

반전거래전략의 투자성과와 체계적 위험의 변화에 관한 실증연구

우춘식* · 광재석**

〈요 약〉

반전거래전략의 투자성과와 체계적 위험의 관계를 분석한 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 시장모형과 Ibbotson(1975)의 RATS 모형을 이용하여 형성기간과 검증기간의 베타계수를 측정된 결과 체계적 위험의 변동가설에서 예견하는 것과 일치하는 결과를 발견할 수 있었다. 승자 포트폴리오의 베타계수는 검증기간에서 하락하는 한편 패자 포트폴리오와 차익 포트폴리오의 베타계수는 상승하는 것으로 나타났다.

둘째, RATS 모형을 이용하여 검증기간의 비정상수익률을 측정된 결과, 차익 포트폴리오의 경우 시장조정수익률모형을 이용할 때의 월평균비정상수익률(1.32%)보다 작은 0.87%($t = 3.153$)이었다. 이러한 결과는 반대거래전략의 투자성과가 체계적 위험의 변화에 기인하는 증거로서 의미를 갖는다. 한편 형성기간과 검증기간에서 베타계수와 월평균비정상수익률의 변화를 분석한 결과 베타계수와 월평균비정상수익률이 동일 방향으로 변화하였던 것으로 나타났다.

셋째, 반전거래전략의 투자성과가 체계적 위험의 변화에 기인하는지를 검증하기 위하여 Chan(1988)의 모형을 이용하여 체계적 위험과 시장위험프리미엄의 관계를 분석한 결과, Chan(1988)이 주장한 것처럼, 패자 포트폴리오와 차익 포트폴리오의 경우 베타계수와 시장위험프리미엄 사이에 양(+)의 상관관계가, 그리고 승자 포트폴리오의 경우에는 음(-)의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다.

넷째, Chan(1988)이 주장한 것처럼, 체계적 위험과 시장위험프리미엄의 변화 관계가 시장상황에 따라 영향을 받는지를 검증하기 위하여 활황시장과 침체시장으로 분류하여 각 시장상황에 따라 베타계수를 추정하였다. 추정결과에 의하면, 패자 포트폴리오의 베타계수는 활황시장에서 1.0967($t = 13.018$), 침체시장에서 1.0883($t = 15.310$)을 보였으며, 승자 포트폴리오의 베타계수는 활황시장에서 0.9468($t = 9.100$), 침체시장에서 0.9086($t = 7.431$)을 보였다. 다시 말하여 패자 포트폴리오의 베타계수는 시장상황에 따라 거의 차이를 보이지 않았지만, 승자 포트폴리오의 베타계수는 침체시장보다 활황시장에서 크게 나타남으로써 체계적 위험 변동가설과 일치하는 결과를 보였다.

I. 서 론

투자자들이 극단적인 새로운 정보에 합리적으로 반응하는 투자행동의 원리를 베이즈

* 숭실대학교 경영학부 교수

** 숭실대학교 경영학부 강사

원리(Bayes' rule)라고 한다. 그러나 Kahneman-Tversky(1982)는 이와 같은 베이즈 원리가 새로운 정보에 대한 투자자들의 반응을 적절하게 설명하지 못한다는 실증적 증거를 제시하였다. 이처럼 증권시장에서 투자자들이 호재와 악재에 대하여 과민반응을 보인다면 주가는 장기적으로 내재가치 이상 또는 이하로 변동할 것이기 때문에 장기수익률 사이에 의미 있는 음(-)의 시계열 상관성이 존재하게 된다. 따라서 과거에 주가가 지나치게 상승한 증권을 공매(short sale)하는 한편 지나치게 하락한 증권을 현금 매입하는 반전거래전략(contrarian strategy)을 통하여 의미 있는 비정상수익률을 얻을 수 있다.

Debondt-Thaler(1985)가 이와 같은 주가의 과민반응에 근거를 둔 반전거래전략의 투자성과를 분석한 결과 반전거래전략으로부터 의미 있는 양(+)의 비정상수익률을 얻을 수 있다는 실증적 증거를 제시하였으며, 그후 많은 학자들이 다양한 실증적 증거를 제시하였다.¹⁾ 이들의 연구결과는 기업규모 효과, 1월효과 등 기업특성 요인과 체계적 위험의 변화에서 반전거래전략의 비정상수익률을 설명하고자 하였다.

Chan(1988)은 체계적 위험의 변화를 고려한 실증연구에서 주가의 과민반응을 지지할 만한 증거를 발견하지 못하였다.²⁾ 그 밖에 많은 실증연구에서 비정상수익률의 측정상 호가차이에 의한 편의, 거래부진에 의한 편의 등을 통제할 수 있는 방법론을 제시하였다. Conrad-Kaul(1990)은 누적비정상수익률(cumulative abnormal return : CAR)을 이용하여 반전거래전략의 투자성과를 측정하는 경우, 호가차이 및 빈번하지 않은 거래에 기인한 편의가 발생하기 때문에 보유기간수익률을 이용하여 투자성과를 측정해야 한다고 주장하였다.³⁾

국내에서 수행된 주가의 과민반응에 대한 대부분의 연구에서도 반전거래전략의 투자성과가 양(+)의 비정상수익률을 보이는 것으로 나타나고 있다. 그러나 시장조정수익률 모형 또는 시장위험조정수익률모형을 이용하고 있는 관계로 체계적 위험의 변화를 적절하게 고려하지 못하고 있는 한계를 보이고 있다. 많은 실증연구 결과에 의하면, 반전

1) 반전거래전략의 투자성과가 주가의 과민반응에 기인한다는 실증적 증거를 지지하는 연구로는 DeBondt-Thaler(1985, 1987), Summers(1986), Poterba-Summers(1988), Chopra-Lakonishok-Ritter(1992), 김희집-남상구-조지호-이건중-배영모-박준-윤정용(1988), 박정식-황엽-심정욱(1990), 김기호(1991), 석우석호-윤영섭-강효석-김선웅-이원흠-오세경(1994), 김태혁-엄철준(1995) 등이 있으며, 과민반응을 부정하는 실증적 증거로는 Dyl(1977), Reinganum(1983), Roll(1983), Rezzeff(1985), Chan(1986), 조지호-김용현(1994), 정재엽(1994), 황선웅(1994) 등이 있다.

2) 반전거래전략의 투자성과가 체계적 위험변화에 기인한다는 증거를 제시한 연구로는 Chan(1988), French-Schwert-Stambaugh(1987), Ball-Kothari(1989), Zerowin(1990), Conrad-Kaul(1993), Lo-Mackinlay(1990), Fama-French(1988) 등이 있다.

3) 국내의 연구로 김태혁-엄철준(1997)의 연구가 있다.

거래전략의 투자성과가 체계적 위험의 변화에 기인하는 성과임을 지적하고 있다. 한편 국내의 선행연구에서는 1월효과와 규모효과 등을 통하여 반전거래전략의 투자성과를 설명하고 있으며, 체계적 위험의 변화를 고려하여 투자성과를 검증한 연구는 많지 않다.

이상에서 설명한 바와 같이 기존의 선행연구에서 간과하고 있는 문제점을 보완하여 본 연구에서는 반전거래전략의 투자성과와 체계적 위험의 관계를 분석하는데 연구의 목적을 둔다. 첫째, 시장포트폴리오의 대응으로 표본내 동일가중지수를 사용하였다. 표본내 동일가중지수를 사용함으로써 규모효과에 의한 편의를 줄일 수 있기 때문이다. 둘째, Ibbotson(1975)의 RATS(returns across time and securities)모형을 이용하여 반전거래전략의 투자성과와 베타계수를 측정하였다. 한편 비교의 편의상 시장모형을 이용하여 형성기간과 검증기간의 베타계수를 각각 측정하여 베타계수의 변화를 비교 분석하였다. 셋째, 투자수익률의 측정에 따른 편의를 줄이기 위하여 보유기간수익률을 이용하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. I에서는 반전거래전략의 투자성과 측정에 대한 선행연구의 문제점과 본 연구의 목적을 설명하였고, II에서는 기존연구의 검토로서 선행연구의 내용에 대하여 살펴보았다. III에서는 본 연구를 실증적으로 분석하는데 필요한 표본의 구성과 연구방법론에 대하여 설명하였다. IV에서는 실증분석결과를 제시하고, V에서는 분석결과의 요약과 결론을 제시하였다.

II. 기존연구의 검토

Debondt-Thaler(1985)는 형성기간과 검증기간에서 체계적 위험이 일정하다는 가정 하에 주가의 과민반응에 대한 실증적 증거를 제시하였다. 그러나 Chan(1988)의 연구결과에 의하면, 반전거래전략의 경우 검증기간에서 체계적 위험이 변화하는 것으로 나타났다. 1932년에서 1985년까지 53년 동안 기간이 중복되지 않도록 형성기간과 검증기간을 설정하여 패자 포트폴리오, 승자 포트폴리오 및 차익 포트폴리오를 구성하여 형성기간과 검증기간의 베타계수를 추정한 결과, 형성기간보다 검증기간에서 베타계수가 더 크게 변화하기 때문에 반전거래전략의 투자성과가 체계적 위험의 변화에 대한 정당한 보상이라고 주장하였다.

Ball-Kothari(1989)는 1930년~1981년까지의 52년 동안 적어도 10년간의 CRSP월별 수익률 자료를 이용할 수 있는 보통주를 대상으로 5년간의 누적비정상수익률에 따라 20개 포트폴리오를 구성하여 시계열 상관관계를 분석하였다. 검증결과에 의하면, 시장

조정수익률모형과 시장위험조정수익률모형을 이용하여 측정한 5년간의 누적비정상수익률 사이에 존재하는 음(-)의 시계열 상관성이 기대수익률의 변화에 기인하였다고 주장하였다.

Kothari-Shanken(1992)은 주가의 과민반응과 기업의 특성요인의 관계를 분석하였다. 그들은 1927년부터 1985년 동안 59년간의 분석기간에서 NYSE와 AMEX의 모든 보통주를 대상으로 하여 형성시점을 기준으로 $t-1$ 년부터 $t+3$ 년 동안의 주가수익률 자료를 이용하여 각 t 년도 주가수익률의 크기에 따라 20개 포트폴리오를 구성하였다. 분석결과에 의하면 배당실적이 가장 저조한 포트폴리오의 평균베타는 사건년도 $t-1$ 년의 1.12에서 이후 1.40으로 증가하였고, 가장 실적이 우수했던 포트폴리오의 평균베타는 1.31에서 1.14로 감소함을 발견하였다. 이러한 결과는 Chan(1988)과 Ball-Kothari(1989) 등의 결과와 마찬가지로 극단적인 포트폴리오의 경우 베타계수가 시간의 경과에 따라 반대방향으로 변화하는 경향이 있음을 의미한다.

Jones(1993)는 베타계수와 위험프리미엄의 변화 사이에 존재하는 관계를 분석하기 위하여 1927년부터 1983년까지 총 57년간의 기간에서 형성기간 이전·형성기간·검증기간을 각각 3년씩 설정하여 NYSE의 상장종목을 대상으로 가장 많이 상승하거나 하락한 35종목으로 각각 승자포트폴리오와 패자포트폴리오를 구성한 후 T-Bill수익률과 동일가중 CRSP지수의 월별수익률을 이용하여 연도별로 베타계수를 추정하였다. 분석결과에 의하면, 형성기간과 검증기간에서 베타계수와 시장위험프리미엄이 반대방향으로 변화하였던 것으로 나타났다. 한편 베타계수의 추정에 따른 편의를 통제하기 위하여 Kothari-Shanken(1992)의 방법에 따라 베타계수를 추정하여 반전거래전략의 투자성과를 측정한 결과, 평균비정상수익률이 통계적으로 유의적인 양(+)의 값을 보였으나 베타계수의 변화는 Chan의 경우보다 작았고, DeBondt-Thaler의 설명을 위해서도 충분하지 않아 부분적으로 비정상수익률을 얻을 수 있음을 보였다.

Ball-Kothari-Shanken(1995)은 반전거래전략의 수행시점에 따라 투자성과에 차이가 있는지를 분석하기 위하여 NYSE에 상장된 주식을 대상으로 1925년에서(AMEX에 상장된 주식에 대해서는 1962년에서) 1988년까지 54개의 겹치는(overlapping) 기간동안 포트폴리오 형성이전 5년간의 보유기간수익률을 측정하여 그 크기에 따라 매년 상·하위 50개 종목으로 승자 및 패자 포트폴리오를 구성하여 투자성과를 측정한 결과, 12월 말에 구성하는 반전거래전략의 경우 연평균비정상수익률은 4.3%이었던 반면, 6월 말에 구성하는 반전거래전략에서는 연평균비정상수익률이 -2.5%이었음을 발견함으로써 반전거래전략의 비정상수익률이 포트폴리오의 형성시점에 따라 영향을 받는다고 주장하

었다. 한편 장부/시장가치, 규모효과, 호가차이 등을 고려하는 경우 반전거래전략의 투자성과가 통계적으로 유의적인 양(+)의 값을 보이지 않는다고 주장하였다.

정재엽(1994)은 1985년 1월부터 1991년 12월까지의 7년간을 대상기간으로 하여 무작위로 선택한 100개의 주식에 대한 주별 수익률과 표본주식들의 동일가중평균수익률(equally weighted average return)을 이용하여, 위험을 조정한 연간 누적비정상수익률(CAR) 사이에 의미 있는 시계열 상관성이 존재하는지를 분석하였다. 검증결과에 의하면 t 기의 누적비정상수익률(CAR_t^*)이 $t-1$ 기의 누적비정상수익률(CAR_{t-1}^*)과 통계적으로 의미 있는 양(+)의 상관성을 보였던 것으로 나타났다. 또한 $t-1$ 년도도의 누적비정상수익률(CAR_{t-1}^*)의 크기를 기준으로 상·하위 5개 및 10개의 주식으로 승자 및 패자 포트폴리오를 구성하여 이들 포트폴리오를 대상으로 다음 년도(t 년)의 누적비정상수익률(CAR_t^*)을 비교·분석하였다. 분석결과에 의하면 10개의 주식으로 포트폴리오를 구성한 경우, 승자포트폴리오의 누적비정상수익률이 평균 40.8%이었고, 패자포트폴리오의 누적비정상수익률은 -94.71%이었으며, 5개의 주식으로 포트폴리오를 구성한 경우 승자 포트폴리오의 누적비정상수익률은 48.41%, 그리고 패자포트폴리오의 누적비정상수익률이 -115.74%를 보임으로써 주가의 과민반응에 대한 증거를 찾을 수 없다고 하였다.

조지호-김용현(1994)은 주가반응에 대한 세 가지 가설인 효율적 시장가설, 주가의 과민반응가설, 불확실한 정보가설 중 우리 나라 주식시장에서 가장 적합한 가설이 어떤 것인지를 분석하였다. 표본기업은 1986년 1월부터 1992년 12월에 걸쳐 7년 동안 계속 상장된 12월 결산기업으로 전체 218개 기업의 일간수익률 자료와 자본금 자료를 이용하여 분석하였다. 검증결과에 의하면 긍정적 사건후 음(-)보다는 양(+)의 누적비정상수익률을 보인 경우가 훨씬 많고, 부정적 사건후 양(+)의 누적비정상수익률을 지속적으로 보이지 않음으로써 단기적인 과민반응가설을 입증하지 못하였다. 부정적 사건후보다 긍정적 사건후의 누적비정상수익률이 높은 경우가 많았고, 부정적 사건후 양(+)의 누적비정상수익률을 계속 유지하지 못한 것으로 나타남으로써 불확실한 정보가설을 지지하는 실증적 증거를 발견하지 못하였다. 한편 전반적으로 극적인 사건후의 누적비정상수익률이 0%를 기준으로 일정한 양상 없이 상하로 움직인 것으로 나타남으로써 효율적 시장가설을 지지하는 결과를 보였다.

정재엽-홍관수(1995)는 우리나라 주식시장에서 장기간에 음(-)의 시계열상관을 갖는지를 확인하고, 그러한 결과가 투자자의 과민반응에 의한 것인지 또는 효율적 시장 하에서 기대수익률의 변화에 기인한 것인지를 검증하였다. 표본기업은 1980년 1월부터 1993

년 12월까지의 14년 동안에 보통주의 월별수익률을 대상으로 Ibbotson(1975)의 RATS 모형을 이용하였다. 분석결과에 의하면 검증기간의 연평균비정상수익률의 크기는 경제적으로 의미 있는 값으로 판단되지 않는다고 하였으며, 포트폴리오의 평균베타는 포트폴리오의 순위에 따라 형성기간에서 상승하는 한편 검증기간에서 하락하는 경향을 보였다. 3년간의 구성기간에서 실현된 수익률의 크기에 따라 상위과 하위 10%에 해당하는 종목으로 승자 포트폴리오와 패자 포트폴리오를 구성한 결과, 검증기간에서 승자 포트폴리오의 연평균비정상수익률과 베타계수는 각각 -0.0524와 0.7485이었으며, 패자 포트폴리오의 연평균비정상수익률과 베타계수가 각각 0.0272와 1.4872로 나타났으나 통계적으로 비유의적이기 때문에 과민반응가설을 지지할만한 증거를 발견하지 못하였다.

Ⅲ. 자료 및 검증방법

1. 표본의 선정 및 포트폴리오 구성

본 연구에서는 한국증권거래소에 상장된 1부와 2부 종목의 보통주 중 형성기간과 검증기간(6년) 동안의 월별수익률 자료를 이용할 수 있는 종목을 대상으로 시장조정수익률모형을 이용하여 형성기간의 보유기간비정상수익률을 측정하고 그 크기에 따라 상위 50개 종목을 승자 포트폴리오, 하위 50개 종목을 패자 포트폴리오로 구성하였다. 이와 같이 구성된 패자 포트폴리오를 매입하는 반면에 승자 포트폴리오를 공매하는 투자전략을 반전거래전략으로 정의하였다. 반전거래전략은 주가의 과민반응에 근거를 두고 있는 투자전략 중 하나이다. 다시 말하여 과거에 주가가 지나치게 상승한 경우에는 주가의 하락을 그리고 지나치게 하락한 경우에는 주가의 상승을 수반한다는 논리에 근거를 두고 있다.

본 연구에서는 반전거래전략의 투자성과가 체계적 위험에 대한 적절한 보상인지를 분석하는데 목적을 두고 있기 때문에 패자 포트폴리오와 승자 포트폴리오의 구성종목에 대한 연도별 베타계수의 추정이 선행되어야 한다. 생존편의를 줄이기 위하여 상장폐지종목을 표본증권에 포함시키는 경우에 상장폐지 이후의 수익률 자료가 없을 뿐만 아니라 있다 하더라도 거래가 이루어지지 않기 때문에 검증기간에서 연도별 베타계수의 추정과 관련된 더 많은 편의가 발생하며, 또한 IPO 효과에 의한 편의를 줄이기 위하여 신규 상장종목을 표본에 포함시키는 경우에도 상장이전의 수익률자료를 이용할 수 없기 때문에 형성기간에서 연도별로 베타계수를 추정할 수 없는 한계가 있다. 따라

서 신규 상장종목과 상장폐지종목을 표본에 포함시킴으로써 생존편의와 IPO 효과에 의한 편의를 어느 정도 줄일 수 있지만 베타계수의 추정에 따른 편의가 더 커지기 때문에 연구의 목적상 신규 상장종목과 상장폐지종목을 표본에서 제외시켰다.

한편 1982년 1월~1996년 12월까지 15년간을 표본기간으로 선정하여 3년 단위로 형성기간과 검증기간으로 구분하였다. 형성기간은 포트폴리오를 구성하기 위하여 각 개별종목의 비정상수익률을 측정하는 기간을 말하며, 검증기간은 포트폴리오의 투자성과를 측정하는데 이용되는 기간을 의미한다. 포트폴리오의 형성시점($t=0$)을 기준으로 형성기간(formation periods)은 $t-3$ 년~ $t-1$ 년까지 3년간으로 그리고 검증기간(test periods)은 t 년~ $t+2$ 년까지의 3년간으로 설정하였다.

이러한 방법으로 1985년, 1988년, 1991년 및 1994년 초에 각각 50개 종목으로 승자 포트폴리오와 패자 포트폴리오를 구성하였다. 따라서 반전거래전략의 투자성과를 측정하는데 이용된 승자 포트폴리오와 패자 포트폴리오의 구성종목은 각각 200개 종목이다. 한편 표본종목 200개의 월별 추가수익률은 대우증권의 Database에서 수집하였으며, 무위험수익률의 대용치로 한화경제연구소가 보유하고 있는 3년 만기 보증부회사채의 수익률을 이용하였다.⁴⁾

일별수익률이나 주별수익률의 경우 비동시적 거래, 호가차이(bid-ask spread), 가격의 불연속성 등에 따른 편의가 발생하기 때문에 본 연구에서는 월별수익률을 이용하였다. 한편 시장지수의 대용치로 종합주가지수를 이용하는데 따른 문제를 제기한 연구들이 있다.⁵⁾ 따라서 본 연구에서는 비정상수익률을 측정할 때 표본내 동일가중지수(sample equal weighted index : SEWI)를 이용하였다. 동일가중지수를 이용함으로써 규모의 차이에 따른 편의를 줄일 수 있다고 판단하였기 때문이다.

2. 검증방법론

시장조정수익률모형에서 표본종목 i 의 보유기간비정상수익률은 식 (1)과 같다.

$$BHAR_{i,T} = BHR_{i,T} - BHR_{m,T} \quad (1)$$

4) 무위험수익률의 대용치로 황선웅(1994년)은 산업금융채권의 유통수익률을, 선우석호 외 5인(1994년)은 보증사채의 유통수익률을 이용하였고, 정재엽-홍관수(1995)은 3개월만기정기예금금리를 이용하였다. 그러나 정기예금금리의 경우 수익률변동이 거의 없기 때문에 실세를 반영하지 못하는 한계가 있다. 산업금융채권의 수익률이 무위험수익률에 보다 근접하지만 표본기간인 1982년~1996년 동안에서 산업금융채권의 유통수익률을 이용할 수 없었기 때문에 보증사채의 유통수익률을 무위험수익률로 이용하였다.

5) 황선웅·이일균(1991), 구분열(1995)의 연구 등을 참고할 수 있다.

$BHAR_{i,T}$: 표본종목 i 의 T 개월 보유기간비정상수익률

$BHR_{i,T}$: 표본종목 i 의 포트폴리오 T 개월 보유기간수익률⁶⁾

$BHR_{m,T}$: 표본내 동일가중지수의 T 개월 보유기간수익률⁷⁾

이와 같이 시장조정수익률모형을 이용하여 구성된 패자 포트폴리오와 승자 포트폴리오의 체계적 위험이 형성기간과 검증기간에서 어떻게 변화하는지를 분석하기 위하여 첫째, 시장모형과 RATS 모형을 이용하여 형성기간과 검증기간의 베타계수를 추정하여 베타계수의 변화를 비교 분석하였고,⁸⁾ 둘째, 승자 및 패자 포트폴리오의 월평균비정상수익률을 측정하여 베타계수와와의 관계를 분석하는 한편 반전거래전략의 검증기간 월평균비정상수익률을 측정하여 통계적 유의성을 검증하였다. 셋째, 베타계수와 시장위험프리미엄의 관계를 검증하기 위하여 Chan의 모형을 이용하였다. 마지막으로 활황시장과 침체시장에 따라 베타계수의 변화에 의미 있는 차이를 보이는지를 분석하기 위하여 Debont-Thaler(1987)의 모형을 이용하였다.

1) 베타계수의 추정

형성기간과 검증기간에서 패자 및 승자 포트폴리오의 베타계수를 추정하기 위하여 시장모형과 RATS모형을 이용하였다. 시장모형은 식 (2)와 같다.⁹⁾

$$R_{p,T,t} = \alpha_{p,T} + \beta_{p,T} R_{m,T,t} + \varepsilon_{p,T} \quad (2)$$

$\beta_{p,T}$: 포트폴리오 p 의 T 기간 베타계수(T = 형성기간, 검증기간)

6) 개별종목 i 의 보유기간수익률은 다음과 같다.

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

7) 표본내 동일가중지수의 보유기간수익률은 다음과 같다.

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

8) 시장모형에서는 형성기간(36개월)의 월간수익률을 이용하여 베타계수를 추정한 후 이를 이용하여 검증기간의 비정상수익률을 측정한다. 따라서 시장모형에서는 형성기간의 베타계수가 검증기간에서도 그대로 유지된다고 가정하고 있다. 다시 말하여 베타계수의 변화를 고려하지 못한다는 점에서 한계가 있다. 한편 RATS 모형에서는 검증기간의 월간수익률을 이용하여 표본증권에 대하여 시계열·횡단면 회귀시킴으로써 승자 및 패자 포트폴리오의 베타계수와 비정상수익률을 동시에 측정할 수 있는 장점이 있다. 따라서 RATS 모형에서는 베타계수가 형성기간과 검증기간에서 변화한다고 가정한다. 그러므로 베타계수의 변화를 고려하여 검증기간의 비정상수익률을 측정하는데 RATS 모형이 유용하게 이용된다.

9) 시장모형을 이용하는 경우 승자 포트폴리오와 패자 포트폴리오의 월간수익률과 표본내 동일가중지수의 월간수익률을 이용하여 형성기간과 검증기간의 베타계수를 측정하였다. 다시 말하여 형성기간과 검증기간에서 각각 36개의 월간수익률을 이용하여 베타계수를 추정하였다.

$R_{p,T,t}$: T기간에서 포트폴리오 p의 t월 수익률($t=1, 2, \dots, 36$)
 $R_{m,T,t}$: T기간에서 표본내 동일가중지수의 t월 수익률

한편 RATS 모형은 식 (3)과 같다.¹⁰⁾

$$(R_{pj,T,t} - R_{f,T,t}) = \alpha_{p,T} + \beta_{p,T}(R_{m,T,t} - R_{f,T,t}) + \varepsilon_{p,T} \quad (3)$$

$\alpha_{p,T}$: 포트폴리오 p의 T기간 월평균비정상수익률

$\beta_{p,T}$: 포트폴리오 p의 T기간 베타계수

$R_{f,T,t}$: T기간에서 3년만기 보증사채의 t월 수익률

$R_{pj,T,t}$: T기간에서 포트폴리오 p의 구성종목 j의 t월 수익률

2) 월평균비정상수익률의 측정

포트폴리오의 월평균비정상수익률은 각각 다음과 같이 측정하였다. 첫째, 시장조정수익률모형에서는 식 (1)을 이용하여 측정한 표본증권의 보유기간비정상수익률을 동일가중평균하여 포트폴리오의 보유기간비정상수익률(buy-hold period abnormal return : BHAR)을 측정한 후 이를 월평균비정상수익률(average monthly abnormal return : AMAR)로 조정하였다. 포트폴리오의 월평균비정상수익률은 식 (4)와 같다.

$$AMAR_{p,T} = T\sqrt{1 + BHAR_{p,T}} - 1 \quad (4)$$

$$BHAR_{p,T} = \sum_{i=1}^N \frac{1}{N} BHAR_{p,T,i}$$

N : 포트폴리오의 구성종목 수

둘째, RATS 모형에서는 식 (3)을 이용하여 각 포트폴리오의 베타계수와 월평균비정상수익률을 동시에 추정하였다.

셋째, 시장위험조정수익률모형에서는 식 (5)을 이용하여 포트폴리오의 보유기간비정상수익률을 측정하여 이를 식 (4)에 따라 월평균비정상수익률로 조정하였다.

$$BHAR_{p,T,i} = BHR_{p,i,T} - (\widehat{\alpha}_{p,T} + \widehat{\beta}_{p,T} BHR_{m,T}) \quad (5)$$

3) 베타계수와 시장위험프리미엄의 상관관계

베타계수와 시장위험프리미엄의 관계를 검증하기 위하여 Chan의 모형으로 식 (6)을

10) RATS 모형을 이용하여 검증기간의 베타계수를 추정하는데 이용된 자료는 승자 포트폴리오와 패자 포트폴리오의 구성종목인 각각 200개(50개 종목×4) 종목과 표본내 동일가중지수의 36개월 동안의 월별수익률이 이용되었으며, 검증기간의 연도별 베타계수를 추정하는데 이용된 자료는 각 구성종목 200개의 12개월 동안의 월간수익률이 이용되었다.

이용하였다.

$$\overline{R_p} = \overline{\alpha_p} + \overline{\beta_p} \cdot \overline{R_m} + \widehat{cov}(\beta_p, R_m) \quad (6)$$

$\overline{R_p}$: 포트폴리오 p의 검증기간 월평균초과수익률($R_p - r_f$ 의 평균)

$\overline{R_m}$: 시장지수의 검증기간 월평균초과수익률($R_m - R_f$ 의 평균)

$\widehat{cov}(\beta_p, R_m)$: 검증기간의 베타계수와 시장위험프리미엄 사이의 공분산

Chan의 주장에 의하면, 패자 포트폴리오에서는 베타계수와 시장위험프리미엄 사이에 양(+)의 상관관계, 승자 포트폴리오에서는 음(-)의 상관관계 그리고 차익 포트폴리오에서는 양(+)의 상관관계가 존재한다고 주장하였다.

4) 시장상황별 베타계수의 변화

마지막으로 활황시장과 침체시장에 따라 포트폴리오의 베타계수가 차이 있는 변화를 보이는지를 분석하였다. DeBondt-Thaler(1987)는 활황시장에서는 차익 포트폴리오의 베타계수가 양(+)의 값을 보이는 한편 침체시장에서 음(-)의 값을 보인다고 주장하였다. 한편 Chan(1988)은 침체시장에서 패자 포트폴리오의 시장가치가 크게 감소하기 때문에 베타계수가 큰 값을 보이며, 반대로 승자 포트폴리오는 패자 포트폴리오와 음(-)의 상관관계를 갖기 때문에 침체시장에서 작은 값을 보인다고 주장하였다.

이와 같은 관계가 우리 나라 시장에서도 존재하는지를 검증하기 위하여 DeBondt-Thaler(1987)의 모형과 유사한 것으로 식 (7)을 이용하였다.

$$(R_{p,T,t} - R_{f,T,t}) = \alpha_{p,T} + \beta_1(R_{m,T,t} - R_{f,T,t})D_t + \beta_2(R_{m,T,t} - R_{f,T,t})(1 - D_t) + \varepsilon_{p,T} \quad (7)$$

D_t : 더미변수($R_{m,T,t} > 0$ 이면 $D_t = 1$, $R_{m,T,t} < 0$ 이면 $D_t = 0$)

β_1 : 활황시장에서 포트폴리오의 추정베타

β_2 : 침체시장에서 포트폴리오의 추정베타

5) 검증통계량

형성기간과 검증기간에서 승자 포트폴리오와 패자 포트폴리오의 월평균비정상수익률이 통계적으로 유의적인가를 검증하는데 이용된 t-통계량은 식 (8)과 같다.

$$t = \frac{AMAR_{p,T}}{\frac{s_p}{\sqrt{N}}} \quad (8)$$

$AMAR_{p,T}$: 형성기간 또는 검증기간에서 각 포트폴리오의 월평균비정상수익률

s_p : 포트폴리오 구성종목의 월평균비정상수익률의 표준편차¹¹⁾

$AMAR_{p,T,i}$: 포트폴리오의 구성종목 i 의 월평균비정상수익률

형성기간 또는 검증기간에서 차익 포트폴리오(패자 포트폴리오 - 승자 포트폴리오)의 월평균비정상수익률이 통계적 유의적인가를 검증하는데 이용된 t -통계량은 식 (9)와 같다.¹²⁾

$$t = \frac{[AMAR_{L,T} - AMAR_{W,T}]}{\sqrt{\frac{2s_p^2}{N}}} \quad (9)$$

$AMAR_{W,T,i}$: 형성기간 또는 검증기간에서 승자 포트폴리오 구성종목 i 의 월평균 비정상수익률

$AMAR_{W,T}$: 형성기간 또는 검증기간에서 승자 포트폴리오의 월평균비정상수익률

$AMAR_{L,T,i}$: 형성기간 또는 검증기간에서 패자 포트폴리오 구성종목 i 의 월평균 비정상수익률

$AMAR_{L,T}$: 형성기간 또는 검증기간에서 패자 포트폴리오의 월평균비정상수익률

IV. 검증결과의 분석

1. 체계적 위험의 변화에 대한 검증

검증기간에서 반전거래전략의 비정상수익률이 양(+)¹³⁾의 값을 보이는 이유 중 하나는 검증기간에서 체계적 위험이 변화하기 때문이다. Chan은 검증기간에서 패자 포트폴리오의 베타계수가 상승하는 반면 승자 포트폴리오의 베타계수가 하락하였다고 주장하였다.¹³⁾

Chan의 체계적 위험 변동가설에 의하면, 형성기간에서는 승자 포트폴리오의 베타계수가 패자 포트폴리오의 베타계수보다 높으며, 검증기간에서는 반대로 패자 포트폴리오

11) 포트폴리오의 표준편차는 다음과 같다.

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

12) 포트폴리오의 분산은 다음과 같다.

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

13) 김태혁-엄철준(1995)의 연구결과에 의하면, 우리나라의 경우 검증기간에서 승자 포트폴리오의 베타계수가 반대로 상승하는 것으로 나타나고 있다.

오의 베타계수가 승자 포트폴리오의 베타계수보다 높은 값을 갖는다. 한편 패자 포트폴리오의 베타계수는 검증기간에서 상승하며, 승자 포트폴리오의 베타계수는 검증기간에서 하락한다.¹⁴⁾ 따라서 검증기간에서 패자 포트폴리오의 비정상수익률은 체계적 위험의 상승에 따른 보상이며, 승자 포트폴리오의 비정상수익률은 체계적 위험의 하락에 따른 결과라고 하였다.

체계적 위험의 변동가설에서 예견하는 베타계수의 변화를 정리하면 <표 4-1>과 같다.

<표 4-1> 체계적 위험의 변동가설에서 예견되는 베타계수의 변화

구 분	패자포트폴리오		승자포트폴리오
형성기간	$\beta_{L,F}$	<	$\beta_{W,F}$
	\wedge		\vee
검증기간	$\beta_{L,T}$	>	$\beta_{W,T}$

이와 같은 체계적 위험의 변동가설이 우리 나라의 주식시장에서도 성립하는지를 검증하기 위하여 시장모형과 RATS 모형을 이용하여 패자 포트폴리오와 승자 포트폴리오의 베타계수를 추정하였다.

<표 4-2>에서는 시장모형을 이용하여 형성기간과 검증기간의 베타계수를 추정한 결과를 보여주고 있다.

<표 4-2> 형성기간과 검증기간에서 각 포트폴리오별 추정 베타계수(시장모형)

구 분	패자포트폴리오	승자포트폴리오
형성기간	0.8672(12.867)***	1.2071(11.717)***
검증기간	1.1190(18.821)***	0.9141(8.804)***

주) ① 베타계수의 추정에서 이용된 관찰치는 포트폴리오 구성회수(4회) 당 각 포트폴리오의 36개월간의 월별 평균수익률로서 144개임.

② ***는 1%수준에서 유의한 수치임.

③ ()안은 t-값.

<표 4-2>에서 보는 것과 같이, 승자 포트폴리오와 패자 포트폴리오의 베타계수가 Chan이 주장한 바와 같이 예견된 방향으로 변화하고 있는 것으로 나타났다. 패자 포트

14) 이러한 관계는 시장가치의 변화에 따른 레버리지의 변화에 기인한다. 그러나 Chan(1988)은 검증기간에서 시장이 활황을 보이는 경우에는 패자 포트폴리오의 베타계수가 승자 포트폴리오의 베타계수보다 높지 않을 수 있다고 주장하였다. 이에 자세한 내용은 Chan(1988)을 참고할 수 있다.

폴리오의 베타계수는 형성기간의 0.8672($t = 12.867$)에서 검증기간의 1.1190($t = 18.821$)으로 상승하였으며, 승자 포트폴리오의 베타계수는 형성기간의 1.2071($t = 11.710$)에서 검증기간의 0.9141($t = 8.804$)로 하락하였다. 그리고 형성기간에서 승자 포트폴리오의 베타계수(1.2071)가 패자 포트폴리오(0.8672)보다 높았으며, 검증기간에서는 반대로 패자 포트폴리오의 베타계수(1.1190)가 승자 포트폴리오(0.9141)보다 낮은 것으로 나타났다.¹⁵⁾

한편 Ibbotson(1975)은 RATS 모형을 이용함으로써 검증기간의 실제 베타계수를 적절하게 추정할 수 있다고 주장하였다. 이에 따라 본 연구에서도 RATS 모형을 이용하여 형성기간과 검증기간의 베타계수를 추정하였다. <표 4-3>에서 그 결과를 보여주고 있다.

<표 4-3> 형성기간과 검증기간에서 각 포트폴리오별 추정 베타계수(RATS 모형)

구분	패자포트폴리오	승자포트폴리오
형성기간	0.8694(12.678)***	1.2077(11.583)***
검증기간	1.1181(18.921)***	0.9152(8.876)***

주) ① 베타계수의 추정에서 이용된 관찰치는 각 포트폴리오의 구성종목 200개당 36개월간의 월별수익률로서 7,200개임.

② ***는 1%수준에서 유의한 수치임.

③ ()안은 t -값.

<표 4-3>에서 보여주는 것처럼, 체계적 위험의 변동가설에서 예견하는 방향으로 베타계수가 변동하는 것으로 나타났다. 패자 포트폴리오의 베타계수는 형성기간의 0.8694($t = 12.678$)에서 검증기간에 1.1181($t = 18.921$)로 상승하였으며, 승자 포트폴리오의 베타계수는 형성기간의 1.2077($t = 11.583$)에서 검증기간의 0.9152($t = 8.876$)로 하락하였다. 그리고 형성기간에서 승자 포트폴리오의 베타계수(1.2077)가 패자 포트폴리오(0.8694)보다 높았으며, 검증기간에서는 반대로 패자 포트폴리오의 베타계수(1.1181)가 승자 포트폴리오(0.9152)보다 낮은 것으로 나타났다.¹⁶⁾

이상에서 살펴본 바와 같이, Chan이 주장한 것처럼, 패자 포트폴리오의 베타계수가

15) 형성기간과 검증기간의 베타계수가 패자 포트폴리오에서는 1% 수준($t = 2.80$) 그리고 승자 포트폴리오에서는 5% 수준($t = 2.00$)에서 유의적으로 차이가 있었다. 한편 패자 포트폴리오와 승자 포트폴리오의 베타계수가 형성기간에서는 1% 수준($t = 2.76$) 그리고 검증기간에서는 5% 수준($t = 1.71$)에서 유의적으로 차이가 있었다.

16) 형성기간과 검증기간의 베타계수가 패자 포트폴리오에서는 1% 수준($t = 2.75$) 그리고 승자 포트폴리오에서는 5% 수준($t = 1.99$)에서 유의적으로 차이가 있었다. 한편 패자 포트폴리오와 승자 포트폴리오의 베타계수가 형성기간에서는 1% 수준($t = 2.71$) 그리고 검증기간에서는 5% 수준($t = 1.71$)에서 유의적으로 차이가 있었다.

검증기간에서 상승하는 한편 승자 포트폴리오의 베타계수가 하락하기 때문에 체계적 위험의 변화가 반전거래전략의 투자성과를 설명할 수 있는 것으로 보인다.

한편 형성기간과 검증기간 내에서 베타계수의 변화를 구체적으로 분석하기 위하여 RATS 모형을 이용하여 연도별 베타계수를 추정하였다. 형성기간과 검증기간에서 각 포트폴리오의 연도별 베타계수를 <표 4-4>와 [그림 4-1]에서 보여주고 있다.

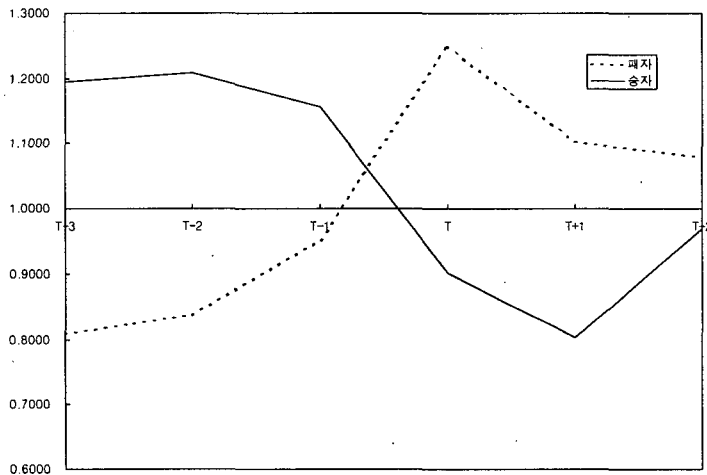
<표 4-4> 형성기간과 검증기간에서 각 포트폴리오의 연도별 추정 베타계수(RATS 모형)

사건연도	패자포트폴리오	승자포트폴리오
t-3	0.8082(8.110)***	1.1949(7.254)***
t-2	0.8375(7.368)***	1.2085(5.711)**
t-1	0.9523(8.568)***	1.1567(4.798)**
t+0	1.2498(6.249)***	0.9014(4.932)**
t+1	1.1012(26.298)***	0.8030(13.708)***
t+2	1.0788(12.207)***	0.9694(9.117)**

주) ① 연도별 베타계수의 추정에서 이용된 관찰치는 각 포트폴리오의 구성종목 200개당 12개월간의 월별 수익률로서 2,400개임.

② ***, **는 각각 1%, 5%수준에서 유의한 수치임.

③ ()안은 t-값.



[그림 4-1] 형성기간과 검증기간에서 각 포트폴리오의 연도별 베타계수의 변화

<표 4-4>와 [그림 4-1]에서 보여주는 것처럼, 체계적 위험의 변동가설에서 예견하는 것과 일치하는 방향으로, 베타계수가 승자 포트폴리오와 패자 포트폴리오 모두에서 반전하고 있는 것으로 나타났다. 패자 포트폴리오의 경우 베타계수가 t-3년에 0.8082(t =

8.110), t년에 1.2498(t = 6.429), t+1년에 1.1012(t = 26.298), t+2년에 1.0788(t = 12.207)을 보임으로써 형성기간에 비하여 검증기간에서 베타계수가 상승하였으며, 승자 포트폴리오의 경우에는 베타계수가 t-3년에 1.1949(t = 7.254), t년에 0.9014(4.932), t+1년에 0.8030(t = 13.708), t+2년에 0.9694(t = 9.117)를 보임으로써 형성기간에 비하여 검증기간에서 베타계수가 하락한 것으로 나타났다.

2. 베타계수의 변화를 고려한 반전거래전략의 유의성 검증

승자 포트폴리오, 패자 포트폴리오 및 차익 포트폴리오의 체계적 위험이 형성기간과 검증기간에서 유의적으로 차이가 있는 것으로 나타났다. 따라서 이와 같은 체계적 위험의 변화를 고려하기 위하여 RATS모형을 이용하여 형성기간과 검증기간에서 패자, 승자 및 차익 포트폴리오의 월평균비정상수익률을 추정하였다. <표 4-5>에서 각 포트폴리오의 월평균비정상수익률을 보여주고 있다.

<표 4-5> 형성기간과 검증기간에서 각 포트폴리오의 월평균비정상수익률(RATS모형)

구분	패자포트폴리오	승자포트폴리오	차익포트폴리오
형성기간	-0.0217(-8.501)***	0.0258(8.529)***	-0.0475(-12.002)***
검증기간	0.0046(2.630)***	-0.0041(-1.902)*	0.0087(3.153)***

주) ① ***, *는 각각 1%, 10% 수준에서 유의한 수치임.

② ()안은 t-값.

<표 4-5>에서 보여주는 것처럼, 체계적 위험의 변화를 고려하는 경우 검증기간의 월평균비정상수익률이 패자 포트폴리오에서는 0.46%로 1%수준에서 유의적이고(t = 2.630), 승자포트폴리오에서는 -0.41%로 10% 수준에서 유의적이며(t = -1.902), 차익 포트폴리오에서는 0.87%로 1% 수준에서 유의적인 것으로(t = 3.153) 나타났다.

한편 형성기간의 베타계수가 검증기간에서도 그대로 유지된다는 가정에서 시장조정 수익률모형과 시장위험조정수익률모형을 이용하여 검증기간의 월평균비정상수익률을 추정하면 <표 4-6>과 같다.¹⁷⁾

<표 4-6>에서 볼 수 있는 것처럼, 형성기간의 베타계수가 검증기간에서도 그대로

17) 시장위험조정수익률모형에서는 형성기간의 베타계수가 검증기간에서도 그대로 유지된다는 가정에서 형성기간의 베타계수를 이용하여 검증기간의 월평균비정상수익률을 추정하였으며, 시장조정수익률모형에서는 형성기간과 검증기간의 베타계수가 1.0이라는 가정에서 검증기간의 월평균비정상수익률을 추정하였다.

유지된다는 가정에서 측정한 각 포트폴리오의 월평균비정상수익률이 시장조정수익률 모형에서는 패자 포트폴리오(0.68%, $t = 1.928$), 승자 포트폴리오(-0.64%, $t = -2.559$), 차익포트폴리오(1.32%, $t = 10.452$) 그리고 시장위험조정수익률모형에서는 패자 포트폴리오(3.22%, $t = 4.813$), 승자 포트폴리오(-3.51%, $t = -10.902$), 차익포트폴리오(6.73%, $t = 27.824$)이었다.

<표 4-6> 형성기간의 베타계수를 이용하여 측정한 각 포트폴리오의 검증기간 월평균비정상수익률

구 분	패자포트폴리오	승자포트폴리오	차익포트폴리오
시장조정수익률모형	0.0068(1.928)*	-0.0064(-2.559)***	0.0132(10.452)***
시장위험조정수익률모형	0.0322(4.813)***	-0.0351(-10.902)***	0.0673(27.824)***

주) ① ***, **는 각각 1%, 10% 수준에서 유의한 수치임.

② ()안은 t -값.

<표 4-5>와 <표 4-6>을 비교하여 보면, 베타계수가 검증기간에서 변화하는 점을 고려하는 경우 각 포트폴리오의 월평균비정상수익률이 크게 감소함을 알 수 있다. 예컨대 차익 포트폴리오를 보면 월평균비정상수익률이 시장조정수익률모형에서는 1.32%($t = 10.452$) 그리고 시장위험조정수익률모형에서는 6.73%($t = 27.824$)이었으나 검증기간에서 체계적 위험의 변화를 고려하는 경우 차익 포트폴리오의 월평균비정상수익률이 0.87%까지 감소하였다. 이처럼 월평균비정상수익률이 감소한 이유는 검증기간에서 베타계수의 변화에 기인하는 것으로 보인다.

이러한 결과는 Chan의 분석결과와 유사하다. 그는 DeBondt-Thaler의 표본에서 차익 포트폴리오의 누적비정상수익률이 시장조정수익률모형에서 34%($t = 1.99$), 그리고 시장위험조정수익률모형에서 43.9%($t = 2.20$)이었으나, 검증기간에서 베타계수의 변화를 고려하는 경우 누적비정상수익률이 5.8%($t = 0.82$)까지 감소하였음을 발견함으로써 차익 포트폴리오의 비정상수익률이 체계적 위험의 변화에 기인한다고 주장한 바 있다.

한편 베타계수가 검증기간 내에서 매년 변화한다는 가정에서 RATS 모형을 이용하여 측정한 연도별 월평균비정상수익률을 <표 4-7>과 [그림 4-2]에서 보여주고 있다.

<표 4-7>과 [그림 4-2]에서 보여주는 것처럼, 베타계수가 검증기간 내에서 매년 변화하는 점을 고려하여 측정된 각 포트폴리오의 월평균비정상수익률이 t 년에서 반전하고 있으며, [그림 4-1]에서 보여주는 베타계수의 반전현상과 일치하고 있다.¹⁸⁾ 또한 검

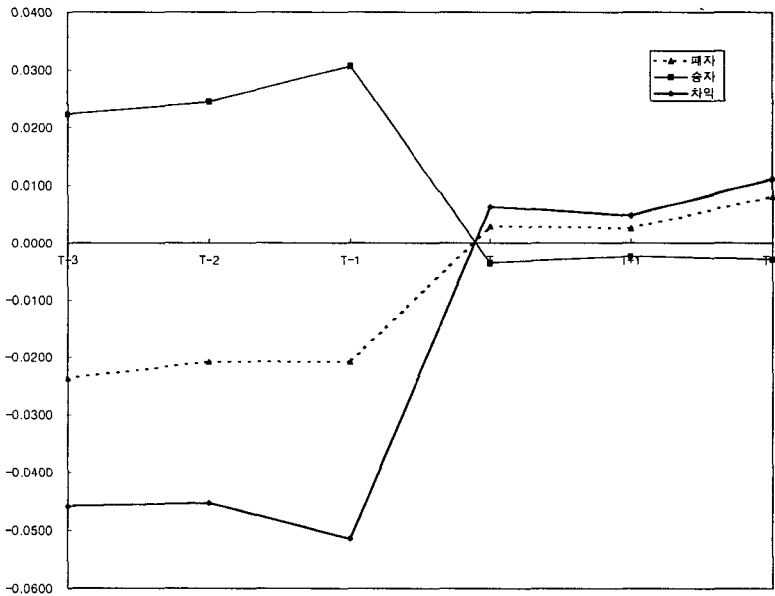
18) 체계적 위험과 비정상수익률이 t 년에서 반전하는 현상은 연평균수익률자료를 이용한 정재엽·홍관수(1995)의 결과와 유사한 것이다.

증기간의 연도별 월평균비정상수익률이 크지 않을 뿐만 아니라 통계적으로도 비유의적인 것으로 나타났다. 따라서 <표 4-5>에서 관찰되고 있는 패자 포트폴리오, 승자 포트폴리오와 차익 포트폴리오의 월평균비정상수익률인 4.6%($t = 2.630$), $-0.41(t = -1.902)$ 와 $0.87(t = 3.153)$ 은 검증기간 내에서 체계적 위험의 변화를 고려하지 않은데 기인하는 것으로 보인다. 그러므로 검증기간 내에서 체계적 위험의 변화를 고려하는 경우 반전 거래전략으로부터 의미 있는 비정상수익률을 얻을 수 없는 것으로 이해된다.

<표 4-7> 형성기간과 검증기간에서 각 포트폴리오의 연도별 월평균비정상수익률(RATS 모형)

사건연도	패자포트폴리오	승자포트폴리오	차익포트폴리오
t-3	-0.0236(-4.715)**	0.0222(4.173)**	-0.0458(-5.811)**
t-2	-0.0209(-5.118)**	0.0244(11.192)***	-0.0453(-15.959)***
t-1	-0.0208(3.886)**	0.0307(4.156)**	-0.0514(-5.192)**
t+0	0.0028(0.752)	-0.0034(-0.834)	0.0062(1.024)
t+1	0.0025(0.518)	-0.0080(-0.834)	0.0029(0.663)
t+2	0.0082(2.564)*	-0.0030(-0.609)	0.0111(1.392)

주) ① ***, **는 각각 1%, 5%수준에서 유의한 수치임.
 ② ()안은 t-값.



[그림 4-2] 형성기간과 검증기간에서 각 포트폴리오 연도별 월평균비정상수익률의 변화

3. 체계적 위험과 시장위험프리미엄의 관계에 대한 검증

반전거래전략의 투자성과와 체계적 위험의 관계에 대한 구체적인 증거를 얻기 위하여 검증기간의 베타계수와 시장위험프리미엄의 관계를 분석하였다. Chan(1988)은 패자 포트폴리오의 경우 베타계수와 시장위험프리미엄 사이에 양(+)의 상관관계가 존재하며, 승자 포트폴리오의 경우에는 베타계수와 시장위험프리미엄 사이에 음(-)의 상관관계가 존재한다고 주장하였다. 이러한 관계를 검증하기 위하여 Chan의 분석모형을 이용하여 체계적 위험과 시장위험프리미엄간의 관계를 분석하였다. 검증기간 내에서 체계적 위험이 일정하다는 가정에서 각 포트폴리오의 월평균초과수익률을 체계적 위험에 의해 설명되는 부분과 설명되지 않은 부분으로 구분한 결과를 <표 4-8>에서 보여주고 있다.

<표 4-8> 검증기간에서 각 포트폴리오의 베타계수와 시장위험프리미엄의 관계

구 분	설명되는 수익률				설명되지 않는 수익률
	β_p	R_p	$\beta_p \cdot R_m$	$\widehat{cov}(\beta_p, R_m)$	a_p
패자 포트폴리오	1.1181	0.0166	0.0106	0.0014	0.0046
승자 포트폴리오	0.9152	0.0036	0.0087	-0.001	-0.0041
차익 포트폴리오	0.2029	0.0130	0.0019	0.0024	0.0087

<표 4-8>에서 보여주는 바와 같이, Chan이 주장한 것처럼, 패자 포트폴리오에서는 양(+)의 상관관계를 그리고 승자 포트폴리오에서는 음(-)의 상관관계를 발견할 수 있었다. 패자 포트폴리오의 월평균초과수익률 1.66% 중 체계적 위험프리미엄이 1.06%, 공분산항이 0.14%를 차지하였으며, 승자 포트폴리오의 월평균초과수익률 0.36% 중 체계적 위험프리미엄이 0.87%, 공분산항이 -0.1%를 차지한 것으로 나타났다. 한편 차익 포트폴리오의 월평균초과수익률 1.30% 중 체계적 위험프리미엄이 0.19%, 공분산항이 0.24%를 차지하였다. 따라서 검증기간에서 체계적 위험의 변화를 고려하는 경우 월평균비정상수익률이 패자 포트폴리오에서는 0.46%, 승자포트폴리오에서는 -0.41% 그리고 차익 포트폴리오에서는 0.87%인 것으로 나타났다.¹⁹⁾ 이와 같은 결과는 기존연구에서 제시되고 있는 반전거래전략의 투자성과 중 상당한 부분이 체계적 위험의 변화를 고려하지 않는데 기인한다는 실증적 증거로서 의미가 있다.

19) 월평균비정상수익률 0.87%는 체계적 위험이 검증기간 동안 일정하다는 가정에서 측정된 것이다. 한편 검증기간을 연도별로 구분하여 연도별 베타계수에 기초하여 측정하는 경우에는 월평균비정상수익률은 0.74%이었다.

4. 시장상황에 따른 체계적 위험의 변화에 대한 검증

Chan은 검증기간의 베타계수와 시장위험프리미엄 사이에 상관관계가 존재하는 이유를 시장상황에서 찾고자 하였다. 패자 포트폴리오의 경우 주가가 하락함에 따라 베타계수가 증가하기 때문에 활황시장보다 침체시장에서 더 큰 손실을 본다. 따라서 패자 포트폴리오의 베타계수는 활황시장보다 침체시장에서 더 큰 값을 보이며, 승자 포트폴리오의 베타계수는 침체시장보다 활황시장에서 더 큰 값을 보인다.

본 연구에서는 DeBondt-Thaler(1987)와 마찬가지로 시장지수의 월별수익률이 0보다 큰 경우를 활황시장으로 정의하는 한편 0보다 작은 경우를 침체시장으로 분류하여 패자 및 승자 포트폴리오의 베타계수를 추정하였다.²⁰⁾

<표 4-9> 검증기간의 시장상황별 베타계수

구 분	활황시장(베타계수)	침체시장(베타계수)
패자포트폴리오	1.0967(13.018)***	1.0883(15.310)***
승자포트폴리오	0.9468(9.100)***	0.9086(7.431)**

주) ① ***는 1%수준에서 유의한 수치임.

② ()안은 t-값.

<표 4-9>에서 보여주는 바와 같이, 승자 포트폴리오의 베타계수는 활황시장에서 0.9468(t = 9.100), 침체시장에서 0.9086(t = 7.431)을, 그리고 패자 포트폴리오의 베타계수는 활황시장에서 1.0967(t = 13.018), 침체시장에서 1.0883(t = 15.310)인 것으로 나타났다. 이상에서 논의한 바와 같이, 패자 포트폴리오의 경우 활황시장과 침체시장에서 베타계수가 유사하였지만, 승자 포트폴리오의 경우에는 활황시장의 베타계수가 큰 것으로 나타나고 있어 Chan의 연구결과와 일치하는 실증적 증거를 얻을 수 있다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서 발견된 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 체계적 위험의 변동가설에서 예견하는 것과 일치하는 결과를 발견할 수 있었다. 체계적 위험의 변화를 고려하여 검증기간의 베타계수를 추정한 결과, 승자 포트폴리오의 베타계수는 형성기간에서 1.2077(t = 11.583), 검증기간에서 0.9152(t = 8.876)이었

20) 이러한 분류방법은 반전거래전략의 개념 때문에 대부분의 선행연구에서 채택하고 있는 방법이다. 따라서 본 연구에서도 선행연구들과의 비교를 위해 동일한 분류방법을 이용하였다.

으며, 패자 포트폴리오의 베타계수는 형성기간에서 0.8694($t = 12.678$), 검증기간에서 1.1181($t = 18.921$)을 보이고 있는 것으로 나타남으로써 검증기간에서 승자 포트폴리오의 체계적 위험은 하락하는 한편 패자 포트폴리오의 체계적 위험은 상승하였다.

둘째, 베타계수의 변화를 고려하는 경우 반전거래전략의 월평균비정상수익률이 크지 않았다. Ibbotson(1975)의 RATS 모형을 이용하여 검증기간의 월평균비정상수익률을 측정된 결과, 차익 포트폴리오의 월평균비정상수익률이 0.87%($t = 3.153$)이었음을 발견하였다. 이러한 결과는, 시장조정수익률모형을 이용하여 측정된 월평균비정상수익률 1.32%보다 작은 것이다.

셋째, 검증기간을 연도별로 구분하여 베타계수와 월평균비정상수익률을 측정된 결과 베타계수와 월평균비정상수익률이 동일한 방향으로 반전하는 양상을 보였으며, 월평균 비정상수익률이 비유의적인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 반전거래전략의 비정상 수익률이 체계적 위험의 변화에 기인한다는 실증적 증거를 의미하는 것으로 보인다.

넷째, 검증기간에서 체계적 위험과 시장위험프리미엄의 관계를 분석한 결과, 패자 포트폴리오와 차익 포트폴리오의 경우 베타계수와 시장위험프리미엄 사이에 양(+)의 상관관계를, 승자 포트폴리오의 경우 음(-)의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 Chan의 주장과 일치하는 것이다.

다섯째, 이와 같은 상관관계가 시장상황에 따라 영향을 받는지를 분석하기 위하여 활황시장과 침체시장으로 분류하여 시장상황에 따라 베타계수를 추정하였다. 패자 포트폴리오의 경우 베타계수는 활황시장에서 1.0967($t = 1.088$), 침체시장에서 1.0883($t = 15.310$)을 보였으며, 승자 포트폴리오의 경우 베타계수가 활황시장에서 0.9468($t = 9.100$), 침체시장에서 0.9086($t = 7.431$)을 보였다. 패자 포트폴리오의 경우 시장상황에 따라 베타계수가 거의 차이를 보이지 않았지만, 승자 포트폴리오의 경우에는 활황시장의 베타계수가 크게 나타남으로써 체계적 위험의 변동가설과 일치하는 결과를 보였다.

본 연구는 다음과 같은 한계점을 지니며, 향후 이 부분에 대한 후속연구가 있기를 기대한다. 첫째, 분석대상기간이 짧은다는 점이다. 70년대의 수익률자료를 포함시킴으로써 대상기간을 확대시킬 수도 있으나, 70년대의 수익률자료가 신뢰성이 적다고 판단하여 제외시켰다. 또한 반전거래전략은 극단적인 승자 포트폴리오와 패자 포트폴리오를 구성하는 투자전략이기 때문에 생존편의를 줄이기 위하여 상장 폐지된 종목을 포함시켜야 하지만, 자료 이용상의 한계로 이를 포함시키지 못하였다. 둘째, 규모효과를 충분히 통제하지 못하였다는 점이다. 동일가중주가지수를 이용하여 어느 정도 규모효과를 통제할 수 있지만, 충분하지 않기 때문에 규모효과를 통제할 연구가 필요하다고 본다.

참 고 문 헌

- 김기호, “한국증권시장의 주가이상반응에 관한 연구 - 1월효과를 중심으로”, 재무관리 연구 8, 1991. 12, pp.73-97.
- 김동희, 박철호, 정정현, “한국주식수익률의 시계열상관에 대한 원인분석”, 재무관리연구 14, 1997. 12, pp.23-56.
- 김영규, 배재봉, “한국 주식수익률의 시계열적 종속성에 관한 연구”, 재무연구 8, 1994. 8, pp.1-29.
- 김태혁, 엄철준, “한국주식시장의 주가과민반응현상에 관한 실증적 연구”, 증권·금융 연구, 1995. 5, pp.23-26.
- _____, “주식투자성과 측정방법의 타당성에 대한 비교연구”, 재무관리논총 3, 1996. 5, pp.85-113.
- _____, “시장조정수익률 측정방법의 선택이 주가과민반응 실증결과에 미치는 영향”, 재무연구 14, 1997. 10, pp.65-103.
- _____, “한국주식시장에 있어서 반전거래전략과 계속거래전략의 경제적 유용성에 관한 비교연구”, 재무관리연구 14, 1997. 12, pp.73-111.
- 선우석호, 윤영섭 외 4인, “한국주식시장에서의 과잉반응과 기업특성적 이례현상에 관한 연구”, 증권학회지 17, 1994, pp.167-215.
- 우춘식, “반대투자전략의 경제적 유용성에 관한 실증적 연구”, 재무관리연구 15, 1998. 12, pp.183-210.
- 윤영섭, “소외기업효과에 관한 실증적 연구”, 증권학회지, 제10집, 1988, pp.143-153.
- 이기환, “과잉반응가설과 영국 최초공모주의 장기성과 분석”, 재무관리연구 12, 1995. 6, pp.187-210.
- 정재협, “소외기업효과와 주가효과에 관한 실증적 연구”, 재무관리연구, 1996, pp.221-235.
- 정재협, 홍관수, “주식시장의 과민반응과 시장효율성”, 경영학연구, 제24권 제2호, 1995. 5, pp.235-256.
- 조지호, 김용현, “한국주식시장의 주가반응”, 증권학회지, 제16집, 1994, pp.367-393.
- 황선웅, “한국주식시장에서의 주가 과잉반응가설에 대한 종합적 실증분석”, 재무관리연구 12, 1994. 12, pp.131-159.
- Ball R. and Kothari, S. P., “Nonstationary expected returns - Implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns,” *Journal of Financial Eco-*

- nomics* 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. and Stambaugh, R. F., "Bias in computed returns - An application to the size effect," *Journal of Financial Economics* 12, 1983, pp.387-404.
- Brown S. J. and Warner, J. B., "Measuring security price performance," *Journal of Financial Economics* 8, 1980, pp.205-258.
- Chan, K. C., "Can tax-loss selling explain the January seasoned in stock returns?," *Journal 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 the stocks overreaction?," *Journal of Financial Economics* 31, 1992, pp.235-268.
- Conrad J. and Kaul, G., "Long-term market overreaction or biases in computed returns?," *Journal of Finance*, Mar. 1993, pp.39-63.
- DeBondt F. M. and Thaler, R. H., "Does the stock market overreact?," *Journal of Finance*, July 1985, pp.793-805.
- DeBondt, F. M. and Thaler, R. H., "Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality," *Journal of Finance*, July 1987, pp.557-581.
- Dyl, E. A., "Capital gains taxation and year-end stock market behavior," *Journal of Finance*, March 1977, pp.165-175.
- Fama E. F and French, K. R., "Permanent and temporary componets of stock prices," *Journal of Political Economy*, Vol.96, 1988, pp.246-273.
- Fama. E. F. and MacBeth., J., "Risk, return and equilibrium : Empirical tests," *Journal of Political Economy* 81, 1973, pp.607-636.
- Ibbotson R. G., "Price performance of common stock new issues," *Journal of Financial Economics* 2, 1975, pp.235-272.
- Jegadeh N. and Titman, S., "Returns to buying winners and selling losers : Implications for stock market efficiency," *Journal of Finance*, Mar. 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.
- Kaul G. N., "Price reversals - Bid-ask errors or market overreaction?," *Journal of Financial Economics* 28, 1990, pp.67-93.
- Kothari S. P. and Shanken, J., "Stock return variation and expected dividends," *Journal of Financial Economics* 31, 1992, pp.177-210.
- Lo A. W. and Mackinlay, A. C., "When are contrarian profits due to stock market overreaction?," *The Review of Financial Studies*, Vol.3, No.2, 1990, pp.175-205.
- Poterba J. M and Summers, L. H., "Mean reversion in stock prices," *Journal of Financial Economics* 22, 1988, pp.27-59.
- Reinganum, M. R., "The anomalous stock market behavior of small firms in January : Empirical tests for tax-loss selling effects," *Journal of Financial Economics*, 1983, pp.89-104.
- Richards. A. J., "Winner-loser reversals in national stock market indices : Can they be explained?," *The Journal of Finance*, Vol.LII, No.5, Dec. 1997, pp.2129-2144.
- Roll R., "A simple implicit measure of the effective bid-ask in a efficient market," *Journal of Finance*, 1984, pp.1127-1139.
- Roll, R., "On computing mean returns and small firm premium," *Journal of Financial Economics*, 1983, Vol.12, pp.371-386.
- Rozeff, M., "The December effect in stock returns and the tax-loss selling hypothesis," *Working Paper*, College of Business Administration, University of Iowa, May, 1985.
- Summers L. H., "Does the stock market rationally reflect fundamental values?," *Journal of Finance*, July 1986, pp.591-601.
- Zarowin P., "Short-run market overreaction : Size and seasonality effect," *Journal of Portfolio Management*, 1989, pp.26-29.
- Zarowin P., "Size, seasonality and stock market overreaction," *Financial and Quantitative Analysis*, 1990, pp.113-125.