

순이익의 기대모형 : 랜덤워크 모형의 타당성 재검증

배길수* · 주상영**

〈요 약〉

본 논문은 순이익의 시계열 속성을 조사하고, 순이익의 시계열이 랜덤워크 모형과 일치하는지를 단위근 검증방식을 사용하여 조사하며, 시계열 속성에 근거하여 도출된 예측모형과 흔히 사용되어 온 랜덤워크 모형의 예측능력을 비교하여 선행연구에서 사용되고 있는 랜덤워크 모형에 실증적 타당성을 제시하는 것을 주목적으로 하고 있다.

본 연구는 한국신용평가주식회사의 데이터 베이스에 1980년부터 1996년까지 17년간 자료가 연속적으로 포함되어 있는 금융기업을 제외한 모든 기업(272개)을 표본으로 사용하고 있다. 표본기업의 순이익 시계열에 가장 적합한 과정은 랜덤워크나 AR(1) 또는 AR(2) 모형이다. 또한 본 논문은 대부분의 기업에 대해 순이익이 랜덤워크 과정을 따른다는 가설을 기각할 수 없음을 보였다. 이들 상이한 모형의 표본의 예측력(out-of-sample predictive ability)을 비교한 결과 상수항을 포함한 랜덤워크 모형이 가장 작은 평균 절대 예측오차(mean absolute forecast error)를 갖는 것으로 나타나고 있다.

본 연구는 기존의 연구가 순이익 시계열의 불안정성(nonstationarity) 문제를 무시하거나 명시적으로 다루고 있지 않은 것과는 달리 단위근 검증(unit root test)을 통해 연간 순이익이 대체로 불안정하다는 것을 보였으며, 또한 상이한 모형의 표본의 예측능력을 비교한 결과 선행연구에서 사용하여 온 랜덤워크 모형의 우월성에 대한 실증적 증거를 제공하였다는 데 의의가 있다.

I. 서 론

순이익은 재무제표에서 가장 중요한 변수의 하나로서 투자자와 연구자의 지대한 관심의 대상이 되어 왔다. 이러한 관심을 반영하는 선행연구들은 순이익의 정보효과를 규명하기 위해 비기대 순이익에 대한 추가 반응을 조사하였다. 이 때 비기대 순이익은 실제 발표된 순이익과 시장의 기대순이익 사이의 차이로 정의되므로 순이익에 대한 적절한 기대치의 사용은 연구 결과의 해석에 매우 중요한 의미를 갖는다. 그러나 기대순

* 고려대학교 경영학과 조교수

** 세종대학교 경제무역학과 조교수

이익 자체는 관찰될 수 없어 이들 연구는 흔히 재무분석가(financial analysts)의 순이익 기대치 등을 기대순이익의 대용치로 사용하고 있다.

재무분석가의 기대치와는 별도로 시계열 자료에 의거한 기대치가 또한 순이익의 예측에 자주 사용되고 있다. 재무분석가나 경영자가 발표하는 순이익의 기대치와는 달리 시계열 속성에 의거한 순이익의 기대치는 순이익 시계열의 통계적인 속성을 반영하는 모형에서 도출되므로 과거 시계열 변수들에 부여할 비중의 계산에 기술적인 타당성이 존재하여야 한다. 시계열 속성에 의거한 기대치의 유용성은 이러한 기대치가 그 자체로서 자본시장에서 사용된다는 것보다는 이러한 시계열 자료에 근거한 모형이 증권분석가나 경영자의 순이익 기대치의 타당성을 판단해볼 수 있는 기준을 제시한다는 데 있다고 할 것이다. 시계열 자료에 의거한 기대치는 순이익 시계열에 근거한 체계적인 예측모형에서 도출되므로 이러한 체계적인 예측모형의 개발은 흔히 순이익의 시계열 속성(time-series properties)에 대한 연구로부터 출발한다.

시계열 속성의 연구가 갖는 이러한 중요성에도 불구하고 우리 나라에서는 순이익의 시계열 속성에 관한 연구가 극히 제한되어 있다. 연간 순이익의 시계열 속성에 대한 연구로서는 김정교(1989)와 윤성준과 허성관(1991)이 있다. 김정교(1989)는 1977년부터 1987년까지 11년의 자료를 사용하여 순이익이 랜덤워크를 따른다는 가설을 기각하지 못함을 보이고 있다. 그러나 김정교(1989)가 사용하고 있는 표본기간이 11년임과 기업이 77개임을 감안하면 그의 결과를 일반화하기에는 한계가 있다고 볼 수 있다. 아울러, 김정교(1989)는 귀무가설로서 랜덤워크 모형을 설정하여 모형의 타당성만을 검증했을 뿐, 설정된 모형의 예측오차를 기타 모형의 예측오차와 비교하여 랜덤워크 모형의 실증적인 타당성을 제시하지는 않고 있다. 이에 반해 윤성준과 허성관(1991)은 순이익에 대한 재무분석가의 예측오차와 시계열 모형의 예측오차의 비교에 초점을 맞추고 있다. 그러나, 이들 또한 1979년부터 1989년까지 11년간의 자료를 사용하여 모형을 추정하고 있어 결과가 매우 짧은 기간의 자료에 의거하였다는 한계를 가지고 있다. 이와 같은 한계에도 불구하고 재무관리나 회계학의 많은 선행연구들은 일반적으로 순이익의 과정을 랜덤워크라고 가정하고 있다(예를 들면 김문철, 정혜영, 및 주진규 1997; 김권중 1998 등).

본 논문은 이들 선행연구의 연장으로서 표본의 수와 기간을 늘려 순이익의 시계열 속성을 재조사하고, 순이익이 랜덤워크 모형을 따르는지를 조사하며, 시계열 속성에 근거하여 도출된 예측모형과 흔히 사용되어 온 랜덤워크 모형의 예측능력을 비교하여 선행연구에서 사용되고 있는 랜덤워크 모형에 대해 실증적인 근거를 제시하는 것을 주목적으로 하고 있다.

본 연구의 결과 연간 순이익의 자기상관에 적합한 시계열 과정은 랜덤워크, AR(1) 또는 AR(2) 모형으로 나타나고 있다. 또한 이들 상이한 모형의 예측력을 비교한 결과 상수항을 포함한 랜덤워크(RWD) 모형이 가장 작은 평균절대예측오차(mean absolute forecast error)를 갖는 것으로 나타나고 있다. 본 연구는 기존의 연구들이 순이익 시계열의 불안정성(nonstationarity) 문제를 무시하거나 명시적으로 다루고 있지 않은 것과는 달리 단위근 검증(unit root test)을 통해 연간 순이익의 시계열이 대체로 불안정하다는 것을 보이고 있다. 따라서 이러한 불안정성을 무시하고 표본내의 시계열 자료를 사용하여 랜덤워크 모형의 타당성을 검증하는 연구결과는 한계가 있다.

본 논문은 다음과 같이 진행된다. 제II장에서는 연구의 배경과 논문에서 사용되고 있는 표본을 기술한다. 제III장은 단위근 검증 방법을 통해 순이익 시계열이 랜덤워크를 따르는지를 검증한다. 제IV장은 절제된(parsimonious) 시계열 모형과 랜덤워크 모형의 예측오차(forecast error)를 비교하며, 마지막으로 제V장은 논문의 결과를 요약하고 논문을 마무리한다.

II. 연구의 배경과 표본의 시계열 특성

1. 선행연구

많은 투자자 및 연구는 순이익에 대한 지속적인 관심을 보이고 있다. 따라서 순이익의 예측 또한 투자자와 연구자의 관심의 초점이 되어 왔다. 예를 들면 선행연구는 순이익의 정보효과를 규명하기 위해서 순이익의 발표시 비기대 순이익에 대한 주가의 반응을 조사하였다(Ball and Brown 1968; Beaver, Clarke, and Wright 1979; Beaver, Lambert, and Morse 1980 등). 그런데 비기대 순이익은 실제 발표된 순이익과 기대순이익 사이의 차이로 정의되므로 이들 연구의 결과는 사용되는 기대치에 따라 영향을 받는다. 이들 연구에서 흔히 사용되는 기대치로서는 시계열 속성에 근거한 기대치와 재무분석가의 기대치이다.¹⁾

시계열 속성에 의거한 순이익의 기대모형을 도출하기 위해 Beaver(1970), Ball and Watts(1972), Dopuch and Watts(1972), Lookabill(1976), Watts and Leftwich(1977)

1) 시장참여자(투자자)들은 단일변량(univariate) 시계열 자료 이외에도 많은 자료를 가지고 있어 엄밀한 의미의 단일변량 시계열 모형이 주식시장에서 이해관계자들에 의해 사용되지는 않겠지만 단일변량 시계열 속성에 관한 연구는 실제로 사용되고 있는 모형의 기술적인 타당성을 검증할 수 있는 벤치마크의 역할을 할 수 있다.

Griffin(1977), Albrecht, Lookabill, and McKeown(1978), Barthke and Lorek(1984)을 비롯한 많은 연구가 연간 순이익의 시계열 속성을 조사하고 있다.²⁾ 이들의 연구내용은 연구에 따라 약간의 차이가 있으나 다음과 같이 요약할 수 있다: (1)순이익의 자기상관관계를 조사하고, (2)순이익의 자기상관관계 분석에 근거하여 절제된(parsimonious) ARIMA 예측모형을 도출하며, (3)이렇게 도출된 모형의 예측오차를 비교한다.

우리 나라에서는 순이익의 시계열 속성에 대한 연구가 부족했음에도 불구하고 선행 연구는 순이익의 과정을 랜덤워크 또는 랜덤워크의 변형이라고 가정하고 있다(김문철, 정혜영, 및 주진규(1997), 김권중(1998) 등).³⁾⁴⁾ 우리 나라의 순이익의 시계열 속성에 대한 연구인 김정교(1989)는 77개의 기업에 대한 1977년부터 1987년까지 11년간의 자료를 사용하여 연간순이익의 시계열 속성을 연구하고 있다. 그의 연구의 초점은 연간 순이익변화(즉, 연속된 순이익 차이)에 자기상관(autocorrelation)이 존재하는지의 여부이다. 그는 순이익변화에 음의 자기상관이 존재하기는 하나 통계적으로 유의하지 않기 때문에 순이익의 시계열 과정이 랜덤워크를 따른다는 가설을 기각하지 못한다는 연구 결과에 근거하여 랜덤워크 모형이 타당하다고 결론을 내리고 있다. 그러나 그의 연구는 11년간의 짧은 시계열자료를 사용하였기 때문에 자료의 제약에 따른 한계와 결론을 도출하는 방법론상의 문제점을 갖고 있다. 한편, 윤성준과 허성관(1991)은 순이익에 대한 재무분석가의 예측오차와 시계열 모형의 예측오차의 비교에 초점을 맞추고 있다. 그러나, 이들의 연구도 몇 가지 문제를 포함하고 있는 것으로 보인다. 이들의 경우 재무분석가의 예측의 편견을 조사하기 위하여 예측오차의 절대치를 사용하지 않고 있는데, 이는 양과 음의 예측오차의 상쇄효과를 가져올 수 있다. 또한 이들은 예측오차에 대한 단순비교이외의 통계적 비교를 하고 있지 않아 예측오차의 차이가 과연 통계적으로 유의한지에 대한 추가적 검증이 필요한 것으로 보인다. 이들 또한 1979년부터 1989년까지 11년간의 자료를 사용하여 모형을 추정하고 있어 이들의 결과가 매우 짧은 기간의 자료에 의거하였다는 한계를 아울러 가지고 있다.

본 연구는 1980년부터 1996년까지 17년간의 순이익 자료가 데이터베이스에 연속적으로 나타나고 있는 272 개의 기업을 연구대상으로 하여 (1) 순이익의 시계열 속성과 혼

2) 미국의 경우는 연간순이익에 대한 연구와 아울러 분기별 순이익의 시계열 속성에 대한 많은 연구가 있다 (예를 들면 Rice(1963), Griffin(1977), Foster(1977), Lorek(1979) 등). 분기별 순이익은 계절성으로 인해 계절적 차이를 취한 시계열을 사용하여 모형을 도출하고 있다 (예를 들면 계절적 차이를 취한 AR(1)모형).

3) 이는 데이터 베이스화된 자료의 기간이 짧아 의미 있는 시계열에 대한 연구가 거의 불가능했다는 이유에도 기인하고 있다고 보인다.

4) 선행연구들은 미국의 결과를 근거로 하고 있다고 볼 수 있다.

히 사용되어 온 랜덤워크 모형의 기술적 타당성을 단위근 검증을 사용하여 조사하고 (2) 시계열 속성에 근거하여 도출된 예측모형과 랜덤워크 모형 사이의 예측능력을 비교하는 것을 주목적으로 하고 있다.⁵⁾ 즉, 순이익의 시계열 속성의 연구에서 귀무가설로서 랜덤워크 모형을 설정하여 모형의 타당성만을 검증한 김정교(1989)와는 달리, 본 연구는 여러 예측모형의 실증적인 타당성을 아울러 검증한다.

2. 표 본

본 연구를 위한 표본은 한국신용평가 주식회사의 데이터베이스인 FAS에서 추출하였다. 표본에 포함되는 조건은 (1)비금융업일 것, (2)자료가 1980년부터 데이터베이스에 연속적으로 포함되어 있을 것, (3)표본기간 중에 회계연도의 변경이 없을 것 등의 세 가지이다. 총 272개 기업의 자료가 연속적으로 포함되어 있어 이들 기업을 표본으로 사용하였다.

3. 표본의 시계열 특성: Box-Jenkins 접근

시계열자료의 특성을 파악하는 데 널리 사용되는 두 가지 통계는 자기상관계수 (autocorrelations; ACF) 및 편자기상관계수(partial autocorrelations; PACF)이다. 자기상관계수, ρ_j ,는 다음과 같이 정의된다:

$$\rho_j \equiv \frac{\gamma_j}{\gamma_0}, \gamma_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-j} (y_t - u)(y_{t+j} - u), j=1, 2, 3, \dots \quad (1)$$

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

자기상관계수는 시계열 항 사이의 관련성을 나타내므로 시계열의 속성파악에 중요한 역할을 한다. 한편, 편자기상관계수는 시계열 Y가 AR(m) 과정을 따른다고 가정하는 경우, 즉 최근 m개의 과거치만이 예측에 사용되는 경우에 정의되는 자기상관계수이다. 구체적으로 편자기상관계수, α_m ,은 다음과 같은 OLS 추정 식에서 추정된다:

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

5) 본 논문에서는 금융업을 제외하였다. 이는 금융업의 재무제표의 형태가 비금융기업과 현저히 다를뿐 아니라 금융업은 비금융업에 비해 상대적으로 많은 규제를 받기 때문이다. 미국의 연구들도 금융업은 연구 대상에서 제외하는 것이 일반적이다.

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 시계열에 대한 기본적인 기술적 통계치는 <표 1>에 나타나 있다.

<표 1> 자기상관계수 및 편자기상관계수 : 평균과 표준편차 (괄호안)

패널 A : 순이익의 수준자료를 사용한 결과

	시 차							
	1	2	3	4	5	6	7	8
자기상관	.562 (.231)	.308 (.276)	.171 (.239)	.074 (.203)	-.014 (.158)	-.087 (.130)	-.129 (.130)	-.161 (.141)
편자기상관	.562 (.231)	-.104 (.206)	-.023 (.178)	-.083 (.162)	-.068 (.147)	-.110 (.125)	-.051 (.131)	-.083 (.124)

패널 B : 순이익의 일차 차분 자료를 사용한 결과

	시 차							
	1	2	3	4	5	6	7	8
자기상관	-.073 (.271)	-.102 (.247)	-.033 (.220)	-.017 (.187)	-.026 (.156)	-.032 (.146)	-.008 (.150)	-.043 (.141)
편자기상관	-.073 (.271)	-.198 (.243)	-.068 (.207)	-.109 (.178)	-.058 (.159)	-.116 (.148)	-.051 (.143)	-.103 (.132)

<표 1>에서 볼 수 있는 바와 같이, 순이익의 평균 자기상관계수(auto-correlation coefficient)는 처음 네 번째 항에 대해 각각 0.56, 0.30, 0.17, 0.07이며 다섯 번째 항부터는 음의 상관관계를 보이고 있다. 즉, 순이익의 자기상관계수는 기하급수적(exponentially)으로 감소하고 있음을 알 수 있다. 이러한 자기상관계수는 순이익 시계열 과정이 AR(1)이나 AR(2) 과정으로 묘사될 수 있음을 시사한다.

<표 2>는 272 개 기업을 산업별로 분류하여 각 산업에 대한 자기상관계수를 보고하고 있다.⁶⁾

6) 산업별 분류는 한국신용평가의 분류를 따랐으나, 본 논문에서는 성격이 유사한 업종을 적절히 결합하였다.

<표 2> 순이익 시계열의 자기상관계수: 산업별 평균과 표준편차(괄호안)

산업분류	기업수	시 차					
		1	2	3	4	5	6
음식료품	30	.518 (.249)	.288 (.328)	.186 (.235)	.092 (.212)	.004 (.117)	-.048 (.087)
섬유, 의복, 가죽	31	.565 (.198)	.280 (.261)	.109 (.243)	.000 (.211)	-.060 (.165)	-.119 (.128)
화학, 정유, 고무, 합성수지	48	.659 (.190)	.424 (.247)	.289 (.208)	.162 (.168)	.035 (.163)	-.073 (.132)
광물, 금속	37	.498 (.248)	.217 (.309)	.117 (.257)	.041 (.229)	-.025 (.173)	-.088 (.131)
기계장비	39	.591 (.217)	.333 (.256)	.183 (.258)	.102 (.192)	.026 (.159)	-.051 (.116)
건 설	32	.546 (.262)	.304 (.270)	.181 (.213)	.077 (.172)	-.047 (.159)	-.143 (.155)
도, 소매	23	.584 (.241)	.364 (.237)	.187 (.201)	.067 (.177)	-.017 (.118)	-.106 (.127)
운 송	9	.581 (.177)	.330 (.215)	.091 (.317)	.042 (.256)	-.016 (.170)	-.071 (.149)
기 타	23	.456 (.237)	.160 (.250)	.038 (.193)	-.028 (.225)	-.093 (.158)	-.099 (.148)

주) 산업분류는 한국 표준산업분류에 의거하여 한국증권거래소에서 분류한 기준을 바탕으로 분류하였다. 참고로, 각 분류의 자세한 내용과 한신평 코드는 다음과 같다:

음식료품: 음식료품(1,500)

섬유, 의복, 가죽: 섬유(1,700), 의복(1,800), 가죽제품(1,900)

화학, 정유, 고무 및 합성수지: 정유(2,300), 화학제품(2,400), 고무 및 합성수지(2,500)

광물, 금속: 비철광물(2,600), 1차금속(2,700), 조립금속(2,800)

기계장비: 기계장비(2,900), 통신장비(3,200), 전기기계(3,100), 자동차(3,400), 기타운송장비(3,500), 의료기계(3,300)

건 설: 건설(4,500)

도, 소매: 도매(5,100), 소매(5,200)

운 송: 육상(6,000), 해상(6,100), 항공(6,200)

기 타: 양식업(500), 광업(1,000), 목재(2,000), 종이(2,100), 가구제조(3,600), 전기(4,000), 리크리에이션(9,200)

<표 2>에서 볼 수 있는 바와 같이 연간 순이익의 자기상관관계는 산업에 따라 거의 차이를 나타내지 않고 있음을 쉽게 알 수 있다. 구체적으로 각 업종별 순이익의 자기상관은 시차 1의 경우 .456에서 .659 사이, 시차 2의 경우 .160에서 .424 사이, 시차 3의 경우 .038에서 .289의 사이에 각각 포함되어 있다.

일반적으로 Box-Jenkins 식의 전통적인 접근에 따르면, 시계열의 자기상관계수나 편자기상관계수 등을 이용해 ARIMA(p,d,q) 모형을 설정하거나, Akaike, Schwarz 기준 등을 이용하여 모형의 차수를 식별한다. 그리고 식별된 모형을 회귀분석하여 나온 잔차(residual)에 시계열상관(serial correlation)이 존재하는가를 확인하기 위해서는 Box-

Pierce Q 검정이나 Ljung-Box Q 검증을 사용한다. 본 논문에서 사용된 272개 기업에 대해 일률적으로 AR(1) 모형과 AR(2) 모형을 추정하고 잔차에 대해 Ljung-Box Q 검증을 한 결과, 5% 유의수준에서 AR(1) 모형에 대해서는 272개 기업중 11개 기업에서 잔차의 시계열 상관성이 발견되었으며, AR(2) 모형에 대해서는 8개 기업에서 시계열 상관성이 발견되었다.⁷⁾ 이러한 결과로 보아 대체로 AR(1) 모형이나 AR(2) 모형이 적합하다고 볼 수 있다. 또한 자기상관계수의 첫 번째 항이 0.56으로서 1과 5%에서 유의하게 다르지 않으며 1차 차분을 한 시계열의 자기상관계수가 통계적으로 유의하지 않으므로 순이익의 시계열은 랜덤워크로 기술될 수 있다.

본 논문의 목적은 순이익시계열의 자기상관을 조사하여 순이익의 시계열 모형을 설정하고 설정된 모형의 표본외 예측능력을 비교하는 데 있다. 그러나 ARIMA 모형은 시계열의 안정성을 전제로 하고 있다. 따라서 본 논문에서 도출한 AR(1)과 AR(2) 모형의 선정은 순이익 시계열의 안정성이 전제되지 않는 한 표본내에서의 통계적 검증에는 무의미하게 된다. 따라서 본 논문의 주목적인 순이익의 표본외 예측능력의 비교에 앞서 순이익 시계열의 안정성 여부를 조사하는 것이 필요하게 된다. 순이익 시계열의 안정성 조사는 또한 순이익이 랜덤워크를 따르느냐에 대한 증거를 제시하므로 선행연구들에서 순이익이 랜덤워크를 따른다는 주장에 대한 재검증의 의미를 동시에 갖는다.

III. 순이익 시계열 자료의 안전성 검증

1. 연구동향

순이익의 시계열 속성에 관한 미국의 선행연구인 Brealy(1967), Fama and Babiak(1968), Ball and Watts(1972) 등은 표본기업의 평균이나 중간값 등을 이용하여 순이익이 대체로 랜덤워크를 따른다는 것을 보였으며, Watts and Leftwich(1977), Albrecht, Lookabill, and McKeown(1978) 등은 개별적인 기업에 Box-Jenkins 식의 시계열 모형을 적용하여 랜덤워크 모형과의 예측능력을 비교하였다.

이들 중 Watts and Leftwich(1977)는 기존의 많은 연구들이 연간 순이익이 랜덤워크를 따른다는 것을 보이고 있으나 이는 평균이나 중간값 등을 이용하여 얻은 결과이므로

7) Ljung과 Box는 a_t 가 시계열의 잔차항이고 $r_k = \frac{\sum_{i=1}^k a_i a_{i+k}}{\sum_{i=1}^k a_i^2}$ 일 때 $Q = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{r_k^2}{n-k}$ 는 $\chi^2(k-p-a)$ 분포를 갖는다는 것을 보이고 있다.

로 개별적인 기업들의 서로 상반된 시계열상관으로부터 도출될 수 있다는 점을 지적하고 있다. 따라서 개개의 기업들에 대해 별도의 시계열상관을 고려해야 할 것을 주장한다. 물론 개별적인 기업에 대한 실증분석 결과가 모두 일치하는 것은 아니다. Ball and Watts(1972)는 개개의 기업들에 대해서도 랜덤워크가 적절한 시계열 과정이라는 것을 보였으나, Albrecht, Lookabill and McKeown(1977)은 개개의 기업에 Box-Jenkins 모형을 적용하여 예측한 결과 개별적인 시계열 모형이 랜덤워크를 능가한다는 결과를 제시하고 있다. 이들은 시계열 분석에서 통상적으로 가장 많이 사용되고 있는 AR(1) 모형과 차분변수를 사용한 MA 모형(IMA(0,1,1), IMA(0,1,2) 등)을 상정하고, 순이익 변수가 랜덤워크를 따른다는 귀무가설하에서 랜덤워크 여부를 검증하였다.

예를 들어 다음과 같은 두 가지 시계열 모형을 가정해 보자.

$$y_t = d_0 + \varphi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$y_t - y_{t-1} = d_0 + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} \quad (5)$$

만일 순이익 y_t 가 랜덤워크를 따른다면 식 (4)에서 $\varphi = 1$ 이 되고 식 (5)에서 θ_1 과 θ_2 는 모두 0이 되어야 하므로 랜덤워크를 따르는 지를 검증하기 위해서는 $\Delta y_t (= y_t - y_{t-1})$ 를 MA(1)이나 MA(2)로 회귀한 뒤 MA 계수에 대해 귀무가설 $\theta_1 = 0$, $\theta_2 = 0$ 을 조사한다. 물론 여기서 MA(1)이나 MA(2)는 예시일 뿐이며, 구체적인 시차는 회귀잔차(residual)의 시계열 종속성을 검증하는 Box-Pierce Q 통계량이나 Ljung-Box Q 통계량을 통해 식별(identified)될 수 있다.

Watts and Leftwich(1977)는 Box-Jenkins 방식에 따라 식 (4) 또는 (5)의 시계열 모형을 식별해 내고 각각의 모형에 대해 통상적인 t-검증과 F-검증을 실시하였다. 그 결과 5% 유의수준에서 표본기업 중 반 수 이상에 대한 랜덤워크의 적절성이 기각되었다. 이는 당시 대부분의 기존연구와 일치하지 않는 결과였다.

그러나 그들은 이러한 차이에 대한 설명으로서 순이익 시계열이 랜덤워크를 따르는 지를 검증하기 위해 식별된 모형이 시계열의 불안정성(nonstationarity)으로 인해 잘못 설정되었을 가능성을 지적하고 있다. 즉, Box-Jenkins식의 시계열 모형 설정은 기본적으로 변수의 안정성을 전제로 하기 때문에, 순이익 시계열 변수의 안정성이 결여되면 이러한 분석이 적절하지 못 할 수 있다는 것이다. 그들은 순이익의 안정성 여부를 살펴 보기 위해 표본기간을 둘로 나누어 회귀하고, 각각의 회귀잔차를 구한 다음에 그 평균과 분산이 두 표본 기간에서 일치하는가를 검증하였다. 그 결과 5% 유의수준을 기준으로, 표본기업 중 반 수 이상에서 평균과 분산이 일치한다는 가설이 기각되었다. 이는

시계열이 불안정하고, 이러한 결과 통상적인 Box-Jenkins 식의 시계열 모형이 잘못 설정되었음(misspecified)을 의미하는 것이다.

따라서 그들은 자신의 연구를 포함한 기존의 연구가 사용하고 있는 랜덤워크를 검증하는 방법에 의문을 제기하고, 이러한 문제를 회피하기 위해 표본의 예측(out-of-sample forecasting)을 통해 랜덤워크 모형과 기타 시계열 모형의 예측능력을 비교하였다. 그런데 식별된 Box-Jenkins 모형의 예측력이 랜덤워크 모형의 예측력을 능가하지 못하는 것으로 나타나, 여전히 랜덤워크가 연간 순이익을 적절하게 묘사하는 시계열 과정이라는 결론을 내리고 있다.

이렇게 볼 때 Watts and Leftwich(1977)의 가장 큰 공헌은 시계열의 불안정성 문제를 수정하지 않은 채로, Box-Jenkins 식의 시계열 모형을 통해 랜덤워크를 표본 내에서(in sample) 통계적으로 검증하는 통상적인 방법에 문제를 제기했다는 것이다. 통계 이론에서 1970년대 중반 이후 Fuller and Dickey 등에 의해 불안정한 시계열을 다루는 방식에 급속한 진전이 이루어졌음을 상기할 때, 회계이익의 실증분석에서 Watts and Leftwich가 이 문제를 제기한 것은 향후의 연구에 시사성을 갖는다고 볼 수 있다.

시계열의 불안정성을 검증하는 방법은 단위근(unit root) 검증으로 대표되는데, 본 논문에서는 순이익의 실증분석에서 Watts and Leftwich(1977)가 지적한 문제를 극복하고, 나아가 이를 우리 나라 연간 순이익의 실증분석 문제에 적용해 보기로 한다. 시계열의 랜덤워크 여부를 검증하는 방법에는 여러 가지가 있으나, Lo and MacKinlay(1988, 1989), Cochrane(1988)의 분산비(variance ratio) 검증과 Fuller(1976), Dickey-Fuller(1979)의 단위근 검증이 주로 사용된다.

분산비 검증은 통상 $\rho=1$ 의 가정하에 ϵ_t 에 계열상관(serial correlation)이 존재하는가를 검증하는 것으로 주식수익률 등 차분변수의 랜덤워크 여부를 판정하는데 주로 사용된다.

반면 단위근 검증은 $\rho=1$ 인가의 여부를 판정하는데 널리 사용되고 있다. Fuller(1976)의 단위근 검증은 ϵ_t 가 iid(independently and identically distributed)인 경우에 적용된다. Dickey-Fuller 단위근 검증은 $\Delta X_t = a + b X_{t-1} + u_t$ 식을 회귀하여 $b=0$ 인가를 판정하는 방식으로 u_t 에 계열상관이 존재하지 않는 것을 전제로 한다. u_t 에 계열상관이 존재하는 경우에는 회귀식에 ΔX_{t-1} , ΔX_{t-2} , ... 등을 넣어 잔차를 백색잡음(white noise)화한다(Augmented Dickey-Fuller 검증). Phillips-Perron(1988) 단위근 검증은 잔차에 시계열상관이 존재하는 것을 허용하는 방식이다.

본 논문에서는 $\Delta X_t = a + b X_{t-1} + u_t$ 에서 잔차항에 계열상관이 존재하지 않는다고 보고 Dickey-Fuller 단위근 검증을 적용하였으며, 동시에 잔차에 대해서는 Ljung-Box

검증으로 계열상관의 존재여부를 확인하였다. 여기서 u_t 에 계열상관이 존재하지 않고 $b=1$ 이라면, 이는 랜덤워크 본래의 정의에 보다 부합하기 때문이다(강한 의미의 랜덤 워크는 $b=1$ 이고 u_t 가 iid인 경우에 해당된다).

2. 단위근 검증(Unit Root Test)

다음과 같은 시계열 과정을 가정해 보자.

$$y_t = d_0 + d_1 t + u_t, u_t = \alpha u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

여기서 t 는 선형추세를 나타내는 시간변수이고 ε_t 는 백색잡음(white noise)을 나타낸다. 그런데 $t-1$ 기에서 $y_{t-1} = d_0 + d_1(t-1) + u_{t-1}$ 임을 이용하여 u_t 를 제거하면 위의 식은

$$y_t = [d_0(1-\alpha) + \alpha d_1] + d_1(1-\alpha)t + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

가 된다. 여기서 $|\alpha| < 1$ 인 경우에 시계열 변수 u_t 와 y_t 는 모두 안정적이며, y_t 는 AR(1) 과정을 따르게 된다.

그런데 1차 차분(difference)한 변수 $\Delta y_t (= y_t - y_{t-1})$ 는

$$\Delta y_t = d_1 + \Delta u_t \quad (8)$$

로 표현되며, u_t 가 안정적이면 Δu_t 도 안정적이다. 그러나 $\alpha = 1$ 인 경우, 즉 $u_t = u_{t-1} + \varepsilon_t$ 인 경우에 위의 식은 $\Delta y_t = d_1 + \varepsilon_t$ 의 형태를 띠며 Δy_t 는 상수항과 백색잡음의 합으로 구성되므로 안정적이다. 단, 이 경우에 변수 y_t 는 수준변수 자체로는 안정적이지 못하고 차분한 경우에만 안정적이므로 이를 차분안정적(difference stationary)이라 부른다. 이처럼 u_t 가 단위근을 갖는 경우에 y_t 도 단위근을 갖게 된다.

이제 식 (7)의 양변에서 y_{t-1} 를 빼면

$$\Delta y_t = [d_0(1-\alpha) + \alpha d_1] + d_1(1-\alpha)t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t, \gamma = \alpha - 1 \quad (9)$$

되고 $\alpha = 1$ 은 곧 $\gamma = 0$ 임을 의미한다. 만약 y_t 가 단위근을 갖는다면 $\gamma = 0$ 이며, γ 가 음의 값을 갖는다면 y_t 는 수준 자체로 안정적인 시계열을 형성한다. 이를 실증적으로 검증하기 위해서는 식 (9)를 최소자승추정법(OLS)으로 회귀하여 γ 에 대한 추정치가 유의하게 음의 값을 가지는가를 판정하면 된다. 그런데 유의성 검증은 언제나 귀무가설하의 분포를 전제로 한다. 만약 $\gamma = 0$ 이라는 귀무가설이 진실이라면 식 (9)는

$$\Delta y_t = d_1 + \varepsilon_t \quad (10)$$

가 되며, 이는 y_t 가 상수항을 포함한 랜덤워크를 따르는 불안정한 시계열이라는 것을 의미한다. y_t 가 불안정한 시계열이라는 것을 검증하기 위해서는 식 (9)를 최소자승추정법으로 회귀해야 하나, 주의할 것은 y_t 가 불안정한 시계열인 경우에는 γ 의 추정치를 표본오차로 나눈 값이 표준적인 t-분포를 따르지 않으며, 점근적(asymptotically)으로 표본 정규분포에 수렴하지 않는다는 사실이다. 따라서 표준적인 t-검증 대신 Dickey-Fuller (DF) 검증이나, Augmented Dickey-Fuller (ADF) 검증을 사용하게 된다. 물론 DF 검증이나 ADF 검증의 경우에 유의수준별 임계치들은 표본수에 의존하게 된다.

예를 들어 $d_1 = 0$ 인 경우, 즉 선형추세가 존재하지 않는 경우에 식 (9)는

$$\Delta y_t = d_0(1-\alpha) + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \gamma = \alpha - 1 \quad (11)$$

가 된다. 따라서 단위근의 존재를 검증하기 위해서는 식 (11)을 OLS로 추정하여 구한 [γ 의 추정치/표본오차]의 값과 Dickey-Fuller에 의해 제시된 임계치(critical value)를 비교하면 된다. 여기서 선형추세를 회귀식에 포함시킬 수도 있으며, 평균이 0인 경우에는 y_{t-1} 만을 설명변수로 하는 식을 회귀하면 된다. 본 논문에서는 이상과 같은 단위근 검증방식에 따라 우리 나라 연간 순이익의 불안정성 여부를 검증한다.

이와 관련해서는 우리 나라의 연간 순이익에 대한 기존의 실증분석 논문인 김정교(1989)의 방식을 검토해 볼 필요가 있다. 김정교(1989)는 연간 순이익의 시계열 속성을 규명함에 있어 자기상관의 존재여부를 검증하는데 초점을 맞추고 있다. 구체적으로 “연간 순이익의 시계열 변동이 상호 독립적”이라는 귀무가설을 검증한 결과, 순이익변화 시계열에 자기상관이 존재하지 않으며 따라서 순이익 변수가 랜덤워크를 따른다는 가설을 기각할 수 없다는 것이다. 그는 추정된 자기상관계수들이 0과 통계적으로 유의한 차이를 보이고 있지 않으며, Box-Pierce Q 통계량을 보아도 순이익의 변동이 독립적으로 분포되어 있다는 결론을 내리고 있다. 나아가 $\Delta y_t = a + b \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ 의 식을 회귀분석하여 b의 추정치가 0과 통계적으로 유의한 차이를 보이고 있지 않다는 점을 들어 연간 순이익(y_t)이 랜덤워크를 따르고 있음을 보였다.

그러나 랜덤워크를 검증하는데 있어 $\Delta y_t = a + b \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ 의 식에서 $b=0$ 인가는 별 의미를 갖지 못한다. 예를 들어 y_t 가 다음과 같은 확률과정을 따른다고 가정해 보자.

$$y_t = d_0 + u_t, \quad u_t = \alpha_1 u_{t-1} + \alpha_2 u_{t-2} + \varepsilon_t \quad (12)$$

여기서 $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$ 이면 y_t 는 단위근을 갖는다. 식 (12)를 변형하면

$$\Delta y_t = d_0(1 - \alpha_1 - \alpha_2) - \gamma y_{t-1} - \alpha_2 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \gamma = 1 - \alpha_1 - \alpha_2 \quad (13)$$

를 얻게 되는데, 이 때 y_t 가 단위근을 갖는지의 여부는 $\gamma = 0$ 인지의 여부에 달려 있지 $\alpha_2 = 0$ 인가는 별 의미가 없다는 것을 알 수 있다. 즉, Δy_{t-1} 에 대한 계수인 α_2 가 0이 아닌 경우라도 단위근이 존재할 수 있으므로 $\Delta y_t = a + b \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ 에서 $b = 0$ 인지를 검증하는 방법은 랜덤워크를 검증하는데 적절한 방법이 아니다. 이렇게 볼 때 랜덤워크를 검증하는 가장 적절한 방법이 단위근 검증임을 알 수 있다.

본 논문의 표본인 272개 기업의 순이익에 대해 식 (11)을 OLS로 추정하여 y_{t-1} 의 계수 추정치에 대한 t-값을 계산한 결과, 5%(10%)의 유의수준에서 단위근의 존재를 기각하고 시계열이 안정적인 경우는 17(31)개 기업에 불과한 것으로 나타났다. 즉, 5% 유의수준에서 표본기업의 순이익 시계열 중 약 94%가 랜덤워크 과정을 따른다는 가설을 기각할 수 없었다.⁸⁾ γ 의 t-값에 대한 자세한 분포는 <표 3>에 보고되었다.

<표 3> 단위근 검증 결과

$$\Delta y_t = d_0(1 - \alpha) + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\gamma \text{의 OLS 추정})$$

Decile	t-값의 범위	기업수
1	[9.15, 1.44]	27
2	[1.39, .29]	27
3	[-.27, -.39]	27
4	[-.42, -.91]	27
5	[-.92, -1.22]	27
6	[-1.25, -1.54]	27
7	[-1.57, -1.85]	27
8	[-1.87, -2.27]	27
9	[-2.28, -2.67]	27
10	[-2.68, -5.05]	29

주) t-값이 -3.75 이하면 1% 수준에서 유의함 (즉, 시계열이 안정적임): 4개 기업
 t-값이 -3.00 이하면 5% 수준에서 유의함: 17개 기업
 t-값이 -2.63 이하면 10% 수준에서 유의함: 31개 기업

이상에서는 단위근 검증을 사용하여 순이익 시계열이 표본 내에서 랜덤워크를 따른다는 가설을 기각할 수 없음을 보였다. 그러나 이론적으로 도출된 시계열 모형이나 Box-Jenkins 방식으로 식별된 시계열 모형이 표본외 예측 면에서도 다른 예측모형보

8) 구체적으로 DF 검정에 의하면 t-값이 -3.00 보다 작은 경우가 이에 해당된다.

다 예측능력에서 반드시 앞선다는 보장이 있는 것은 아니다. 따라서 연간 순이익의 시계열에 대한 랜덤워크 모형의 타당성을 표본 내에서의 통계적 검증으로 살펴본 것의 보완으로 다음 장에서는 랜덤워크 모형이 표본외 예측능력에서도 과연 다른 시계열 모형을 능가할 것인지를 검토하고자 한다.

IV. 표본외 예측오차의 비교

1. 비교모형 및 비교방법

앞에서 시계열의 자기상관계수나 Ljung-Box Q 검증 및 단위근 검증을 통해 순이익에 적합한 모형으로 랜덤워크 모형 및 AR(1)이나 AR(2) 모형을 들고 있다. 전 장에서 본 바와 같이, 순이익 시계열은 대부분의 경우 안정적이 아니므로 조정 없이 안정성을 전제로 하는 모형을 적용하는 것의 타당성에 의문을 제기할 수 있지만, 여기서 AR 모형을 표본외 예측에 사용하는 것 자체에 문제가 있는 것은 아니다. 즉, 불안정한 시계열을 이용해 AR 모형을 추정할 경우에 AR 계수에 대한 전통적인 통계적 검증에 오류가 발생하는 것은 사실이지만, AR 계수의 추정치는 일치성(consistency)을 갖고 있으므로 표본외 예측에는 그대로 사용되어도 무방하기 때문이다. 여기서는 272개 기업에 대해 일률적으로 AR(1) 모형과 AR(2) 모형을 적용하여, 그 표본외 예측능력을 랜덤워크 모형의 예측능력과 비교해 보기로 한다. 구체적으로 본 장에서 예측력 비교에 사용될 네 개의 모형은 다음과 같다:

- (1) 상수항을 포함한 랜덤워크 모형

$$y_t = \eta + y_{t-1} + \zeta_t, \eta = \text{상수항}, \zeta_t = \text{오차} \quad (14)$$

- (2) 랜덤워크 모형

$$y_t = y_{t-1} + \zeta_t, \zeta_t = \text{오차} \quad (15)$$

- (3) AR(1) 모형

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \delta + \mu_t, \delta = \text{상수항}, \mu_t = \text{오차}, \phi = \text{AR계수} \quad (16)$$

- (4) AR(2) 모형

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \delta + \mu_t, \delta = \text{상수항}, \mu_t = \text{오차}, \phi = \text{AR계수} \quad (17)$$

본 논문에서 사용된 모형의 평균예측오차는 다음과 같이 계산되었다⁹⁾¹⁰⁾ :

$$ABS(y_{t,i}) = \left| \frac{[y_{t,i} - E(y_{t,i})]}{y_{t-1,i}} \right| \quad (18)$$

$$\text{평균절대예측오차} = \sum_{i=1}^N ABS(y_{t,i})/N \quad (19)$$

t = 1995, 1996

i = 1~272

E(·)는 모형에서 얻은 순이익의 기대값

ABS = 절대치

2. 예측오차의 비교

<표 4>는 RWD, RW, AR(1), AR(2) 모형의 표본의 기간의 예측오차를 나타내고 있다. 여기서 표본의 기간은 1995년과 1996년이며 1995년에 대한 예측오차를 계산할 때는 1980년부터 1994년까지의 자료를 사용하여 계수를 추정하였고 1996년에 대한 예측오차를 계산할 때는 1995년을 표본기간에 추가로 포함하여 계수를 다시 추정하는 방법을 사용하였다.

<표 4> 패널 A에 제시한 바와 같이, 표본의 2년에 걸쳐 RWD 모형의 예측오차가 .372와 .389로서 다른 모형에 비해 가장 작다. 이에 반해 RW 모형의 예측오차는 .382와 .403, AR(1)모형의 예측오차는 .400과 .419, 그리고 AR(2)모형의 예측오차는 .421과 .432로서 RWD 모형의 예측오차보다 크다(예측력이 낮다). 평균과 유사하게 중앙값도 RWD 모형이 .254와 .231로서 2년 모두 가장 낮은 것으로 나타나고 있다.

이러한 우월성을 통계적으로 검증하기 위해 각 예측 모형마다 272개 기업 각각의 예측오차 사이의 차이를 구하여 정규분포를 가정한 t-검증(matched pair comparison)을 한 결과를 패널 B에 보고하고 있다. 패널 B에서 볼 수 있듯이 t-검증의 경우 RWD 모형의 예측오차가 다른 모형들 보다 5% 유의 수준에서 우월하다. 그러나 이러한 t-검증은 각 모형의 예측오차 사이의 차이가 정규분포를 따른다고 가정하고 있는 데 이러한 가정이 타당하지 않을 가능성이 있으므로 분포에 대한 가정 없이 비모수 검증(non-

9) <표 4>에서는 예측오차가 1을 초과할 경우는 1로 계산(winsorizing)하였다. 이는 물론 자의적인 선택이지만 몇몇의 큰 예측오차가 결과전체에 영향을 미치는 것을 피하기 위한 것으로서 선행연구에서도 사용된바 있다 (Lorek, Schaefer, and Willinger 1993; Lorek and Willinger 1996). 구체적으로 각 모형에 대해 예측오차가 1을 초과하는 경우는 다음과 같다. (1)상수항을 포함한 랜덤워크 모형: 1995년 = 39 (14.3%), 1996년 = 50 (18.4%); (2)랜덤워크 모형: 1995년 = 40 (14.7%), 1996년 = 51 (18.8%); (3)AR(1) 모형: 1995년 = 37 (13.6%), 1996년 = 50 (18.4%); (4)AR(2) 모형: 1995년 = 40 (14.7%), 1996년 = 50 (18.4%).
10) 평균자승예측오차(mean squared forecast error)도 흔히 사용되나 두 방법사이의 결과에 절적인 차이가 없어 본 논문에서는 평균절대예측오차를 사용한 결과만을 보고하였다.

parametric)인 Wilcoxon rank sum 검증과 Wilcoxon 중앙값 검증을 사용하여 각 모형의 예측오차를 비교해 보았다. Wilcoxon 검증의 결과도 대체로 t-검증의 결과와 유사하지만 예외적으로 1995년의 경우 Wilcoxon rank sum 검증(Chi-square)은 RWD와 AR(1)의 차이가 유의하지 않은 것으로 나타나고 있으며 1996년의 경우 Wilcoxon 중앙값 검증(Chi-square)은 RWD와 AR(1)의 차이가 유의하지 않은 것을 보이고 있다. 또한 2년 모두 RWD와 RW 모형사이의 차이가 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다.

<표 4> 표본의 기간의 예측오차

패널 A : 일년앞(One-Step-Ahead) 예측치의 예측오차

예측모형	1995		1996	
	평균	중앙값	평균	중앙값
AR(1)	.400	.312	.419	.315
AR(2)	.421	.326	.432	.324
RW	.382	.260	.403	.254
RWD	.372	.254	.389	.231

패널 B : 기업별 차이 비교 (Matched Pair Comparison)

모형비교	1995			1996		
	t	Wilcoxon median	Wilcoxon rank sum	t	Wilcoxon median	Wilcoxon rank sum
RW, RWD	2.47**	.03	.32	4.77*	1.06	.39
RW, AR(1)	-1.55	2.38	.64	-1.66***	1.06	1.09
RW, AR(2)	-2.70*	4.23**	2.51	-2.08**	2.38	1.62
RWD, AR(1)	-2.20**	4.96**	1.69	-2.99*	1.88	2.68***
RWD, AR(2)	-3.28*	7.51*	4.41**	-3.08*	3.55***	3.60***
AR(2), AR(1)	1.74***	.26	.67	1.25	0	.10

패널 C : 각 모형에 대한 최소 예측오차의 빈도

연도	예측모형				총계
	RWD	RW	AR(1)	AR(2)	
1995년	132 (48.5%)	29 (10.1%)	62 (22.8%)	49 (18.0%)	272 (100%)
1996년	128 (47.1%)	22 (8.1%)	53 (19.5%)	69 (25.4%)	272 (100%)

- 주) RWD : 상수항을 포함한 랜덤워크 모형
- RW : 상수항을 포함하지 않은 랜덤워크 모형
- AR(1) : Autoregressive(1) 모형
- AR(2) : Autoregressive(2) 모형

아울러, 각 모형에서의 각 기업에 대한 예측오차의 크기를 크기 순으로 나열한 후 순위를 비교한 결과를 패널 C에 기술하고 있다. 패널 C에서 볼 수 있는 바와 같이 RWD

모형이 1995년에는 272개 기업 중 132개 (48.5%) 기업에 대해 예측오차가 가장 작았고 1996년에는 128개 (47.1%) 기업에 대해 가장 작았다. 이에 반해 AR(1) 모형은 1995년에는 272개 기업 중 62개 (22.8%)기업에 대해 예측오차가 가장 작았고 1996년에는 53개 (19.5%)기업에 대해 예측오차가 가장 작았다. 이러한 결과는 앞에서 본 t-검증 및 Wilcoxon 검증의 결과와 일치한다. 이상의 결과는 연간 순이익의 경우 RWD 모형이 실증적으로도 순이익의 시계열 과정을 가장 잘 나타내고 있는 것으로 요약될 수 있다.

본 논문의 결과는 윤성준과 허성관(1991)의 결과와는 차이가 있다. 즉, 이들은 비록 통계적 검증을 하지는 않았으나 ARIMA 모형과 RWD 모형중 어느 한 편이 일관성 있게 우월한 결과를 보이고 있지 않다고 결론을 내리고 있다. 이러한 차이는 몇 가지 원인에 의한 것으로 보인다. 우선 이들은 ARIMA 모형을 업종별로 추정하고 있는 반면 본 논문은 표본 전체에 대해 동일한 ARIMA 모형을 추정하고 있다. 그러나, 업종별 순이익 시계열의 차이가 크지 않음을 상기할 때, 업종별 추정이 결론에 어느 정도의 영향을 미쳤을지는 명확하지 않다. 또한 이들의 표본기간은 본 논문의 17년에 비해 짧은 11년이며 표본에 포함된 기업의 수도 34개로서 본 논문의 272개에 비해 매우 적다. 따라서, 이러한 여러 가지 요소가 복합적으로 결과에 영향을 미친 것으로 볼 수 있다.

V. 결 론

본 논문은 우리 나라 272개 기업의 1980년부터 1996년까지의 연간순이익 자료를 이용하여 순이익의 시계열적 속성을 조사하고 자기상관계수 및 편자기상관계수를 바탕으로 하여 도출한 AR(1) 및 AR(2) 모형과 선행연구에서 흔히 사용되고 있는 랜덤워크 모형의 예측력의 차이를 비교하고 있다. 기존의 연구들이 순이익 시계열의 불안정성 문제를 무시하거나 명시적으로 다루고 있지 않은 것과는 달리 본 논문에서는 단위근 검증을 통해 연간순이익이 대체로 불안정한 시계열임을 보이고 있다. 이는 향후에도 재무보고서에 포함된 변수의 시계열을 분석함에 있어 변수의 불안정성에 대해 세심한 주의를 기울여야 함을 시사한다.

본 논문의 결과는 우리 나라의 경우도 랜덤워크 모형이 연간 순이익의 시계열 속성을 잘 반영하고 있다는 것을 보이고 있다. 즉, 각 모형의 예측력 차이에 관한 검증의 결과 t-검증과 비모수 검증인 Wilcoxon rank sum 및 Wilcoxon 중앙값 검증과 아울러 예측오차가 가장 작은 경우의 수 비교 모두에 있어 RWD 모형이 가장 작은 예측오차를 나타낸다.

참 고 문 헌

- 김권중, 1998, 재무분석가 이익예측능력의 재검증, *회계학연구* 23(3) : 157-182.
- 김문철, 정혜영, 주진규, 1997, 한국증시시장에서의 변칙현상들에 대한 비교연구, *회계학연구* 22 : pp.93-128.
- 김정교, 1989, 우리 나라 기업의 연간 회계이익의 시계열속성, *회계학연구* 9 : pp.71-98.
- 윤성준과 허성관, 1991, 시계열분석과 재무분석가에 의한 업종별 당기순이익예측의 비교, *회계학 연구* 13 : pp.49-60.
- Albrecht, W.S., L. Lookabill, and J. MaKeown, 1977, The time series properties of annual earnings, *Journal of Accounting research* 15 : pp.226-244.
- Ball, R. and P. Brown, 1968, An empirical evaluation of accounting income numbers, *Journal of Accounting Research* 6 : pp.159-178.
- Ball, R. and R. Watts, 1972, Some time-series properties of accounting income. *Journal of Finance* : pp.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 : pp.163-176.
- Beaver, W., 1970, The time-series behavior of earnings. Empirical Research in Accounting : Selected Studies, *Journal of Accounting Research* : pp.62-99.
- _____, R. Clarke, and W. Wright, 1979, The association between unsystematic security returns and the magnitude of earnings forecast errors, *Journal of Accounting Research* 17 : pp.316-340.
- _____, R. Lambert, and D. Morse, 1980, The information content of security prices, *Journal of Accounting and Economics* 2 : pp.3-28.
- 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.
- Brealey, R., 1967, Statistical properties of successive changes in earnings, Manuscript.
- Cochrane, John H., 1988, "How Big is the Random Walk in GNP?," *Journal of Political Economy* 96 ; pp.893-920.

- Dickey, David A. and Wayne A. Fuller, 1979, "Distribution of the Estimators for Auto-regressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association* 74 ; pp.427-31.
- Dopuch, N. and R. Watts, 1972, Using time-series models to assess the significance of accounting changes. *Journal of Accounting Research* : pp.80-194.
- Fama, E. and H. Blasiak, 1968, Dividend policy : an empirical analysis, *Journal of the American Statistical Association* : pp.1-21.
- Foster, G., 1977, Quarterly accounting data : Time-series properties and predictive-ability results. *The Accounting Review* 52 : pp.1-21.
- Fuller, Wayne A., 1976, Introduction to Statistical Time Series, New York ; Wiley.
- Griffin, P., 1977, The time-series behavior of quarter earnings : Preliminary evidence. *Journal of Accounting Research* 15 : pp.71-83.
- Hamilton, James D., 1994. *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Lo, Andrew W. and A. Craig MacKinlay, 1988, "Stock Prices do not Follow Random Walk: Evidence from a Simple Specification Test," *Review of Financial Studies* 1 ; pp.41-66.
- Lo, Andrew W. and A. Craig MacKinlay, 1989, "The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples; A Monte Carlo Investigation," *Journal of Econometrics* 40 ; pp.203-38.
- Lookabill, L., 1976, Some additional evidence on the time-series properties of accounting signals. *The Accounting Review* : pp.724-738.
- Lorek, K., 1979, Predicting annual net earnings with quarterly earnings time-series models. *Journal of Accounting Research* : pp.190-204.
- Lorek, K., T. Schaefer, and G. Willinger, 1993, Time-series properties and predictive ability of funds flow variables. *The Accounting Review* 68 : pp.151-163.
- _____, and G. Willinger, 1996, A multivariate time-series prediction model of cash-flow data. *The Accounting Review* 71 : pp.81-102.
- Phillips, P.C. B. and Pierre Perron, 1988, "Testing for Unit Root in a Time Series Regression," *Biometrika* 75 ; pp.335-46.
- Watts, R. and R. Leftwich, 1977, The time-series of annual accounting earnings. *Journal of Accounting Research* : pp.253-71.