

반기순이익의 시계열속성과 단일변량 기대모형

배길수

고려대학교 경영대학
(gilbee@kucn.x.korea.ac.kr)

김정국

한국증권경제연구원
(jkkim@ksri.org)

주상영

세종대학교 경제무역학과
(joosy@kunjia.sejong.ac.kr)

본 연구의 목적은 반기순이익의 시계열 속성을 조사하고 시계열 속성에 근거하여 도출한 기대모형과 계절적 랜덤워크 모형의 예측능력을 비교하는 것이다. 본 연구는 상장회사협의회 데이터베이스에 1987년 상반기부터 1997년 상반기까지 10과 1/2년간 (21개 반기) 자료가 연속적으로 포함되어 있는 195개의 제조기업을 표본으로 사용하고 있다. 이들 기업에 대해 처음 19개 반기순이익을 사용하여 시계열의 자기상관을 조사한 결과 예상대로 계절성이 발견되었다. 반기순이익의 자기상관과 계절성을 고려하여 계절적 차이를 취한 반기순이익의 자기상관은 반기순이익의 시계열 과정에 적합한 시계열 모형으로서 MA(2)와 IMA(1,2) 모형을 시사하고 있다. 표본기간의 마지막 2개의 반기를 사용하여 이들 모형의 예측력과 계절적 랜덤워크 모형의 예측력을 비교한 결과 MA(2) 모형이 평균적으로 가장 작은 예측오차를 나타내고 있지만, MA(2) 모형의 예측력과 직관적인 단순모형인 계절적 랜덤워크 모형의 예측력 사이에는 유의한 차이가 발견되지 않았다.

1. 서 론

연간순이익이 재무적인 결정에 대해 갖는 중요성은 많은 선행연구에 의해 널리 알려져 있다. 그러나 반기자료가 1980년에 공시되기 시작한 이래로 반기자료에 대한 관심이 높아지고 있다. 연간자료가 두 반기자료의 합임을 고려할 때 연간 자료에 대한 관심은 반기자료에 그대로 적용된다고 할 수 있다. 순이익이 발생주의 회계와 현금주의 회계를 차별화 하는 가장 중요한 회계변수의 하나라는 데 대해서는 연구자나 회계 또는 재무의 실무를 담당하는 사람들 사이에 이견이 없다. 따라서 순이익의 예측은 회계학뿐만 아니라 많은 투자자들의 관심의

대상이 되고 있으며, 반기자료의 공시가 요구됨에 따라 반기순이익의 예측이 중요한 의미를 갖게 되었다.

투자자들이 순이익의 예측에 어떠한 변수를 사용하고 어떠한 과정을 통해 순이익의 기대치를 도출하는지를 정확히 식별할 수는 없으나, 시계열 자료에 의거한 기대치는 경영자나 증권분석가의 기대치의 타당성을 비교하는 데 유용한 벤치마크로 사용될 수 있다. 증권분석가나 경영자가 발표하는 순이익의 기대치와는 달리 시계열 속성에 의거한 기대치는 시계열의 통계적인 속성을 반영하는 모형에서 도출되므로, 과거 시계열 변수들에 부여할 비중의 설정에 기술적인 타당성이 존재하여야 한다. 시계열 자료에 근거한 기대치는 체계적인 기대모형에

서 도출되며, 적합한 기대모형의 설정은 순이익의 시계열 속성(time-series properties)에 대한 분석에 의거한다.

그러나 아직까지 우리 나라에서는 반기순이익의 시계열 속성에 관한 연구가 극히 적은 실정이다. 이에 대한 가장 직접적인 원인은 반기 시계열 자료가 너무 짧아 통계적으로 의미 있는 시계열 분석이 어렵기 때문이라고 생각된다. 그러나 현재 반기 자료가 공시되기 시작한 지 이미 20년이 되었고 자료가 데이터베이스화되기 시작한지도 10년이 넘어 이를 사용하여 어느 정도 의미 있는 시계열 분석을 할 수 있다고 보인다.

김정교(1989)는 연간순이익이 랜덤워크 모형을 따른다는 것을 보이고 있지만 연간자료를 사용한 결과를 반기자료에 일반화하여 랜덤워크 모형이 반기순이익 과정을 가장 잘 나타낼 것이라고 보기는 어렵다. 무엇보다 반기자료나 분기자료에는 계절성(seasonality)이 존재하는 것이 일반적이므로 계절성을 고려하지 않은 단순한 랜덤워크 모형이 반기자료에는 적합한 모형이 아닐 가능성이 높다.

본 연구는 반기순이익의 시계열 속성을 분석하고 반기순이익 자료에 계절성이 존재하는 것을 확인하며, 시계열 분석에 의거하여 반기순이익에 적절한 시계열 모형을 설정한다. 나아가, 본 연구는 설정된 시계열모형의 표본외 예측능력과 계절적 랜덤워크(seasonal random walk) (SRW) 모형의 예측능력을 비교하며, 이러한 비교의 결과를 바탕으로 반기순이익에 대해 실증적으로 가장 적합한 모형을 제시하는 것을 연구의 주 목적으로 삼는다. 실증분석에는 상장회사협의회 데이터베이스에 1987

년 상반기부터 1997년 상반기까지(21개의 반기자료) 연속적으로 포함되어 있는 195개 제조업체를 사용한다.¹⁾

반기순이익 시계열의 자기상관은 예상대로 계절성이 나타나고 있다. 반기순이익의 자기상관과 계절성을 고려하기 위하여 계절적 차이(seasonal difference)를 취한 반기순이익 시계열의 자기상관에 의거하여 반기순이익의 시계열 과정을 기술하는데 적합한 시계열 과정으로서 MA(2) 및 IMA(1,2) 모형이 도출되었다. 이들 상이한 모형의 표본외 예측력(out-of-sample predictive ability)과 SRW 모형의 예측력을 비교한 결과 MA(2) 모형이 평균적으로 가장 작은 예측오차를 나타내고 있으나, MA(2) 모형의 예측력과 IMA(1,2) 모형 및 SRW 모형의 예측력 사이에 일반적으로 유의한 차이는 없는 것으로 나타나고 있다. 따라서, 반기순이익의 기대모형으로서 MA(2) 모형이 가장 적합하나, 직관적인 SRW 모형을 사용하여도 예측력의 유의한 차이가 발생하지는 않는다. 그러나 상이한 모형 중 어느 모형도 다른 모형에 비해 유의하게 우월하지 않으므로 연구자가 어느 특정 모형을 기대모형으로 사용하는 경우, 특히 SRW 모형을 사용하는 경우, 본 논문에서 도출하고 있는 MA(2)나 IMA(1,2) 모형을 사용하여 연구 결과의 민감도를 조사해 보는 것이 유용할 것으로 보인다.

본 연구는 반기순이익을 예측을 위해서는 반기순이익에 나타나고 있는 계절성을 적절하게 고려해야 할 필요가 있음을 확인하였으며, 아울러 직관적인 단순모형인 SRW 모형이 그 단순성에도 불구하고 더 복잡한 시계열 모형들보다 예측력에 있어 통계

1) 반기순이익자료는 1980년부터 공시되기 시작하였으나, 상장회사협의회 데이터베이스는 1987년 이후의 반기순이익자료만을 포함하고 있다. 따라서, 이론적으로는 1980년부터의 자료를 사용하여 시계열 분석을 할 수 있으나 현실적으로 1987년 이전의 자료를 구하는 것은 어려워 본 연구는 1987년 이후의 자료만을 사용하고 있다.

적으로 열등하지 않다는 것을 보였다는데 의의가 있다.

본 논문은 다음과 같이 진행된다. 제II장에서는 연구의 배경과 논문에서 사용되고 있는 표본을 기술하며 반기순이익의 시계열의 자기상관 및 편자기상관을 보고하며 이에 의거한 시계열 모형을 도출하고 있다. 제III장에서는 앞서 도출한 절제된(parsimonious) 단일 변량 시계열 모형의 예측오차를 단순 모형인 SRW 모형의 예측오차와 비교하여 반기순이익에 가장 적절한 모형을 찾고 있으며, 마지막으로 제IV장은 논문의 결과를 요약하고 논문을 마무리한다.

II. 연구의 배경과 표본의 시계열 속성

2.1 연구배경 및 선행연구

순이익, 현금흐름, 발생액 등 주요 회계 변수의 예측은 이들 변수의 정확한 예측이 연구자들에 대해 갖는 중요성은 물론이고 이들 변수와 주가 사이의 상관관계로 인해 주식시장 참여자들의 주요 관심사가 되어 왔다. 이들 변수 중 회계상의 순이익이 갖는 중요성은 경영자나 투자자들이 회계 순이익에 부여하는 비중이 잘 반영되어 있다. 따라서 많은 선행연구가 순이익 기대모형의 정확성을 조사하고 있고 어떤 기대모형이 주식시장에 내포되어 있는 순이익에 대한 기대치를 가장 적절하게 나타내는지 조사하고 있다.

회계변수의 기대치로서 흔히 증권분석가들의 기대치(analysts' forecast)와 단일변량(univariate) 또는 다변량(multivariate) 시계열 모형에 의거한 기대치가 사용되고 있다. 증권분석가들이 사용하고

있는 자료베이스에 순이익의 시계열 자료가 포함되어 있다는 사실을 고려하면 증권분석가의 기대치가 시계열 속성에 의거하여 도출한 기대치보다 우월할 것이라는 추측이 가능하지만, 선행연구는 이들 사이의 차이가 크지 않으며 경우에 따라서는 시계열 기대모형이 오히려 우월하다는 결과를 보이고 있어 시계열 분석이 현실적으로 매우 중요하다는 점을 시사하고 있다 (Brown, Hagerman, and Zmjewski (1987)와 O'Brien(1988)).

미국에서는 1970년을 전후하여 많은 연구가 연간 순이익의 시계열 속성을 조사하고 단순기대모형인 랜덤워크 모형의 타당성을 연구하고 있다 (Beaver (1970), Ball and Watts(1972), Dopuch and Watts(1972), Lookabill(1976), Watts and Leftwich(1977), Albrecht, Lookabill, and McKeown(1978) 등). 이들의 내용은 연간순이익의 경우 대체로 랜덤워크 모형이 기술적으로 가장 타당하지만, 시계열 자료를 바탕으로 개별 기업에 적합한 ARIMA 모형을 도출하는 경우에는 ARIMA 모형이 우월하다는 것으로 요약될 수 있다.

초기의 연구가 연간순이익의 시계열 속성을 연구하고 있는 반면 이들에 이어 발표된 일련의 연구는 분기순이익에 대한 시계열 속성을 연구하고 있다. 예를 들면, Foster(1977)는 분기순이익이 예상대로 연간순이익과는 매우 다른 시계열 속성을 나타내고 있음을 보이고 있다. 즉, 분기자료는 연속된 분기 사이의 자기상관과 동시에 전년의 분기와 금년의 동분기 사이에 강한 자기상관이 있음을 보이고 있다. 따라서 이러한 시계열은 그 자체로서는 안정적이지 못하며 (nonstationary), 이러한 계절성을 제거하기 위하여 (안정성을 회복하게 위하여) Foster는 시계열의 계절적 차이를 취하고 있다. 이러한 계절적 차이를 취한 시계열의 자기상관 계수

를 바탕으로 Foster는 계절적 차이를 취한 시계열에 대해 AR(1) 모형을 도출하고 있다.²⁾ Foster와 유사하게 Griffin(1977), Lorek(1979), Brown and Rozeff(1979), 및 Barthke and Lorek(1984) 등도 분기별 순이익의 시계열 속성을 도출하고 시계열 속성을 사용하여 도출한 모형의 예측력을 비교하고 있다. 특히, Brown and Rozeff는 ARIMA(1,1,1) 모형이 분기별 순이익의 과정을 가장 잘 나타낸다는 결과를 보고하고 있다. 한편, 최근의 연구들은 이와 같은 순이익의 시계열 속성의 연구와는 별도로 순이익의 구성항목별 시계열 속성을 조사하고 있다(Lorek, Schaefer, and Willinger(1993), Lorek and Willinger(1996) 등). 즉, 이들 대부분은 순이익이 현금흐름과 발생액의 성격이 상이한 두 부분으로 분리될 수 있다는 것에 초점을 맞추어 현금흐름과 발생액의 시계열 속성을 조사하고 있다.

미국이 분기순이익을 보고하는 것에 반해 우리나라의 경우는 이에 상응하는 중간 결과 보고로서 분기순이익이 보고된다. 분기순이익이 보고되지 않고 분기순이익이 공시되는 이유는 연간 자료보다는 신속한 공시에 대한 요구와 분기별 자료를 작성하는 데 소요되는 비용의 고려라는 비용/편익 사이의 타협으로 생각될 수 있을 것이다. 이러한 분기순이익의 중요성에도 불구하고 아직까지 우리나라에서는 분기순이익의 시계열 속성에 관한 연구가 거의 없는 실정이다. 이에 대한 가장 직접적인 원인은 데이터베이스화되어 있는 반기시계열자료가 너무 짧아 의미 있는 시계열 분석이 어려웠던 것이라고 생각된다. 예외적으로 김정교(1991)의 분기순이익 시계열분석에 관한 연구가 있다. 그는 35개의 표

본기업에 대해 1976년 상반기부터 1989년 상반기까지 27개의 시계열자료를 사용하여 반기순이익의 시계열 속성을 조사하고, 이들 개별기업에 대해 수립한 Box-Jenkins 모형과 랜덤워크 모형의 예측능력을 비교하고 있다. 김정교(1991)가 35개의 기업만을 사용한 것은 1976년 말 현재 상장기업수가 274개에 불과한데다 건설, 소매, 운수 등의 업종이 자료 입수상의 어려움으로 인해 표본에서 제외되었으며 표본기업 선정과정에서 여러 가지 제약요소가 적용되었기 때문이다. 김정교(1991)의 표본기업이 35개의 비교적 작은 수임을 고려할 때 그의 결과를 일반화하는 것에는 한계가 있다고 보인다. 분기순이익의 시계열속성연구에 있어 가장 현실적인 제약요건이 자료의 입수였음을 고려할 때, 현재는 반기자료가 데이터베이스화되기 시작한 지 이미 10여년이 지나 20여개의 시계열 자료가 존재하므로 김정교(1991)에 이어 분기순이익의 시계열속성에 대하여 의미 있는 추가분석이 수행될 수 있을 것으로 보인다. 물론 20여개의 시계열이 전형적인 Box-Jenkins 식의 모형도출에 충분하지 않은 것은 사실이나, 기존 연구의 수가 극히 제한되어 실정을 고려할 때 이를 사용하여 의미 있는 분석을 시도하기에는 충분할 것으로 판단된다.

2.2 표본

본 연구를 위한 표본은 상장회사협의회회의 재무제표 데이터베이스에서 추출하였다. 특정 기업이 표본에 포함되는 조건은 (1) 제조업일 것 (2) 자료가 1987년 상반기부터 데이터베이스에 연속적으로 포함되어 있을 것 (3) 관리종목에 포함되어 있지

2) Foster가 도출한 계절적 차이를 취한 시계열이 AR(1) 모형은 구체적으로 다음과 같다: $E(Q_t) = Q_{t-4} + a_1(Q_{t-1} - Q_{t-5}) + d$, d = 상수항, a_1 = AR 계수.

않을 것, (4) 표본기간동안 회계기간을 변경하지 않았을 것 (5) 업종전환, 피인수, 인수합병이 없을 것, (6) 표본기간 중 회계기준을 변경하지 않았을 것이다.³⁾ 총 195개 기업의 자료가 이를 만족하여 표본에 포함되었다.

2.3 반기순이익의 시계열 속성

시계열자료의 특성을 파악하는 데 널리 사용되는 두 가지 통계는 표본자기상관계수 및 표본편자기상관계수이다. 자기상관계수 ρ_j 는 다음과 같이 정의된다:

$$\rho_j \equiv \frac{\gamma_j}{\gamma_0}, \gamma_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-j} (y_t - u)(y_{t+j} - u),$$

$$j = 1, 2, 3, \dots \quad (1)$$

$$u = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t, \gamma_0 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - u)^2 \quad (2)$$

자기상관계수는 시계열 항 사이의 관련성을 나타내므로 시계열의 속성과약에 유용함은 물론 예측에도 중요한 역할을 한다. 편자기상관계수는 시계열 Y가 AR(m) 과정을 따른다고 가정하는 경우, 즉 최근 m개의 과거치만이 예측에 사용되는 경우에 정의되는 자기상관계수이다. 편자기상관계수 α_m 은 다음과 같이 최소자승추정법(OLS)으로 추정된다.

$$y_t = \delta + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_m y_{t-m} + e_t \quad (3)$$

이러한 편자기상관계수는 시계열이 AR(1) 과정을 따르는 경우에는 자기상관계수와 일치하나 일반적인 경우에 서로 다른 값을 갖게 된다. 실제로 편자기상관계수의 유용성은 AR(m) 과정에서 m을 선택하려는 경우 만일 시계열이 AR(m) 과정을 따른다면 $\alpha_1, \dots, \alpha_m$ 은 0과 다르지만 $\alpha_{m+p}, p=1, 2, \dots$ 는 모두 0이 된다는 데 있다. 한편 시계열이 MA 과정을 따르는 경우는 α_i 가 점근적으로 0에 접근한다.

표본에 포함된 기업의 순이익 시계열자료 중 처음 19개 반기순이익을 사용한 간단한 기술적 통계는 <표 1>에 나타나 있다.⁴⁾ 패널 A는 차이를 취하지 않은 반기순이익 자체의 자기상관이며 패널 B는 계절적 차이를 취한 반기순이익의 자기상관이다.

<표 1>에서 나타나고 있는 바와 같이, 195개 기업을 사용한 반기순이익의 평균자기상관은 예상대로 연속된 순이익항 사이의 상관보다는 전년 동기 순이익과의 상관이 더 큰 것으로 나타나고 있다. 즉, 첫째 항(시차 1)의 상관계수는 .19인데 반해 둘째 항(시차 2)의 상관계수는 .32인 것으로 나타나고 있다. 따라서 반기순이익 자료는 계절성이 나타나고 있음을 알 수 있다. 그러나 처음 두 항 이후의 자기상관은 대체로 미미하다.

자료에 계절성이 존재하는 경우 수준자료는 불안정적(nonstationary)이므로 이러한 경우 흔히 수준자료에서 계절성을 제거한 후에 자료를 분석한다. 계절성을 제거하는 데 일반적으로 사용되는 방법은 전년동기대비차분(seasonal differencing)을 하는 것이다. <표 1> 패널 A에서도 이미 언급한

3) (1)에서 (3)까지의 조건을 만족하는 기업은 247개이나, 이들 중 43개의 기업에 표본기간 중 (5)에서 기술하고 있는 업종전환, 피인수, 인수합병 등의 사건이 발생하였으며, 이들 중 17개 기업은 표본기간 중 회계원칙을 변경하였다. (이들 17개 기업 중 8개 기업에 대해서는 (5)과 (6)가 동시에 발생하였다. 이들 (3)에서 (6)에 대한 정보는 증권시장공시자료 데이터베이스에서 추출하였다.

4) 마지막 두 기는 표본기간의 예측오차비교에 사용하므로 자기상관은 19개의 반기자료를 사용하여 추정하였다. 그러나, 마지막 두 기를 포함한 21개 전체를 사용하여 자기상관을 추정하는 경우도 결과는 질적으로 달라지지 않았다.

〈표 1〉 반기순이익 시계열의 자기상관계수 및 편자기상관계수: 평균과 표준편차 (괄호안)

패널 A: 수준자료

	시차							
	1	2	3	4	5	6	7	8
자기상관	.185 (.369)	.320 (.244)	-.037 (.279)	.110 (.229)	-.100 (.213)	.024 (.183)	-.130 (.165)	-.023 (.178)
편자기 상관	.185 (.369)	.167 (.253)	-.121 (.214)	-.032 (.184)	-.067 (.159)	-.052 (.152)	-.052 (.152)	-.071 (.127)

패널 B: 계절적 차분자료

	시차							
	1	2	3	4	5	6	7	8
자기상관	.162 (.229)	-.219 (.241)	-.081 (.208)	-.086 (.210)	-.039 (.170)	-.026 (.162)	-.025 (.174)	-.019 (.159)
편자기 상관	.162 (.229)	-.319 (.214)	.013 (.177)	-.211 (.172)	-.007 (.165)	-.125 (.153)	-.019 (.145)	-.109 (.140)

바와 같이 계절성이 나타나고 있어 시계열이 안정적이지 않을 수 있으므로 불안정적 시계열을 안정적으로 만들기 위해 계절적 차이를 취한 시계열의 자기상관을 조사하였다.

〈표 1〉의 패널 B에서 나타나고 있는 대로 계절적 차이를 취한 순이익의 자기상관은 처음 두 개의 항이 상대적으로 유의한 상관관계를 나타내고 있음을 알 수 있다. 즉, 시차 1의 경우 .16과 시차 2의 경우 -.22의 자기상관을 보이며 시차 3과 4는 각각 -.08과 -.09의 자기상관을 보이고 있다. 그러나 시차 5부터는 자기상관이 거의 존재하지 않는다.

〈표 2〉는 195개 기업을 총자산의 규모에 따라 대·중·소의 세 집단으로 나누어 각 집단에 대한 자기상관을 보고하고 있다.⁵⁾

〈표 2〉 패널 A에서 볼 수 있는 바와 같이 반기

순이익의 자기상관은 기업의 규모에 따라 큰 차이를 나타내지 않고 있음을 쉽게 알 수 있다. 즉, 소·중·대규모 기업들의 시차 1에 대한 상관계수는 각각 .17, .15, 및 .24 이며 시차 2에 대해서는 각각 .35, .34, 및 .27이다. 따라서 기업의 규모에 따라 약간의 차이는 있으나 대체로 유사한 속성을 보이고 있다. 규모에 무관하게 나타나고 있는 반기자료의 계절성을 제거하기 위하여 계절별 차이를 취한 시계열의 자기상관은 〈표 2〉 패널 B에 보고되어 있다. 계절적 차이를 취한 반기순이익의 시계열도 역시 규모의 차이에 민감하지 않아 대체로 유사한 양태를 보이고 있다.

일반적으로 시계열 모형의 설정에 있어 Box-Jenkins 식의 전통적인 접근법에서는 시계열의 자기상관계수나 편자기상관계수 등을 이용해 ARIMA

5) 기업의 규모는 1997년의 총자산규모를 기준으로 하여 분류하였다. 즉, 195 개의 기업을 총자산 규모에 따라 나열한 후 각 1/3씩을 소(65), 중(65), 대(65) 기업으로 분류하였다.

〈표 2〉 반기순이익의 시계열의 자기상관계수: 기업 규모별 평균과 표준편차(괄호안)

패널 A: 수준자료

분류		시차							
		1	2	3	4	5	6	7	8
소기업	자기상관	.168 (.385)	.347 (.221)	-.062 (.273)	.121 (.232)	-.128 (.211)	.055 (.191)	-.145 (.167)	.017 (.176)
	편자기상관	.168 (.385)	.183 (.270)	-.107 (.220)	-.007 (.175)	-.077 (.163)	-.023 (.163)	-.054 (.152)	-.060 (.144)
중기업	자기상관	.150 (.364)	.340 (.249)	-.087 (.268)	.100 (.233)	-.130 (.218)	.023 (.191)	-.142 (.181)	-.028 (.183)
	편자기상관	.150 (.364)	.210 (.263)	-.148 (.197)	-.059 (.188)	-.048 (.156)	-.059 (.152)	-.064 (.149)	-.072 (.118)
대기업	자기상관	.240 (.359)	.273 (.260)	.039 (.284)	.108 (.226)	-.041 (.202)	-.004 (.165)	-.102 (.143)	-.058 (.170)
	편자기상관	.240 (.359)	.110 (.215)	-.106 (.225)	-.030 (.189)	-.075 (.160)	-.073 (.138)	-.039 (.131)	-.082 (.119)

패널 B: 계절적 차분 자료

분류		시차							
		1	2	3	4	5	6	7	8
소기업	자기상관	.161 (.268)	-.209 (.250)	-.083 (.229)	-.094 (.190)	-.052 (.188)	-.022 (.178)	-.007 (.184)	-.025 (.163)
	편자기상관	.161 (.268)	-.333 (.221)	.032 (.181)	-.220 (.159)	-.020 (.168)	-.135 (.167)	-.021 (.156)	-.113 (.145)
중기업	자기상관	.162 (.215)	-.189 (.231)	-.097 (.193)	-.123 (.209)	-.022 (.193)	-.028 (.172)	-.044 (.173)	-.018 (.158)
	편자기상관	.162 (.215)	-.280 (.221)	-.016 (.171)	-.222 (.172)	.018 (.173)	-.123 (.154)	-.034 (.137)	-.123 (.138)
대기업	자기상관	.163 (.203)	-.259 (.239)	-.063 (.201)	-.040 (.223)	-.028 (.190)	-.028 (.135)	-.023 (.165)	-.015 (.159)
	편자기상관	.163 (.203)	-.344 (.197)	.023 (.178)	-.190 (.184)	-.019 (.154)	-.117 (.139)	-.003 (.141)	-.091 (.139)

(p,d,q) 모형을 설정하고 Akaike, Schwarz 기준 등을 이용하여 설정된 모형의 차수를 식별한다. 구체적으로 Akaike 기준은 차수를 길게, Schwarz 기준은 차수를 짧게 선택하는 경향이 있어 모형의

차수는 어느 기준을 사용하느냐에 따라 크게 영향을 받을 수 있다. 물론 한 가지 차수결정 기준을 적용하면 최적의 모형이 선택될 수 있겠으나 표본 외 예측에 사용되는 시계열 모형 선택은 표본내의

특성을 최대한 반영하되 차수의 설정에 있어 절제성을 유지하는 것이 중요하다. 이렇게 설정된 모형의 타당성을 조사하기 위한 방법은 식별된 모형을 회귀분석하여 얻어지는 잔차(residual)에 시계열 상관(serial correlation)이 존재하는가를 확인하는 것인데 이를 위해서는 흔히 Box-Pierce Q 검증이나 Ljung-Box Q 검증이 사용된다.

〈표 1〉에서 나타나고 있는 반기순이의 수준자료와 계절차분자료의 자기상관과 편자기상관계수가 각각 처음 두 개의 항에 있어 통계적으로 유의하므로 MA(2)와 IMA(1,2)가 각각 수준자료와 계절차분자료에 대해 반기순이의 시계열을 가장 적절하게 표시하고 있다고 볼 수 있다. MA(2)와 IMA(1,2) 모형의 타당성을 조사하기 위해 195개 기업의 반기순이 자료를 MA(2)와 IMA(1,2) 모형으로 추정하고 잔차에 대해 Ljung-Box Q 검증을 한 결과, 1% 유의수준에서 MA(2) 모형에 대해서는 10개와 IMA(1,2) 모형에 대해서는 14개 기업에서 잔차의 시계열 상관이 발견되었다.⁶⁾ 이러한 결과로 보아 본 논문이 제시하고 있는 두 모형이 반기순이 자료의 시계열 과정을 대체로 적절하게 나타내고 있다고 볼 수 있다.

본 논문에서 기업 전체에 평균적으로 적용될 수 있는 모형을 도출하고 있는 이유는 비교적 짧은 시계열에 근거한 기업 개별적인 모형의 규명이 표본 오류(sampling error)의 영향을 크게 받을 수 있어 신뢰성이 결여될 가능성이 있는 데다, 개별적인 기업에 따른 차이에도 불구하고 충분히 융통성이

있어(robust) 기업 집단 전체의 반기순이의 시계열 속성을 대표하는 모형을 찾아내는 것이 의미가 있기 때문이다. 또한, 실제로 많은 연구들이 기업간의 차이를 무시하고 랜덤워크모형을 일률적으로 적용하고 있어 시계열속성에 의거한 일률적인 모형을 도출하여 이들을 랜덤워크모형과 비교를 하는 것이 의미가 있기 때문이다. 따라서 〈표 1〉과 〈표 2〉에 제시된 자기상관계수들은 시계열의 기본적인 통계적인 특성으로 생각될 수 있다.

이상의 논의는 반기순이의 시계열 모형으로서 MA(2) 및 IMA(1,2)이 적절하다는 것으로 요약될 수 있다. 아울러 반기순이의 계절성에 초점을 맞춘 SRW 모형이 준거모형으로서 동시에 고려된다. SRW 모형의 고려는 이 모형의 직관적인 단순성과 일반 투자자들이 흔히 사용하고 있다는 인식으로 인해 중요하며, SRW 모형은 아울러 시계열에 의거한 모형의 실증적 타당성을 평가할 수 있는 벤치마크를 제공하는 역할을 한다.⁷⁾

III. 시계열 모형의 예측력 비교

3.1 비교모형

본 장에서는 반기순이의 Box-Jenkins 분석에서 도출된 모형과 SRW 모형의 표본의 예측력을 비교하고자 한다. 계절성을 보이는 자료에서는 준거

6) Ljung과 Box는 a_t 가 시계열의 잔차항이고 $r_k = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} a_i a_{i+k}}{\sum_{i=1}^n a_i^2}$ 일 때 $Q = n(n+2) \sum_{k=1}^p \frac{r_k^2}{n-k}$ 는 $\chi^2(k-p-q)$ 분포를 갖는다

는 것을 보이고 있다.

7) 증권분석가들이나 신문지상 등에서 특정기업의 순이익을 발표할 때 전년 동기 대비 증가 또는 감소 등의 비교를 하고 있는 것을 생각할 때 랜덤워크 모형이 널리 사용되고 있음을 추정할 수 있다.

모형이 단순 랜덤워크 모형이 아닌 SRW 모형이다. 여기서는 195개 기업에 대해 일률적으로 MA(2) 및 IMA(1,2)의 두 모형과 SRW 모형을 적용하여 이들의 표본의 예측능력을 비교한다. 구체적으로 예측력 비교에 사용될 모형은 다음과 같다:

(1) MA(2) 모형

$$S_t = \mu + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} \quad (4)$$

(2) IMA(0,1,2) 모형

$$S_t - S_{t-2} = \mu + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} \quad (5)$$

(3) SRW 모형

$$S_t = S_{t-2} + \delta + \mu_t \quad (6)$$

각 모형에 대한 평균예측오차는 다음과 같이 계산하였다:

$$ABS(S_{t,i}) = \left| \frac{[S_{t,i} - E(S_{t,i})]}{S_{t,i}} \right| \quad (7)$$

$$\text{평균절대예측오차} = \sum_{i=1}^N ABS(S_{t,i})/N \quad (8)$$

$t = 1996$ 년 하반기, 1997 년 상반기

$i = 1 \sim 195$

$E(\cdot)$ 는 모형에서 얻은 순이익의 기대값

ABS = 절대치

3.2 예측오차의 비교

본 논문에서 사용된 표본의 기간은 1996년 하반기와 1997년 상반기이며 1996년 하반기 순이익에

대한 예측오차를 계산할 때는 1987년부터 1996년 상반기까지의 자료를 사용하여 계수를 추정하였고 1997년 상반기 순이익에 대한 예측오차를 계산할 때는 1996년 하반기를 표본기간에 추가로 포함하여 계수를 다시 측정하는 방법을 사용하였다. <표 3>은 반기순이익의 시계열 속성에 의거하여 도출된 MA(2), IMA(1,2), 및 SRW 모형의 표본의 기간의 예측오차를 나타내고 있다.⁸⁾

<표 3> 패널 A에 제시한 바와 같이, 표본의 비교기간인 1996년 하반기와 1997년 상반기의 평균 예측오차는 사용된 모형의 차이에도 불구하고 별다른 차이를 보이고 있지 않다. 즉, 1996년 하반기의 경우 SRW 모형의 예측오차는 .649이다. 이와 유사하게 MA(2)와 IMA(1,2)모형의 경우는 평균 예측오차가 각각 .635와 .643으로서 SRW의 경우와 거의 유사하다. 1997년 상반기의 경우는 1996년 하반기에 비해 사용된 모형 전체에 대해 예측오차가 약간 작지만 각 모형 사이의 차이는 여전히 매우 작다. 중위수를 사용한 비교도 평균을 사용한 비교와 유사하게 각 모형의 예측오차는 두드러진 차이를 나타내고 있지 않다. 구체적으로 중위수를 사용할 때 1996년 하반기와 1997년 상반기 경우 모두 MA(2) 모형이 가장 작은 .705와 .567의 예측오차를 보이고 있다.

<표 3> 패널 B에서는 조사한 각 모형의 예측오차를 통계적으로 비교하고 있다. 통계적인 비교에는 모수검증인 t-검증과 비모수 검증인 Wilcoxon median 검증과 Wilcoxon rank sum 검증을 사용하였다. 우선 각 기대모형에 포함된 각 기업의 예측

8) <표 3>은 예측오차가 1을 초과할 경우를 1로 winsorizing한 결과이다. 이는 물론 자의적인 선택이지만 몇몇의 큰 예측오차가 결과 전체에 영향을 미치는 것을 피하기 위하여 선행연구에서도 사용된 바가 있다 (Lorek, Schaefer, and Willinger (1993)). 구체적으로 각 모형에 있어 예측오차가 1을 초과하는 경우는 다음과 같다. (1) MA(2) 모형, 1996년: 76 (39%), 1997년: 53 (27%); (2) IMA(1,2) 모형, 1996년: 76 (39%), 1997년: 53 (27%); (3) SRW 모형, 1996년: 78 (40%), 1997년: 62 (32%).

〈표 3〉 한기앞(One-Step-Ahead) 기대치의 평균기대오차:

패널 A : 평균과 중위수 (1에서 winsorize 한 경우)

예측모형	1996년 하반기		1997년 상반기		2기 평균	
	평균	중위수	평균	중위수	평균	중위수
SRW	.649	.783	.585	.627	.617	.707
IMA	.643	.715	.604	.597	.624	.656
MA	.639	.705	.583	.567	.609	.636

$$\text{절대예측오차} = ABS(S_{t,i}) = | [S_{t,i} - E(S_{t,i})] / S_{t,i} |$$

$$\text{평균절대예측오차} = \sum_{i=1}^N ABS(S_{t,i}) / N$$

t = 1996년 하반기, 1997년 상반기

i = 1~195

E(·) = 기대값

패널 B: 상이한 모형의 기대오차 비교

모형비교		1996 하반기			1997 상반기		
		평균의 차이 검증: t 값	Wilcoxon median 검증: Chi-squares 값	Wilcoxon rank sum 검증: Chi-squares 값	평균의 차이 검증: t 값	Wilcoxon median 검증: Chi-squares 값	Wilcoxon rank sum 검증: Chi-squares 값
MA	SRW	-.54	1.24	.28	-.10	.26	.05
	IMA	-.28	.01	.07	-.88	.09	.56
SRW	IMA	.31	.26	.05	-.99	.09	.28

** 5%에서 유의

패널 C: 각 모형에 대한 가장 작은 기대오차 및 큰 기대오차의 빈도

연도		예측모형			총계
		SRW	IMA	MA	
1996년 상반기	가장 작은 경우	62(31.8%)	52(26.7%)	81(41.5%)	195(100%)
	가장 큰 경우	73(37.4%)	56(28.7%)	66(33.8%)	195(100%)
1997년 하반기	가장 작은 경우	50(25.1%)	66(33.8%)	79(40.5%)	195(100%)
	가장 큰 경우	61(31.3%)	59(30.3%)	75(38.5)	195(100%)

SRW: 계절적 랜덤워크 모형

IMA: 계절적 차이를 취한 자료를 사용한 MA(2)모형

MA: 수준자료를 사용한 MA(2) 모형

오차 사이의 차이가 정규분포를 갖는다고 가정하여 이들 차이가 0과 유의하게 다른가를 t-검증 (matched pair comparison)을 사용하여 조사하였다. 이 결과 1996년 하반기와 1997년 상반기 모두 세 개의 모형간의 차이를 각 쌍마다 비교할 때 어느 쌍도 10% 수준에서 유의한 차이를 보이지 않고 있다. 따라서 t-검증의 결과는 본 논문에서 사용되고 있는 세 모형의 예측력이 통계적으로 차이가 없다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 패널 A에 보고된 각 예측오차의 평균과 중위수의 미미한 차이를 상기할 때 새로운 것은 없다고 할 수 있다. 그러나 t-검증은 각 모형의 예측오차 사이의 차이가 정규분포를 따른다고 가정하고 있는 데 이러한 가정이 타당하지 않을 가능성이 있으므로 분포에 대한 가정 없이 비모수(nonparametric)검증인 Wilcoxon rank sum 검증과 Wilcoxon median 검증을 사용하여 각 모형의 예측오차를 다시 비교해 보았다. 패널 B에 보고된 대로 Wilcoxon 검증의 결과도 t-검증의 결과와 다르지 않다. Chi-square 추정 (approximation)을 사용한 경우 1996년 하반기와 1997년 상반기에 있어 어느 모형 사이에서도 유의한 차이가 나타나지 않고 있다. 따라서 모수검증의 경우와 같이 비모수검증을 사용하는 경우도 특정 모형의 예측력이 다른 모형의 예측력보다 통계적으로 우월하다는 증거는 보이지 않는다.

아울러 각 모형에서의 각 기업에 대한 예측오차의 크기를 순으로 나열한 후 순위를 비교한 결과가 <표 3>의 패널 C에 제시되어 있다. 패널 C에서 볼 수 있는 대로 MA(2) 모형이 1996년 하반기와 1997년 상반기에 대해 가장 작은 예측오차를 보이

는 경우가 81개(41.5%)의 기업과 79개(40.5%)의 기업으로 다른 모형에 비해 가장 많다. 한편, SRW 모형은 1996년 하반기와 1997년 상반기에 대해 각각 62개(31.8%)와 50개(25.6%), 그리고 IMA(1,2) 모형은 1996년 하반기와 1997년 상반기에 대해 각각 52개(26.7%)와 66개(33.8%)의 기업에 대해 가장 작은 예측오차를 나타내고 있다. 이 결과는 다른 모형에 비해 MA(2) 모형이 상대적으로 가장 작은 예측오차를 나타내는 경우가 많다는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 MA(2) 모형은 1997년 상반기에 대해서는 오히려 가장 큰 예측오차를 나타내는 경우도 상대적으로 가장 많다.

김정교(1991)에서는 개별기업에 대해 수립한 Box-Jenkins 모형과 RW 모형의 연간순이익의 예측능력을 비교한 결과 1987년과 1988년의 경우 Box-Jenkins 모형이 RW 모형보다 우월하지만 1989년에는 이들 사이에 유의한 차이가 없는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과를 바탕으로 그는 Box-Jenkins 모형이 RW 모형보다 우월하다고 결론을 내리고 있다. 그러나, 본 논문의 결과와 김정교(1991)의 결과의 차이는 두 논문사이의 방법론상의 차이와 표본기간 및 표본기업의 차이로 인해 조심스럽게 해석되어야 할 것이다.

앞서 언급한 대로 <표 3>에 나타나고 있는 결과는 winsorizing의 영향을 받고 있다. Winsorizing의 민감도를 알아보기 위하여 winsorizing을 <표 3>에서와는 달리 예측오차가 각각 2를 초과할 때 winsorizing을 한 경우(패널 A)와 예측오차가 3을 초과 할 때 winsorizing을 한 경우(패널 B)의 결과를 <표 4>에 보고하고 있다.⁹⁾

9) 각 모형의 예측오차가 2를 초과하는 경우의 빈도는 각각 다음과 같다: (1) MA(2), 1996년: 35(18%), 1997년: 23(12%); (2) IMA(1,2) 1996년: 39(20%), 1997년: 35(18%); (3) SRW, 1996년: 42(22%), 1997년: 31(16%). 한편, 각 기대모형의 예측오차가 3을 초과하는 경우의 빈도는 다음과 같다: (1) MA(2), 1996년: 24(12%), 1997년: 11(6%); (2) IMA(1,2), 1996년: 29(15%), 1997년: 21(11%); (3) SRW, 1996년: 31(16%), 1997년: 24(12%).

〈표 4〉 한기앞(One-Step-Ahead) 기대치의 평균기대오차:

패널 A : 평균과 중위수 (2에서 winsorize한 경우)

예측모형	1996년 하반기		1997년 상반기		2기 평균	
	평균	중위수	평균	중위수	평균	중위수
SRW	.947	.787	.798	.627	.873	.707
IMA	.909	.715	.841	.597	.875	.656
MA	.901	.705	.764	.567	.833	.636

패널 B : 평균과 중위수 (3에서 winsorize 한 경우)

예측모형	1996년 하반기		1997년 상반기		2기 평균	
	평균	중위수	평균	중위수	평균	중위수
SRW	1.132	.787	.942	.627	1.037	.707
IMA	1.082	.715	.991	.597	1.037	.656
MA	1.055	.705	.845	.567	0.950	.636

SRW: 계절적 랜덤워크 모형

IMA: 계절적 차이를 취한 자료를 사용한 MA(2)모형

MA: 수준자료를 사용한 MA(2) 모형

〈표 4〉의 패널 A에서 볼 수 있는 바와 같이 예측오차가 2를 초과할 때 winsorizing을 하는 경우 예상대로 평균예측오차는 모든 모형에 대해 증가하고 있다. 그러나 결과는 앞서 관찰한대로 1에서 winsorizing한 경우와 유사하게 패널 A에서는 1996년과 1997년의 경우 모두 MA(2) 모형이 가장 작은 평균예측오차를 나타내고 있다. 한편, 3에서 winsorizing한 경우도 패널 B에 나타나고 있는 대로 MA(2) 모형이 가장 우월한 것으로 나타나고 있어 평균예측오차사이의 상대적인 순위는 winsorizing 점의 선택에 크게 영향을 받지 않는 것을 쉽게 알 수 있다. 즉, MA(2) 모형이 평균적으로 가장 작은 예측오차를 보이고 있으나 이 차이가 통계적으로 유의하지 않다. 한편, Wilcoxon 검정은 winsorizing의 영향을 전혀 받지 않아 별도로 보고하지 않았다.

이상의 결과는 MA(2) 모형이 평균적으로 가장 작은 예측오차를 나타내고 있으나 MA(2) 모형의 예측력과 IMA(1,2) 및 SRW 모형의 예측력 사이에 통계적으로 유의한 차이는 없다는 것으로 요약된다. 따라서 반기순이익을 사용하는 연구에서 기대모형으로서 MA(2) 모형이 가장 적합하나, SRW 모형을 사용하여도 예측력에 유의한 차이가 발생하지는 않는다. 그러나, 상이한 모형 중 어느 모형도 다른 모형에 비해 유의하게 우월하지 않으므로 어느 특정 모형을 기대모형으로 사용하는 경우, 특히 SRW 모형을 사용하는 경우, 본 논문에서 도출하고 있는 시계열 모형을 사용하여 결과의 민감도를 조사해 보는 것이 유용할 것으로 보인다.

IV. 결 론

본 논문은 우리 나라 195개 기업의 1987년 상반기부터 1996년 상반기까지 9와 1/2년의 반기순이익 자료를 이용하여 반기순이익의 시계열적 속성을 조사하고 자기상관계수 및 편자기상관계수를 바탕으로 하여 도출한 MA(2) 및 IMA(1,2) 모형과 단순하고 직관적인 SRW 모형의 예측력의 차이를 표본의 기간을 사용하여 실증적으로 비교하였다.

본 논문의 결과 반기순이익의 자기상관은 예상대로 계절성을 보이고 있다. 이는 특정반기의 순이익은 그 전해의 동반기순이익과 밀접한 상관관계를 가지고 있다는 것을 의미한다. 한편, 평균 예측능력은 MA(2) 모형이 두 개의 표본의 예측기간 모두에 있어 가장 작은 것으로 나타난다. 그러나, 본 논문은 동시에 SRW 모형과 시계열 속성에 의거하여 도출한 두 모형 사이의 예측은 t-검증과 Wilcoxon rank sum 및 Wilcoxon median 검증을 사용할 때 통계적으로 차이가 없다는 것을 보이고 있다. 통계적인 검증과는 별도로 각 모형에 대해 예측오차가 가장 작은 경우를 비교한 결과 역시 MA(2) 모형이 가장 우월한 것으로 나타나고 있다.

그러나 반기순이익의 예측력은 연간순이익의 예측력에 비해 대체로 낮은 것으로 나타나고 있다. 즉, 반기순이익 기대모형의 예측오차는 연간순이익 기대모형의 예측오차에 비해 약 두 배정도 큰 예측오차를 보이고 있다. 이는 연간순이익과 비교할 때 반기순이익의 자기상관이 낮아 과거 시계열 자료를 사용한 예측이 어렵다는 것을 의미한다. 반기순이익의 예측력이 연간순이익의 예측력에 비해 상대적으로 낮다는 점은 흥미로운 발견이며 왜 반기순이익의 예측력이 낮은지를 조사하는 것 또한 추가연

구의 과제가 될 수 있을 것이다.

본 연구는 반기순이익의 시계열 속성을 체계적으로 조사한 최초의 실증연구의 하나라는 점에 의의가 있다. 또한 향후 표본기간이 충분히 길어지면 본 연구의 결과를 바탕으로 추가적인 연구가 진행될 수 있을 것으로 예상된다.

참 고 문 헌

- 김정교 (1989), "우리 나라 기업의 연간 회계이익의 시계열속성," *회계학연구*, 제9권, 71-98.
- (1991) "반기이익의 시계열 속성과 예측능력," 경북대학교 박사학위 논문.
- Albrecht, W. S., L. Lookabill, and J. MaKeown (1977), "The time series properties of annual earnings," *Journal of Accounting research*, 15, 226-244.
- Ball, R. and R. Watts (1972), "Some time-series properties of accounting income," *Journal of Finance*, 27, 663-681.
- Barthke, A., and K. Lorek (1984), "The relationship between time-series models and the security market's expectation of quarterly earnings," *The Accounting Review*, 59, 163-176.
- Beaver, W. (1970), "The time-series behavior of earnings. Empirical Research in Accounting: Selected Studies," *Journal of Accounting Research*, 8, 62-99.
- Box, G. E., and D. Pierce (1970), "Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time-series models," *Journal of American Statistic Association*, 64, 1509.
- Brealey, R. (1967), "Statistical properties of successive

- changes in earnings," Manuscript.
- Brown, L., R. Hagerman, P. Griffin, and M. Zmijewski (1987), "An evaluation of alternative proxies for the market's assessment of unexpected earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 9, 159-193.
- and M. Rozeff (1979), "Univariate time-series models of quarterly accounting earnings per share: a proposed model," *Journal of Accounting Research*, 17, 179-189.
- Dopuch, N. and R. Watts (1972), "Using time-series models to assess the significance of accounting changes," *Journal of Accounting Research*, 10, 180-194.
- Foster, G. (1977), "Quarterly accounting data: time-series properties and predictive-ability results," *The Accounting Review*, 52, 1-21.
- Griffin, P. (1977), "The time-series behavior of quarter earnings: Preliminary evidence," *Journal of Accounting Research*, 15: 71-83.
- Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Lookabill, L. (1976), "Some additional evidence on the time-series properties of accounting signals," *The Accounting Review*, 51, 724-738.
- Lorek, K. (1979), "Predicting annual net earnings with quarterly earnings time-series models," *Journal of Accounting Research*, 17, 190-204.
- , T. Schaefer, and G. Willinger (1993), "Time-series properties and predictive ability of funds flow variables," *The Accounting Review*, 68, 151-163.
- and G. Willinger (1996), "A multivariate time-series prediction model of cash-flow data," *The Accounting Review*, 71, 81-102.
- O'Brien, P. (1988), "Analysts' forecast as earnings expectations," *Journal of Accounting and Economics*, 10, 53-83.
- Watts, R. and R. Leftwich (1977), "The time-series of annual accounting earnings," *Journal of Accounting Research*, 15, 253-71.

The Time Series Properties of Semi-Annual Earnings

Gil Soo Bae* · Jeong-Kuk Kim** · Sangyong Joo***

Abstract

We investigate the time series properties of semi-annual earnings and compare the out-of-sample predictive ability of the seasonal random walk model and the various models identified using the Box-Jenkins method. Using 195 manufacturing firms during the first half of 1987 to the first half of 1997 (21 observations), we document that the autocorrelation coefficients of semi-annual earnings display some seasonality. We also provide evidence that the simple seasonal random walk process is not statistically inferior to other more complex models based on the time-series properties in out-of-sample predictive ability.

Key Words : Semi-annual earnings, Time-series properties, predictive ability, seasonality

* Assistant Professor, Department of Business Administration, Korea University, Sungbuk-Ku, Seoul, 136-701

** Senior Research Fellow, Korea Securities Research Institute

*** Assistant Professor, Department of Economics, Sejong University