

주식시장의 과민반응과 시장효율성

정재엽* · 홍관수**

논문접수일 : 94. 7

게재확정일 : 94. 12

초 록

본 연구는 우리나라 주식시장의 주식수익률이 장기간에 있어서 부(-)의 시계열상관을 갖는지를 확인하고, 만일 주식수익률이 이러한 행태를 보인다면 이 결과가 효율적 시장의 가설에 대한 유력한 반증이 되는 투자자들의 과민반응에 기인한 것인지 또는 효율적 시장하에서 기대수익률의 체계적 변화에 기인한 것인지를 검증하고자 하였다.

1980~1993년의 14년간을 연구대상기간으로 설정하고 포트폴리오 구성기간동안 지속적으로 상장된 모든 주식의 월간수익률을 검증자료로 사용한 본 연구의 검증결과는, 각 3년간의 포트폴리오 구성기간과 검증기간에 있어서 Ibbotson의 RATS에 의한 포트폴리오들의 비정상수익 사이에 통계적으로 의미있는 부(-)의 시계열상관이 존재한다는 것을 나타내고 있다. 또한 이러한 부(-)의 시계열상관이 구성기간과 검증기간에 있어서 레버리지의 변화에 기인한 것으로 판단되는 베타의 변화에 의해 설명될 수 있음을 나타내고 있다. 한편 구성기간동안 실현된 수익률의 크기에 따라 형성된 승자와 패자포트폴리오의 베타의 변화를 조정한 검증기간에 있어서의 비정상수익은 통계적으로 의미있는 값을 갖지 못한다는 것을 나타내고 있다.

이러한 검증결과는 장기간에 있어 주식수익률의 부(-)의 시계열상관이 약형의 시장효율성을 부정하는 과민반응현상에 기인한 것이 아니라 효율적 시장하에서 베타의 변화에 따른 균형기대수익률, 즉 요구수익률의 비정상성에 기인한 것임을 강하게 시사하고 있다.

* 계명대학교 경영학과 교수

** 계명대학교 경영학과 부교수

I. 머리말

효율적 시장의 가설(EMH)은 불확실성하에서 자본자산의 균형가격을 설명해 주는 CAPM과 함께 재무론에서 지난 20여년간 가장 많은 관심의 대상이 되어 왔으며, 이에 관한 많은 실증적 연구들은 시장이 정보효율성(informational efficiency)을 갖는다는 대체로 일치된 견해를 제시하고 있다. 비록 1970년대 후반 이후 지속적으로 관찰된 주식시장의 이례적 현상(stock market anomaly)들은¹⁾ CAPM이 타당하다는 전제하에서 시장이 정보효율성을 갖지 못한다는 것을 시사하는 것이기는 하지만, 일반적으로 이러한 이례적 현상들은 위험과 수익의 선형관계로 나타난 CAPM이 자본자산의 균형가격을 설명하는 충분한 이론모형이 아니라는 것에 기인하였다는 해석이 보다 지배적이다. 그러나 주식시장의 이례적 현상 중 과민반응현상(overreaction phenomenon)은 시장효율성에 대한 근본적인 의문을 던져 주고 있으며, 이러한 과민반응현상의 존재여부는 최근 논쟁의 대상이 되고 있다.

과민반응이란 투자자들이 좋은 투자정보를 너무 낙관적으로 보고 나쁜 투자정보를 너무 비관적으로 봄으로써 주가가 정보의 실질적 내용 이상 또는 이하로 상승이나 하락하는 것을 말하며, 투자자들의 과민반응 이후 시간이 흐름에 따라 이러한 가격오차가 수정됨으로써 주식수익률의 반전(return reversal)이 뒤따르게 된다. Kahneman-Tversky(1982)는 실험심리학(experimental psychology)의 한 연구에서 사람들은 예기치 못한 극적인 사건에 대해 과민반응하는 경향이 있음을 발견하였으며, De Bondt-Thaler(1985)는 이러한 연구결과를 주식시장에 적용함으로써 투자자들의 비합리적인 행동에 따른 과민반응현상의 존재를 처음으로 구체화하였다.²⁾ 이후 Rosenberg-Reid-Lanstein(1985), Howe(1986), Summers(1986), De Bondt-Thaler(1987), Brown-Harlow(1988), Chopra-Lakonishok-Ritter(1992), 김희집-남상구 외 5인(1988), 박정식 외 2인(1990) 등은 이를 지지하는 실증적 증거를 제시하고 있으

1) 이례적 규칙성(empirical regularity)이라고도 일컬어지는 이례적 현상으로는 기업규모효과(firm size effect), P/E비율효과(P/E ratio effect), 1월효과(January effect), 요일효과(weekend effect), 월중효과(monthly effect), 소외기업효과(neglected firm effect) 및 과민반응현상(overreaction phenomenon) 등이 있다.

2) Merton(1985)은 De Bondt-Thaler(1985)의 연구를 그릇된 인식이론(cognitive misperceptions theory)을 주식시장에 적용한 최초의 공식적인 검증이라는 점에서 특히 주목할 필요가 있다고 언급하고 있다.

며, Vermaelen-Verstringe(1986), Chan(1988), Davidson-Dutia(1989), Ball-Kothari(1989), Zarowin(1989, 1990), Brailsford(1992), 정재엽(1994), 조지호-김용현(1994) 등은 상반된 결과를 제시하고 있다.³⁾

일반적으로 주식수익률은 단기에 있어서 정(+)⁴⁾의 시계열상관(positive serial correlation)을 가지나 3~5년간의 장기에 있어서는 부(-)의 시계열상관(negative serial correlation)을 갖는 것으로 보고되고 있다.⁴⁾ 장기적으로 부(-)의 시계열상관을 나타내는 주식수익률의 행태는 과민반응현상의 실증적 증거와 일치한다. 그러나 이러한 장기에 있어서 주식수익률의 부(-)의 시계열상관이 약형의 시장효율성을 부정하는 투자자의 정보에 대한 과민반응에 기인한 것이 아니라 효율적 시장하에서 기대수익률의 체계적인 변화에 기인한 것이라는 설득력 있는 해석이 유력하게 제시되고 있다.⁵⁾

즉 자기자본의 베타는 경영위험을 나타내는 자산의 베타와 레버리지의 증가함수이며, 따라서 일정 기간에 있어서 부(-)의 비정상수익을 실현한 주식들은 레버리지의 증가로 인해⁶⁾ 자기자본의 베타가 증가함으로써 다음 기간에 있어서 기대수익률을 증가시키게 된다. 같은 논리로 일정 기간에 있어서 정(+)⁴⁾의 비정상수익을 실현한 주식들은 레버리지의 감소로 인해 자기자본의 베타가 감소함으로써 다음 기간에 있어서 기대수익률을 감소시키게 되며, 이러한 레버리지의 변화에 따른 균형기대수익률, 즉 요구수익률의 체계적 변화가 주식수익률의 반전을 가져오게 된다는 것이다.

효율적 시장의 가설에 대한 유력한 반증이 되며 효과적인 투자전략으로 활용될 수 있는 과민반응현상의 존재여부는 실증적 이슈이며 이에 대한 실증적 증거는 확정적이지는 않다. 따라서 본 연구는 우리나라 주식시장의 주식수익률이 장기간에 있어서 부(-)의 시계열상관을 갖는지를 확인하고, 만일 주식수익률이 이러한 행태를 보인다면 이 결과가 투자자들의 과민반응

3) Vermaelen-Verstringe(1986)의 실증적 연구는 벨기에 주식시장을 대상으로 한 것이고 Brailsford(1992)의 실증적 연구는 오스트레일리아 주식시장을 대상으로 한 것이다.

4) Fama-French(1988)와 Poterba-Summers(1988) 참고

5) 이러한 견해는 Chan(1988)과 Ball-Kothari(1989) 등에 의해 제시되었으며, 특히 후자는 이를 기대수익율의 변화 가설(changing-expected-returns hypothesis)이라고 표현하고 있다.

6) 비록 기업이 목표부채비율(target debt ratio)을 갖고 있더라도 이를 유지하기 위해 주가가 하락에 즉각적으로 대처하지는 않으리라는 것이 일반적인 판단이며, Ball-Lev-Watts(1976)은 이에 관한 실증적 증거를 제시하고 있다.

에 기인한 것인지 또는 기대수익률의 체계적 변화에 기인한 것인지를 실증적으로 분석하는데 목적이 있다.

II. 과민반응현상에 관한 주요선행연구

2.1 미국 주식시장에서의 선행연구

De Bondt-Thaler(1985)는 사람들이 예기치 못한 극적인 사건에 대해 과민반응한다는 실험 심리학의 연구결과를 주식시장에 적용함으로써 과민반응현상의 존재를 처음으로 구체화하였다. 그들은 1926~1982년 사이에 NYSE에 상장된 모든 주식의 월간수익률을 검증자료로 사용하여 3년간의 포트폴리오 구성기간에 있어서 누적비정상수익이 가장 큰 35종목으로 구성된 승자포트폴리오와 가장 작은 35종목으로 구성된 패자포트폴리오가 다음 3년간의 검증기간에 있어서 실현하는 누적비정상수익을 관찰하였다. 그 결과 검증기간동안 평균적으로 승자포트폴리오는 -5.0% , 패자포트폴리오는 19.6% 의 누적비정상수익을 실현한다는 수익률의 반전현상을 보임으로써 과민반응현상을 지지하였다. 또한 과민반응현상이 승자보다 패자포트폴리오에 더욱 크게 나타나는 비대칭성이 존재하고 패자포트폴리오의 비정상수익의 대부분이 1월에 실현되며, 승자와 패자포트폴리오의 구성기간과 검증기간을 비교적 단기인 1년으로 하였을 경우는 과민반응현상이 나타나지 않음을 보였다.

De Bondt-Thaler(1987)는 이전의 연구와 동일한 검증자료를 사용하여 패자포트폴리오의 매입과 승자포트폴리오의 공매에 의한 차익포트폴리오(arbitrage portfolio)의 베타가 차익포트폴리오의 비정상수익을 설명할 수 있을 만큼 충분히 크지 못하다는 검증결과를 보임으로써 과민반응현상이 승자와 패자포트폴리오 사이의 위험의 차이에 기인한 것이 아니라고 주장하였다. 또한 1966-1983년 사이에 NYSE와 AMEX에 상장된 모든 주식의 연간수익률을 검증자료로 하여 누적비정상수익과 자기자본의 시장가치의 크기에 따라 각 5개의 포트폴리오를 구성하고 이를 비교함으로써 과민반응현상이 기업규모의 차이로 인해 나타나는 것도 아님을 보였다.

Chan(1988)은 승자와 패자포트폴리오의 베타가 포트폴리오 구성기간과 검증기간에 있어서 변화할 수 있음을 인식하고 구성기간과 검증기간을 더미변수(dummy variable)로 사용한 CAPM에 의해 과민반응현상을 검증하였다. 그는 1926-1985년 사이에 NYSE에 상장된 모든 주식의 월간수익률을 검증자료로 사용하고 구성기간과 검증기간을 3년으로 하여 De Bondt-Thaler(1985)와 같은 35종목과 10분위(decile)에 의한 2가지 종류의 승자와 패자포트폴리오를 구성한 후, 구성기간과 검증기간 사이에 있어서 승자와 패자포트폴리오의 베타와 비정상수익의 변화를 관찰하였다. 그 결과 전체 18개 분석기간에 있어서 35종목으로 구성된 포트폴리오의 경우 승자포트폴리오는 15개 기간의 베타가 감소하고 패자포트폴리오는 16개 기간의 베타가 증가하며, 10분위로 구성된 포트폴리오의 경우 승자포트폴리오는 16개 분석기간의 베타가 감소하고 패자포트폴리오는 16개 분석기간의 베타가 증가함을 보였다. 또한 35종목으로 구성된 승자와 패자포트폴리오의 검증기간의 월평균비정상수익은 -0.228% 와 -0.095% , 10분위로 구성된 승자와 패자포트폴리오의 월평균비정상수익은 -0.236% 와 0.032% 로 나타나 승자포트폴리오만이 통계적으로 의미있는 부(-)의 비정상수익을 실현하며, 전체적으로 이러한 비정상수익이 경제적으로 의미있지 않다고 결론을 내림으로써 과민반응현상을 부정하였다.

Ball-Kothari(1989)는 1926~1986년 사이에 NYSE에 상장된 모든 주식의 월간수익률을 검증자료로 사용하여 5년간의 포트폴리오 구성기간에 있어서 실현된 수익률의 크기에 따라 20분위의 포트폴리오를 구성한 후, 구성기간과 다음 5년간의 검증기간에 있어서 이러한 포트폴리오들의 비정상수익의 변화를 관찰하였다. 그 결과 구성기간과 검증기간 사이의 포트폴리오들의 연간비정상수익이 비록 반전을 보이지만 이는 베타의 변화에 의해 설명할 수 있으며, 포트폴리오들의 연간비정상수익은 검증기간동안 평균적으로 1.7% 부터 -2.7% 사이의 경제적으로 의미있지 않은 값을 갖는다는 것을 보였다. 그들은 과거에 실현된 수익률에 기초하여 다음 기간에 있어서 경제적으로 유의한 비정상수익을 실현할 수 없다는 점에서 과민반응현상을 지지하지 않았다.

Zarowin(1990)은 1927~1985년 사이에 NYSE에 상장된 모든 주식의 월간수익률을 검증자료로 사용하여 3년간의 포트폴리오 구성기간에 있어서 누적비정상수익의 크기에 따라 5분위(quintile)에 의한 승자와 패자포트폴리오를 구성한 후, 다음 3년간의 검증기간에 있어서 승

자와 패자포트폴리오의 누적비정상을 관찰하였다. 그 결과 검증기간에 있어서 패자가 승자포트폴리오보다 17.4%가 큰 누적비정상수익을 실현하며 이러한 차이가 통계적으로 의미있다는 과민반응현상과 일치하는 증거를 보였다. 그러나 패자가 승자포트폴리오보다 기업규모가 작을 경우 패자가 승자포트폴리오보다 큰 성과를 실현하지만, 반대의 경우에는 승자가 패자포트폴리오보다 큰 성과를 실현한다는 결과를 보임으로써 과민반응현상이 기업규모효과와 다름이 아니라고 주장하였다.

Chopra-Lakonishok-Ritter(1992)는 1926~1986년 사이에 NYSE에 상장된 모든 주식의 월간수익률을 검증자료로 사용하여 5년간의 포트폴리오 구성기간에 있어서 실현된 수익률의 크기에 따라 20분위에 의한 승자와 패자포트폴리오를 구성한 후, 표준CAPM이 아닌 실증적 증권시장선(empirical market line)에 의해 다음 5년간의 검증기간에 있어서 승자와 패자포트폴리오의 비정상수익을 관찰하였다. 그 결과 승자와 패자포트폴리오가 검증기간동안 평균적으로 실현하는 연간비정상수익은 -3.4%와 3.1%로 나타났으며, 그들은 이러한 결과를 갖고 과민반응현상을 지지하였다. 또한 기업규모를 통제하였을 경우 승자와 패자포트폴리오의 베타의 변화를 고려치 않은 연평균수익은 -2.8%와 6.9%로 나타났으며, 따라서 그들은 과민반응현상이 기업규모효과에 기인한 것이 아니라고 주장하였다.

2.2 우리나라 주식시장에서의 선행연구

김희집-남상구 외 5인(1988)은 1980~1986년 사이에 무상증자를 실시한 기업 가운데 임의로 선정된 77개 기업의 일간수익률을 검증자료로 사용하여 무상증자 발표시점 전후의 수익률의 분산을 관찰하였다. 그들은 무상증자 발표시점을 기준으로 하였을 때 수익률의 분산이 17%가 증가한다는 결과를 보임으로써 과민반응현상을 지지하였다. 또한 1981년 7월의 1개월 동안 1회 이상 상한가를 기록했던 49개 종목과 하한가를 기록했던 27개 종목, 그리고 1984년 5월의 1개월동안 1회 이상 상한가를 기록했던 83개 종목과 하한가를 기록했던 17개 종목으로 포트폴리오를 구성하였다. 그들은 포트폴리오구성 이후 36일간의 검증기간에 있어서 포트폴리오의 누적비정상수익의 대체로 반전된다는 결과를 과민반응현상을 입증하는 증거로 제시하였다.

박정식 외 2인(1990)은 1986~1988년 사이의 30개 상장종목의 일간수익률을 검증자료로 사용하여 단기간에 있어서 과민반응현상의 존재를 검증하였다. 특정일의 실제수익률과 기대수익률의 차이인 잔차의 크기가 $+3.5\%$ 이상이면 긍정적 사건으로 정의하고 -3.5% 이하이면 부정적 사건으로 정의하여 1,048개의 긍정적 사건과 854개의 부정적 사건을 구성하였다. 그들은 긍정적 사건과 부정적 사건 이후 19일간의 검증기간에 있어서 주식의 가격변화가 최초의 변화방향과 반대방향의 움직임을 보인다는 결과를 갖고 과민반응현상이 존재한다고 주장하였다.

정재엽(1994)은 1985~1991년 사이의 무작위로 선정된 100개 상장종목의 주간수익률을 검증자료로 사용하여 특정년도의 누적비정상수익과 전년도의 누적비정상수익과의 관련성을 검증하였다. 검증결과 특정년도의 누적비정상수익이 전년도의 누적비정상수익과 통계적으로 의미있는 정(+)의 관계를 가지며, 특정 2년간의 누적비정상수익과 이전 2년간의 누적비정상수익 역시 동일한 결과를 나타내고 있음을 보였다. 또한 전년도의 누적비정상수익의 크기를 기준으로 하여 구성된 포트폴리오가 다음 년도에 실현한 투자성과를 관찰한 결과, 전년도에 보다 높은 투자성과를 실현한 포트폴리오가 다음 년도에도 보다 높은 투자성과를 실현한다는 것을 보임으로써 과민반응현상을 부정하였다.

조지호-김용현(1994)은 1986~1992년 사이의 218개 12월 결산기업의 일간수익률을 검증자료로 사용하여 실제수익률과 기대수익률의 차이인 잔차가 $+7.5\%$ 와 -7.5% 인 특정일을 기준으로 354개의 승자와 166개의 패자를 구성하였다. 그들은 30일간의 검증기간에 있어서 승자와 패자가 실현하는 누적비정상수익이 영률 기준으로 일정한 양상이 없는 상하움직임을 나타낸다는 결과를 보임으로써 과민반응현상을 부정하고 효율적 시장의 가설을 지지하였다.

III. 검증자료와 검증방법

3.1 검증자료

본 연구는 한국신용평가주식회사의 KIS-SMAT 주가수익률자료를 사용할 수 있는 1980년 1월부터 1993년 12월까지 14년간을 연구대상기간으로 설정하였다. 포트폴리오 구성기간동안 지속적으로 상장되었던⁷⁾ 모든 종목의 보통주를 표본으로 하였으며, 선정된 표본주식의 월간 수익률(monthly rate of return)을 검증자료로 사용하였다.

또한 시중은행의 3개월만기 정기예금이자율을 무위험수익률로 사용하였으며, 표본주식들의 단순평균수익률(equally weighted average rate of return)과 한국종합주가지수를 시장포트폴리오의 수익률로 사용하였다.⁸⁾

3.2 검증방법

앞에서 제시한 연구목적을 수행하기 위해 본 연구에서는 Ibbotson(1975)의 RATS (returns across time and securities) 기법을 사용하여⁹⁾ 3년간의 구성기간(formation period)에 있어서 실현된 수익률의 크기에 따라 구성된 포트폴리오들의 비정상수익 및 베타가 구성기간 이후 3년간의 검증기간(test period)에 있어서 어떻게 변화하는가를 검증하였다. 이

7) 우려되는 생존편의(survivorship bias)를 제거하기 위해서는 상장폐지된 종목을 검증자료에 포함시켜야만 한다. 그러나 한국신용평가주식회사의 KIS-SMAT 주가수익률자료는 상장폐지된 종목을 누락시키고 있으며, 따라서 이러한 자료의 사용이 가능하지 않았다. 본 연구에서는 생존편의를 최소화하기 위하여 포트폴리오 구성기간동안 지속적으로 상장된 모든 주식을 검증자료로 사용하였으며, 전체 9개의 포트폴리오 구성기간에 있어서 표본주식의 수는 각 302, 303, 305, 305, 306, 320, 331, 346, 380개이다.

8) 황선웅-이일균(1991)은 한국종합주가지수가 평균분산기준에 의해 사전적(ex-ante)으로 효율적인 포트폴리오가 아니라는 검증결과를 제시하고 있으나, 한국종합주가지수는 시장포트폴리오의 수익률을 나타내는 지표로서 흔히 사용되어지고 있다. 한편 조 담(1994)은 가치가중평균수익률을 시장포트폴리오의 수익률로 사용하는 것이 부적절한 이유를 밝히고 있다.

9) 과민반응현상에 관한 대부분의 실증적 연구들은 포트폴리오 구성기간과 검증기간에 걸친 각 연도에 있어서의 베타의 비정상성(nonstationary)을 간과하고 있으며, Ibbotson의 기법은 이를 고려하기 위한 유력한 방법이 될 수 있다.

를 위해 각 3년간의 구성기간에 있어서 표본주식이 실현한 보유기간수익률(holding period rate of return)의 크기에 따라 20개의 포트폴리오를 구성하였다. 첫번째 포트폴리오 구성기간은 1980~1982년이고 마지막 구성기간은 1988~1990년이 된다. 한편 구성기간 이후의 3년간인 첫번째 검증기간은 1983~1985년이고 마지막 검증기간은 1991~1993년이 되며, 따라서 전체 구성기간과 검증기간의 수는 각 9개이다.

각 3년간의 포트폴리오 구성기간과 검증기간으로 이루어진 6개의 사건년도(event year)에 있어서 구성기간의 마지막 년도를 사건년도 0이라 표현하면 구성기간은 사건년도 -2부터 0까지이며, 검증기간은 사건년도 +1부터 +3까지이다. 본 연구는 첫번째 구성기간과 검증기간이 1980~1985년(사건년도 -2, ..., +3)이며, 마지막 구성기간과 검증기간이 1988~1993년(사건년도 -2, ..., +3)인 전체 9개의 분석기간으로 이루어져 있다. 따라서 사건년도 -2부터 +3까지 6개의 각 사건년도에 있어서 각 구성기간마다 상이하게 구성된 20개 포트폴리오들에 대한 9개의 수익률의 시계열을 얻을 수 있으며, 이는 6개의 각 사건년도에 있어서 20개 포트폴리오들의 비정상수익과 베타를 추정하기 위한 자료가 된다.

한편 Handa-Kothari-Wasley(1989)는 연간수익률에 의한 베타를 사용할 경우 의미있는 기업규모효과가 나타나지 않는다는 검증결과를 제시하고 있다. 따라서 존재가능한 기업규모효과를 가능한한 통제하며, 또한 본 연구가 장기간의 주식수익률의 행태에 초점을 맞추고 있다는 점을 감안하여 본 연구에서는 표본주식의 월간수익률을 복리계산(compounding)한 연간 보유기간수익률(annual holding period rate of return)을 사용하였다.¹⁰⁾ 포트폴리오의 연간 보유기간수익률은 포트폴리오를 구성하는 표본주식의 연간보유기간수익률을 단순평균하여 구하였다.

각 사건년도($\tau = -2, \dots, +3$)에 있어서 20개 포트폴리오(p_1, \dots, p_{20})의 비정상수익과 베타는 Ibbotson(1975)의 기법을 사용하여 검증모형(III-1)에 의해 추정하였다.

10) Ball-Kothari(1989)와 Chopra-Lakonishok-Ritter(1992) 등도 장기간의 주식수익률에 의한 과민반응현상의 검증 위해 연간보유기간수익률을 사용하였으며, 주식 j 의 t 년의 연간보유기간수익률 r_{jt} 는 다음과 같이 계산된다.

$$r_{jt} = (1 + r_{j,t-12월})(1 + r_{j,t-6월})(1 + r_{j,t-3월}) - 1$$

$$r_{pt}(\tau) - r_{ft}(\tau) = \alpha_p(\tau) + \beta_p(\tau)[r_{mt} - r_{ft}] + e_{pt}(\tau) \dots\dots\dots(III-1)$$

단, $r_{pt}(\tau)$ = 사건년도 τ 에 있어서 t년의 포트폴리오 p의 연간수익률

$r_{ft}(\tau)$ = 사건년도 τ 에 있어서 t년의 연간무위험수익률

r_{mt} = t년의 시장포트폴리오의 연간수익률

여기서 검증모형(III-1)의 절편 $\alpha_p(\tau)$ 는 Jensen(1968)의 성과척도로 잘 알려진 사건년도 τ 에 있어서 포트폴리오 p의 비정상수익이며, 기울기 $\beta_p(\tau)$ 는 사건년도 τ 에 있어서 포트폴리오 p의 베타이다.

IV. 검증결과 및 해석

구성기간동안 실현된 수익률의 크기에 따라 구성된 20개 포트폴리오(최저성과포트폴리오를 p_1 , 최고성과포트폴리오를 p_{20})의 구성기간과 검증기간에 있어서의 평균년간수익(average annual return), 평균년간비정상수익(average annual abnormal return), 그리고 평균베타(average beta)는 <표 IV-1>에 요약되어 있다. 구성기간의 평균년간수익, 평균년간비정상수익, 평균베타는 구성기간(사건년도 -2, -1, 0) 각 3년간의 연간수익, 검증모형(III-1)에 의해 추정된 연간비정상수익, 베타의 단순평균이다. 검증기간의 평균년간수익, 평균년간비정상수익, 평균베타는 검증기간(사건년도 +1, +2, +3) 각 3년간의 연간수익, 연간비정상수익, 베타의 단순평균이다. 또한 구성기간과 검증기간의 이러한 값들 사이의 피어슨 결합적률상관계수(Pearson product-moment correlation coefficient)와 스피어만 순위상관계수(Spearman rank correlation coefficient)는 <표 IV-2>에 제시되어 있다.

한편 1월효과를 배제하기 위하여 연구대상기간에 있어서 1월의 수익률자료를 제외한 후 동일한 검증을 행하였으며, 그 결과는 <표 IV-3>과 <표 IV-4>에 요약되어 있다.

()는 p값

〈표 IV-1〉 구성기간과 검증기간의 평균년간수익의 평균년간비정상수의 및 평균베타

포트폴리오	평균년간수익		〈단순평균수익률을 사용하여 추정〉 평균년간비정상수의		〈한국종합주가지수를 사용하여 추정〉 평균년간비정상수의	
	구성기간	검증기간	구성기간	검증기간	구성기간	검증기간
P ₁	-.0618	.5983	-.3390	.0590	.5867	1.5829
P ₂	.0584	.4768	-.2383	-.0033	.6432	1.3896
P ₃	.1234	.5044	-.1705	.0242	.6385	1.3859
P ₄	.1649	.5029	-.1335	.0106	.6449	1.4288
P ₅	.1960	.4637	-.1109	.0191	.6670	1.2692
P ₆	.2301	.4372	-.0773	-.0024	.6737	1.2586
P ₇	.2600	.4410	-.0551	.0323	.6937	1.1534
P ₈	.2979	.3860	-.0303	-.0052	.7388	1.0989
P ₉	.3274	.3678	.0144	.0276	.6882	.9201
P ₁₀	.3669	.3020	.0158	-.0171	.8011	.8591
P ₁₁	.3807	.3491	.0219	.0523	.8208	.7837
P ₁₂	.4158	.2819	.0614	-.0096	.8154	.7619
P ₁₃	.4658	.3322	.0866	.0180	.8862	.8393
P ₁₄	.4999	.3365	.0749	.0236	1.0198	.8389
P ₁₅	.5458	.2748	.0612	-.0114	1.1957	.7480
P ₁₆	.6183	.2397	.0720	-.0352	1.3778	.7129
P ₁₇	.6517	.2473	.1448	-.0350	1.2684	.7331
P ₁₈	.7307	.2291	.1203	-.0512	1.5773	.7345
P ₁₉	.8904	.2487	.1522	-.0479	1.9460	.7842
P ₂₀	1.2075	.2275	.3297	.0483	2.3168	.7170
평균	.4185	.3623	.0000	-.0000	1.0000	1.0000

〈표 IV-2〉 구성기간과 검증기간의 평균년간수익의 과 평균년간비정상수의 및 평균베타 사이의 상관계수

구성기간과 검증기간 사이의 상관계수	평균년간수익	〈단순평균수익률을 사용하여 추정〉 평균년간비정상수의	〈한국종합주가지수를 사용하여 추정〉 평균년간비정상수의
피어슨결합적절상관계수	-.8780 (.0001)	-.6607 (.0015)	-.8885 (.0001)
스피어만순위상관계수	-.9654 (.0001)	-.6496 (.0019)	-.8857 (.0001)

()는 p값

〈표 IV-3〉 1월의 수익률을 제외한 구성기간과 검증기간의 평균년간수익과 평균년간비정상수의 및 평균베타

포트폴리오	평균년간수익		〈단순평균수익률을 사용하여 추정〉 평균년간비정상수의		〈한국종합주가지수를 사용하여 추정〉 평균년간비정상수의	
	구성기간	검증기간	구성기간	검증기간	구성기간	검증기간
	평균기간	평균기간	평균기간	평균기간	평균기간	평균기간
p ₁	.1534	.4298	-.3381	.0235	.4753	1.7911
p ₂	-.0293	.3158	-.2224	-.0247	.5052	1.4524
p ₃	.0299	.3364	-.1615	-.0139	.5038	1.5001
p ₄	.0779	.3601	-.1171	.0294	.5204	1.4010
p ₅	.1052	.3921	-.0890	.0462	.5165	1.4866
p ₆	.1349	.3166	-.0616	.0045	.5265	1.2983
p ₇	.1622	.2864	-.0363	.0122	.5334	1.1104
p ₈	.2008	.3173	-.0006	.0256	.5555	1.2019
p ₉	.2497	.2462	-.0146	.0156	.8297	.8814
p ₁₀	.2518	.2354	.0136	.0016	.7021	.9052
p ₁₁	.2780	.2316	.0302	.0024	.7509	.8680
p ₁₂	.3045	.1882	.0351	-.0184	.8458	.7590
p ₁₃	.3457	.1928	.0529	-.0239	.9595	.8128
p ₁₄	.3719	.2000	.0633	.0056	1.0049	.6951
p ₁₅	.4176	.1798	.1158	-.0170	1.0037	.7055
p ₁₆	.4761	.2158	.0804	.0260	1.4058	.6737
p ₁₇	.5439	.1797	.1223	.0016	1.5390	.6115
p ₁₈	.5999	.1492	.1247	-.0195	1.7403	.5597
p ₁₉	.7074	.1430	.1612	-.0434	2.0680	.6546
p ₂₀	1.0042	.1488	.2419	-.0335	3.0135	.6317
평균	.3039	.2532	.0000	.0000	1.0000	1.0000

〈표 IV-4〉 1월의 수익률을 제외한 구성기간과 검증기간의 평균년간수익과 평균년간비정상수의 및 평균베타 사이의 상관계수

구성기간과 검증기간 사이의 상관계수	평균년간수익	〈단순평균수익률을 사용하여 추정〉 평균년간비정상수의	〈한국종합주가지수를 사용하여 추정〉 평균년간비정상수의
피어슨결합적불상관계수	-.8675 (.0001)	-.4405 (.0519)	-.5709 (.0086)
스피어만순위상관계수	-.9429 (.0001)	-.4897 (.0284)	-.6363 (.0026)
			-.6629 (.0014)
			-.9191 (.0001)

4.1 구성기간과 검증기간의 연간수익과 연간비정상수익

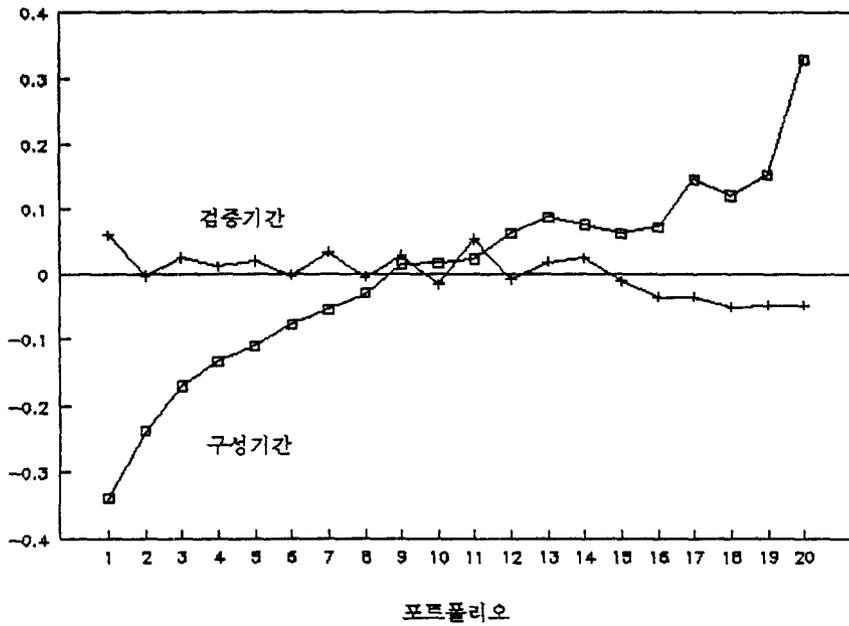
본 연구에서 20개 포트폴리오는 3년간의 구성기간동안 실현된 수익률의 크기에 따라 구성되었으며, 따라서 구성기간에 있어서 각 포트폴리오의 베타를 조정하지 않은 평균년간수익은 최저성과포트폴리오 p_1 의 -6.18% 부터 최고성과포트폴리오 p_{20} 의 120.75% 까지 포트폴리오의 순위에 따라 증가하고 있다. 그러나 구성기간 이후의 3년간인 검증기간에 있어서 p_1 과 p_{20} 의 평균년간수익은 59.83% 와 22.75% 이며, 각 포트폴리오의 평균년간수익은 포트폴리오의 순위에 따라 확연히 감소하는 경향을 갖는다.

구성기간과 검증기간의 평균년간수익 사이의 피어슨 결합적률상관계수와 스피어만 순위상관계수는 $-.8780$ 과 $-.9654$ 로 통계적으로 의미있는 부(-)의 값을 나타내고 있다. 또한 1월의 수익률을 제외한 경우에도 구성기간과 검증기간의 평균년간수익은 거의 유사한 결과를 보이고 있다. 이러한 포트폴리오의 평균년간수익에서 관찰되는 부(-)의 시계열상관은 과민반응현상과 일치하는 것이지만, 이는 구성기간과 검증기간 사이에 있어서 베타의 변화에 기인한 것임을 4.2에서 확인할 수 있다.

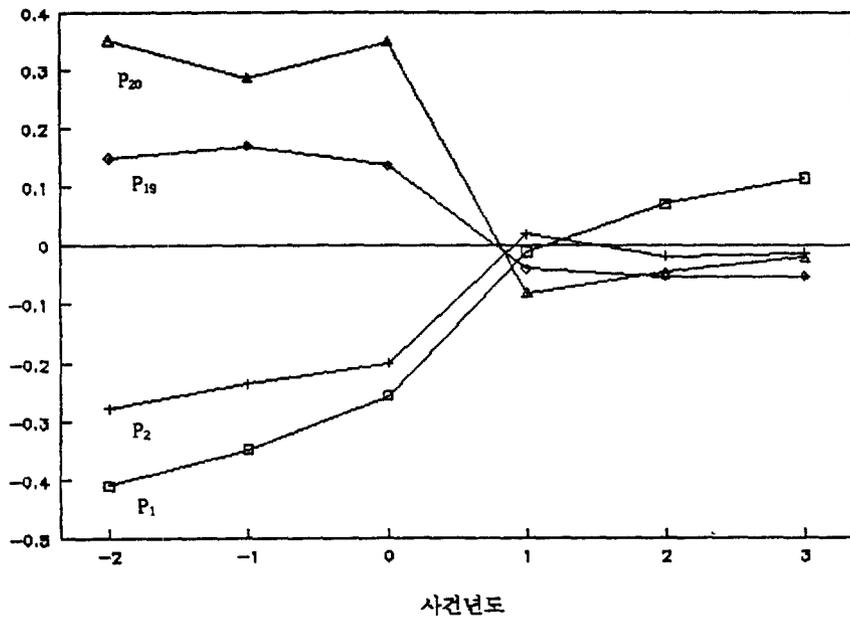
한편 표본주식의 단순평균수익률을 시장포트폴리오의 수익률로 사용하여 베타를 조정한 구성기간에 있어서 각 포트폴리오의 평균년간비정상수익은 최저성과포트폴리오 p_1 의 -33.90% 부터 최고성과포트폴리오 p_{20} 의 32.97% 까지 포트폴리오의 순위에 따라 증가하는 경향을 명확하게 나타내고 있다. 그러나 검증기간에 있어서 각 포트폴리오의 평균년간비정상수익은 p_1 의 5.90% 부터 p_{18} 의 -5.12% 까지 현저하게 좁은 범위에 분포되어 있으며, <그림 IV-1>은 포트폴리오의 순위에 따른 구성기간과 검증기간의 평균년간비정상수익을 잘 보여주고 있다.

구성기간에 비하여 검증기간에 있어서 각 포트폴리오의 평균년간비정상수익이 좁은 범위에 분포되어 있다는 이러한 결과는 각 사건년도에 있어서 베타의 변화를 고려할 경우 포트폴리오의 평균년간수익에서 관찰되는 부(-)의 시계열상관이 상당부분 제거될 수 있음을 의미한다. 비록 구성기간과 검증기간의 평균년간비정상수익 사이의 피어슨 결합적률상관계수와 스피어만 순위상관계수는 $-.6607$ 과 $-.6496$ 으로 여전히 통계적으로 의미있는 부(-)의 값을 나타내고 있지만, 검증기간의 평균년간비정상수익의 크기는 경제적으로 의미있는 값으로 판단되지 않는다. <그림 IV-2>는 6개의 사건년도에 있어서 극단적인 포트폴리오인 p_1 , p_2 와 p_{19} , p_{20}

<그림 IV-1> 20개 포트폴리오의 구성기간과 검증기간의 평균년간비정상수의



<그림 IV-2> 각 사건년도에 있어서 p_1 , p_2 와 p_{19} , p_{20} 의 연간비정상수

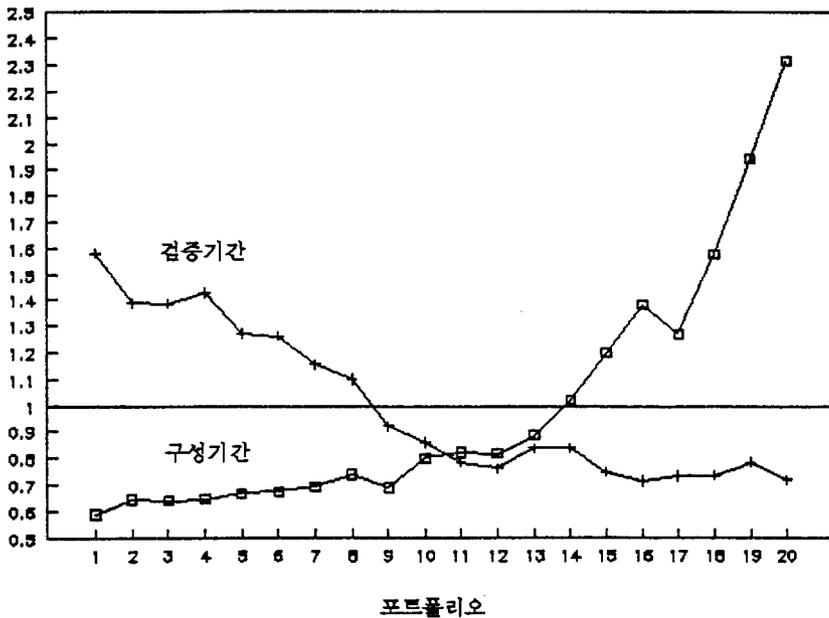


의 연간비정상수익의 변화를 보여주고 있다. 또한 한국종합주가지수를 시장포트폴리오의 수익률로 사용한 경우와 1월의 수익률을 제외한 경우에도 구성기간과 검증기간의 평균년간비정상수익은 유사한 결과를 보이고 있다.

4.2 구성기간과 검증기간의 베타

표본주식의 단순평균수익률을 시장포트폴리오의 수익률로 사용한 경우 각 포트폴리오의 평균베타는 포트폴리오의 순위에 따라 구성기간에 있어서는 증가하고 검증기간에 있어서는 감소하는 경향을 명확하게 나타내고 있으며, <그림 IV-3>은 이를 잘 보여주고 있다. 구성기간과 검증기간의 평균베타 사이의 피어슨 결합적률상관계수와 스피어만 순위상관계수는 $-.6550$ 과 $-.9293$ 으로 통계적으로 의미있는 부(-)의 값을 갖는다.

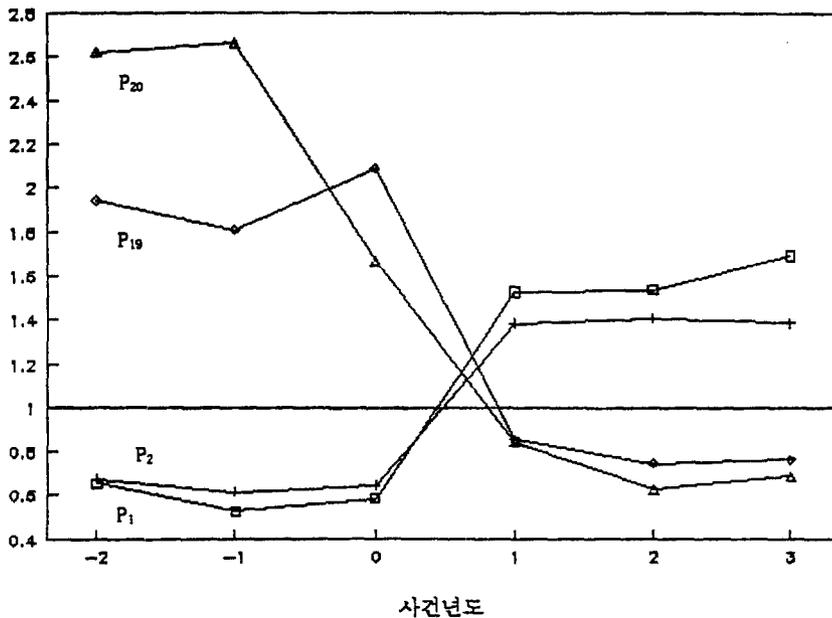
<그림 IV-3> 20개 포트폴리오의 구성기간과 검증기간의 평균베타



특히 구성기간과 검증기간 사이에 있어서 최저성과포트폴리오 p_1 의 평균베타는 .5867에서 1.5829로 169.80%가 증가하고 최고성과포트폴리오 p_{20} 의 평균베타는 2.3168에서 .7170으로 69.05%가 감소하며, 20개 포트폴리오 가운데 13개 포트폴리오의 베타가 40% 이상 변화한다는 것을 보이고 있다. <그림 IV-4>는 6개의 사건년도에 있어서 극단적인 포트폴리오인 p_1 , p_2 와 p_{19} , p_{20} 의 베타의 변화를 보여주고 있다. 또한 한국종합주가지수를 시장포트폴리오의 수익률로 사용한 경우와 1월의 수익률을 제외한 경우에도 구성기간과 검증기간의 평균베타는 유사한 결과를 보이고 있다.

이러한 결과는 구성기간과 검증기간에 있어서 베타의 변화가 비정상수익의 부(-)의 시계열상관을 설명할 수 있음을 의미하며, 따라서 이는 주식수익률의 반전이 투자자의 과민반응에 기인한 것이 아니라 효율적 시장하에서 균형기대수익률, 즉 요구수익률의 체계적 변화에 기인한 것이라는 유력한 실증적 증거가 된다.

<그림 IV-4> 각 사건년도에 있어서 p_1 , p_2 와 p_{19} , p_{20} 의 베타



4.3 승자와 패자포트폴리오

여기서는 과민반응현상을 보다 구체적으로 검증하기 위하여 승자포트폴리오(winner portfolio)와 패자포트폴리오(loser portfolio)를 구성한 후, 이러한 포트폴리오의 베타의 변화를 고려한 검증기간에 있어서의 비정상수익을 추정하였다. 승자와 패자포트폴리오는 3년간의 구성기간에 있어서 실현된 수익률의 크기에 따라 표본주식의 상,하위 10%에 해당하는 종목으로 구성하였다. 구성기간(사건년도 -2, -1, 0)과 검증기간(사건년도 +1, +2, +3)에 있어서 승자와 패자포트폴리오의 연간비정상수익과 베타는 표본주식의 단순평균수익률을 시장 포트폴리오의 수익률로 사용하여 앞에서와 동일한 방법으로 추정하였으며, 그 결과는 <표 IV-5>에 요약되어 있다.

<표 IV-5> 각 사건년도에 있어서 승자와 패자포트폴리오의 비정상수익과 베타

사건년도	승자포트폴리오		패자포트폴리오	
	연간비정상수익	베타	연간비정상수익	베타
-2	.2776 (2.206)	2.5515 (10.329)**	-3.477 (-5.713)**	.6635 (5.601)**
-1	.2157 (1.616)	2.5181 (9.535)**	-.2933 (-3.821)**	.5721 (3.767)**
0	.2390 (1.591)	2.0207 (6.981)**	-.2287 (-3.238)*	.6124 (4.500)**
+1	-.0610 (-1.037)	.8456 (7.843)**	.0057 (.049)	1.4517 (6.741)**
+2	-.0530 (-.787)	.6904 (5.702)**	.0264 (.158)	1.4707 (4.889)**
+3	-.0431 (-.588)	.7094 (5.449)**	.0494 (.458)	1.5393 (8.027)**
구성기간의 평균	.2441	2.3634	-.2889	.6160
검증기간의 평균	-.0524	.7485	.0272	1.4872

()는 t 값

* 유의수준 .05에서 의미있음

** 유의수준 .01에서 의미있음

승자와 패자포트폴리오는 구성기간동안 실현된 수익률의 크기에 따라 구성되었으며, 따라서 구성기간 3년간의 승자와 패자포트폴리오의 평균년간비정상수익은 24.41%와 -28.89%로 큰 값을 나타내고 있다. 그러나 검증기간의 각 사건년도에 있어서 승자와 패자포트폴리오의 연간비정상수익은 비록 반전을 보이고는 있으나 모두 통계적으로 의미있는 값을 갖지 않고 있으며, 이러한 결과는 시장효율성을 부정하는 과민반응현상의 존재에 관한 명확한 의문을 던져 주고 있다.

한편 승자포트폴리오의 베타는 구성기간의 첫째년도(사건년도 -2)의 2.5515에서 검증기간의 첫째년도(사건년도 +1)의 .8456으로 66.86%가 감소하고 있으며, 패자포트폴리오의 베타는 .6635에서 1.4517로 118.79%가 증가하고 있다. 이는 승자와 패자포트폴리오의 비정상수익의 반전이 구성기간과 검증기간에 있어서의 베타의 변화에 기인한 것임을 다시 한번 강하게 시사하고 있으며, 이러한 베타의 변화는 구성기간에 있어서 정(+)과 부(-)의 비정상수익의 실현에 따른 레버리지의 변화에 따른 것으로 판단된다.

V. 맺음말

본 연구는 우리나라 주식시장에 있어서 주식수익률이 장기간에 있어 부(-)의 시계열상관을 갖는지를 확인하고, 만일 주식수익률이 이러한 행태를 보인다면 이 결과가 효율적 시장의 가설에 대한 유력한 반증이 되는 투자자들의 과민반응에 기인한 것인지 또는 효율적 시장하에서 기대수익률의 체계적 변화에 기인한 것인지를 검증하고자 하였다.

이러한 연구목적을 수행하기 위해 본 연구에서는 Ibbotson의 기법을 사용하여 3년간의 구성기간에 있어서 실현된 수익률의 크기에 따라 구성된 포트폴리오들의 비정상수익 및 베타가 구성기간 이후 3년간의 검증기간에 있어서 어떻게 변화하는가를 관찰하였다.

1980~1993년의 14년간을 연구대상기간으로 설정하고 포트폴리오 구성기간동안 지속적으로 상장된 모든 주식의 월간수익률을 검증자료로 사용한 검증결과는, 각 3년간의 포트폴리오 구성기간과 검증기간에 있어서 포트폴리오들의 비정상수익 사이에 통계적으로 의미있는 부

(-)의 시계열상관이 존재한다는 것을 나타내고 있다. 또한 이러한 부(-)의 시계열상관이 구성기간과 검증기간에 있어서 베타의 변화에 의해 설명될 수 있음을 나타내고 있다. 한편 승자와 패자포트폴리오의 베타의 변화를 조정한 검증기간에 있어서의 비정상수익은 통계적으로 의미있는 값을 갖지 못한다는 것을 나타내고 있다.

이러한 검증결과는 비록 생존편의를 완전히 제거하지 못하였다는 한계를 가지고는 있으나 장기간에 있어서 관찰되는 주식수익률의 부(-)의 시계열상관이 약형의 시장효율성을 부정하는 과민반응현상에 기인한 것이 아니라 효율적 시장하에서 베타의 변화에 따른 균형기대수익률, 즉 요구수익률의 비정상성에 기인한 것임을 강하게 시사하고 있다.

한편 자기자본의 베타가 레버리지의 증가함수라는 점을 고려할 때 구성기간과 검증기간 사이에 있어서 베타의 변화는 포트폴리오 구성기간에 있어서 정(+)과 부(-)의 비정상수익의 실현에 따른 레버리지의 변화에 크게 기인한 것으로 판단된다. 앞으로 이러한 베타의 변화를 가져오는 요인과 단기간에 있어서 베타의 변화를 고려한 과민반응현상의 존재여부를 실증적으로 확인하기 위한 노력이 필요하며, 이는 향후의 연구과제로 남겨두고자 한다.

참고 문헌

1. 김희집·남상구·조지호·이건중·배창모·박준·윤정용, “우리나라 증권시장에서의 주가의 과민반응에 관한 연구”, 증권학회지, 제 10집(1988), pp.1~25.
2. 박정식·황엽·심정욱, “증권시장의 과잉반응에 관한 실증연구”, 신평저널, 제 3권 제 1호(1990 봄), pp.4~10.
3. 정재엽, “우리나라 주식시장의 과민반응에 관한 실증적 연구”, 재무연구, 제 7호(1994. 2), pp.131~144.
4. 조 담, “주식수익률의 조건부 이분산성에 관한 실증적 연구”, 재무연구, 제 7호(1994. 2), pp.5~36.
5. 조지호·김용현, “한국주식시장의 주가반응”, 증권학회지, 제 16집(1994), pp. 367-393.

6. 황선용 이일균, “자본자산 포트폴리오의 효율성에 대한 다변량 검증”, 증권학회지, 제 13집(1991), pp.357~401.
7. Brailsford, T., “A Test for the Winner-Loser Anomaly in the Australian Equity Market : 1958~87”, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 19(January 1992), pp.225~241.
8. Ball, R. and S.P. Kothari, “Nonstationary Expected Returns : Implications for Tests of Market Efficiency and Serial Correlation in Returns”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 25(1989), pp.51~74.
9. Ball, R., B. Lev, and R. L. Watts, “Income Variation and Balance Sheet Compositions.” *Journal of Accounting Research*, Vol. 14(1976). pp.1~9.
10. Brown, K. and W. Harlow, “Market Overreaction : Magnitude and Intensity,” *Journal of Portfolio Mangement*, Vol. 14(Winter 1988), pp.6~13.
11. Chan, K. C., “On the Contrarian Investment Strategy,” *Journal of Business*, Vol. 61(April 1988), pp.147~163.
12. Chopra, N., J. Lakonishok, and J.R. Ritter, “Measuring Abnormal Performance : Do Stocks Overreact?,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 31(1992), pp.235~268
13. Davidson, W.N and D. Dutia, “A Note on the Behavior of Security Returns: A Test of Stock Market Overreaction and Efficiency”, *Journal of Financial Research*, Vol.12(Fall 1989), pp.245~252.
14. De Bondt, W.F.M. and R.H. Thaler, “Does the Stock Market Overreact?,” *Journal of Finance*, Vol. 40(July 1985), pp.793~805.
15. _____, “Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality”, *Journal of Finance*, Vol. 42(July 1987), pp. 557~581.
16. Fama, E.F. and K.R. French, “Permanent and Temporary Components of Stock Prices”, *Journal of Political Economy*, Vo. 96(April 1988) pp.246~273.
17. Handa, P., S. P. Kothari, and C.E. Wasly, “The Relation Between the Return In-

- terval and Betas : Implications for the Size Effect”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 23(1989), pp.79~100.
18. Howe, J.S., “Evidence on Stock Market Overreaction”, *Financial Analysts Journal*, Vol. 42(July / August), pp.74~77.
 19. Ibbotson, R.G., “Price Performance of Common Stock New Issues”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 2(1975), pp.235~272.
 20. Jensen, M. C., “The Performance of Mutual Funds in the Period 1945~1964”, *Journal of Finance*, Vol. 23(May 1968), pp.389~415.
 21. Kahneman, D. and A. Tversky, “Intuitive Prediction : Biases and Corrective Procedures”, In Kahneman, D., P. Slovic, and A. Tversky, eds., *Judgment Under Uncertainty : Heuristics and Biases*, London : Cambridge University Press, (1982).
 22. Merton, R. C., “On the Current State of the Stock Market Rationality Hypothesis”, Massachusetts Institute of Technology, Sloan School of Management, Working Paper no. 1717-85 (October 1985).
 23. Poterba, J.M. and L.H. Summers, “Mean Reversion in Stock Prices : Evidence and Implications”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 22 (1988), pp.27~59.
 24. Rosenberg, B., K. Reid and L. Lanstein, “Persuasive Evidence of Market Inefficiency”, *Journal of Portfolio Management*, (Spring 1985), pp.9~16.
 25. Summers, L. H., “Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?”, *Journal of Finance*, Vol. 41 (1986), pp.591~601.
 26. Vermaelen, T. and M. Verstringe, “Do Belgians Overreact?”, Catholic University of Leuven, Belgium, Working Paper no. 8701 (1986).
 27. Zarowin, P., “Does the Stock Market Overreact to Corporate Earnings Information?”, *Journal of Finance*, Vol. 44 (December 1989), pp.1385~1399.
 28. _____, “Size, Seasonality, and Stock Market Overreaction”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 25 (March 1990), pp.113~125.

Stock Market Overreaction and Market Efficiency

Jeong Jae Yeop* · Hong Kwan Soo**

ABSTRACT

Recent evidence reveals significant negative serial correlation in stock returns. We show that it occurs in three-year returns. We then provide empirical tests to discriminate between the two principal explanations for this phenomenon : (1) overreacting to information and (2) changing expected returns in an efficient market. The discriminating test is provided by the serial dependence in abnormal returns, controlling for beta changes.

The result suggests that the negative serial correlation in stock returns is due largely to changing betas and thus changing expected returns. By allowing expected returns to change through time, the result also demonstrates that the contrarian trading rule yields insignificant abnormal returns over a three-year period. Overall, the results are qualitatively consistent with the market efficiency hypothesis.

* Professor, Keimyung University

** Associate Professor, Keimyung University