

주가수익비율의 안정성에 관한 실증 연구

강 대 석* · 오 근 엽*

요 약

본 논문은 한국에서 상장기업의 주가와 주당순이익의 관계에 대한 계량분석이다. 특히, 주가나 주당순이익이 모두 비안정적 자료임에 착안하였고, 최근 개발되어 발전하고 있는 '패널자료에서의 단위근검정 및 공적분검정' 방법을 이용하였다. 분석결과, 주가 및 주당순이익은 모두 단위근을 갖고 있었으며, 주가수익비율인 PER도 개별단위근 검정에서는 단위근을 갖는 것으로 나왔다. 또한, 개별기업 차원에서는 주가와 주당순이익 사이에도 공적분관계가 없는 것으로 나타났다. 하지만, 패널 단위근방법을 이용하여 검정하였을 때는 PER이 안정적인 것으로 나타났으며, 패널공적분방법을 이용했을 때는 주가와 EPS사이에도 공적분관계가 있다는 결과를 얻었다. 이는, 우리나라의 주식시장에서도, 최소한 기업 전체적으로는, 주가가 주당순이익을 반영한다는 것을 의미한다. 본 논문에서는, PER이 어떤 일정한 수준으로부터 벗어나는 경우, 그 피리가 반으로 줄어드는 데는 전체기업 평균적으로 볼 때 4개월~16개월 정도 걸리는 결과를 얻었다.

* 충남대학교 무역학과 교수

I. 머리말

1997년 4월 태국 바트화의 폭락에서 시작되어 관련 아시아국가에 외환위기가 파급되는 과정에서 우리나라도 외화유동성이 부족해지고 급기야 1997년 11월에 IMF의 구제금융을 받게 되었다. 이로 인하여 촉발된 한국경제의 급속한 수축과정에서 주식시장의 폭락과 1998년 10월부터 주식시장의 급등을 경험하면서 많은 사람들이 주가의 적정성에 대하여 회의를 품기도 하였다. 2년도 채 안 되는 짧은 기간동안 주가가 750→280→750으로 급등락하는 것에 대하여 상반된 견해가 있을 수 있다. 먼저, 주식이 표방하는 기업 실물자산의 수익가치나 자산가치가 이처럼 심한 변동을 한다고 생각하기는 어렵고, 따라서 주식이 경제적 펀더멘털보다는 다른 요인에 의하여 더 많이 좌우된다고 생각을 할 수 있다. 이와 같은 회의적인 시각에 반하여, 이 기간동안에 우리나라 경제가 심하게 부침함에 따라 기업의 펀더멘털도 심하게 변동하였고, 이러한 변동을 주가가 선행하여 반영하였을 뿐이라고 생각하는 사람도 많다.

한편, 아시아권 국가의 경제가 몰락한 이 기간동안에도 미국의 경제는 활황을 보였고 이를 반영하듯 미국의 주가는 지속적으로 상승추세를 보였다. 이와 관련하여, 주류경제학에서 주장되는 바와 같은 경제성장과 물가상승의 상충관계를 인정하는 사람들은 다음과 같이 생각한다. 6년 이상의 경제성장과 이에 따른 주가상승은 미국경제에 거품이 발생하고 있는 것을 의미하며, 주가도 경제적 펀더멘털에 비하여 고평가되고 있다는 것이다. 반면, 최근 정보기술의 급속한 발전과 이에 따른 미국경제의 생산성향상은 기존의 경제이론으로는 설명하기 어려운 새로운 경제의 도래를 의미한다고 생각하는 사람들도 있다. 이들은 주식의 가치평가와 관련하여 과거 장부가치나 수익가치에 근거한 접근법보다는 매출액 등 시장의 성장가능성을 중시하는 경향을 보이고 있다.

이처럼 우리나라와 세계 주식시장의 최근 동향은 새삼 주식가격의 적정성에 대한 관심을 촉발하게 되었다. 주식소유자는 기업이 창출하는 미래 순이익을 향유하는 권리를 가지고 있으므로, 주식의 가격은 현재 예상되는 미래 순이익

의 현재가치를 반영하여 결정되어야 한다는 것이 현재 주류를 이루고 있다.¹⁾ 그런데, 미래 순이익에 대한 주식소유자들의 예상이 합리적인가 하는 것이 중요하다. 즉, 현실에서는 미래 순이익에 영향을 미치는 상황변동과 관련된 다양한 정보가 무작위적으로 발생하고 있기 때문에, 이러한 불확실성 속에서 시장 참가자들이 합리적인 의사결정을 할 수 있느냐가 문제의 핵심이다.

이와 관련하여 크게 두 견해가 존재하고 있다. 첫 번째는 인간능력에 대해 회의적인 견해이다. 불확실성에 대처하기 위해서는 개인이 감당하기 어려운 비용과 노력이 소요될 수 있고, 본질적으로 인간의 능력은 제한적인 합리성밖에 가지지 못한다. 따라서, 주식가격이 미래의 순이익을 정확히 반영하지 못하고, 주식시장에 거품이 존재하여 광적인 주식매입과 공황상태의 주식매도가 반복된다는 것이다. 두 번째 견해는 거시경제학의 합리적 기대가설과 맥을 같이 하는 효율시장가설에 따르는 견해이다. 주식시장의 발달과 함께 간접투자가 활성화되고 이에 따라 전문적인 투자분석가들의 경쟁이 활성화되면 비용과 능력과 관련된 문제가 해결될 수 있고, 일반투자자들보다는 기관투자자들이 시장을 주도하는 현실을 감안하면 비록 시장참여자 개개인이 합리적이지 않다고 하더라도 시장전체로는 미래의 순이익을 합리적으로 반영하게 된다는 것이다.

본 연구는 주가와 주당순이익의 움직임을 분석하여 주식가격에 대한 두가지 상반된 설명에 대해서 검증하고자 하는 시도이다. 잘 알려진 바와 같이, 주식가격과 주당순이익의 시계열은 랜덤워크(random walk)을 따르는 비안정적(non-stationary)인 자료이다. 하지만 만일 주식가격이 합리적으로 결정된다는 두 번째 견해가 맞다면, 두 시계열자료는 일정한 관계를 가져야 한다. 즉, 두 변수는 공적분(cointegration)관계에 있거나 혹은 두변수를 결합한 주가수익비율(PER)은 안정적(stationary)이어야 한다. 물론 주가가 비합리적으로 결정된다는 첫 번째 견해가 맞다면 둘 사이에는 공적분관계가 없고, PER는 비안정적으로 나타

1) 경영학일반에서는 영구기업을 가정하기 때문에 이러한 논의가 진행될 수 있다. 하지만, 현실적으로는 기업이 부도상태에 있거나 파산하는 경우도 있다. 이런 상황에서 주식의 소유자는 기업의 자산을 처분하여 채권을 청산하고 남은 부분에 대하여 권리를 주장할 수 있고, 이런 의미에서 각 실물자산의 시장가치나 전체 실물자산의 시장가치에 관심을 가지게 된다.

나게 될 것이다.

PER에 관한 실증연구는 Banz(1981), Basu(1977)에서 관심을 가진 이래²⁾, 주로 자산가격결정모형(CAPM)의 검정과 관련하여 개별기업의 PER의 수준이 주가에 영향을 미치는 이례현상의 하나로서 PER효과를 검증하는 것이었으며, 이들 연구들은 주로 횡단면분석에 의존하고 있다. 이들과는 달리, 본 연구에서는 PER의 안정성을 시계열 측면에서 직접적으로 분석하며 더 나아가 패널자료를 이용하여 분석한다.

이하에서는, II에서 PER의 안정성과 관련하여 이론적인 문제를 살펴 보고, III에서는 PER의 움직임에 대한 분석모형을 제시한다. IV에서는 패널접근 방식에 대하여 간략히 소개하며, V에서는 자료를 설명하고 각종 분석결과를 보고한다. 마지막으로, VI에서는 결론을 제시한다.

II. PER의 안정성

주식투자자들이 미래의 순이익에 영향을 미치는 정보들을 잘 반영하여 미래의 순이익을 합리적으로 기대하고 이에 의하여 투자의사결정을 한다면, 각 시점의 주식가격에는 미래 순이익에 대한 투자자들의 예상이 반영된다. 즉, 기업의 미래 순이익에 영향을 미칠 수 있는 변수들에 대한 예상과, 이 변수들이 기업의 순이익을 변화시키는 방향과 정도에 대한 예상이 선행적으로 주가에 반영되고 있다고 볼 수 있다. 또한, 이는 통계적으로도 주가지수가 경기변동을 6개월 정도 선행하는 것으로 보고되고 있기도 하다. 하지만, 현실적으로는 투자자의 미래 순이익에 대한 예상이 주가에 선행적으로 반영될 뿐 아니라, 공식적으로 기업의 순이익이 발표되는 시점에서 발표된 순이익과 시장참여자의 예상순이익과의 차이가 주가에 후행적으로 반영되기도 한다. 다시 말하면, 시장참여자의 순이익에 대한 예상의 변화가 주가에 선행적으로 반영되기도 하고, 발표되는 기업의 실적에 따라 시장참여자들이 순이익에 대한 이전의 예상을 조정하는

2) 외국 및 국내의 이러한 연구에 대해서는 윤영섭외(1996)을 참조.

과정에서 주가에 후행적으로 반영되기도 한다. 따라서, 비록 주가와 주당순이익 각각의 자료는 불안정적일지라도 주가와 주당순이익은 매우 밀접한 관계를 가지고 움직여야 한다.

물론, 주가가 합리적으로 결정된다고 하더라도, 주가와 주당순이익이 밀접한 관계를 가지며 따라서 개별기업의 PER가 일정한 값을 중심으로 움직인다는 주장에 대하여 다음과 같은 논란이 있을 수 있다.

첫째, 우리가 관찰하는 주당순이익은 반기말이나 연말에 각각 확정되므로 그 시점의 상황만을 반영하는 데 비하여, 주가는 해당 결산기의 주당순이익뿐만 아니라 먼 시점의 주당순이익까지도 반영하고 있다. 따라서, 미래 시점의 주당순이익들이 현재시점의 주당순이익과 안정적인 관계를 가지고 있지 않다면 PER가 안정적일 수 없다. 예를 들어, 어떤 주식의 주당순이익이 향후 5년동안은 연16%의 고성장을 하다가 이후에는 점차로 16%보다 훨씬 낮은 수준인 경제 전체의 성장률로 수렴한다고 하자. 이 경우 향후 5년 동안 주당순이익은 연 16%의 성장률로 증가하는 데 비하여, 주가는 그 이후의 상황을 미리 반영하므로 주가상승률은 점차로 하향할 것이다. Leibowitz(1999)는 이러한 경우, PER가 안정적이지 못하고 구조적으로 변화하게 됨을 보였다.

둘째, 순이익은 무작위로 주어지는 외생변수의 영향뿐만 아니라 기업내부 경영자의 자의적 의사결정에 의해서도 영향을 받는다. 외화평가손익과 같이 투자자와 경영자 모두에게 외생적인 요인에 영향을 받아 순이익이 변화하는 경우에는 주가가 이를 반영하여 안정성을 회복하게 된다. 하지만, 회계방법의 변화에 따라 감가상각이나 채고자산 평가가 변화함에 따라 순이익이 변화하는 경우에는 이와 다르다. 이 경우, 기업의 본질적인 수익가치가 변화한다고 보기는 어렵고 따라서 주식가격은 변하지 않을 것이지만 순이익은 변하게 되므로, 결과적으로 관찰되는 PER는 변화하게 된다.

또, 순이익은 경영자의 자의적 의사결정변수인 자본구조의 영향을 받는다. 순이익은 영업이익에서 이자소득을 뺀 값이기 때문에 영업이익이 변화하지 않더라도 자본구조의 변화에 의해 주당순이익은 변화하게 된다. 자본구조가 주가에 미치는 영향에 대하여는 다양한 이론이 있지만, 어떤 이론도 자본구조의 변화로 인한 주당순이익의 변화율에 상응하여 주가변화율이 동일해야 한다는 결론

을 제시하고 있지는 않다. 따라서, 자본구조가 변하면, 순이익은 변하지만 주가는 변하지 않으므로 PER가 변화하게 된다. 따라서, 파생금융상품의 발전과 금융기법의 발달로 인하여, 해당기업이 대차대조표상에 나타나지 않는 부외거래를 통하여 손쉽게 자본구조를 변화시키는 최근의 상황을 감안하면 개별기업이 장기적으로 자본구조를 안정적으로 유지한다고 가정하기가 어려운만큼, 개별기업의 PER가 안정적이지 않을 가능성이 높다.

위와 같은 이유로 인하여, 비록 투자자들이 미래 순이익에 대하여 합리적인 기대를 하고 이를 근거로 투자의사결정을 하더라도 개별기업의 PER는 안정적이지 않을 수도 있다. 하지만, 기업 전체로 보면, 이러한 개별효과들은 서로 상쇄된다고 볼 수 있다. 만일 개별기업의 PER를 안정적인 수준에서 이탈하게 하는 요인들이 독립적으로 작용된다면, 개별기업들에서의 효과가 전체의 관점에서 보아 서로 상쇄되는 대수의 법칙이 작용될 수 있기 때문이다. 현실적으로도 상당 수 기업의 회계변경, 자본구조변화가 서로 연관성을 가지고 동일한 방향으로 이루어진다고 하기는 어렵다. 또, 소위 성장주식에 속하는 기업들은 상대적으로 매우 높은 순이익의 성장률을 나타낼 수 있지만, 국민경제가 가지고 있는 유한한 생산요소와 투자기회를 감안하면 낮은 성장률을 나타내는 다수의 기업이 있게 되고, 주식시장 전체는 궁극적으로 경제전반의 성장률에 의해서 제약 받게 된다. 이런 점들을 고려하면, 개별기업 전체의 PER는 안정적일 가능성이 매우 높다.

이러한 측면에서 기업 전체를 동시에 고려하여 PER의 안정성 여부를 분석하는 것이 의미가 있다. 이를 위하여 본 연구에서는 패널자료를 이용하여 분석한다. 더구나 이러한 패널분석법은 개별자료 분석법이 가지고 있는 검정력부족이라는 통계분석상의 문제를 해결해준다는 장점을 가지고 있다. 특히, 우리나라 기업들에 대하여 구할 수 있는 자료들의 연한이 비교적 짧고, 주당순이익 자료를 반년 혹은 일년에 한번씩 만 얻을 수 있다는 점을 생각해보면 자료부족으로 인한 검정력부족 문제가 심각하다고 할 수 있다.

마지막으로, PER의 안정성이라는 개념의 현실적인 유용성에 대하여 언급할 필요가 있다. PER를 투자의사결정에 활용하는 논의는 주로 투자종목선정이나 목표가격설정과 관련되어 있다. 상대적으로 PER가 낮은 기업이 저평가되어 있

는 투자유망종목이라고 판단하거나, 미래 주당순이익을 예측하고 여기에 PER를 곱하여 적정가격을 산정한다. 이러한 논의의 성격상 주된 관심은 개별기업의 PER에 집중되고 있다. 이에 비하여, PER의 안정성은 매매시점에 대한 의사결정에 유용하게 활용될 수 있다. 먼저, 투자종목으로 선정된 개별기업의 PER가 안정적이라면, 이 주식의 역사적 PER에 비하여 PER가 낮은 시점에서 매입하고 높은 시점에서 매도하는 것이 의미가 있다. 한편, 시장전체적으로 PER가 안정적이라면, PER가 낮은 시점에서는 투자포트폴리오에서 주식의 비중을 높이고 PER가 높은 시점에서는 비중을 낮추는 것이 의미가 있다. 실제로 대규모 자금을 운용하는 개인투자자나 보험사나 연기금과 같은 기관투자자들에게는 종목선정보다는 시장전체의 매매시점선정이 더욱 중요하다.

Ⅲ. 주가 수익비율 (PER) 시계열 모형

주가가 주당순이익을 어느 정도 잘 반영하느냐를 분석하고자 하는 본 연구에서는 주가와 수익의 관계에 대하여 두가지 개념을 이용하고자 한다. 첫째, 주당순이익이나 주가가 비안정적인 자료인 경우, 둘 사이에 공적분관계가 있고 둘 사이의 계수가 양의 값이라면, 이는 주가가 주당순이익을 잘 반영하는 것을 의미한다. 만일 이에 더하여 주당순이익이 변화할 때 주가가 그와 같은 방향으로 변화할 뿐만 아니라 주가변화비율이 주당순이익의 변화율과 같은 비율로 변한다면, 주가는 주당순이익을 더욱 정확히 반영한다고 할 수 있다. 본 논문에서는 전자의 경우를 ‘약PER관계’(weak PER relationship)라고 부르기로 하고 후자의 경우를 ‘강PER관계’(strong PER relationship)라고 부르기로 한다.³⁾ 이러한 내용을 검증하기 위하여 다음 식 (1)과 같은 모형을 생각해보자.

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 EPS_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

3) 이러한 개념은 환율의 움직임에 관한 구매력평가설에 대한 실증분석에서 쓰이는 개념이다. 그 경우에는 실질환율이 단위근을 갖지 않으면 ‘강한 의미에서의 구매력평가설’이 성립한다고 하며, 환율과 물가수준들이 공적분관계에 있으면, ‘약한 의미에서의 구매력평가설’이 성립한다고 한다.

여기에서 S_t 는 주가가격이며 EPS는 주당순이익을 나타낸다. 특정 기간에 주당 순이익이 증가하면 주가는 상승하고, 주당순이익이 작아지거나 혹은 (-)가 되면 주가상승률은 작아지거나 혹은 (-)가 된다. 이러한 관계는 위 식 (1)에서 β_1 의 값이 양수로 나타나야 함을 의미한다. 이것이 위에서 정의한 약PER관계를 나타낸다. 한편, 주가가 주당순이익을 정확하게 반영하는 강PER 관계는 이 식에서 β_1 의 값이 양수일 뿐 아니라 그 값이 1이 됨을 의미한다.

이제, 실제 자료를 이용한 검증을 위해서는 주가가격과 주당순이익의 자료가 안정적(stationary)인가 비안정적(non stationary)인가를 분석해 보아야 한다. 그 결과 두 자료가 비안정적이라면 두 변수 사이에 공적분관계를 살펴보아야 할 것이다. 물론 (1)식의 주가가격에 대하여 차분하여 얻는 값인 주가상승률을 이용할 수 있겠으나 그 경우 많은 장기적 정보를 상실하는 것으로 알려져 있다.

식 (1)에서 β_1 의 값이 1이라는 강PER관계는 다음의 식 (2)와 같이 PER을 계산하여 검증할 수도 있다. 만일 PER가 일정한 수치 근방에서 움직이며, 이 수치로부터 괴리될 경우 이 수치로 회귀하려는 경향을 가지면 '강PER관계'가 있다고 해석할 수 있는 것이다. 이는 PER가 안정성(stationarity)을 갖는가 혹은 단위근을 갖는가를 통하여 검증한다. 만일 PER가 안정적이면 강PER관계가 있다고 해석한다.

$$PER_t = S_t / EPS_t \quad (2)$$

사실 위에서의 공적분 검정과 여기에서의 단위근검정의 의미는 기본적으로는 서로 다르지 않다. 다만 PER의 단위근 검정을 이용하는 경우에는 주가와 주당순이익사이의 계수가 1이라고 제약을 두고 검정하는 것이라고 볼 수 있기 때문에 좀 더 엄격한 조건을 부여하는 것이며 그러한 의미에서 '강PER관계'라고 규정한 것이다.

PER가 단위근을 갖느냐 하는 것을 여러 가지 단위근 검정법을 이용하여 검정하는 방법이 이용할 수 있다. 그러나 많이 이용되는 단위근 검정법인 ADF 단위근 검정이나 Phillips-Perron 단위근 검정법 등은 그 검정력이 떨어지는 것이 잘 알려져 있기 때문에 이 결과들로부터 바로 결론을 내리는 것은 위험하다. 더구나, 위의 II에서 지적한 바와 같이, 개별PER들이 본질적으로 안정적이

아닐 수도 있다. 따라서 이러한 문제들을 동시에 해결할 수 있는 패널단위근 검정방법을 이용하여 PER에 대한 단위근 검정을 할 필요가 있다고 보여진다. 패널단위근검정 방법은 이미 Oh(1996)에서 실질환율의 단위근 검정에서 사용된 바 있으며 이후 여러 논문들에서 채용되고 있다. 본 논문은 이러한 방향과 일치하는 시각에서 주가와 수익사이의 관계를 패널단위근 검정, 패널공적분검정을 통하여 분석하고자 하는 데에 그 목적이 있다.

IV. 패널접근방법과 그 유효성

비안정적 시계열자료에서 패널자료를 이용한 분석방법이 최근 급격히 발달하고 있으며, 각 분야에서 매우 활발하게 이용되고 있는 편이다. 시계열자료에 대한 검정방법들이 검정력이 떨어지는 이유는 대부분 자료의 수가 충분하지 않은 데에 기인한다. 이러한 기존 연구 방법의 단점을 극복하기 위한 시도로서 몇가지 대안이 제시될 수 있다.

첫째, 분석기간을 늘려 충분한 자료를 확보하고 장기간의 자료에 대한 분석을 하면 검정력을 높일 수 있으므로 이것이 최선의 대응책이라고 할 수 있다. 그러나 많은 경우 장기 데이터를 구하는 것이 불가능하다. 특히 우리의 경우 주식시장의 자료가 존재하는 기간이 길지 않으므로 분석기간을 충분히 늘리는 것은 불가능하다. 더구나, 옛날 자료를 이용하여 최근의 주가가격 변동을 분석하는 것은 구조단절 (structural break 혹은 regime shift) 등의 문제를 야기할 수도 있다. 서구의 여러 국가의 환율에 대하여 연구할 때처럼, 100년이나 200여년까지 분석기간을 연장하여 연구하는 것은 매우 가치있는 일이라는 하나 역시 다른 문제점을 가지고 있는 것이다.

둘째, 기간을 늘리지 않고 단순히 자료를 분기별, 혹은 월별 등으로 쪼개어 자료 수를 늘리는 방법이 있을 수 있다. 하지만 주식시장의 자료에서 (반기자료가 있는 경우도 있지만) 기본적으로 주당순이익은 1년에 한번씩 보고하고 있으므로 이러한 방법을 쓰기가 어렵다. 특히 이러한 방법으로 자료수를 증가시키는 것은 검정력을 늘리는 데 도움이 되지 않는다(Hakkio and Rush(1991)).

그 기본적인 이유는 다음과 같이 설명할 수 있다. 관찰 수가 늘어나면 검정력이 증가하는 것은 당연하지만, 예컨대 연간 자료에서 1차 자기회귀 (AR(1)) 계수가 0.8 이라면 분기 시계열 자료에서는 $0.8^{1/4}$ 이 되고 월별 자료에서는 $0.8^{1/12}$ 이 될 것이므로 그 계수가 매우 1에 가까와져서 1과 더욱 구별하기 어렵게 되어 검정력을 떨어뜨리는 것이다.

본 연구에서는 1970년대 이후의 주식가격을 분석하기 위해, 패널 자료를 이용한 방법을 소개한다. 패널 자료란 시계열자료와 횡단면 자료를 모아서 (pooling) 이용하는 방법이다. 기존의 개별자료에 대한 검정의 경우 검정력이 떨어지는 것은 우리에게 주어진 관찰기회(episodes)가 적어서 판정하기 어려워 귀무가설을 기각하지 못하는 것이므로, 횡단면으로도 자료를 추가하여 분석함으로써 기존의 방법을 극복할 수 있는 것이다.

사실 불안정적 자료에 대한 패널접근방법은 계량경제학 측면에서도 최근 급격히 발전되고 있으며 실제 자료에 대하여 활발하게 적용되고 있다. 이러한 방법은 특히 환율분석의 경우 많이 이용되고 있는데, (Oh(1996), Wu(1996), Papell(1997), Pedroni(1996) 등이 대표적이며, 최근에는 Mark and Sul(1998), Habermeier and Mesquita(1999) 등에서도 이어지고 있다. 또한 경제성장이론의 수렴이론 혹은 내생적 성장이론 등의 검증(Evans (1997), Evans and Karras (1996)) 등에서 이용되고 있으며, 국제자본이동성의 크기 검증에서도 이용되고 있다. (Oh et. al(1999), Coakley, Jerry and Farida Kulasi(1996))

계량경제학적인 측면에서도 최근들어 활발한 연구가 이루어지고 있다. Levin and Lin(1992, 이하 LL)이 패널단위근 분석 분야를 개척한 이래, Pedroni (1995, 1996)는 패널공적분 분석방법을 제시하고 있다. 이외에도 모형의 형태에 따라 많은 방법들이 개발되고 있다.(Pesaran and Smith(1995), Im, Pesaran and Shin(1995), Choi(1997), Maddala and Wu(1997), Kao and Chiang(1997)). 본 논문에서는 이들 중에서 대표적인 방법인 LL과 Pedroni의 방법을 이용하여 주식가격에서 PER효과 존재여부를 검정하고 FMOLS기법을 이용하여 주식가격과 주당순이익의 관계를 직접 추정하고자 한다.⁴⁾ LL에 대하여는 생략하고

4) 이러한 방법은 환율과 화폐모형의 관계에 대하여 이미 Ahn, Byung-Chul and K.Y.Oh (1999)에서 이용된 바 있다.

Pedroni의 분석방법을 간단히 설명하도록 한다.⁵⁾

위의 (1)을 패널버전으로 확장하면 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$S_{it} = \beta_{i,0} + \beta_{i,1} EPS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

이 식에서 S는 주가, EPS는 주당 순이익을 나타낸다. i는 개별주식을 나타내며 t는 시간을 의미한다. 분석대상이 되는 기간은 T기간이고 주식수는 N개라고 하자. 각 식의 상수항들은 각 주식에 고유한 상수항으로서 individual specific fixed effects를 나타낸다. 그 외의 각 계수들은 주식간에 같은 수도 있고 다를 수도 있는데 각각의 경우에 대하여 homogeneous panel 모형과 heterogeneous panel 모형이라고 불린다. 후자가 전자보다 일반적인 모형이라고 할 수 있다.

Pedroni는 이러한 모형을 이용하여 공적분검정방법을 제시하고 있고 또한 계수를 추정할 수 있는 방안을 제시하고 있다. (자세한 내용은 부록참조) 그가 제시한 것은 기본적으로 OLS추정량이다. 그런데, 비안정적 자료의 성격상 통상적으로 nuisance parameter들이 문제가 되므로 Phillips and Hansen(1990)에서 제시한 FMOLS방법을 이용하여 이 문제를 해결하고 있다. 그는 자신이 제시한 통계량이 적절한 분산을 가진 정규분포에 접근함을 보여 주었다.⁶⁾ 이러한 결과들은 대부분의 패널접근의 결과에서도 나타나고 있는데 이는 기본적으로 N의 크기가 상당히 커지면 중심극한의 정리가 성립하기 때문이다.

또한 공적분여부를 검정하는 데 있어서는 T 통계량 등 세 가지의 통계량을 제시하고 있는데 이것들도 역시 정규분포에 접근함을 보여주었다. 우리는 이러한 그의 방법을 이용하여 분석하게 된다.

V. 실증 분석 결과

1. 자료 설명

1998년도에 보급된 한국신용평가의 KIS-FAS 데이터에서 1980년~1996년까

5) LL에 대한 설명에 대하여는 Oh(1996)을 참조.

6) 통계량의 형태와 접근분포에 대하여는 Ahn and Oh(1999)참조.

지의 주당수익을 발췌하였으며, 증권연구원의 1998년 데이터베이스 CD Rom에서 주가를 취하였다. 1980년부터 1960년까지 계속상장기업인 249개 기업에 대해서만 자료를 구하였기 때문에 소위 사후선택편의(the ex-post selection bias)라고 할 수 있는 생존자 편이가 있을 수 있다. 또한 각 연도의 3월말 주가자료를 이용하였으며 12월 결산기업만을 추출하였다. Banz and Breen(1986)에 의하면, 표본을 12월말 결산법인으로 한정하고 PER을 계산할 때 3월말 주가로 나뉘춤으로써 look-ahead bias를 없앨 수 있다. 이로써 분석대상 기업은 202개로 감소되었다.

2. 주가 및 주당순이익에 대한 단위근 검정

Nelson and Plosser(1982) 이후, 주가 등의 자산가격 움직임이 비안정적(non-stationary)이라는 데 대해서는 거의 모든 연구자들이 동의하고 있다고 보여진다. 본 연구에서도 기존의 일반적인 단위근 검정법 중의 하나인 ADF방법을 이용하여 단위근 검정을 해본 결과, 주시가격이나 주당순이익의 시계열자료는 모두 단위근을 가지고 있음을 볼 수 있었다. 따라서 시계열자료를 다루는 데에는 기존의 OLS방법이 아니고 공적분 등의 방법을 이용해야 제대로 추정할 수 있음을 알 수 있다.

각 변수에 대한 단위근 검정결과는 <표 1>과 같다. 이는 ADF 검정결과이며, 임계치는 -2.58(유의수준 1%의 경우), -1.95(5%)이다. 총 202개 기업에 대하여 단위근 검정을 해본 결과, 표에서와 같은 비율로 '단위근이 존재한다'는 귀무가설이 기각되었다. 유의수준 1%에서, 주가의 경우, 총 202기업중 단 1개만이 기

<표 1> 주가, 주당순이익에 대한 단위근검정 결과

변 수	1 %		5 %	
	귀무가설기각회수	비율	귀무가설기각회수	비율
주 가	0/202	0.000	1/202	0.005
주당순이익	26/202	0.128	57/202	0.282
주식수익률	42/202	0.208	155/202	0.767

주) 전체 기업수는 202개임.

각되었으며, 주당순이익의 경우에도 13%만이 기각되었다.(각 기업에 대한 결과는 생략함.) 따라서 대체로 두 변수 모두 불안정적인 변수라고 말할 수 있을 것이다. 참고로 주가의 변화율인 주식수익률의 경우에는 안정적인 변수임을 알 수 있다.

3. PER의 개별적 안정성 검정

<표 2>에서는 주가와 주당순이익간의 관계를 보기 위해 ‘강PER관계’를 검증해 본 결과를 보여준다. 이는 PER에 대한 단위근 검정으로 이루어지는데, 전체 202기업 중 PER가 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하는 경우가 불과 5% 유의 수준의 경우 6.4%에 불과하고 1% 유의수준의 경우 23%에 불과하다. 이러한 결과로부터 주가가 주당순이익을 반영하고 있다고 주장하기는 어렵다. 이러한 결과는 PER을 중시하는 우리의 기대에 어긋나는 결과이며 기존의 연구결과와도 잘 일치하지 않는다.

〈표 2〉 PER의 안정성 검정 결과

변 수	1 %		5 %	
	귀무가설기각회수	비율	귀무가설기각회수	비율
PER	13/202	0.064	47/202	0.233

4. 개별 주가와 주당순이익의 공적분 관계

단위근 검정으로써 강PER효과의 존재를 입증하지 못하였으므로 ‘약PER관계’를 검증하기 위한 단계로서, 주가와 주당순이익 사이의 공적분관계에 대해서 살펴보자. 공적분검정은 널리 이용되고 있는 방법인 Engel-Granger의 잔차를 이용한 2단계 방법을 이용한다. 공적분 검정의 결과들은 <표 3>에서 제시되고 있는데, 이 결과들은 식 (1)의 관계로부터 계산한 잔차를 구한 후 잔차에 대해 ADF 단위근 검정법을 이용해 단위근 테스트를 한 것으로서 residual based cointegration test이다. 물론 이와는 다른 여러 가지 방법을 이용하여 공적분검정을 할 수 있을 것이다. 총 202 기업에 대하여 공적분 검정을 한 결과, 각 기

업의 주가와 주당순이익이 공적분 관계에 있는 경우는 불과 13% (1% 유의 수준) 및 36% (5% 유의수준)임을 알 수 있다. 따라서 약PER관계가 나타난다고 보기는 어렵다.

〈표 3〉 개별 주가와 주당순이익의 관계에 대한 공적분검정

	1 %	5 %
단 위 근 가 설 기 각 회 수	27	73
기 각 비 율	0.134	0.361

5. PER에 대한 패널단위근검정 결과

이제 202개 기업 전체의 자료를 pooling하여 패널단위근 검정을 시행한 결과는 다음과 같다. 임계치는 시뮬레이션을 통하여 직접 구하였다. 이 표는 식 (2)을 패널자료에 대해 이용하기 위하여 다음과 같이 변형시킨 모형을 분석한 것이다.

$$PER_{it} = S_{it} / EPS_{it} \quad (4)$$

그런데 각 주식의 고유한 특성이 존재하여 PER 수준이 다를 수 있으므로 Lin and Levin(1992)에 따라서 individual fixed effects를 고려한 모형을 사용하였다. 즉, 각 PER값에서 각 PER의 평균을 빼주어서 $PER^*_{it} = (PER_{it} - PER_m)$ 로 변형한 후 이에 대하여 다음의 식을 이용하여 패널단위근 검정을 하였다. 이 식으로부터 기본적으로 ADF 단위근검정방법이 이용되고 있음을 알 수 있다. 이 식을 추정한 결과 β 값이 0이면 단위근을 갖는 것을 의미한다. 오른쪽 변의 두 번째 항은 오차항의 자기상관을 없애주기 위한 조정항이다.

$$\Delta PER^*_{it} = \beta PER^*_{it-1} + \sum_k \delta_k \Delta PER^*_{it-k} + U_{it} \quad (5)$$

〈표 4〉에서 볼 수 있는 바와 같이, 패널자료를 이용하여 단위근 검정을 시행한 결과 단위근이 있다는 가설을 유의수준 1%에서나 5%에서나 강하게 기각하게 되며 이는 ‘강PER관계’가 존재함을 의미한다. β 값의 크기는 시차에 따라 상당히 달라지기는 하지만, -1.147~-1.592이므로 AR(1)계수는 -0.147~-0.592 정

도라고 할 수 있다. 이는 주식이 가격이 EPS로부터 괴리될 때, 그 괴리의 크기가 1/2로 감소하는 데 소요되는 기간을 계산하는 데 사용될 수 있다. 이로부터 모든 주식 전체에 대해서 평균적으로 약 0.36년~1.35년 걸린다고 해석할 수 있다.(예컨대, $0.147^{0.36} = 1/2$)

〈표 4〉 패널자료를 이용한 강PER관계

시차수	$\hat{\beta}$	t-value	임계치(1%)	임계치(5%)
1	-1.14738	-42.97716	-20.03376	-19.46008
2	-1.25796	-35.60049	-19.81174	-19.14977
3	-1.40025	-31.62691	-19.48466	-18.87331
4	-1.59290	-29.27038	-19.17923	-18.59303

6. 패널공적분 검정결과 및 공적분계수 추정

패널공적분검정을 이용하여 공적분 검정을 한 결과가 <표 5>에서 제시되고 있다. 귀무가설은 공적분관계가 없다는 것이며(Pedroni(1995)의 정리 3.2-3.4참조), 대립가설은 ‘두 변수는 서로 공적분관계에 있으며 모든 계수는 서로 다를 수 있다’는 이질적계수(heterogeneous panel)의 경우이다. <표 5>에서는 Pedroni가 제시한 어떠한 통계량을 사용하든 혹은 어느 모형으로 검정을 하든 항상 공적분관계가 있다는 결과를 보여 주고 있다. 이 표에서 Case 1,2,3은 모두 이질

〈표 5〉 패널공적분검정 결과

Case	검정방법	통계치	점근분포
1	Variance ratio tests	-244.09	N(0,101.68)
	Residual AR(1) tests	-24655.36	N(0, 39.52)
	T-Statistics	-14.35	N(0, 1.50)
2	Variance ratio tests	-118.08	N(0, 60.75)
	Residual AR(1) tests	-4466371.08	N(0, 31.27)
	T-Statistics	-24.59	N(0, 0.93)
3	Variance ratio tests	-244.09	N(0,101.68)
	Residual AR(1) tests	-24655.36	N(0, 39.52)
	T-Statistics	-32.55	N(0, 0.66)

적계수 모형의 경우이며, 각각은 상수항이 없는 경우, 상수항이 있는 경우, 시간항이 있는 경우 등을 나타낸다. 표에서 보면, 어느 경우이건 공적분관계가 없다는 귀무가설은 강력히 기각된다.

<표 6>에서는 패널 FMOLS 결과를 보고하고 있다. 시차를 어느 정도로 하는가의 문제가 있을 수 있으므로, 여러 가지 시차의 경우를 모두 제시하였다. 어느 경우나 베타값이 비슷하며, 그 크기는 0.63~0.65 근처임을 알 수 있다.

〈표 6〉 FMOLS 추정치

lags	FMOLS β	Std. Dev	t-stat	P-value*
lag 1	0.644	0.017	38.391	0.000
lag 2	0.635	0.015	43.101	0.000
lag 3	0.632	0.013	49.537	0.000
lag 4	0.634	0.011	56.042	0.000
lag 5	0.631	0.010	62.104	0.000

* t-stat 분포는 표준정규분포임.

VI. 요약과 결론

주가가 주당순이익을 반영하여 움직이는가를 보기 위해 각 개별자료와 패널 자료를 이용하여 검정해 보았다. 그 결과 개별기업의 주가들이 주당순이익을 정확히 반영한다는 증거를 찾을 수 없었다. 하지만 패널자료를 이용하여 분석한 결과, PER 자료는 단위근을 갖는다는 귀무가설을 강하게 기각하였으므로 PER는 안정적임을 발견하였다.(‘강PER관계’) 또한 패널자료의 경우, 주식가격과 주당순이익의 공적분관계가 존재하는 것을 볼 수 있었다.(‘약PER관계’)

이러한 결과는 두가지로 해석될 수 있다. 첫째, 조금 강하게 해석하면, 각 개별기업의 경우에도 장기적으로는 주가와 주당순이익의 관계는 안정적인데도 불구하고, 자료수의 부족으로 인하여 개별기업자료에서는 그러한 관계가 나타나지 않은 것일 수도 있다. 둘째, 첫째의 해석이 너무 강한 해석이라고 할지라도 최소한 다음의 사실을 나타내준다. 개별기업에서는 주가가 주당순이익을 정

확히 반영한다고 할 수는 없을지라도, 전체적으로 보면 주가가 주당순이익으로부터 괴리가 생겼을 경우에 다시 복귀하려는 성향이 존재하는 것을 의미한다고 할 수 있다.

특히, 전체기업들의 주가와 주당순이익 사이의 계수는 약 0.64임을 볼 수 있었으며, PER이 어떤 일정한 수준으로부터 벗어나는 경우, 그 괴리가 반으로 줄어들어 주는 데는 전체기업 평균적으로 볼 때 4개월~16개월 정도 걸리는 것을 볼 수 있었다. 이러한 결과는 투자자에게 투자시점과 투자기간을 찾는 데에는 일정한 정도 도움을 주는 정보가 될 수 있다.

부 록

본문에서 이용된 통계량들의 접근분포¹⁾

1. 계수의 추정

다음과 같은 방정식 체계를 생각해보자.

$$\begin{aligned} Y_{1,t} &= \beta_{1,0} + \beta_{1,1} X_{1,t} + \varepsilon_{1,t} \\ Y_{2,t} &= \beta_{2,0} + \beta_{2,1} X_{2,t} + \varepsilon_{2,t} \\ &\dots \\ &\dots \\ Y_{N,t} &= \beta_{N,0} + \beta_{N,1} X_{N,t} + \varepsilon_{N,t} \end{aligned} \tag{A.1}$$

이 식에서 Y 는 본문에서의 S , 즉 주가를 의미하고, X 는 EPS 를 나타낸다고 보면 된다. i 는 개별주식을 나타내며 t 는 기간을 의미한다. 분석대상이 되는 기간은 T 기간이고 주식수는 N 개라고 하자. 각 식의 상수항들은 각 주식에 고유한 상수항으로서 individual specific fixed effects를 나타낸다. 그 외의 각 계수들은 주식간에 같은 수도 있고 다를 수도 있는데 각각 homogeneous panel 모형과 heterogeneous panel 모형이라고 불린다. 후자가 전자보다 일반적인 모형이라고 할 수 있다. 이 모형에서 각 상수항은 서로 다를 수 있지만 계수의 크기는 같다고 가정하고 다음과 같은 OLS추정량을 생각해보자.

$$\beta = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \bar{x}_{it} \bar{x}_{it}' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \bar{x}_{it} \bar{y}_{it} \right], \tag{A.2}$$

여기에서 $\bar{x}_{it} = x_{it} - \bar{x}_i$ 이다. 불안정적 자료의 성격상 통상적으로 nuisance parameter들이 문제가 되므로 Pedroni는 Phillips and Hansen(1990)에서 제시한 FMOLS방법을 이용하여 이 문제를 해결하고 다음과 같은 추정량을 제시하고 있다.

1) Pedroni(1995, 1996)의 내용을 잘 정리하여 주신 안병철교수께 감사드린다.

$$\beta = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{22i}^{-1} \bar{x}_{it} \bar{x}_{it}' L_{22i}^{-1} \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{22i}^{-1} \{ \bar{x}_{it} \bar{y}_{it}^+ - T\gamma_i \} L_{11i}^{-1} \right] \quad (A.3)$$

단, $\bar{y}_{it}^+ = (y_{it} - \bar{y}_i) - L_{21i}' L_{22i}^{-1} \Delta x_{it}$ 이고 $L_i L_i' = \Omega_i$ 이다. 또, L_{pqi} 는 L_i 의 partition이며 Ω_i 는 $(\Delta y_{it} \quad \Delta x_{it}')$ 의 long run variance이다. 이 경우 N 과 T 가 충분히 크게 되면 추정량의 점근분포는 다음과 같다.

$$\sqrt{NT}(\hat{\theta} - \theta) \Rightarrow N(0, M^{-1}), \quad (A.4)$$

단, $M = \left(\int \overline{WW} \right)$ 이며 여기에서 \overline{W} 는 Brownian Motion이다.

2. 공적분검정

공적분검정을 위해서는 다음의 방법이 제시된다. $e_{it} = \rho e_{it-1} + \eta_{it}$ 에서 계수의 다음과 같은 추정량을 생각해보자.

$$(\hat{\rho} - 1) = \left(\sum_{n=1}^N \sum_{n=1}^T e_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{n=1}^N \sum_{n=1}^T (e_{it-1} \Delta e_{it} - \lambda_i)$$

단, 여기에서 λ_i 은 Phillips-Perron 검정에서 나타나는 교정항이다. Pedroni(1995) 의 Corr. 3.1에 의하면 다음이 성립한다.

- (a) $T\sqrt{N}(\hat{\rho} - 1) \Rightarrow N(0, 2)$ as $N, T \rightarrow \infty$ for general $\Omega_i = \Omega > 0$ disturbances.
- (b) $\sqrt{NT(T-1)}(\hat{\rho} - 1) \Rightarrow N(0, 2)$ as $N \rightarrow \infty$ for iid disturbances, regardless of T .
- (c) $t_{\hat{\rho}} \Rightarrow N(0, 1)$ as $N \rightarrow \infty$ for iid disturbances, regardless of T , and as $N, T \rightarrow \infty$ for general $\Omega_i = \Omega > 0$ disturbances.

또한, heterogeneous panel에 대해서는 다음과 같은 통계량이 제시되고 있다.

$$Z_{\hat{\rho}} = \left(\sum_{n=1}^N \sum_{n=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1}$$

$$Z_{\rho}^{\sigma} = \left(\sum_{n=1}^N \sum_{n=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{n=1}^N \sum_{n=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{it-1} \hat{e}_{it} - \lambda_i)$$

$$Z_{t_p} = \left(\hat{\sigma}^2 \sum_{n=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{n=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \lambda_i)$$

이때 Pedroni(1996)에 의하면, (상수항이 있는 모형의 경우) 공적분관계가 없다는 귀무가설 하에서 다음의 분포가 성립한다.

$$TN^{3/2} Z_{\hat{\sigma}} - 8.62\sqrt{N} \Rightarrow N(0, 60.75)$$

$$TN^{1/2} Z_{\hat{\rho}} - 6.02\sqrt{N} \Rightarrow N(0, 31.27)$$

$$Z_{t_p} - 1.73\sqrt{N} \Rightarrow N(0, 0.93)$$

참 고 문 헌

- 윤영섭외, 『주가변동과 이례현상』, 학현사, 1994.
- Ahn, Byung-Chul and K.Y. Oh, Is the Monetary Model useful in explaining Exchange Rates? - Panel Cointegration Evidence, mimeo, (1999).
- Banz, Rolf W., The Relationship between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics*, vol.9 (1981), pp.3-18.
- Banz, Rolf, and William Breen, Sample dependent Results Using Accounting and Market Data: Some Evidence, *Journal of Finance*, vol.41 (1986), pp.779-93.
- Basu, Sanjoy, Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their price-earning ratios: A test of the efficient market hypothesis, *Journal of Finance*, vol.32 (1977), pp.663-82.
- Kao, C., and Chiang, M.-H., On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data, Syracuse University, 1998.
- Choi, In, Unit Root Tests for Panel Data, Kookmin University, 1997.
- Coakley, Jerry and Farida Kulasi, Cointegration of saving and investment, discussion Paper 96-04, Center for International Capital Markets at London Guildhall University, 1996.
- Evans, P., How Fast Do Economies Converge?, *Review of Economics and Statistics*, 79(2) (1997): pp.219-225.
- Evans, P. and G. Karras, Convergence Revisited, *Journal of Monetary Economics*, 37(2) (1996): pp.249-265.
- Habermeier, Karl F. and Mario Mesquita, Long-Run Exchange Rate Dynamics: A Panel Data Study, IMF Working Paper, WP 9950, 1999.
- Hakkio, Craig & Mark Rush, Cointegration: How short is the long run?, *Journal of International Money and Finance*, (1991), pp.571-81.
- Im, Kyung-So, Pesaran, M.H., and Y. Shin, "Testing for Unit Roots in dynamic Heterogeneous Panels", DAE Working Paper No.9526, University of Cambridge, 1995.
- Levin, A., & Chien-Fu Lin, Unit root test in panel data: asymptotic and finite

- sample properties. UCSD, Discussion Paper pp.92-23, 1992.
- Leibowitz, Martin, P/E Forwards and their Orbits, *Financial Analysts Journal*, (1999), pp.33-47.
- Maddala, G.S and Shaowen Wu, "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test", The Ohio State University, 1997
- Mark, N. C. and D. Sul, Nominal Exchange Rates and Monetary Fundamentals: Evidence from a Small Post-Bretton Woods Panel, Ohio State University, 1998.
- Nelson, C.R, & C.I. Plosser, Trend and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10 (1982), pp.129-162.
- Oh, K, H. Kim, B. Kim and B. Ahn, Saving-Investment Cointegration in Panel Data, *Applied Economics Letters*, (1999), pp.477-480.
- Oh, K., Purchasing Power Parity and Unit Root Test Using Panel Data, *Journal of international Money and Finance*, (1996), pp.405-418.
- Papell, David H., Searching for Stationarity : Purchasing Power Parity under the Current Float, *Journal of International Economics*, (1997).
- Pedroni, P., Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis, Indiana University, 1995.
- Pedroni, P., Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels and the Case of Purchasing Power Parity, Indiana University, 1996.
- Pesaran, M. Hashem and Ron Smith, "Estimating long-run relationship from dynamic heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, (1995). pp.79-113.
- Phillips, P. and B. Hansen, Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with $I(1)$ Processes, *Review of Economic Studies*, 57: (1990), pp.97-125.
- Wu, Yangru, "Are real exchange rate non-stationary? Evidence from a panel data test", *Journal of Money Credit and Banking*, 1996), pp.54-63.