

반대투자전략의 경제적 유용성에 관한 실증적 연구

우 춘 식

<요 약>

1975년 1월~1996년 12월까지의 기간에서 월별주가수익률 자료를 이용하여 반대투자전략의 경제적 유용성을 검증한 결과 다음과 같은 사실을 발견할 수 있었다.

첫째, 보유기간비정상수익률 사이의 시계열상관분석에서는 18개월 이내의 기간에서 통계적으로 유의적인 시계열상관성을 발견하지 못하였으나 24개월 이상의 기간에서는 통계적으로 유의적인 부(-)의 시계열상관성이 존재하였다. 한편 36개월의 보유기간비정상수익률을 측정하는 경우 시장조정수익률모형보다 시장위험조정수익률모형에서 더 높은 시계열상관성이 관찰되었다.

둘째, 표본증권을 대상으로 하여 시장조정수익률모형에 따라 형성기간의 보유기간비정상수익률을 측정하여 반대투자전략을 수행하는 경우 검증기간의 보유기간비정상수익률이, 패자포트폴리오에서는 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 31.1%이었으나 승자포트폴리오에서는 비유의적인 1.1%이었다. 그러나 포트폴리오를 운용하는 과정에서 부담해야 하는 거래비용을 공제하는 경우 36개월간의 보유기간비정상수익률이 21.1%인 것으로 나타나고 있어 경제적인 유용성면에서 한계가 있는 것으로 나타났다.

셋째, 시장조정수익률모형보다 시장위험조정수익률모형이 승자 및 패자포트폴리오의 구성 종목에 대한 선별력이 높은 것으로 나타났다. 시장위험조정수익률모형을 이용하는 경우 36개월간의 보유기간비정상수익률이, 패자포트폴리오에서는 1%수준에서 유의적인 120.9%이었으며, 승자포트폴리오에서도 1% 수준에서 유의적인 -36.5%를 보임으로써, 시장조정수익률모형에 기초한 반대투자전략과 비교할 때, 경제적 유용성이 현저히 높은 것으로 나타났다.

넷째, 검증기간에서의 위험변화가 반대투자전략의 투자성과에 상당히 영향을 미치는 것으로 나타났다. 차익포트폴리오에서 위험변화를 고려하는 경우 36개월간의 거래비용공제전 보유기간비정상수익률이 157.4%에서 67.8%로 줄어들었다.

I. 서론

기존의 연구결과에 의하면 주가수익률이 단기적으로 정(+)의 시계열상관성을 보이

는 반면에 장기적으로 부(-)의 시계열상관성을 보이는 것으로 나타나고 있다¹⁾. 주가 수익률이 시계열적으로 의미있는 상관관계를 갖는 경우에 이와 같은 주가의 시계열 특성을 이용함으로써 경제적으로 의미있는 투자전략을 수립할 수 있다. 주가수익률의 시계열상관성에 논리적인 근거를 두고 있는 투자전략은 상대적 강도를 이용한 투자전략(relative strength strategy)과 반대투자전략(contrarian strategy)으로 구분된다.

Jegadeesh-Titman(1993)은 6~12개월의 주가수익률 사이에 의미있는 정(+)의 시계열상관성이 존재한다는 실증적 증거에 기초하여 과거 1년 동안에 가장 높은 주가수익률을 보인 주식으로 승자포트폴리오를 구성하여 이를 매입하는 투자전략, 가장 낮은 주가수익률을 보인 주식으로 패자포트폴리오를 구성하여 이를 공매하는 투자전략, 패자포트폴리오를 공매하는 한편 승자포트폴리오를 매입하여 차익포트폴리오를 구성하는 투자전략 등 상대적 강도를 이용한 투자전략의 투자성과를 분석한 결과 높은 비정상수익률을 얻을 수 있음을 발견하였다²⁾.

DeBondt-Thaler(1985)는 3년간의 주가수익률 사이에 부(-)의 자기상관관계가 존재한다는 실증적 증거에 기초하여 3년간에 걸쳐 가장 낮은 비정상수익률을 보인 주식으로 패자포트폴리오(loser portfolio)를 구성하여 이를 매입하는 투자전략, 가장 높은 비정상수익률을 보인 주식으로 승자포트폴리오(winner portfolio)를 구성하여 이를 공매하는 투자전략, 승자포트폴리오를 공매하는 한편 패자포트폴리오를 현금매입하여 차익포트폴리오를 구성하는 반대투자전략(contrarian strategy)의 투자성과를 분석한 결과 3년 동안에서 유의적인 정(+)의 누적비정상수익률을 발견하였다.

상대적 강도를 이용한 투자전략과 반대투자전략은 기본적으로 주가의 과민반응에 논리적인 근거를 두고 있다. 주가의 과민반응에 대한 근거는 Kahneman-Tversky(1982)의 연구에서 찾을 수 있다. Kahnemann-Tversky(1982)는 투자자들이 최근 정보의 경제적 가치에 과민반응하는 경향이 있다는 실증적 증거를 제시함으로써 베이즈 원리(Bayes' rule)가 새로운 정보에 대한 투자자들의 반응행위를 적절하게 설명하지 못한다고 주장하였다. Jegadeesh -Titman(1993)의 상대적 강도를 이용한 투자전략은

-
- 1) 단기수익률 사이의 시계열상관성에 대한 연구로는 Conrad-Kaul(1988)과 Lo-Mackinlay(1988) 등을 그리고 장기수익률 사이의 시계열상관성에 대한 연구로는 DeBondt-Thaler(1985,1987), Summer(1986), French-Stambaugh-Schwert(1987) 및 Fama-French(1988) 등을 참고할 수 있다.
 - 2) 이에 대한 국내의 실증적 연구로는 정재엽(1994), 신재정-나희중(1996) 및 고봉찬(1997) 등이 있다. 고봉찬 교수는 Jegadeesh-Titman(1993)의 연구결과와 달리 우리 나라에서는 상대적 강도를 이용한 투자전략에서 의미있는 투자성과가 실현되지 않는다고 주장하였다.

정보에 대한 시장의 과민반응에 의한 주가수익률의 지속성에 논리적인 근거를 두고 있으며, DeBondt-Thaler(1985)의 반대투자전략은 정보에 대한 시장의 과민반응에 의한 주가수익률의 반전성에 논리적인 근거를 두고 있다.

우리 나라에서도 이와 같은 투자전략의 성과를 분석하는 실증적 연구가 활발히 수행되고 있다. 그러나 기존의 연구에서 제시하고 있는 실증적 증거가 서로 다르기 때문에 일관된 결론을 얻기 어려운 실정이다³⁾. 따라서 본 연구에서는 기존연구에서 간과하고 있는 몇가지 점을 보완하여 반대투자전략의 경제적 유용성을 검증하는데 초점을 두었다. DeBondt-Thaler(1985) 이후에 많은 학자들이 규모요인, 계절적 요인, 체계적 위험의 변화, 거래부진에 의한 편의(*infrequent trading bias*), 호가차이에 의한 편의를 통제하는 방법을 통하여 주가의 과민반응에 대한 보다 정밀한 실증적 증거를 제시하고 있으나 그 내용이 서로 상이하다⁴⁾.

우리 나라에서 실시된 기존연구에서 다음과 같은 몇가지 문제점을 발견할 수 있었다. 첫째, 주가의 과민반응을 검증하는데 초점을 두고 있기 때문에 거래형성이 부진한 종목을 표본에 포함시키고 있다. 그러나 투자전략의 수행측면에서 볼 때 거래가 부진한 종목은 지속적으로 거래가 이루어지지 않기 때문에 형성시점에서 포트폴리오에 포함시킬 수 없으며, 보유기간 말에서도 처분이 어렵다는 한계를 지니고 있다. 이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 포트폴리오의 형성시점을 전후한 7일 동안에서 2일 이상 거래가 형성되지 않은 종목을 제외시켰다. 둘째, 기존의 연구에서는 승자포트폴리오와 패자포트폴리오의 구성종목을 선별하는 과정에서 시장조정수익률모형을 이용하고 있다. 그러나 반대투자전략을 수행할 때 시장조정수익률모형이 포트폴리오의 구성종목을 효과적으로 선별한다고 볼 수는 없다. 오히려 시장위험조정수익률모형이 더 효과적으로 구성종목을 선별할 수 있으며, 또한 포트폴리오의 구성시점이 년

3) 과민반응을 지지하는 실증적 연구로는 김희집-남상구-조지호-이건중-배영모-박준-윤정용(1988), 박정식-황영-심정욱(1990), 김기호(1991), 선우석호-윤영섭-강효석-김선용-이원홍-오세경(1994) 및 김태혁-엄철준(1995) 등이 있으며, 과민반응을 부정하는 실증적 연구로는 조지호-김용현(1994), 정재엽(1994) 및 황선웅(1994)이 있다.

4) 반대투자전략에서 관찰되는 높은 비정상수익률이 정보의 경제적 가치로부터 일시적으로 이탈하는 시장의 비합리적인 반응에 기인한다는 실증적 증거에 대해서는 Summers(1986), Poterba-Summer(1988), Chopra-Lakonishok-Ritter(1992) 및 DeBondt-Thaler(1985,1987)을 참고할 수 있으며, 효율적 시장에서 기대수익률의 변화에 기인하다는 실증적 증거에 대해서는 Chan(1986, 1988), French-Schwert-Stambaugh(1987), Ball-Kothari(1989), Zarowin(1990), Conrad-Kaul(1993), Lo-Mackinlay(1990) 및 Fama-French(1988)을 참고할 수 있다.

초로 집중되어 있기 때문에 시장위험조정수익률모형을 이용하여 투자성과를 측정하는 것이 좋을 것이다⁵⁾. 이와 같은 관점에서 본 연구에서는 시장조정수익률모형과 시장위험조정수익률모형을 이용하여 승자포트폴리오와 패자포트폴리오를 구성하여 이들의 투자성과를 측정하였다. 셋째, 시장조정수익률모형에 의존하는 경우 구성종목의 선별에서 차이가 있을 뿐만 아니라 검증기간에서의 위험변화가 투자성과에 영향을 미칠 수 있는 가능성을 고려하지 못하는 문제가 있다. 이와 같은 점을 고려하여 검증기간에서의 위험변화를 통제함으로써 반대투자전략의 투자성과를 측정하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. I에서는 연구의 목적과 필요성에 대하여 설명한다. II에서는 기존의 연구내용을 정리하였으며, III에서는 검증방법론과 관련된 내용으로 표본의 선정기준, 반대투자전략을 위한 포트폴리오의 구성방법, 보유기간수익률의 측정방법 등에 대하여 설명하였다. IV에서는 실증분석의 결과를 그리고 V에서는 분석결과와 요약과 결론을 제시하였다.

II. 기존연구의 검토

주가수익률의 시계열상관성에 관한 실증적 연구에서는 역사적인 단기수익률 또는 장기수익률 사이에 존재하는 시계열상관성을 분석하여 주가수익률의 예측력을 규명하는데 초점이 두어지고 있다. 대부분의 기존연구에 의하면 일별수익률, 주별수익률, 월별수익률 및 연별수익률 등과 같은 1년 이내의 주가수익률에서는 정(+)⁶⁾의 시계열상관관계가 존재하며, 그 이상의 장기적인 주가수익률에서는 부(-)의 시계열상관관계가 존재하는 것으로 나타나고 있다.

Lo-Mackinlay(1988)는 NYSE 증권을 규모에 따라 분류한 포트폴리오의 주별주가수익률 사이에서 유의적인 정(+)⁷⁾의 자기상관성을 관찰하였으며, 특히 소규모 증권으로 구성된 포트폴리오에서 보다 큰 정(+)⁸⁾의 자기상관성이 존재한다는 실증적 증거를 제시하였다. Conrad-Kaul(1988)은 소규모기업 군에서 특히 문제가 되는 비동시적 거래와 관련된 편의를 통제한 검증에서 Lo-Mackinlay(1988)와 마찬가지로 주별주가수익률 사이에서 크기는 작지만 정(+)⁹⁾의 자기상관성이 존재한다는 실증적 증거를 발견하였다.⁶⁾

5) Brown-Warner(1980)는 사건이 한 시점에서 집중적으로 일어나는 사건연구에서 비정상수익률을 측정할 때 시장위험조정수익률모형을 이용해야 한다고 주장하였다.

6) Conrad-Kaul(1988)는 비동시적 거래에 따른 편의를 통제하기 위하여 수요일을 기준으로 수요일

French-Roll(1986)은 비동시적 거래와 관련된 편이가 주가수익률의 예측력에 미치는 영향을 분석하기 위하여 거래시간에서 주가수익률의 분산과 거래가 없는 주말에서 주가수익률의 분산을 비교한 결과 거래시간의 수익률분산이 비거래시간의 수익률분산보다 72배가 높았으며, 거래일 동안에서 시간별 수익률분산이 비거래시간인 종가이후의 시간별 수익률분산의 13배였음을 발견하였다.⁷⁾ 이와 같은 결과에 기초하여 거래시간 동안에서 나타나는 일시적인 시장의 과민반응에 따라 장기적으로 주가수익률의 반전이 수반되기 때문에 장기수익률 사이에서 부(-)의 자기상관성이 관찰된다고 주장하였다.⁸⁾ 이와 같은 일시적인 가격형성의 과민반응이 시간이 지날수록 소멸되는지를 검증하기 위하여 2일부터 6개월까지 기간을 변화시키면서 N기간수익률의 분산으로 표준화시킨 일별수익률의 분산비율을 분석한 결과 기간이 길어짐에 따라 분산비율이 1보다 낮아짐을 발견하여 주가수익률의 반전을 뒷받침하는 증거를 발견하였다.⁹⁾

Summers(1986)는 단기주가수익률에서는 거의 자기상관성이 존재하지 않는다 하더라도 장기적으로 모든 주가변동이 본질가치로부터 과민하게 이탈하는 경향이 있기 때문에 주가의 반전현상이 일어난다고 주장하였다. Stambaugh(1986)가 주장한 것처럼 Summers의 모형이 암시하는 것은 본질가치로부터 장기적으로 이탈하는 주가변동에서 강력한 부(-)의 자기상관성이 존재한다는 것이다.¹⁰⁾

Fama-French(1988)는 3년~5년까지 기간을 변화시키면서 월별 시장지수수익률 사이의 자기상관성을 분석한 결과, Summers의 모형에서 예견하는 것처럼, 단기수익률의 시계열상관계수는 0에 가까운 값을 보였지만 3년에서 5년 동안에 측정된 장기수익률에서는 시계열상관계수가 -0.25~-0.4의 값을 갖는다는 사실을 발견하였다. Poterba-Summers (1988)도 2년에서 8년까지 기간을 변화시키면서 시장지수의 N기간 수익률분산을 분석한 결과 수익률분산이 기간의 증가보다 적은 비율로 증가하였음을

에 거래가 이루어지지 않은 증권을 표본에서 제외시키는 단순한 방법으로 주별수익률을 계산하였기 때문에 비동시적 거래와 관련된 편이가 완전히 제거되었다고 보기는 어렵다.

- 7) 거래기간의 수익률분산은 시가와 종가에 기초하여 그리고 비거래기간의 수익률분산은 금요일의 종가와 월요일의 시가에 기초하여 측정되었다.
- 8) 규모가 가장 큰 증권으로 구성된 포트폴리오에서 정(+)의 시계열상관성을 발견하였으나 개별증권의 일별수익률이 실제로 부(-)의 시계열상관성을 보였다. 그러나 통계적으로는 유의적이었으나 시계열상관계수가 0에 가까운 값을 보인 것으로 나타났다.
- 9) 이에 대한 그 밖의 연구로는 Jaffe-Mandelker(1976), Campell(1987) 및 French-Schwert-Stambaugh(1983) 등이 있다.
- 10) 이에 대한 연구로서 Lehman(1988), Poterba-Summers(1988)과 Shefrin-Stateman(1985) 등이 있다.

발견하였다. 이와 같은 결과는 일시적인 주가이탈에 의한 결과로서 장기수익률 사이에서 부(-)의 시계열상관성이 존재하며, 기간이 짧을수록 주가수익률의 예측성이 줄어든다는 가설과 일치한다.¹¹⁾

Kahnemann-Tversky(1982)는 장기적인 주가수익률의 시계열자료에서 관찰되는 부(-)의 자기상관성이 정보에 대한 투자자들의 비합리적인 반응행위에 기인한다고 주장하였다. 베이즈원리(Bayes' rule)가 새로운 정보에 대한 시장의 반응행위를 적절하게 설명하지 못하기 때문에 이와 같은 비합리적인 반응행위로 인하여 장기적인 주가수익률 사이에서 부(-)의 시계열상관성이 관찰된다고 주장하였다. 이처럼 장기적인 주가수익률 사이에서 관찰되는 부(-)의 시계열상관성에 논리적인 근거를 두고 있는 반대투자전략을 통하여 과연 의미있는 비정상수익률을 실현할 수 있는가? 이와 같은 문제는 하나의 실증적인 과제로서 이에 대한 실증적 연구가 활발하게 이루어지고 있다.

DeBonds-Thaler(1985) 이후에 실시된 대분의 실증적 연구에서는 장기수익률 사이에서 관찰되는 부(-)의 자기상관성에 근거하고 있는 주가의 과민반응에 대한 원인을 규명하는데 초점이 두어졌다. 주가의 과민반응이 주가수익률의 계절성, 기대수익률의 변화, 규모효과 등과 연관성을 갖는가에 초점이 두어지고 있다. Dyl(1977), Reinganum(1983), Roll(1983), Rozeff(1985)과 Chan(1986)은 과민반응의 대부분이 1월에 실현되고 있다고 주장하였다. 그 이유로서 세금회피목적으로 연말에 보유주식을 매각하는 관계로 일시적인 공급과잉에 의한 주가하락 이후의 주가반등을 들고있다. 한편 Keim -Stambaugh(1986)과 Rogalski-Tinic(1986)은 주가의 과민반응이 1월 중에 특히 위험변화가 크게 나타나는데 기인한다고 주장하였다.

Jegadeesh(1990), Summers(1986), DeBonds-Thaler(1985,1987), Chopra-Lakonishok-Ritter(1992)와 Jones(1993) 등은 반대투자전략의 높은 투자성고가 비합리적인 투자행위에 의한 시장의 과민반응과 연관된다는 실증적 증거를 제시하였으며, French-Stambaugh-Schwert(1987)과 Fama-French (1988) 등은 합리적인 가격형성과정에서 위험변화에 기인하는 가격조정비대칭성과 연관된다는 실증적 증거를 제시하였다. 한편 Ball-Kothari(1989)와 Zarowin(1990) 등은 체계적 위험의 변화와 규모효과를 통제하는 경우 반대투자전략의 투자성고가 경제적으로 유의하지 않았다고 주장하였으며, 반면에 Chopra-Lakonishok-Ritter (1992)은 위험변화, 주가수익률의 계절성, 규모효과 등을 고려하더라도 반대투자전략의 투자성고가 경제적으로 유의적이었다고 주

11) 이에 대한 실증적 연구로는 Campell(1987), Lo-Mackinlay(1988), Conrad-Kaul(1988), French-Roll(1986) 및 Keim-Stambaugh(1986) 등이 있다.

장하였다. Conrad-Kaul (1993)은 누적수익률을 이용하여 장기수익률을 측정하는 경우 호가차이 및 빈번하지 않은 거래에 의한 상향편의가 발생하며, 이와 같은 편의가 승자포트폴리오보다 패자포트폴리오에서 더 크게 나타나기 때문에 보유기간수익률을 이용함으로써 이러한 편의를 최소화시킬 수 있다고 주장하였다.

우리 나라의 경우 정종락-양정원(1987)은 1980년 1월부터 1986년 6월까지의 기간에서 반대투자전략의 투자성과를 분석한 결과 의미있는 정(+)의 누적비정상수익률을 발견하여 이러한 투자성과가 주가의 과민반응에 기인한다고 주장하였다. 김태혁-엄철준(1995)은 1월효과를 통제하기 위하여 12월 결산법인과 그 이외의 결산법인으로 분류한 실증적 연구에서 12월 이외의 결산법인에서 더 높은 누적비정상수익률을 관찰함으로써 반대투자전략의 투자성과가 1월효과와 무관하다는 실증적 증거를 제시하였으며, 1997년의 연구를 통하여 반대투자전략이 경제적으로 유용한 전략이라는 증거를 제시하였다. 선우석호-윤영섭 외 4명(1994)은 1980년 1월-1992년 12월까지의 기간에서 반대투자전략의 투자성과를 분석한 결과 투자성과가 체계적 위험의 변화가 아닌 규모효과와 연관된다는 증거를 제시하였다. 한편 황선웅(1994)은 1980년 1월-1992년 12월까지의 기간에서 승자포트폴리오와 패자포트폴리오의 투자성과를 분석한 결과 규모효과 및 1월효과에 기인하는 과민반응에 대한 증거를 제시하였다.

III. 자료 및 검증방법

1. 표본의 선정기준

본 연구에서는 1975년 1월~1996년 12월까지의 22년 동안에서 한국증권거래소에 상장된 보통주의 월별주가수익률자료를 이용하였다. 대신경제연구소의 Diamond Data Base에 수록된 종목별 월별주가수익률 자료는 유상증자, 무상증자, 주식배당, 주식병합 등과 같은 재무거래의 효과를 고려하여 수정된 주가에 근거하여 산출되고 있다.

본 연구에서는 반대투자전략의 경제적 유용성을 검증하는데 연구목적으로 두고 있기 때문에 연구목적에 적합한 표본을 선정하기 위한 목적에서 다음과 같은 선정기준에 따라 표본을 선정하였다. 첫째, 포트폴리오의 형성시점을 기준으로 이전 6년간과 이후 3년간의 월별수익률자료를 이용할 수 있는 종목만을 표본에 포함시켰다. 이와 같은 기준을 설정한 이유는 시장위험조정수익률모형을 이용하는 경우 시장모형(market model)의 모수(parameter)를 추정하는 기간이 필요하기 때문이다. 포트폴리오

의 형성시점을 기준으로 볼 때 이전 3년간은 보유기간비정상수익률을 측정하여 승자 및 패자포트폴리오의 구성종목을 선별하는데 필요하며, 나머지 이전 3년간은 시장모형의 모수를 추정하는데 필요하다. 둘째로 포트폴리오의 형성시점 전후 7일 동안에서 2일간 연속적으로 거래가 형성되지 않은 종목은 표본에서 제외시켰다. 투자전략의 수행측면에서 볼 때 거래가 이루어지지 않는 종목은 형성시점에서 실제로 그 종목을 매입할 수 없으며, 보유기간 말에서 매도할 수 없기 때문에 투자전략을 수행할 수 없는 현실적인 제약이 있다.

2. 반대투자전략의 구성

1975년 1월~1996년 12월까지 22년간의 표본기간은 추정기간(estimation period), 형성기간(formation period)과 검증기간(test period)로 구분된다. 추정기간은 시장모형의 모수인 α 와 β 를 추정하는데 필요한 기간이며, 형성기간은 승자 및 패자포트폴리오를 구성하기 위하여 각 표본종목에 대한 3년간의 보유기간비정상수익률을 측정하는데 필요한 기간이고, 검증기간은 형성기간 이후 3년간의 보유기간비정상수익률을 측정하는데 필요한 기간이다. 포트폴리오는 1981년 1월~1993년 1월 까지의 기간에서 5회에 걸쳐 구성되었다¹²⁾. 이 기간에서 승자 및 패자포트폴리오는 1981년 1월, 1984년 1월, 1987년 1월, 1990년 1월, 1993년 1월 초에 5회에 걸쳐 구성된다. 예컨대 최초의 포트폴리오 형성시점인 1981년 1월 초를 기준으로 할 때 1975년 1월~1977년 12월까지 3년은 추정기간, 1978년 1월~1980년 12월까지의 3년은 형성기간, 그리고 1981년 1월~1983년 12월까지의 3년은 검증기간으로 구분된다. 두 번째의 추정기간은 1978년 1월~1980년 12월까지의 기간이 되며, 형성기간은 1981년 1월~1983년 12월까지의 기간이 되고, 검증기간은 1984년 1월~1986년 12월까지의 기간이 된다¹³⁾. 이와 같이 중복을 피하면서 3년 단위로 이동시키는 경우 마지막 형성기

12) 시장조정수익률모형을 이용하는 경우에는 1975년 1월~1993년 1월까지의 기간에서 7회에 걸쳐 포트폴리오를 구성할 수 있다. 그럼에도 불구하고 포트폴리오의 형성시점을 1981년 1월~1993년 1월까지의 기간으로 하여 5회에 걸쳐 포트폴리오를 구성한 이유는 시장위험조정수익률모형을 이용할 때의 결과와 비교하기 위해서였다.

13) 시장조정수익률모형을 이용하는 경우 최초의 형성시점은 1978년 1월 초가 되며, 시장위험조정수익률모형을 이용할 때는 최초의 형성시점이 1981년 1월 초가 된다. 이처럼 포트폴리오의 형성시점이 서로 다른 경우에는 두 모형을 이용한 반대투자전략의 투자성과를 비교분석할 수 없기 때문에 비교목적상 최초의 형성시점을 1981년 1월 초로 통일시켰다.

간은 1990년 1월~1992년 12월까지가 되고, 검증기간은 1993년 1월-1995년 12월까지가 된다.

승자포트폴리오와 패자포트폴리오는 다음과 같이 구성된다. 1978년 1월~1980년 12월까지의 기간에서 각 표본종목의 보유기간비정상수익률을 측정된 후 크기에 따라 서열화하여 상위 35개 종목을 승자포트폴리오로 구성하는 한편 하위 35개 종목을 패자포트폴리오로 구성하였다. 이와 같은 방법으로 각 형성시점을 기준으로 과거 3년간의 보유기간비정상수익률을 이용하여 5회에 걸쳐 포트폴리오를 구성하였다. 이와 같은 방법으로 포트폴리오를 구성하여 첫째, 승자포트폴리오를 공매하는 투자전략, 둘째, 패자포트폴리오를 현금매입하는 투자전략, 마지막으로 승자포트폴리오를 공매하는 한편 패자포트폴리오를 현금매입하여 차익포트폴리오를 구성하는 투자전략 등에 대한 투자성과의 경제적 유용성을 분석하였다.

3. 형성기간에서 보유기간비정상수익률의 측정

승자포트폴리오와 패자포트폴리오를 구성하는데 필요한 각 표본종목의 보유기간비정상수익률을 측정하기 위해서는 정상수익률의 형성과정을 설명하는 기준모형의 설계가 선행되어야 한다. 대부분의 사건연구에서는 시장조정수익률모형이나 시장위험조정수익률모형이 이용되고 있다. 따라서 본 연구에서도 이와 같은 두 개의 모형은 기준모형으로 이용하였다.

대부분의 기존연구에서는 승자 및 패자포트폴리오의 비정상수익률(3년~5년)을 측정하기 위하여 월별비정상수익률을 누적하는 방법에 의존하고 있다. 그러나 Stambaugh(1983)가 지적한 것처럼 단일기간수익률의 측정에서 호가차이 및 빈번하지 않은 거래에 의한 상향편의가 발생하며, 이와 같은 상향편의가 고가주보다 저가주에서 더 크게 나타난다. 따라서 Conrad-Kaul(1993)의 실증적 연구결과에서 볼 수 있는 것처럼 상향편의된 월별비정상수익률을 여러 기간에 걸쳐 누적시켜 반대투자전략의 투자성과를 측정하는 경우 상당한 측정오류가 발생하기 때문에 보유기간비정상수익률을 이용하여 투자성과를 측정할 것을 권유하고 있으며, 이러한 관점에서 본 연구에서도 보유기간비정상수익률을 이용하였다.¹⁴⁾

14) 김태혁-엄철준(1997)의 연구결과에 의하면 우리 나라에서도 보유기간비정상수익률이 가장 오류가 적은 것으로 나타났으며, 그러나 기준수익률을 설명하는 모형에 따라 보유기간비정상수익률이 영향을 받는다고 주장하였다.

형성기간과 검증기간에서 포트폴리오의 보유기간비정상수익률을 측정하기 위하여 시장조정수익률모형(market adjusted return model)과 시장위험조정수익률모형(market risk adjusted return model)을 이용하였다. 시장조정수익률모형 이외에 시장위험조정수익률모형을 이용한 이유는 첫째로 포트폴리오의 구성이 한 시점으로 집중되어 있어 사건집중에 따른 편의를 줄이는데 있으며, 둘째로 포트폴리오의 구성종목의 선별에서 차이가 있는가를 비교하기 위한 목적이며, 마지막으로 검증기간에서의 위험변화가 포트폴리오의 투자성과에 미치는 영향을 고려하기 위해서이다.

시장조정수익률모형을 이용하는 경우에는 다음과 같은 과정을 거쳐 승자 및 패자 포트폴리오를 구성하였다. 최초의 형성시점인 1981년 1월 초를 기준하는 경우 각 표본종목을 대상으로 시장조정수익률모형에 따라 형성기간인 1978년 1월~1980년 12월까지 3년간의 보유기간비정상수익률을 계산하여 그 크기에 따라 서열화시키 후 상위 35개로 승자포트폴리오를 구성하고, 하위 35개 종목으로 패자포트폴리오를 구성하였다.

형성기간에서 각 표본종목의 보유기간비정상수익률은 식(1)에 따라 계산되었다.¹⁵⁾

$$BHAR_{i,F} = BHR_{i,F} - BHR_{m,F} \tag{1}$$

$BHAR_{i,F}$: 형성기간에서 종목 i의 보유기간비정상수익률

$BHR_{i,F}$: 형성기간에서 종목 i의 보유기간수익률

$BHR_{m,F}$: 형성기간에서 종합주가지수의 보유기간수익률

식(1)에 의하여 계산된 각 표본종목의 보유기간비정상수익률을 크기에 따라 서열화하여 상위 35개 종목로 승자포트폴리오를 구성하고, 하위 35개 종목으로 패자포트폴리오를 구성하였다.

한편 시장위험조정수익률모형을 이용하여 보유기간비정상수익률을 계산하는 경우

15) 식(1)에서 $BHR_{i,F}$ 와 $BHR_{m,F}$ 는 다음과 같이 계산되었다.

$$BHR_{i,F} = \prod_{t=1}^{36} (1 + R_{i,t}) - 1$$

$BHR_{i,F}$: 형성기간에서 구성종목 i의 보유기간수익률

$R_{i,t}$: 형성기간에서 구성종목 i의 t차월별수익률($t=1, 2, \dots, 35, 36$)

$$BHR_{m,F} = \prod_{t=1}^{36} (1 + R_{m,t}) - 1$$

$BHR_{m,F}$: 형성기간에서 종합주가지수의 보유기간수익률

$R_{m,t}$: 형성기간에서 종합주가지수의 t차월별수익률($t=1, 2, \dots, 35, 36$)

시장모형의 모수인 α 와 β 를 추정해야 하기 때문에 추정기간이 필요하다. α 와 β 를 추정하기 위하여 두가지 방법을 이용하였다. 첫째, 추정기간에서 α 와 β 를 추정하여 추정된 α 와 β 가 형성기간과 검증기간에서 일정하다는 가정에서 반대투자전략의 투자성과를 측정하였다.¹⁶⁾ 예컨대 1975년 1월~1977년 12월까지의 기간에서 α 와 β 를 추정하여 형성기간인 1978년 1월-1980년 12월까지의 기간에서 각 표본종목의 보유기간비정상수익률을 측정하여 그에 따라 승자 및 패자포트폴리오를 구성하여 다시 1978년 1월~1980년 12월까지의 기간에서 α 와 β 를 추정하여 검증기간 1981년 1월-1983년 12월까지의 기간에서 승자 및 패자포트폴리오의 보유기간비정상수익률을 계산하였다. 둘째, 앞서의 경우에는 형성기간과 검증기간에서 각 개별종목의 α 와 β 가 일정하다는 사실을 가정하고 있다. 그러나 검증기간에서 각 개별종목의 위험이 일정하지 않고 매년 변화함으로써 투자성과에 영향을 미칠 수 있기 때문에 검증기간에서의 위험변화를 고려하여 검증기간에서의 투자성과를 측정하였다. 예컨대 검증기간인 1981년 1월~1983년 12월의 보유기간비정상수익률을 측정하기 위하여 1978년 1월~1980년 12월까지의 기간에서 α 와 β 를 추정하여 1981년의 비정상수익률을 계산하고, 같은 방법으로 1979년 1월~1981년 12월까지의 기간에서 α 와 β 를 추정하여 1982년의 비정상수익률을 계산하고, 1980년 1월-1982년 12월까지의 기간에서 α 와 β 를 추정하여 1983년의 비정상수익률을 계산하여 3년간의 보유기간비정상수익률을 측정하였다.

시장위험조정수익률모형에서 각 표본종목의 보유기간비정상수익률은 식(2)에 따라 계산되었다.

$$AR_{it} = R_{it} - (\alpha_i - \beta_i R_{mt}) \quad (2)$$

AR_{it} : 종목 i 의 t 월비정상수익률

R_{it} : 종목 i 의 t 월주가수익률

α_i, β_i : 시장모형의 추정계수

R_{mt} : 종합주가지수상의 t 월주가수익률

형성기간에서 각 표본종목의 보유기간비정상수익률은 식(3)에 따라 계산되었다.

16) 대부분의 기존연구에서는 시장조정수익률모형을 이용하여 포트폴리오를 구성하는 한편 검증기간에서의 투자성과를 측정하고 있는 관계로 검증기간에서의 위험변화를 고려하지 못하고 있는 결점을 지니고 있다. 또한 시장조정수익률모형 이외에 시장위험조정수익률 모형을 이용하는 경우 구성종목이 달라져서 반대투자전략의 투자성과에 영향을 미칠 수 있다. 이와 같은 점을 고려하기 위하여 본 연구에서는 두가지 모형을 이용하였다.

$$BHAR_{P,F} = \prod_{i=1}^{36} (1 + AR_{i,t}) \quad (3)$$

$BHAR_{i,F}$: 형성기간에서 종목 i 의 보유기간비정상수익률

$AR_{i,t}$: 형성기간에서 종목 i 의 월별비정상수익률($t=1, 2, \dots, 35, 36$)

4. 검증기간에서 보유기간비정상수익률의 측정

시장조정수익률모형을 이용하는 경우 승자포트폴리오와 패자포트폴리오의 각각에서 형성시점 이후 3년간(검증기간)의 보유기간비정상수익률은 다음과 같이 계산되었다.

$$BHAR_{P,T} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{175} (BHAR_{i,T}) \quad (4)$$

$BHAR_{i,T}$: ($BHR_{i,T} - BHR_{m,T}$)

$BHAR_{p,T}$: 검증기간에서 승자 및 패자포트폴리오의 보유기간비정상수익률
($p=W, L$)

$BHAR_{i,T}$: 검증기간에서 종목 i 의 보유기간비정상수익률

$BHR_{i,T}$: 검증기간에서 종목 i 의 보유기간수익률

$BHR_{m,T}$: 검증기간에서 종합주가지수의 보유기간수익률

N : 구성증권수(175개)¹⁷⁾

W : 승자포트폴리오

L : 패자포트폴리오

시장위험조정수익률모형의 경우 검증기간에서 승자 및 패자포트폴리오의 보유기간비정상수익률은 식(5)에 따라 계산되었다.

$$BHAR_{p,T} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{175} (BHAR_{i,T}) \quad (5)$$

$BHAR_{p,T}$: 검증기간에서 승자 또는 패자포트폴리오의 보유기간비정상수익률
($p=W, L$)

$BHAR_{i,T}$: 검증기간에서 구성종목 i 의 보유기간비정상수익률

17) 표본기간에서 승자포트폴리오와 패자포트폴리오가 35개 종목으로 5회에 걸쳐 구성되었기 때문에 각 포트폴리오의 구성종목수는 175개 종목(35종목×5회)이 된다.

N : 구성증권수(175개)

W : 승자포트폴리오

L : 패자포트폴리오

검증기간에서 승자포트폴리오와 패자포트폴리오의 보유기간비정상수익률이 통계적으로 유의적인가를 검증하기 위한 t-검증에서 요구되는 통계량은 식(6)과 같다.

$$t = \frac{BHAR_{p,t}}{\frac{s_p}{\sqrt{N}}} \quad (6)$$

$$s_p = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (BHAR_{p,i,T} - ABHAR_{p,i,T})^2}{N-1}}$$

$BHAR_{p,T}$: 검증기간에서 승자 및 패자포트폴리오의 보유기간비정상수익률
($p = W, L$)

s_p : 검증기간에서 승자 및 패자포트폴리오의 보유기간비정상수익률의 표준편차

$BHAR_{p,i,T}$: 검증기간에서 구성종목 i의 보유기간비정상수익률

$ABHAR_{p,i,T}$: 검증기간에서 승자 및 패자포트폴리오의 보유기간비정상수익률

N : 승자 및 패자포트폴리오의 구성종목수(175개)

한편 검증기간에서 차익포트폴리오의 보유기간비정상수익률은 식(7)에 따라 측정되었다.

$$BHAR_{A,T} = BHAR_{L,T} - BHAR_{W,T} \quad (7)$$

$BHAR_{A,T}$: 검증기간에서 차익포트폴리오의 보유기간비정상수익률

$BHAR_{L,T}$: 검증기간에서 패자포트폴리오의 보유기간비정상수익률

$BHAR_{W,T}$: 검증기간에서 승자포트폴리오의 보유기간비정상수익률

그리고 검증기간에서 차익포트폴리오의 보유기간비정상수익률의 통계적 유의성검증에서 이용된 통계량은 식(8)과 같다.

$$t = \frac{[ABHAR_{L,T} - ABHAR_{W,T}]}{\sqrt{\frac{2s_p^2}{N}}} \quad (8)$$

$$s_p^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (BHAR_{W,i,T} - ABHAR_{W,T})^2 + \sum_{i=1}^N (BHAR_{L,i,T} - ABHAR_{L,T})^2}{2(N-1)}$$

$BHAR_{W,i,T}$: 검증기간에서 승자포트폴리오의 i 번째 구성종목의 보유기간비정상 수익률

$ABHAR_{W,T}$: 검증기간에서 승자포트폴리오의 보유기간비정상수익률

$BHAR_{L,i,T}$: 검증기간에서 패자포트폴리오의 i 번째 구성종목의 보유기간비정상 수익률

$ABHAR_{L,T}$: 검증기간에서 패자포트폴리오의 보유기간비정상수익률

5. 시계열상관성의 분석

기존의 연구결과에 의하면 단기수익률 사이에서는 정(+)의 시계열상관성이 존재하며, 장기수익률 사이에는 부(-)의 시계열상관성이 존재하는 것으로 나타나고 있다. 한편 김태혁-엄철준(1997)의 연구결과에 의하면 우리 나라에서도 6개월 이상의 기간에서 추가수익률 사이에서 부(-)의 시계열상관성을 보이고 있는 것으로 나타났다.

보유기간비정상수익률의 시계열상관성을 분석하는 일은 반대투자전략에 대한 논리적인 근거를 얻는데 있다. 보유기간비정상수익률의 측정기간을 6개월, 12개월, 18개월, 24개월, 30개월 및 36개월로 구분하여 전기간과 후기간의 보유기간비정상수익률 사이에 시계열상관관계가 존재하는가를 분석하기 위하여 식(9)와 같은 회귀모형을 이용하였다.

$$BHAR_{i,t+n} = \alpha + \beta BHAR_{i,t-n} \quad (9)$$

$BHAR_{i,t+n}$: 이후 기간에서 종목 i 의 보유기간비정상수익률

α : 절편값

β : 회귀계수로서 시계열상관계수

$BHAR_{i,t-n}$: 이전 기간에서 종목 i 의 보유기간비정상수익률

n : 보유기간비정상수익률의 측정기간

(n=6개월, 12개월, 18개월, 24개월, 30개월, 36개월)

IV. 실증분석의 결과

<표4-1>에서는 시장조정수익률모형에 따라 전체표본의 각 종목을 대상으로 기간별로 측정된 보유기간비정상수익률 사이에 존재하는 시계열상관성을 검증하기 위한 목적에서 이전기간의 보유기간비정상수익률을 독립변수로 하고 이후기간의 보유기간비정상수익률을 종속변수로 한 회귀분석의 결과를 보여주고 있다.

김태혁-엄철준(1997)의 연구결과에 의하면 시계열상관계수가, 6개월간의 보유기간비정상수익률 사이에서는 통계적으로 유의적인 부(-)의 값을 보였으나 12개월간의 보유기간비정상수익률 사이에서는 통계적으로 비유의적인 부(-)의 값을 보였다. 그러나 본 연구에서는 18개월 이내의 모든 기간에서, 김태혁-엄철준(1997)의 연구결과와 달리, 보유기간비정상수익률 사이의 시계열상관계수가 통계적으로 비유의적인 것으로 나타났던 반면에 24개월 이상의 기간에서는, 김태혁-엄철준(1997)의 연구에서와 마찬가지로, 보유기간비정상수익률 사이의 시계열상관계수가 1%수준에서 유의적인 부(-)의 값으로 나타났다.¹⁸⁾

<표 4-1> 보유기간수익률 사이의 시계열상관성에 대한 분석결과

보유기간(개월)	6	12	18	24	30	36
본 연구						
시계열상관계수(β)	-0.0315	-0.0106	-0.0199	-0.0715	-0.1109	-0.1411
t-값	-1.069	-0.430	-0.830	-2.781***	-4.800***	-6.131***
김태혁-엄철준(1997)						
시계열상관계수(β)	-0.2934	-0.00034	-	-0.0707	-	-0.1703
t-값	-2.705***	-0.002	-	-3.211***	-	-6.137***

주) *** : 1% 수준에서 유의적임을 표시함

18) 김태혁-엄철준(1997)의 경우에는 36개월 단위로 구분한 회귀분석에서 베타계수가 -0.17032를 보이고 있으나 본 연구에서는 베타계수가 -0.141086으로 나타나고 있어 시계열상관성이 다소 낮은 것으로 나타났다. 이와 같이 다른 결과가 나온 이유는 김태혁-엄철준(1997)과 달리 본 연구에서는 형성시점을 기준으로 전후기간에서 거래가 연속적으로 이루어지지 않은 종목을 표본에서 제외시킨데 기인하는 것으로 보인다.

<표 4-2>에서는 시장위험조정수익률모형을 이용하여 보유기간비정상수익률을 측정할 때의 시계열상관성에 대한 결과를 보여주고 있다.

<표 4-2> 36개월 기간으로 구분하는 경우 시계열상관성의 분석결과

	전체표본	승자 및 패자포트폴리오의 구성표본	
		체계적 위험:불변	체계적 위험:변화
시계열상관계수(β)	-0.43933	-0.436475	-0.237106
t-값	-19.135***	-14.241***	-9.985***

주) *** : 1%수준에서 유의적임을 표시함

<표 4-2>에서 보여주는 것처럼 전체표본을 대상으로 시장위험조정수익률모형을 이용하여 36개월 기간별로 보유기간비정상수익률을 측정하여 회귀분석을 한 결과 시계열상관계수가 1% 수준에서 유의적인 -0.43933(t-값=-19.135)으로 나타나고 있다. 이는 시장조정수익률모형에 따라 보유기간비정상수익률을 측정하는 경우의 시계열상관계수(β =-0.141)보다 훨씬 높은 값이다. 한편 전체표본을 승자 및 패자포트폴리오로 구분하여 구성종목만을 대상으로 실시한 회귀분석에서는 3년간의 기간에서 시계열상관계수가, 체계적 위험이 일정한 경우에는 -0.436(t-값=-14.241)를 보이고 있는 반면에 체계적 위험이 변화하는 경우에는 -0.237(t-값=-9.985)을 보이고 있어 위험변화가 시계열상관성에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이상의 시계열상관분석의 결과에 의하면 형성기간에서 주가가 가장 많이 상승한 종목으로 승자포트폴리오를 구성하여 이를 공매하는 투자전략, 가장 많이 하락한 종목으로 패자포트폴리오를 구성하여 이를 현금매입하는 투자전략, 패자포트폴리오를 매입하는 한편 승자포트폴리오를 공매하여 차익포트폴리오를 구성하는 투자전략 등과 같은 반대투자전략을 통하여 의미있는 초과수익률을 얻을 수 있으며, 구성종목의 선별에서 시장조정수익률모형을 이용하는 경우보다 시장위험조정수익률을 이용하는 것이 유리할 것이라는 사실을 시사하고 있다.

<표 4-3>에서는 시장조정수익률모형을 이용하여 승자포트폴리오와 패자포트폴리오를 구성하는 경우 검증기간에서 이들 포트폴리오의 보유기간비정상수익률을 보여주고 있다.

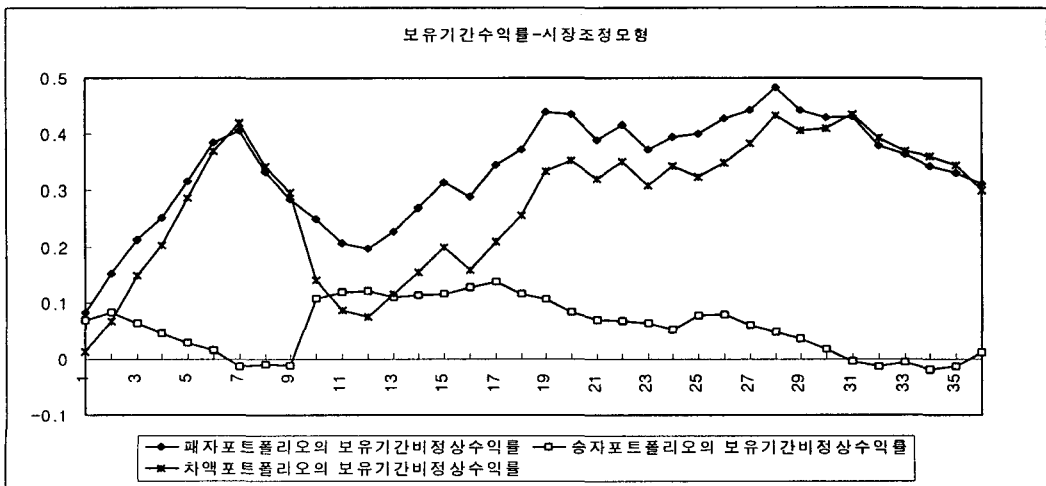
<표 4-3> 검증기간에서 승자 및 패자포트폴리오의 보유기간비정상수익률
(시장조정수익률모형)

보유기간(개월)	6	12	18	24	30	36
패자포트폴리오						
보유기간비정상수익률	0.384	0.198	0.370	0.394	0.428	0.311
t-값	8.194***	4.988***	4.888***	4.632***	5.012***	4.080***
승자포트폴리오						
보유기간비정상수익률	0.015	0.122	0.116	0.052	0.018	0.011
t-값	0.631	1.402	0.964	0.527	0.230	0.140

주) *** : 1% 수준에서 유의적임을 표시함

<표 4-3>에서 볼 수 있는 바와 같이 승자포트폴리오의 보유기간비정상수익률이, 반대투자전략의 예견과 달리, 모든 보유기간에서 통계적으로 비유의적인 정(+)의 비정상수익률을 보였으나 패자포트폴리오에서는, 반대투자전략의 예견과 같이, 모든 보유기간에서 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 정(+)의 비정상수익률을 보여주고 있다. 검증기간에서 승자포트폴리오와 패자포트폴리오에 대한 보유기간비정상수익률의 움직임을 그림으로 나타내면 <그림 4-1>과 같다.

<그림 4-1> 승자포트폴리오, 패자포트폴리오와 차익포트폴리오에 대한 검증기간에서
기간별 보유기간비정상수익률의 변화(시장조정수익률모형)



형성기간과 검증기간을 각각 36개월로 설정하여 검증한 김태혁-엄철준(1997)의 연구결과에 의하면 보유기간비정상수익률이, 패자포트폴리오에서는 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 81.3%(t-값=3.774)이었으며, 승자포트폴리오에서도 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 -30.6%(t-값=-3.774)이었다. 그러나 본 연구에서는 이들의 연구결과와 현저히 다른 결과를 보여주고 있다. 본 연구에서는 보유기간비정상수익률이, 패자포트폴리오에서는 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 31.1%(t-값=4.080)을 보임으로써 김태혁-엄철준의 연구결과보다 훨씬 낮았으며, 승자포트폴리오에서는 반대로 통계적으로 비유의적인 1.1%(t-값=0.140)을 보임으로써 부호와 크기면에서 현저한 차이를 보여주었다.

이처럼 상이한 결과가 나타난 이유는, 김태혁-엄철준(1997)과 달리, 본 연구에서는 투자전략의 현실적인 수행편의성을 고려하기 위하여 포트폴리오의 형성시점 전후 7일 동안에서 2일간 거래가 연속적으로 이루어지지 않은 종목을 표본에서 제외시킨데 기인하는 것으로 보인다. 분석결과에 의하면 거래가 부진한 종목을 승자포트폴리오 또는 패자포트폴리오에 구성시키는 경우 보유기간비정상수익률이 과대측정되는 것으로 보인다. 거래가 부진한 종목은 형성시점에서 거래가 이루어지지 않기 때문에 포트폴리오에 포함시킬 수 없는 한계가 있다. 따라서 투자전략적 측면에서 볼 때 거래가 부진한 종목을 제외시키는 것이 현실적 차원에서 바람직하다고 본다.

이상의 검증결과에 의하면 거래비용을 고려하더라도 시장조정수익률모형에 의한 반대투자전략이 경제적으로 유용하지만 초과수익률이 크지 않아 한계가 있는 것으로 보여진다¹⁹⁾. 승자포트폴리오를 구성하는 반대투자전략은 보유기간비정상수익률이 통계적으로 그리고 경제적으로 의미가 없었으며, 패자포트폴리오를 구성하는 반대투자전략도 보유기간비정상수익률이 통계적으로 유의적이었으나 거래비용을 공제하는 경우 3년간의 보유기간비정상수익률이 대략 21.1%까지 줄어들기 때문에 경제적 유용성에서 한계가 있음을 보여주고 있다.

<표 4-4>에서는 시장위험조정수익률모형을 이용하여 승자 및 패자포트폴리오를 구성하는 경우 검증기간에서 각 보유기간별 비정상수익률을 보여주고 있다.

19) 포트폴리오를 구성하는 시점에서 매입하여 3년간 보유하는 투자전략이기 때문에 거래비용의 부담을 수반한다. 왕복수수료에 근거할 때 거래비용을 대략 2%로 잡는다면 5회에 걸쳐 포트폴리오를 운용하는 셈이 되기 때문에 대략 10%의 거래비용을 부담해야 한다. 따라서 패자포트폴리오의 보유기간비정상수익률인 31.3%에서 거래비용 10%를 공제하는 경우 3년간의 거래비용공제후 비정상수익률은 21.3% 정도가 될 것이다.

<표 4-4> 검증기간에서 승자 및 패자포트폴리오의 보유기간비정상수익률
(시장위험조정수익률모형(1): β 위험이 일정한 경우)

보유기간(개월)	6	12	18	24	30	36
패자포트폴리오						
보유기간비정상수익률	0.311	0.293	0.698	0.959	1.171	1.209
t-값	5.459***	5.118***	4.707***	4.754***	5.140***	5.064***
승자포트폴리오						
보유기간비정상수익률	-0.020	-0.106	-0.194	-0.263	-0.293	-0.365
t-값	-0.693	-3.030***	-4.722***	-5.015***	-4.793***	-6.597***

주) *** : 1% 수준에서 유의적임을 표시함

<표 4-4>에서 보여주는 것처럼 승자포트폴리오에서는 모든 기간의 보유기간비정상수익률이 1% 수준에서 통계적으로 유의적이었으며, 시장조정수익률모형을 적용할 때의 보유기간비정상수익률과 비교할 때, 시장위험조정수익률모형을 이용할 때의 보유기간비정상수익률이 현저히 높았다. 예컨대 패자포트폴리오의 경우 36개월간의 보유기간비정상수익률이, 시장조정수익률모형에서는 31.1%(t-값=4.080)을 보인 반면에 시장위험조정수익률모형에서는 120.9%(t-값=5.064)를 보이고 있다. 한편 승자포트폴리오의 경우 36개월간의 보유기간비정상수익률이, 시장조정수익률모형에서 비유의적인 1.1%(t-값=0.140)을 보인 반면에 시장위험조정수익률모형에서는 -36.5%(t-값=-6.597)을 보이고 있다. 보유기간에 따른 패자포트폴리오, 승자포트폴리오와 차이 포트폴리오에 대한 검증기간의 보유기간수익률을 그림으로 나타내면 <그림 4-2>와 같다.

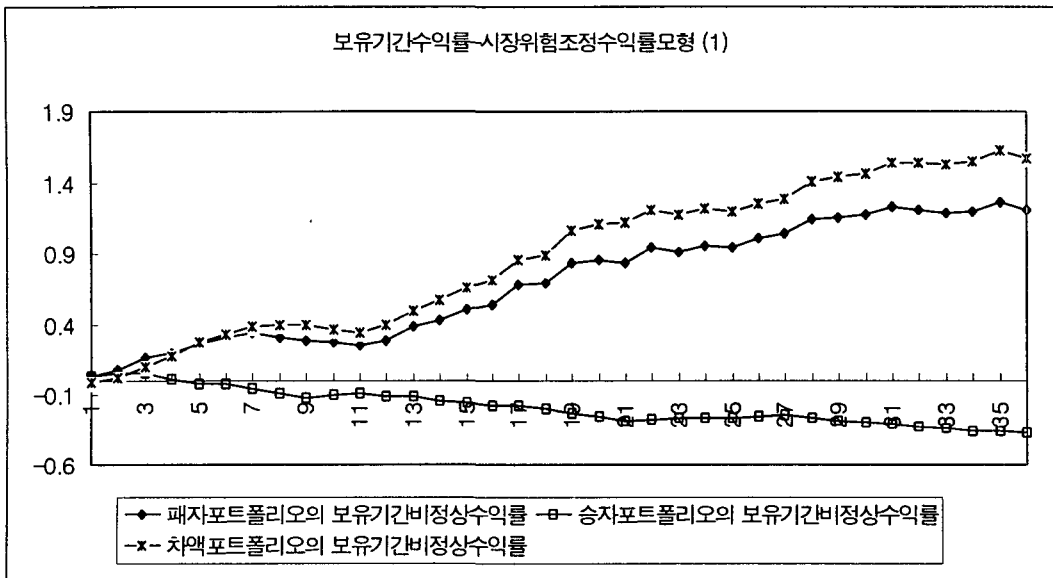
경제적인 유용성의 측면에서 볼 때, 이와 같은 검증결과는 시장조정수익률모형을 이용한 반대투자전략보다 시장위험조정수익률모형을 이용한 반대투자전략이 더 유용하다는 것을 의미하며, 시장조정수익률모형보다 시장위험조정수익률모형이 승자 및 패자포트폴리오의 구성종목을 보다 잘 선별하고 있다는 증거로 보여진다.

<표 4-5>에서는 검증기간에서 β 위험이 변화하는 것을 고려하여 시장위험조정수익률모형을 적용할때의 검증기간의 보유기간비정상수익률을 보여주고 있다.

<표 4-5>에서 보여주는 것처럼, β 위험이 검증기간에서 일정한 경우와 비교할 때 패자포트폴리오의 경우 보유기간비정상수익률이 모든 기간에서 크게 줄어들고 있다. 예컨대 36개월간의 보유기간비정상수익률이 120.9%에서 34.1%로 크게 줄어들었으

며, 승자포트폴리오의 경우에는 -36.5%에서 -33.7%로 줄어들었다. 이와 같은 결과는 검증기간에서 β 위험의 변화가 특히 패자포트폴리오의 보유기간비정상수익률에 많은 영향을 미치고 있다는 증거로서 이해된다.

<그림 4-2> 승자포트폴리오, 패자포트폴리오와 차익포트폴리오에 대한 검증기간에서 기간별 보유기간비정상수익률의 변화(시장위험조정수익률모형(1): β 위험이 일정한 경우)



<표 4-5> 검증기간에서 승자 및 패자포트폴리오의 보유기간비정상수익률 (시장위험조정수익률모형(2): β 위험이 변화하는 경우)

보유기간(개월)	6	12	18	24	30	36
패자포트폴리오						
보유기간비정상수익률	0.311	0.292	0.487	0.481	0.484	0.341
t-값	5.459***	5.118***	4.794***	5.208***	5.453***	4.280***
승자포트폴리오						
보유기간비정상수익률	-0.020	-0.106	-0.216	-0.301	-0.309	-0.337
t-값	-0.693	-3.030***	-7.069***	-8.615***	-8.987***	-9.917***

주) *** : 1% 수준에서 유의적임을 표시함

Chan(1988)은 체계적 위험이 패자포트폴리오보다 승자포트폴리오에서 높게 나타나며, 패자포트폴리오에서는 검증기간에서 β 위험이 증가하는 한편 승자포트폴리오에서는 β 위험이 감소하기 때문에 반대투자전략으로부터 실현되는 비정상수익률의 대부분이 β 위험에 대한 보상이라고 주장하였다. 한편 김태혁-엄철준(1995)은 체계적 위험이 패자포트폴리오보다 승자포트폴리오에서 높았으며, 검증기간에서 β 위험의 변화를 고려하더라도 과민반응이 뚜렷하다고 주장하였다.

<표 4-6> 승자포트폴리오와 패자포트폴리오의 평균 β 값

	시장위험조정수익률모형(1)		시장위험조정수익률모형(2)			
	형성기간	검증기간	형성기간	검증기간		
				1차년도	2차년도	3차년도
승자포트폴리오						
평균 β 값	0.714	0.904	0.714	0.903	0.937	0.813
패자포트폴리오						
평균 β 값	1.331	0.945	1.331	0.945	1.026	0.969

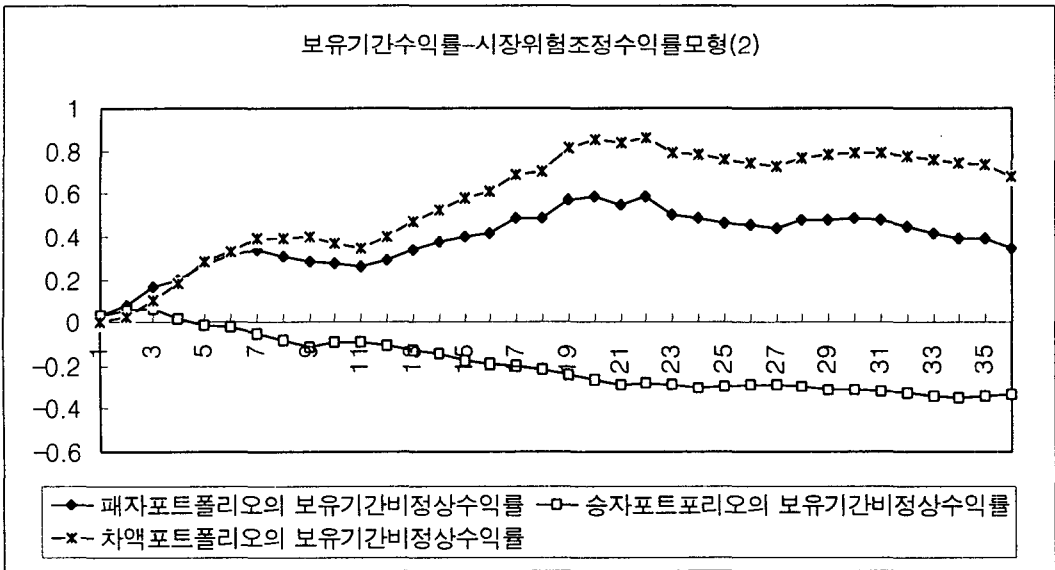
주) 시장위험조정수익률모형(1)에서는 검증기간에서 체계적 위험이 일정하다는 가정에서 보유기간비정상수익률을 측정하고 있으며, 시장위험조정수익률모형(2)에서는 검증기간에서 체계적 위험의 변화한다는 가정에서 보유기간비정상수익률을 측정하고 있다.

본 연구에서는, Chan(1988)이나 김태혁-엄철준(1995)의 연구결과와 달리, 체계적 위험이 형성기간과 검증기간에서 모두 승자포트폴리오보다 패자포트폴리오에서 높은 것으로 나타났다. 한편 β 위험이 패자포트폴리오에서 감소하는 한편 승자포트폴리오에서 증가한 것으로 나타났다. <표 4-6>에서 보여주는 것처럼 형성기간과 검증기간에서 모두 평균 β 값이 패자포트폴리오에서 높게 나타나고 있다. 그리고 평균 β 값이, 승자포트폴리오에서는 0.714에서 0.904로 상승하고 있으며, 패자포트폴리오에서는 1.331에서 0.945로 하락하고 있다. 이와 같은 결과는 시장위험조정수익률모형(2)에서도 마찬가지로 관찰되었다. 그러나 승자포트폴리오의 경우 검증기간의 평균 β 값이, 시장위험조정수익률모형(1)에서는 0.904를 보인 반면에 시장위험조정수익률모형(2)에서는 0.885를 보임으로써 시장위험조정수익률모형(2)에서 β 위험의 상승폭이 작은 것으로 나타났다. 한편 패자포트폴리오의 경우 검증기간의 평균 β 값이, 시장

위험조정수익률모형(1)에서는 0.945를 보인 반면에 시장위험조정수익률모형(2)에서는 0.980을 보임으로써 시장위험조정수익률모형(2)에서 β 위험의 하락폭이 작은 것으로 나타났다.

이와 같은 β 위험의 변화에 따라 검증기간의 보유기간비정상수익률이 패자포트폴리오에서는 줄어드는 반면에 승자포트폴리오에서 증가하는 원인이 되었다. 그러나 β 위험의 변화를 고려하더라도 거래비용공제후 보유기간비정상수익률이 패자포트폴리오에서는 대략 24.1%를 보이고 있는 반면에 승자포트폴리오에서는 대략 23.7%를 보이고 있어 차익포트폴리오로부터 약 47.8%의 초과수익률을 실현할 수 있었다. 한편 보유기간에 따른 패자포트폴리오, 승자포트폴리오와 차익포트폴리오의 보유기간비정상수익률을 나타내면 <그림 4-3>과 같다.

<그림 4-3> 검증기간에서 승자포트폴리오, 패자포트폴리오와 차익포트폴리오의 보유기간비정상수익률의 변화 (시장위험조정수익률모형(2): β 위험이 변화하는 경우)



<표 4-6>에서는 시장조정수익률모형, 시장위험조정수익률모형(1)과 시장위험조정수익률모형(2)을 이용하여 차익포트폴리오를 구성할 때 36개월간의 보유기간비정상수익률을 보여주고 있다.

<표 4-6> 차익포트폴리오의 보유기간비정상수익률

보유기간(개월)	6	12	18	24	30	36
시장조정수익률모형						
보유기간비정상수익률	0.369	0.076	0.025	0.342	0.410	0.300
t-값	7.025***	0.788	1.794	2.624***	3.510***	2.703***
시장위험조정수익률모형(1)						
보유기간비정상수익률	0.331	0.399	0.892	1.223	1.464	1.574
t-값	5.178***	5.948***	5.800***	5.864***	6.207***	6.422***
시장위험조정수익률모형(2)						
보유기간비정상수익률	0.331	0.398	0.703	0.782	0.793	0.678
t-값	5.178***	5.948***	6.626***	7.915***	8.330***	7.825***

주) *** : 1% 수준에서 유의적임을 표시함

<표 4-6>에서 보여주는 것처럼 차익포트폴리오를 구성할 때 보유기간비정상수익률이, 시장조정수익률모형에서 30%(t-값=2.703)인 반면에 시장위험조정수익률모형(1)에서는 157.8% (t-값=6.422)를 보이고 있다. 이와 같은 결과에 기초하여 볼 때, 시장조정수익률모형보다 시장위험조정수익률모형(1)에 기초한 반대투자전략의 경제적 유용성이 유용한 높은 것으로 나타났다. 그러나 β 위험의 변화를 고려한 시장위험조정수익률모형(2)에서는 보유기간비정상수익률이 157.8%에서 67.8%(t-값=7.825)로 줄어들고 있어 초과수익률의 상당한 부분이 위험변화에 기인하고 있음을 보여주고 있다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 1975년 1월~1996년 12월까지 22년간의 월별수익률자료를 이용하여 주가수익률 사이에 존재하는 시계열특성을 분석하는 한편 승자포트폴리오를 공매하는 투자전략, 패자포트폴리오를 매입하는 투자전략, 승자포트폴리오를 공매하는 한편 패자포트폴리오를 매입하여 차익포트폴리오를 구성하는 투자전략의 경제적 유용성을 검증하였다. 그 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 보유기간비정상수익률 사이의 시계열상관성을 분석한 결과에 의하면 24개월 이상의 기간에서만 통계적으로 유의적인 부(-)의 시계열상관성이 존재하는 것으로 나타났다. 한편 보유기간을 36개월로 하여 보유기간비정상수익률 사이의 시계열상관성을 분석한 결과에서 다음과 같은 사실을 발견할 수 있었다. 시장조정수익률모형을 이

용하여 보유기간비정상수익률을 측정할 때는 시계열상관계수가 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 -0.141를 보였으나 시장위험조정수익률모형을 이용하여 보유기간비정상수익률을 측정할 때는 시계열상관계수가 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 -0.439로 증가하였다.

둘째, 거래가 부진한 종목을 제외시킨 표본종목을 대상으로 하여 시장조정수익률 모형에 따라 형성기간의 보유기간비정상수익률을 측정하여 승자 및 패자포트폴리오를 구성하는 경우, 기존연구와 달리, 패자포트폴리오에서는 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 31.1%의 보유기간비정상수익률이 관찰되었으나 승자포트폴리오에서는 비유의적인 1.1%의 보유기간비정상수익률이 관찰되었다. 이와 같은 결과는 기존의 연구결과와 상이한 것으로서 현실적 측면에서 볼 때 반대투자전략의 수행에서 거래부진에 의한 종목의 포함여부가 투자전략의 성과에 큰 영향을 미치는 것으로 이해된다 셋째, 시장조정수익률모형과 시장위험조정수익률모형이 구성종목의 선별력에 상이한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 시장위험조정수익률모형을 이용하여 승자포트폴리오와 패자포트폴리오를 구성하는 경우 검증기간에서 승자포트폴리오의 보유기간비정상수익률이 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 120.9%를 보였으며, 승자포트폴리오의 보유기간비정상수익률이 1% 수준에서 유의적인 -36.5%를 보였다. 이러한 결과는, 시장조정수익률모형을 이용하는 경우와 비교할 때, 현저히 큰 투자성과로서 경제적 유용성에서 시장위험조정수익률모형에 의한 반대투자전략이 유리하다는 것을 의미한다.

넷째, 검증기간에서의 위험변화가 반대투자전략의 보유기간비정상수익률에 상당히 영향을 미치는 것으로 나타났다. 검증기간에서 β 위험이 변화한다는 가정에서 측정된 보유기간비정상수익률이 패자포트폴리오에서는 120.9%에서 34.1%로 줄어든 한편 승자포트폴리오에서는 -36.5%에서 -33.7%로 증가하였다.

한편 반대투자전략의 현실적 적용가능성을 검토하기 위해서는 후속연구로서 첫째, 규모요인을 고려한 포트폴리오의 구성이 반대투자전략의 경제성에 미치는 영향을 분석해야 하며, 둘째, 포트폴리오의 보유기간 동안에서 매년 포트폴리오를 수정할 때 이와 같은 포트폴리오의 수정에 따라 반대투자전략의 경제성이 개선되는지의 여부를 검토하는 일이고, 마지막으로 보유기간에 따라 반대투자전략의 경제성에 차이가 있는지를 분석하는 일이다. 이와 같은 분야에 대한 후속연구가 진행되기를 기대한다.

참 고 문 헌

1. 국내문헌

- 고봉찬, “위험프리미엄과 상대적 투자전략의 수익성”, 재무관리연구 17(1997, 6), pp. 1-21.
- 김기호, “한국증권시장의 주가이상반응에 관한 연구 - 1월효과를 중심으로” 재무관리연구 8 (1991.12), pp. 73-97.
- 김희집, 남상구, 조지호, 이건중, 배창모, 박준, 윤정용, “우리나라 증권시장에서의 주가의 과민반응에 관한 연구”, 증권학회지 10(1988), pp. 1-23.
- 김태혁, 엄철준, “주식투자성과 측정방법이 타당성에 대한 비교연구”, 재무관리논총 3 (1996. 5), pp. 85-113.
- 김태혁, 엄철준, “한국주식시장의 주가과민반응현상에 관한 실증적 연구”, 증권·금융연구 (1995.5) pp. 23-26.
- 김태혁, 엄철준, “시장조정수익률 측정방법의 선택이 주가과민반응 실증결과에 미치는 영향”, 재무연구 14(1997, 10) pp. 65-103.
- 박정식, 홍엽, 심정용, “증권시장의 과민반응에 관한 실증적 연구”, 신평저널 3(1990, 봄), pp. 4-10.
- 선우석호, 윤영섭, 강효석, 김선웅, 이원흠, 오세경, “한국주식시장에서의 과잉반응과 기업특성적 이례현상에 관한 연구”, 증권학회지 17(1994), pp. 167-215.
- 신재정, 나희중, “상대적 강점전략을 이용한 투자성과에 관한 실증적 연구”, 재무관리논총, 1996.
- 윤영섭, “소외기업효과에 관한 실증적 연구”, 증권학회지, 제 10집(1988), pp. 143-153.
- 정재엽, “우리나라 주식시장의 과민반응에 대한 실증적 연구”, 재무연구 7(1994, 2), pp. 131-144.
- 조지호, 김용현, “한국주식시장의 주가반응: 과잉반응가설, 불확실한 정보가설, 효율적 시장가설의 검증”, 증권학회지 16(1994), pp. 367-393.
- 황선웅, “한국주식시장에서의 주가 과잉반응가설에 대한 종합적 실증분석”, 재무관리연구 12(1994. 12) pp. 131-159.

2. 국외문헌

- Ball R. and Kothari, S. P., "Nonstationary Expected Returns - Implications for Tests of Market Efficiency and Serial Correlation in Returns", *Journal of Financial Economics* 25(1989), pp. 51-74.
- Ball, R., Kothari, S. P. and Shanken, J., "Problems in Measuring Portfolio Performance: An Application to Contrarian Investment Strategies", *Journal of Financial Economics* 38(1995), pp. 79-107.
- Blume, M. E., Stambaugh, R. F., "Bias in Computed Returns : An Application to The Size Effect", *Journal of Financial Economics* 12(1983), pp. 387-404.
- Brock, W., Lakonishok, J. and LeBaron, B., " Simple Technical Trading Rules and The Stochastic Properties of Stock Returns", *Journal of Finance*(Dec., 1992), pp. 1731-1764.
- Brown, S. J. and Warner, J. B., "Measuring Security Price Performance", *Journal of Financial Economics* 8(1980), pp. 205- 258.
- Campell, J. R., "Stock Returns and The Term Structure", *Journal of Financial Economics* 18(1987), pp. 373-400.
- Chan , K. C., "Can Tax-Loss Selling Explain the January Seasoned in Stock Returns?" *Jornal of Finance*(Dec., 1986), pp. 1115-1128.
- Chan, K. C., "On the Contrarian Investment Strategy", *Journal of Business* 61(1988) pp. 147-163.
- Chopra, N., Lakonishok, J. and Ritter, J. R., "Measuring Abnormal Performance : Do Stocks Overreaction?", *Journal of Financial Economics* 31(1992), pp. 235-268.
- Conrad, J. and Kaul, G., "Time-Variation in Expected Returns, *Journal of Business* 61(1988), pp. 409-425.
- Conrad, J. and Kaul, G., "Long-term Market Overreaction or Biases in Computed Returns?", *Journal of Finance*(March, 1993), pp. 39-63.
- DeBondt, W. F. M. and Thaler, R. H. "Does The Stock Market Overreact?", *Journa of Finance*(July, 1985), pp. 793-805.
- DeBondt, W. F. M. and Thaler, R. H. "Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Maket Seasonality", *Journal of Finance*(July, 1987), pp. 557-581.
- Dyl. E. A., "Capital Gains Taxation and Year-end Stock Market Behavior", *Journal o*

- Finance*(March, 1977), pp. 165-175.
- Fama, E. F. and French, K. R. "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", *Journal of political Economy*(1988), vol 96, pp. 246-273.
- French, K. R. and Roll, R., "Stock Return Variances: The Arrival of Information and The Reaction of Traders", *Journal of Financial Economics* 17(1988), pp. 5-26.
- French, K. R., Schwert, W and Stambaugh, R., "Expected Stock Returns and Stock Market Volatility", *Journal of Financial Economics* 19(1987), pp. 3-30.
- Grether, D. M., "Bayes' Rule as a Descriptive Model : The Representativeness Heuristic", *Quarterly Journal of Economics* 95(Nov., 1980), pp. 537-557.
- Jegadeesh, N., "Evidence of Predictable Behavior of Security Returns", *Journal of Finance*(July, 1990), pp 881- 898.
- Jegadeesh N. and Titman, S., "Returns to Buying Winners and Selling Losers : Implications for Stock Market Efficiency", *Journal of Finance*(March, 1993), pp. 65-91.
- Jones, S. L. "Another Look at Time-Varying Risk and Return in A Long-Horizon Contrarian Strategy", *Journal of Financial Economics* 33(1993), pp. 119-144.
- Kahneman. D. and A. Tversky, "Intuitive Prediction: Biases and Corrective Procedures", in Kahneman. D., Slovic, P. and Tversky, A., Eds.: "*Judgement under Uncertainty : Heuristics and Biases*", Cambridge University Press, 1982.
- Keim, D. B. and Stambaugh R. F., "Predicting Returns in the Stock and Bond Markets", *Journal of Financial Economics*(1986), pp. 357-390.
- Kothari, S. P. and Shanken, J. " Stock Return Variation and Expected Dividends" *Journal of Financial Economics* 31(1992), pp. 177-210.
- Lehmann, B. N., "Winners, Losers and Mean Reversion in Weekly Returns", *Unpublished Manuscript*, Graduate School of Business, Columbia University, 1988.
- Lehmann, B. N., "Fads, Martingales, and Market Efficiency", *Quarterly Journal of Economics*(Feb., 1990), pp. 1-28.
- Lo, A. W. and Mackinlay, A. C., "Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from A Simple Specification Test", *Review of Financial Studies* 1(1988), pp. 41-66.

- Lo, A. W. and Mackinlay, A. C., "When are Contrarian Profits due to Stock Market Overreaction?", *The Review of Financial Studies*, vol.3(1990), pp. 175-205.
- Loughran, T. and Ritter, J. R. "Long-term Market Overreaction : the Effect of Low-Priced Stocks", *Journal of Finance*(Dec., 1996), pp. 1959-1970.
- Poterba, J. M. and Summers, L. H., "Mean Reversion in Stock Prices", *Journal of Financial Economics* 22(1988), pp. 27-59.
- Reingamum, M. R., "The Anomalous Stock Market Behavior of Small firms in January : Empirical Tests for Tax-Loss Selling Effects", *Journal of Finance Economics*(1983), pp. 89-104.
- Rogalski, R. J, and Tinic, S. M. "The January Size Effect : Anomaly or Risk Measurement?", *Financial Analysts Journal*(Nov./Dec., 1986), pp. 63-70.
- Roll, R., "Vas ist Das? : The Turn-of the Year-Effect and the Retrun Premia of Small Firms", *Journal of Portfolio Management*(Winter, 1983), pp. 18-28.
- Roseff, M., "The December Effect in Stock Returns and the Tax-Loss Selling Hypothesis", *Working Paper*, College of Business Administration, University of Iowa(May, 1985).
- Sherfrin, H. and Statman, M., "The Disposition to Sell Winners too Early and Ride Losers too Long : Theory and Evidence", *Journal of Finance*(July, 1985), pp. 777-792.
- Stambaugh, R. F., "On The Exclusion of Assets from Tests of The Two-Parameter Model; A Sensivity Analysis: Discussion", *Journal of Finance* 41(1986), pp. 601-612.
- Summers, L. H., "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?", *Journal of Finance*(july, 1986), pp. 591-601.
- Zarowin, P., "Size, Seasonality and Stock Market overreaction", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*(1990), pp. 26-29.