsen, and T. Shevlin. "Earnings release, anomalies, and the behavior of security returns," The Accounting Review, 1984 (October), pp. 574-603.

Freeman, R. and S. Tse. "The multiperiod information content of accounting earnings confirmations and contradictions of previous earnings reports," Journal of Accounting Research 1989 (27) (Supp.): 49-84.

French, K., G. W. Schwert, and R. Stambaugh. "Expected stock returns and Volatility," Journal of Financial Economics, 1987 (19), pp. 3-29.

Jones, C. and R. Lizenberger. "Quarterly earnings reports and intermediate stock price trends," Journal of Finance, 1970 (25), pp. 143-148.

Joy, O., R. Litzenberger and R. McEnally. "The adjustment of stock prices to announcements of unanticipated changes in quarterly earnings," Journal of Accounting Research, 1977 (15), pp. 207-225.

Keim, D. and R. Stambaugh. "Predicting returns in the stock markets," Journal of Financial Economics, 1986 (17), pp. 357-390.

Latane, H. and C. Jones. "Standardized unexpected earnings--1971-1977," Journal of Finance, 1979 (34), pp. 717-724.

Lee, Bong-Soo, "The response of stock prices to permanent and temporary shocks to dividends," Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1995 (30), pp. 1-22

Lo, A. and A. MacKinlay, "Stock market prices do not follow random walks

evidence from a simple specification test," Review of Financial Studies, 1988 (1), pp. 41-66.

Mendenhall, R. "Evidence of possible underweighting of earnings-related information," Journal of Accounting Research, 1991 (29), pp. 170-179.

Poterba, J. and L. Summers. "Mean reversion in stock prices: evidence and implications," Journal of Financial Economics, 1988 (22), pp. 27-59.

Rendleman, R., C. Jones, and H. Latane. "Further insight into the standardized unexpected earnings anomaly: size and serial correlation effects," Financial Review, 1987 (22), pp. 131-144.

Sloan, R. "Do stock prices fully reglect information in accruals and cash flows abou future earnings?", The Accounting Review, 1996 (71), pp. 289-315.

Wiggins, J. "Do misspecifications about the earnings process contribute to post-announcement drift?" Cornell University, Working Paper, 1991.