

# 과거 수익률을 이용한 거래전략의 성과분석

김상환\*

충북대학교 경제학과 교수

## 요약

외국에서는 과거 3~12개월 동안 주가가 오른 종목을 매입하고 하락한 종목을 매도하는 계속거래전략이 유의적인 수익을 얻는다는 사실이 많은 연구들에서 밝혀지고 있다. 반면 국내 선행연구들은 우리나라에서는 정반대 전략인 반대투자전략이 성과를 보인다는 매우 이해하기 어려운 결과를 제시하고 있다. 본 연구는 우리나라에서 나타난 반대투자전략의 성과는 주식시장이 개인투자자들에 의해 주도되던 외환위기 이전에 국한된 현상임을 보였다. 위기 이후로는 우리나라에서도 외국과 마찬가지로 계속투자 전략이 유의적인 수익을 내는 것으로 나타나고 있다.

거래전략의 성과가 어떤 요인에 의해 발생한 것인가를 분석한 결과 주가의 과잉반응 현상이 크고 유의적으로 나타나 우리나라에서는 투자자의 심리적인 왜곡이 거래전략 성과를 결정하는 중요 원인인 것으로 나타났다. 또한 체계적 위험을 반영한 평균 수익률의 횡단면 분산 또한 거래전략 성과에 중요한 역할을 한 것으로 나타났다. 따라서 거래전략의 성과는 개별주식의 체계적 위험요인이나 행태적인 요인 중 어느 하나에 의해 발생한 것이 아니라 두 가지 요인의 상대적 크기에 의해 나타날 수 있음을 알 수 있다. 체계적 위험을 반영한 평균 수익률의 횡단면분산과 행태적인 요인 모두가 유의적이라 하더라도 전자가 크면 계속거래전략이 수익을 나타내고 행태요인 중 과잉반응현상이 크면 반대거래전략이 수익을 보일 수 있기 때문이다.

## 주요단어

계속투자전략, 반대투자전략, 주가지속현상, 주가반전현상, 과잉반응

## 투고일

2011년 06월 22일

## 수정일

1차 2011년 11월 16일, 2차 2011년 12월 16일

## 게재확정일

2011년 12월 27일

\* 주소: 361-763, 충북 청주시 흥덕구 성봉로 410 충북대학교; E-mail: swkim7@chungbuk.ac.kr; 전화: 043-261-2214.

이 논문은 2010학년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비지원에 의하여 연구되었다. 논문에 유익한 논평을 해주신 익명의 두 심사자에게 감사드린다.

# A Study on the Profitability of the Trading Strategies Using Past Returns

**Sangwhan Kim\***

Professor, Department of Economics, Chungbuk National University

**Received**

22 Jun. 2011

**Revised**

1st. 16 Nov. 2011, 2nd. 16 Dec. 2011

**Accepted**

27 Dec. 2011

## **Abstract**

This paper studies the profitability of the contrarian trading strategies in the Korean stock market in an attempt to provide some insights into why the trading strategies generate the abnormal profits. It has been reported in most foreign literature that the momentum strategies (i.e. buying stocks with high returns over the previous 3 to 12 months and selling stocks with poor returns over the same time period) earn significant profits for the following 3 to 12 months. Contrary to these empirical facts on foreign stock markets, many Korean academic papers reported that contrarian strategies (i.e. buying losers and selling winners) are significantly profitable in the Korean stock market. Yet no research effort has been made to explicate this strange phenomenon in the Korean market. The first objective of this paper, therefore, is to explain why this surprising phenomenon happened in Korea.

Secondly we attempt to determine the sources of the expected profits of the trading strategies that use the past information. In contrast to the previous literature using the circumstantial evidence on the causes of the profitable trading, we directly look into the profits of the trading strategies as suggested by Lo and MacKinlay (1990) and Conrad and Kaul (1998). Adopting this approach we divide profits of trading strategies into two components: one that results from time-series predictability in security returns and the other component that arises due to cross-sectional variation in the mean returns of the securities

---

\* **Address:** Chungbuk National University, 410 Sungbongro, Heungdukgu, Cheongju, Chungbuk 361-763, Korea;  
**E-mail:** swkim7@chungbuk.ac.kr; **Tel:** 82-43-261-2214.

contained in the portfolio. The significance of the time-series components (namely, over-reaction and lead-lag effect) is interpreted to support the behavioral explanations on the trading profits, while significant cross-sectional variation in the mean returns indicates the risk-based explanations of the traditional asset pricing theory.

We empirically show that contrarian strategies are able to generate profits only in the pre-crisis period. After the Asian crisis, momentum strategies earn significant profits just like in most foreign markets. At first, it may sound puzzling how the completely opposite strategies can remain significantly profitable in the consecutive periods in the same market. But these opposing outcomes in the Korean market do make sense if we consider the substantial structural changes which have taken place in the Korean investors' behavior. It is suspected that the profitability of contrarian strategies in pre-crisis period is due to the dominant retail investors. For example, the individual investors traded more than 80 percent of the total amount in 1992. They are evidently inclined to buy cheap losers and sell high-priced winners, which leads to the profits of contrarian trading. Ever since the Korean market was opened to foreign investors in the aftermath of the 1997 crisis, the foreign investors and domestic institutional investors have quickly dominated the stock market trading. Their share of the trading amount jumped to 35 percent in 2005 and more than 45 percent in 2008. The dominance of institutional investors is suspected to be the main reason for the profitable momentum strategies. These explanations are also supported by Khil, Kim, and Sohn(2006), who report that the institutional investors and foreign investors show the positive feedback trading behavior while retail investors are chasing the negative feedback trading behavior in the Korean market.

For the robustness check on the J-T strategies, we also test the profitability of contrarian trading strategy using the weighted trading approach. The trading strategy in Jegadeesh and Titman (1993) uses the stocks in the lowest past return decile and in the highest return decile to form the winners and losers. But in the weighted trading strategies, every stock in the sample is traded, with their weight measured relatively to the average return of all stocks. In the whole sample period, the weighted strategy does not generate significant profits. But the contrarian weighted trading did create profits in the pre-crisis period and significant losses in the post-crisis period. This outcome supports the previous findings on the performance of the J-T contrarian strategy.

The analysis of the sources of trading strategies' profits found that the investors' over-reaction is a significant factor, implying that the behavioral biases of the traders account for most of the trading strategies' profits. However, the cross-sectional difference of individual stocks' mean returns (reflecting the risk of each stock) also contributes to the profitability of trading strategies. This risk-based explanation indicates that the profit-generating trading strategies are compatible with the traditional asset pricing theory. The significance of both over-reaction and risk-based differentials in the Korean market implies that the profitability of trading strategies does not support or deny the behavioral or rational investment theories. If the former factor is larger than the latter, then the momentum strategies will generate profits, while if the over-reaction dominates, then the contrarian profits will be found significant. These results show that trading strategies' profits can not be explained by either behavioral theory or traditional risk-return theory alone but by both of them. This conclusion is in line with that of Daniel, Hirshleifer and Subrahmanyam (2001), claiming that both investors' irrational behavior and systematic risks determine the asset prices.

**Keywords** Momentum, Contrarian Strategy, Price Continuation, Price Reversal, Overreaction

## I. 서론

증권업계 실무자들은 과거의 주가움직임을 이용한 기술적 거래전략이 상당한 투자수익을 낼 수 있다고 믿고 실제로 투자에 활용하고 있다. 학계는 이러한 거래전략의 성과는 일시적인 현상일 뿐 실질적인 의미를 가질 수 없다며 실무자들의 견해를 부정해 왔다. 그러나 1980년대 중반이후 과거 주가를 이용한 거래전략이 미국 등 선진국시장에서 유의적인 초과수익을 창출한다는 실증연구결과들이 발표되면서 학계에서도 거래전략의 성과에 대한 새로운 견해들을 제시하고 있다.

Jegadeesh and Titman(1993, 이하 J-T)은 과거 3개월~12개월 동안 주가가 오른 종목(승자주)을 매입하고 내린 종목(패자주)을 매도하는 계속투자전략(momentum strategy)에 의한 포트폴리오를 3~12개월 동안 보유하면 유의적인 수익을 창출한다고 주장하였다. 한편 De Bondt and Thaler(1985)는 3년 이상의 장기에서는 체계적인 주가역전현상이 나타나므로 계속투자전략과 반대로 패자주를 매수하고 승자주를 매도하는 반대투자전략(contrarian strategy)이 수익을 창출한다는 사실을 보였다. 이처럼 단순한 형태의 거래전략이 미국 이외의 국가에서도 성과를 보인다는 사실이 후속 연구에서도 일관되게 확인되었다. 예를 들어, Rouwenhorst(1998)는 12개 유럽시장에 대해, Chui, Wei, and Titman(2000)은 아시아 시장에 대해 계속투자전략의 성과를 보고하였다.

전통적인 재무이론에 의하면 주식시장은 효율적이므로 과거의 주가정보만으로 시장 수익률을 초과하는 수익을 체계적으로 얻을 수 없다. 재무학자들은 과거 주가를 이용한 거래전략의 성과를 매우 이례적인 현상(anomaly)으로 보고, 이를 설명하기 위해 다양한 이론적 설명을 제시하여왔고 현재까지도 다양한 접근방법으로 분석하고 있다. 거래전략 성과의 원인에 대한 분석방법은 크게 두 가지로 구분할 수 있다. 첫째는 전통적인 재무이론을 지지하는 학자들이 주장하는 것인데, 거래전략으로 얻게 되는 수익을 위험에 대한 합리적인 보상으로 설명하려는 것이다. 예를 들어, 승자 포트폴리오는 체계적 위험이 높은 주식으로, 패자 포트폴리오는 체계적 위험이 낮은 주식으로 구성되어 있다는 사실을 보임으로써 계속투자전략의 수익은 합리적인 자산가격결정이론으로 잘 설명될 수 있으며, 따라서 시장의 효율성을 부정하는 결과로 해석되어서는 안 된다고 주장한다. 또한 거래전략의 성과는 시장 미시구조문제(market microstructure) 때문에 나타난 것 일뿐 투자자의

체계적인 판단오류를 시사하는 것이 아니라고 주장하기도 한다. 둘째는 투자자들이 새로운 시장정보에 반응하는 과정에 나타나는 심리적인 왜곡(psychological biases)이 거래 전략의 성과를 설명할 수 있다는 것이다. 이 접근방법은 행태재무이론에서 주로 이용하는데, 정보에 대한 과잉반응(overreaction)이나 과소반응, 보수주의 왜곡(conservatism bias) 그리고 대표성 휴리스틱(representative heuristic) 등과 같은 투자자의 인지적 왜곡이 투자전략의 성과를 유발한 원인이라고 주장한다.

거래전략 성과의 존재여부와 원인구명이 외국에서 학술적 관심대상이 되자 우리나라 주식시장에 대해서도 유사한 연구가 많이 시도되었다. 국내 선행연구들은 승자-패자 구성 기간과 투자성과 평가기간이 3개월~12개월인 거래전략의 성과를 주로 분석하였다. 표본 기간과 분석방법에 따라 다소 차이를 보이기는 하지만, 우리나라에서는 반대투자전략이 성과를 보이는 것으로 나타나 계속투자전략이 성과를 나타냈던 선진국과는 반대현상이 나타났다. 그런데 선행연구들은 대부분 분석기간이 10년 이하로 짧은 데다 일부 연구는 주식시장이 충분히 성장하지 못했던 1980년대 초반까지도 표본기간에 포함하고 있어 분석결과의 신뢰성을 보장하기 어려운 측면이 있다. 게다가 많은 선행연구들에서 거래 전략의 성과여부를 검증하는 방법에 오류가 있는 것으로 보여 거래전략의 성과에 대해 다시 검토할 필요가 있다.

거래전략 성과의 원인에 대해서는 대부분 거래전략 성과가 체계적 위험에 대한 보상으로 설명될 수 있는지에 초점을 두고 있다. 안영규, 이정도(2004), 김병준, 정호정(2008)에 의하면 우리나라에서의 거래전략 성과는 행태재무이론적인 설명이 필요하다고 결론짓고 있다. 그런데 이러한 결론은 행태이론적 개념을 직접 검증하여 얻은 것이 아니라 거래전략 성과가 전통적인 자산가격이론으로는 설명되지 못하기 때문에 대립되는 이론인 행태이론적 설명이 적합하다는 논리에 의한 것이다. 따라서 거래전략 성과의 원인에 대해서도 이제까지와는 다른 접근방법에 의한 연구가 필요하다.

본 연구는 우리나라 시장에 대해 승자-패자 평가기간과 보유기간이 1년 이내인 거래 전략의 성과여부를 검증하고 그 원인을 분석하는 데에 목적이 있다. 거래전략의 성과여부가 많은 선행연구에서 이미 분석되었는데도 다시 검증하는 것은 첫째, 분석기간과 분석대상이 거의 유사한데도 불구하고 국내 선행연구들이 서로 상반된 분석결과를 제시하고 있어 이에 대한 검토가 필요하기 때문이다. 안영규, 이정도(2004), 김영빈(2004), 윤정선, 윤상근, 홍정훈(2008)은 반대투자전략이 매우 유의적인 성과를 보인다는 실증분석결과를 제시한

반면 고봉찬(1997)과 박경인, 지청(2006)은 반대투자전략이 유의적인 성과를 보이지 않는다고 주장하였다. 둘째, 투자자의 거래행태에 구조적인 변화를 유발한 외환위기를 기준으로 표본기간을 구분함으로써 이제까지 보고되지 않은 새로운 결과를 제시하고자 한다. 마지막으로 본 연구는 거래전략 성과의 원인을 분석하는 데에 거래전략의 예상수익을 3가지 재무적 요인으로 직접 분해하는 방법(Lo and MacKinlay, 1990; Conrad and Kaul; 1998)을 이용한다. 거래전략성과를 과잉반응(overreaction), 선도-지연효과(lead-lag effect)와 예상수익률의 횡단면차이 등 3가지 요인으로 분할함으로써 거래전략성과의 원인분석을 위한 구체적 증거를 제시하고자 한다.

실증분석결과를 간단하게 정리하면, 우선 선행연구들에서 보고된 반대투자전략의 성과는 외환위기 이전에 국한된 현상이며, 위기 이후에는 우리나라에서도 선진국시장과 마찬가지로 모멘텀효과가 확인되었다. 한 시장에서 특정시점을 전후로 완전히 반대 방향의 투자전략이 성과를 보인다는 사실은 곧바로 받아들이기 어려울 수 있다. 그러나 우리나라 주식시장에서 투자자 구성이나 시장의 주도세력이 1997년~1998년을 전후하여 빠르게 변화한 점을 고려할 때 충분히 현실적인 설명이 가능하다. 개인투자자들은 일반적으로 주가가 떨어져 싸진 주식을 사고 비싸진 주식을 매도하는 투자행태를 보인다. 따라서 개인투자자의 비중이 절대적으로 높았던 외환위기 이전에 반대투자전략이 성과를 보인 것은 어쩌면 당연한 결과로 보인다. 그러나 1998년 5월 외국인 투자제한이 철폐된 이후에는 외국인과 기관이 시장을 주도하였고 개인투자자들도 과거와 달리 외국인과 기관의 투자행태를 추종하는 모습을 보이고 있다. 이러한 투자자 행태의 구조적 변화가 모멘텀효과를 유발한 원인이라 할 수 있다. 이러한 설명은 기관과 외국인은 추세추종 매매행태를 보이는 반면 개인은 전반적으로 역추세 추종매매를 한다는 길재욱, 김나영, 손용세(2006)의 실증연구결과에 의해 뒷받침된다. 이러한 현상은 1999년부터 2006년을 표본기간으로 분석한 윤정선 외(2008)에서도 동일하게 발견되었다.

거래전략성과를 과잉반응, 선도-지연효과(lead-lag effect)와 예상수익률의 횡단면 차이로 분할한 결과에 의하면 투자자의 심리적인 왜곡이 거래전략 성과의 주요 원인인 것으로 나타났다. 거래전략성과를 구성하는 3개요인 중 과잉반응과 선도-지연효과는 행태재무이론을 뒷받침하고 예상수익률의 횡단면차이는 체계적 위험에 의해 자산수익률이 결정된다는 전통적인 재무이론을 지지하는 증거로 볼 수 있다. Conrad and Kaul(1998)은 거래전략의 성과가 평균 수익률의 횡단면분산에 의해 결정됨을 보였다. 이들은 거래전략이

성과를 보인 것은 승자주와 패자주의 예상수익률이 위험에 대한 합리적인 보상을 반영하여 차이를 보이기 때문이라며 전통적인 재무이론에 근거한 설명을 지지하였다. 반면 우리나라에서는 주가의 과잉반응과 같은 행태적인 요인이 예상수익률의 횡단면 차이에 비해 더 크고 유의적으로 나타났다. 그러나 이러한 결과를 전통적인 재무이론을 부정하고 행태재무이론을 일방적으로 지지하는 것으로 해석해서는 안 된다. 왜냐하면 예상수익률의 횡단면 분산이 과잉반응현상에 비해서는 작기는 하였으나 여전히 통계적으로 유의적으로 나타났기 때문이다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 다음 장은 과거의 주가를 이용한 거래전략의 성과에 대한 다양한 이론을 개관한 다음 거래전략의 수익을 계산하고 원인을 분석하는 계량분석 방법을 설명한다. 제 III장에서는 분석자료를 설명하고 거래전략의 성과여부를 검증한 다음 제 IV장에서 거래전략성과의 원인을 분석하기 위해 거래전략 성과를 3가지 요인으로 분해한 결과를 분석하였다. 원인분석의 신뢰성을 높이기 위해 다양한 시뮬레이션결과도 제시하였다. 제 V장에서는 연구결과를 요약하면서 결론을 맺고자 한다.

## II. 거래전략성과에 대한 이론연구동향과 실증분석방법

본 장은 과거의 주가를 이용한 거래전략의 성과에 대한 다양한 이론을 개관한 다음 거래전략의 수익을 계산하고 원인을 분석하는 방법에 대해 설명하기로 한다. 전통적인 재무이론과 행태재무이론은 각각 자신의 이론적 틀을 활용하여 거래전략 성과를 설명하는 다양한 이론들을 제안하고 있는데, 이들에 대한 개괄적 이해는 본 논문의 실증분석결과를 해석하는 데에 도움이 될 것이다. 거래전략의 성과를 검증하는 방법도 일견 단순해 보이지만 주의할 사항이 있어 자세하게 설명하기로 한다.

### 1. 거래전략성과에 대한 이론

#### 1.1 전통적인 재무이론에 근거한 설명

먼저 전통적인 재무이론을 지지하는 학자들은 거래전략이 수익을 내는 것처럼 보이는

것은 data-snooping 때문이거나 시장미시구조적인 문제로 인해 유발된 것일 뿐 과거 추가정보로는 실질적인 초과수익을 기대할 수 없다고 주장한다. 그리고 과거 정보를 이용한 거래전략의 수익을 전통적 재무이론으로는 설명될 수 없는 “이상현상”으로 해석하는 데에도 의문을 제기한다.

거래전략 성과가 data-snooping 때문이라는 학자들은 많은 주식시장과 표본기간에 대해 거래전략의 수익을 계산하다 보면 유의적인 수익을 창출하는 거래전략을 우연하게 찾아낼 수 있다고 주장한다. 거래전략의 유의적인 수익이 이들의 주장대로 단순히 우연에 의해 나타난 것인지 아니면 주식시장의 체계적인 현상인지 여부에 대한 검증은 표본내(in-sample) 분석결과가 표본외(out-of-sample)에서도 나타나는가를 확인하면 된다. 실제로 Jegadeesh and Titman(2001)은 자신들이 1965년~1989년 기간(in-sample)에서 발견하였던 계속투자전략의 수익이 1990년~1998년 기간(out-of-sample)에도 나타남을 확인하였다. 또한 Rouwenhorst(1998), Chui, Wei, and Titman(2000)과 Nagel(2001) 등을 포함한 수많은 실증연구문헌에서 거래전략이 다양한 표본기간과 국가에서 성과를 보이는 것으로 확인되었다. 따라서 거래전략 성과가 단순히 data-snooping에 의한 것일 뿐이라는 주장은 설득력을 잃게 된다.

시장미시구조문제로 투자전략의 성과를 설명하려는 연구는 반대투자전략 성과가 수익률 측정 상의 오류로 인해 나타난 것이라고 주장한 Ball, Kothari, and Shanken(1995) 이후 활발해졌다. 이들은 반대투자전략이 매입하는 패자주들은 대부분 주가가 매우 낮기 때문에 가격이 조금만 변해도 수익률이 큰 폭으로 변화함으로 보였다. 예를 들어, 주가가 \$0.125만 올라도 패자주들은 5년 보유수익률이 평균 25%나 상승하지만 승자주의 상승률은 2%에 불과하다. 이러한 저가주들의 극단적인 수익률변동으로 인해 패자 포트폴리오의 수익률은 호가스프레드, 유동성이나 거래비용 등 미시구조효과에 아주 민감하게 변화하게 된다. 따라서 실증분석연구들에서 저가의 패자주에 롱포지션을 갖는 반대투자전략이 성과를 보인 것은 미시구조문제를 드러낸 것일 뿐이지 재무이론적인 의미가 없다고 주장하였다.

미시구조문제에 근거한 다른 설명을 보면, Shleifer and Vishny(1997)는 차익거래(arbitrage)에 대한 제약으로 투자자들이 체계적인 수익을 제거할 정도로 충분한 거래를 하지 못하기 때문에 거래전략의 성과가 나타난 것이라고 주장한다. Grundy and Martin(2001)은 매수-매도 거래비용이 1.5% 이하일 때에만 계속거래전략이 수익을 낼 수 있음을



보였고, Korajczyk and Sadka(2004)은 이러한 직접적인 거래비용 이외에 거래에 따르는 가격충격(adverse price movement) 등 간접적인 거래비용까지 고려할 경우 거래전략의 성과가 크게 줄어든다고 주장하였다.

시장의 효율성을 지지하는 학자들은 거래전략의 유의적인 수익을 위험에 대한 합리적인 보상으로 해석하기 위해 다양한 검증을 시도하였다. 이들은 승자 포트폴리오는 체계적 위험이 높은 주식으로, 패자 포트폴리오는 낮은 체계적 위험의 주식으로 구성되어 있기 때문에 계속투자전략의 수익이 합리적인 자산가격결정 모형으로 설명될 수 있다고 주장한다. 또한 반대투자전략 성과를 유발하는 가격반전현상은 주식수익률이 시간에 따라 변화하는 위험을 반영한 결과로 해석한다. 즉, 일시적인 사업호황으로 부채비율 등 위험수준이 낮아졌다가 정상수준으로 높아지거나 일시적 불황으로 위험수준이 높아졌다가 다시 낮아지기 때문에 체계적인 위험이 변화하게 되는데, 주가반전현상은 이처럼 체계적 위험이 시변하기 때문에 나타난 현상이라는 것이다.

그러나 Jegadeesh and Titman(1993)과 De Bondt and Thaler(1987)는 이상과 같은 형태의 위험보상만으로는 거래전략의 수익을 설명할 수 없음을 보였고, Fama and French (1996)도 Fama-French 3요인 모형으로는 가격역전현상만을 설명할 수 있을 뿐 모멘텀 효과를 유발하는 가격지속현상에 대해서는 합리적인 설명이 어려움을 인정하였다.

## 1.2 행태재무이론에 근거한 설명

행태재무이론가들은 주가의 계속현상 또는 역전현상은 투자자들이 새로운 정보에 반응하는 과정에 나타나는 심리적인 왜곡에 근본적인 원인이 있으며 합리적 자산가격결정 모형으로는 설명될 수 없다고 주장한다. 투자자들이 합리적인 행동에서 이탈하는 유형을 기준으로 대표적인 행태이론적 설명을 살펴보기로 한다.

첫째, Daniel, Hirshleifer, and Subrahmanyam(DHS, 1998)은 과잉신뢰(over-confidence)와 편집반응(biased self-attribution)이라는 인지적인 왜곡으로 주가의 과잉반응과 반전현상을 설명한다. 투자자들은 공개된 정보보다는 자신의 사적 정보를 과신하게 되고, 이러한 사적정보에 대한 과신은 주가의 단기적인 과잉반응(overreaction)을 유발하게 된다. 과잉반응한 주가는 적정가격에 관한 공개된 정보를 통해 조정을 받게 되지만, 투자자들이 공개정보에 대해서는 소극적으로 반응하기 때문에 적정 주가로의

반전현상은 장기에 걸쳐 나타나게 된다.

한편 편집반응이란 투자자들이 공개정보가 자신의 과거 판단에 부합하느냐 아니냐에 따라 비대칭적으로 반응하는 현상을 말한다. 공개정보가 자신의 과거 투자결정을 지지하는 경우 투자자는 자신의 투자능력을 과신하게 되고 자신의 사적 정보에 대해 과잉 반응한다. 반대로 공개정보가 자신의 투자판단을 부정할 경우 자신의 잘못된 투자판단이 단순히 불운(bad luck)때문이라고 자위하며 그 정보에 대해 과소반응(under-reaction)하게 된다. 따라서 편집반응은 주가의 단기적인 과잉반응현상을 더욱 강하게 하고 적정주가로의 조정은 오랜 시간에 걸쳐 더디게 진행시킴으로써 주가반전현상이 나타나게 한다.

둘째 Barberis, Shleifer, and Vishny(BSV, 1998)는 보수주의 왜곡(conservatism bias)과 대표성 휴리스틱(representative heuristic)이라는 심리현상으로 주가의 지속현상이나 반전현상을 이론적으로 설명하였다. 먼저 보수주의 왜곡이란 사람들이 새로운 증거가 주어져도 자신의 기존 신념이나 판단을 쉽게 바꾸려하지 않는 현상을 말한다. 보수주의 투자자는 어떤 기업의 순이익이 대폭 증가하였다는 정보를 접하고도 정보의 의미를 축소시키고 그 기업에 대한 기존의 순이익예상수준에서 크게 벗어나려하지 않는다. 따라서 해당기업의 주가가 부분적으로만 상향 조정하는 과소반응현상이 발생하고, 이후 적정 가격으로 주가가 점진적으로 상승하는 주가지속현상이 나타나게 된다.

한편 대표성 휴리스틱이란 사람들이 사건이나 사물을 판단할 때 객관적인 기준보다는 자신에게 인상적이었던 측면에 치중하여 판단한다는 것이다. 예를 들어 어떤 기업이 과거 수년간 흑자를 지속하고 제품의 품질이 우수하다는 보도에 자주 접한 투자자들은 그 기업의 과거 성과가 일시적인 호황 때문인 경우에도 그 기업이 향후에도 꾸준히 수익을 낼 것으로 믿게 된다. 이러한 과잉평가로 주가의 과잉반응이 발생하지만 결국에는 가격평가의 오류가 밝혀지면서 주가가 다시 하락하는 반전현상이 발생하게 된다. 과대평가된 가격오류는 상당한 시간에 걸쳐 적정가격으로 수렴하게 되므로 대표성 휴리스틱은 3~5년에 걸친 가격역전현상을 설명하는 데에 적절하다. 이처럼 가격오류가 수정되는 데에 장기의 시간이 필요한 것은 무위험차익거래(arbitrage)가 완전하게 일어나지 않기 때문이다. 행태재무이론 모형에서 무위험차익거래가 제한적으로 일어나는 원인에 대해서는 De Long, Shleifer, Summers and Waldmann(1990)과 Shleifer and Vishny(1997)를 참조하기 바란다.

마지막으로 Hong and Stein(HS, 1999)은 앞의 연구들과는 달리 두 가지 유형의 투자자들을

가정하고 이들의 상호작용이 주가의 과소반응과 과잉반응을 발생시키는 과정을 설명하였다. BSV와 DHS는 주가가 하나의 대표적인 투자자(single representative agent)에 의해 결정되는 단일 투자자 모형(single-agent model)을 설정한 다음 대표적 투자자의 인지적 왜곡이 단기적인 가격지속현상과 장기적인 가격반전현상을 발생시키는 과정을 이론적으로 설명하였다. HS는 주가의 이상현상을 설명할 수 있는 통합된 행태이론을 제시하려는 점에서는 BSV나 DHS와 같지만 이상현상에 대한 이론적 접근방법에서 구별된다. 즉, 이들은 대표적 투자자의 심리보다는 이질적인 투자자들 간의 상호작용(interaction between heterogeneous agents)에 분석의 초점을 두었다. 즉 개별투자자에 대해 가정하는 특정한 인지적 왜곡보다는 이러한 투자자들이 상호 작용하는 방식이 주가에 어떠한 영향을 미치는가에 중점을 두었다.

HS 모형은 “정보소유자(newswatchers)”와 “모멘텀 거래자(momentum traders)”라는 두 가지 유형의 투자자들을 가정한다. 정보소유 투자자는 미래의 기업실적에 관한 사적 정보를 이용하여 주가에측을 할 수 있지만 과거와 현재의 주가변화에 대응하여 투자판단을 수정하지 못한다. 반대로 모멘텀 거래자는 과거의 주가변화에 따라 투자 의사를 조절할 수 있지만 과거주가 이외의 정보는 전혀 반영하지 못하는 한계를 지닌다. HS 모형의 둘째 가정은 사적 정보는 정보소유자 간에 점진적으로(gradually) 전달된다는 것이다. 이 모형에서 기업실적에 관한 새로운 정보가 발생하면 정보소유 투자자들이 거래를 시작하여 주가를 적정가격 방향으로 변화시키는데, 주가가 정보에 대해 느리게 반응하여 과소반응 현상이 나타난다. 왜냐하면 정보가 정보소유자들 사이에 점진적으로 전달되고, 정보소유자들은 불충분한 가격변화에 대응하여 투자판단을 수정하지 못하기 때문이다. 한편 모멘텀 거래자들은 적정주가와 과소반응한 주가 간의 차이에 대한 차익거래로 투자수익을 얻게 된다. 이들의 거래는 과소반응한 주가를 적정가격으로 조정하지만, 적정주가가 어느 수준인지 모르기 때문에 과잉반응을 유발하게 된다.<sup>1)</sup>

1) 어떤 기업의 실적에 대해 긍정적인 정보가 발생하였다고 하자. 정보소유자는 해당 기업의 주식을 매입하여 주가를 높이지만 과소반응으로 주가가 적정수준에는 미치지 못한다. 모멘텀 거래자는 주가상승이 기업에 대한 우호적인 정보가 발생했다는 신호로 인식하고 주식을 매입한다. 초기에 시장에 참여한 모멘텀 거래자는 적정가격보다 낮은 주가에 매입하여 수익을 얻게 된다. 나중에 시장에 참여한 모멘텀 거래자는 실적관련 정보가 언제 발생한 것인지 모르기 때문에 주가상승을 여전히 우호적인 신호로 인식하고 매입에 참여하여 주가를 적정수준 이상으로 높이는 과잉반응 현상을 유발한다.

## 2. 거래전략성과의 분석방법

본 연구는 국내 선행연구들의 실증분석결과가 서로 상반되게 나타난 원인이 포트폴리오 구성방법의 차이 때문임을 보인다. 이를 위해 J-T(1993)의 투자전략을 구성하는 방법에 대해 자세하게 설명하고자 한다.

### 2.1 Jegadeesh and Titman(1993) 투자전략의 성과측정

J-T(1993)의 투자전략은 다음과 같이 구성된다. J-T의 모멘텀 포트폴리오는 과거  $J$  ( $= 3, 6, 9, 12$ )개월 동안의 수익률 순으로 개별주식들을 10개 그룹으로 분류한 다음, 과거 수익률이 최하위인 그룹에 속한 패자 주식들(losers)의 동일가중 포트폴리오를 매도하고 최상위 그룹에 속한 승자 주식들(winners)의 동일가중 포트폴리오를 매수하여 구성한다. 투자성과는 이렇게 구성한 무비용 포트폴리오의  $K$  ( $= 3, 6, 9, 12$ )개월 기간에 대한 보유 수익률로 측정된다.

호가스프레드(bid-ask spread)와 지연반응효과(lagged reaction effects) 등 시장미시구조가 가격변화에 미치는 영향을 배제하기 위해 포트폴리오 구성기간과 보유기간 사이에 1주일 또는 1달의 간격을 두고 보유수익률을 측정하기도 한다. 그리고 시장미시구조문제가 저가주와 소형주에 심하게 나타난다는 지적 때문에 일정한 가격 이하의 주식이나 시가총액 하위 10%의 소형 주식을 표본에서 제외하기도 한다.

본 연구에서 이용한 반대투자전략 포트폴리오는 계속투자전략과 정반대로 패자주를 매수하고 승자주를 매도하여 구성한 것이다. 따라서 반대투자전략의 수익률은 계속투자 전략의 수익률과 부호만 다를 뿐 절대값은 동일하다. 그리고 우리나라 주식시장의 종목 수가 미국에 비해 적기 때문에 개별주식들을 10개 그룹이 아닌 5개 그룹으로 분류하여 승자주와 패자주를 정하였다.

J-T(1993)의 거래전략 수익률은 보유기간이 겹치는 여러 포트폴리오들(portfolios with overlapping holding periods)의 평균 수익률로 측정되었다. 구체적으로 과거  $J$ 개월 수익률을 기준으로 구성한 포트폴리오를  $K$ 개월 동안 보유하는  $J/K$ 전략의  $t$ 월 수익률은  $(t-J) \sim (t-1)$ 월 수익률을 기준으로 구성한 포트폴리오부터  $(t-J-K+1) \sim (t-K)$ 월 수익률을 기준으로  $K-1$ 개월 전에 구성했던 포트폴리오까지 총  $K$ 개 포트폴리오의  $t$ 월

수익률을 평균한 것이다.<sup>2)</sup>

$$J/K\text{전략의 } t\text{월 수익률} = \frac{(t-J\text{월} \sim t-1\text{월})\text{수익률 기준 포트폴리오의 } t\text{월 수익률}}{K}$$

$$\vdots$$

$$+ \frac{(t-J-K+1\text{월} \sim t-K\text{월})\text{수익률 기준 포트폴리오의 } t\text{월 수익률}}{K}$$

예를 들어,  $J=3/K=6$  승자 포트폴리오의 2000년 12월 수익률은 다음과 같이 측정한다.

- ① 투자성과 측정시점 1개월 전에 2000년 9월~11월 수익률 기준으로 구성된 승자 포트폴리오부터 6개월 전에 2000년 4월~6월 수익률 기준으로 구성된 승자 포트폴리오까지 총 6개의 승자 포트폴리오를 구한다.
- ② 위에서 구성한 6개 포트폴리오의 2000년 12월 수익률의 평균값을 측정한다.

승자 포트폴리오의 수익률시계열은 ①~②를 1개월씩 전진시키면서 측정한다. 즉, 다음 달인 2001년 1월의 투자성과는 2000년 10월~12월 수익률 기준 포트폴리오부터 2000년 5월~7월 기준 포트폴리오까지 총 6개 포트폴리오의 2001년 1월 수익률을 평균한 값이다.

그러나 국내의 일부 선행연구는  $J/K$  승자 포트폴리오의 수익률을  $J-T(1993)$ 와는 달리 다음과 같이 측정하였다. 과거  $J$ 개월 $[(t-J) \sim (t-1)\text{월}]$  동안의 수익률을 기준으로 승자 포트폴리오를 구성한 다음, 미래  $K$ 개월 $[(t+1) \sim (t+K)\text{월}]$  기간에 대한 월평균 수익률로 계산되었다.<sup>3)</sup> 이렇게 이동평균방식으로 수익을 측정하는 방법은 거래전략 성과의 유의성을 검증하는  $t$ -값을 실제보다 부풀리는 오류를 범하게 되므로 주의하여야 한다(부록 참조).

2)  $J-T$ 의 overlapping holding period 전략이란  $t$ 월 들어서면서 그 이전에 보유하고 있던  $K$ 개의 포트폴리오 중에서  $(t-K)$ 월에 구성했던 포트폴리오를 청산하는 대신  $t$ 월에 새로 구성된 포트폴리오로 대체하고 나머지 포트폴리오는 그대로 유지하는 전략이다. 따라서 매월 전체 포트폴리오의 주식들 중  $1/K$ 에 해당하는 주식들에 대해서만 투자비중을 조절하고 나머지 주식들은 전월에서 그대로 이월하게 된다.

3) 예를 들어,  $J=3/K=6$  승자 포트폴리오의 2000년 12월 수익률은 다음과 같이 계산된다.

① 2000년 9월~11월 수익률을 기준으로 승자 포트폴리오를 구성한다.

② ①에서 구성한 포트폴리오에 대해 2000년 12월부터 2001년 5월까지의 월평균 수익률을 측정한다.

## 2.2 가중상대강도전략(Weighted Relative Strength Strategy)의 성과측정방법

Lo and MacKinlay(1990)와 Conrad and Kaul(1998)의 가중상대강도전략(WRSS, weighted relative strength strategy)은 과거 수익률을 이용하여 투자포트폴리오를 구성한다는 점에서는 J-T 전략과 같지만, 과거 수익률의 크기에 따라 개별주식에 대한 투자가중치를 달리한다는 점에서 J-T 투자전략과 구별된다. J-T 전략은 과거 수익률기준으로 최상위인 그룹에 속한 주식들은 30% 상승한 주식이나 80% 상승한 주식이나 모두 동일한 비중으로 투자한다. 반면 WRSS는 개별주식의 상대적인 수익률 크기에 비례하여 투자비중을 결정한다.

$$w_{i,t}(j) = -\frac{1}{N}(r_{i,t-1}(j) - r_{m,t-1}(j)) \quad (1)$$

여기에서  $N$ 은  $t$ 시점에 투자가능한 주식의 수를 나타내며  $r_{i,t-1}(j)$ 는 주식  $i$ 의  $t$ 시점 이전  $j$ 개월 수익률을,  $r_{m,t-1}(j)$ 는 모든 주식들의 과거  $j$ 개월 평균 수익률을 각각 나타낸다.

투자가중치  $w_{i,t}$ 를 이용한 반대투자전략은 과거 수익률이 시장수익률에 비해 낮은 주식에 대해서는 매수하고 과거 수익률이 시장평균에 비해 높았던 주식들은 매도한다. 또한 과거  $j$ 개월 동안 시장수익률보다 크게 상승한 주식들은  $t$ 기 포트폴리오 구성 시에 매도비중이 커지게 되고, 반대로 시장수익률보다 수익률이 매우 낮았던 주식들은 큰 매수비중을 부여받게 된다.<sup>4)</sup> 투자비중만큼 화폐단위로 투자할 경우 무비용 포트폴리오를 구성할 수 있으며

$$\sum_{i=1}^N w_{i,t}(j) = 0,$$

화폐단위로 평가한 매수(또는 매도)пози션은 다음과 같다.

$$I_{t-1}(j) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N |w_{i,t-1}(j)|.$$

4) 이러한 투자전략은 DeBondt and Thaler(1985)가 다음과 같이 기술한 주식시장의 과잉반응현상을 투자수익을 높이는 데에 반영하기 위한 것이다. “(1) 주가의 극단적인 움직임에는 반대 반향으로의 극단적인 움직임이 이어진다. (2) 초기의 주가 움직임이 극단적일수록 그 이후의 가격조정이 더 커지게 된다.”

투자비중  $w_{i,t}(j)$ 으로 구성된 포트폴리오를  $k$ 개월 동안 보유하여 얻게 되는 수익은 다음과 같다.

$$\pi_t(j, k) = \sum_{i=1}^N w_{i,t}(j) r_{i,t}(k) \quad (2)$$

식 (2)의 수익을 측정할 때에도 보유기간이 겹치는 포트폴리오들(portfolios with overlapping holding periods)의 평균 수익률을 이용한다. 예를 들어,  $j=3/k=3$  전략의 2000년 6월 성과는 2000년 1월~3월, 2월~4월과 3월~5월 수익률을 기준으로 구성된 3개 포트폴리오의 6월 수익률을 평균한 값으로 계산한다.

본 연구에서는 지면을 절약하기 위해 평가기간  $j$ 와 보유기간  $k$ 가 같은 포트폴리오만의 수익을 측정하였다(즉,  $j=k$ ). 그리고 평가기간이  $j$ 개월인 WRSS의 수익을 측정할 때 매월마다 과거  $j$ 개월 동안 수익률자료가 존재하는 기업들만을 투자대상으로 포트폴리오를 구성하였다. 또한 무비용 포트폴리오인 WRSS 포트폴리오의 성과 측정결과에 대한 직관적인 이해를 돕기 위해 투자비중을 양의 투자비중의 합으로 나눔으로써 매도포지션과 매수포지션이 각각 1원이 되도록 조정하였다. 따라서  $t$ 월의 주식  $i$ 에 대한 투자비중은 다음과 같다.

$$w_{i,t} = -(r_{i,t-1}(k) - r_{m,t-1}(k)) / \sum_{\{r_{i,t-1}(k) - r_{m,t-1}(k) > 0\}} (r_{i,t-1}(k) - r_{m,t-1}(k)) \quad (3)$$

위의 투자가중치를 이용하여 계산한 WRSS 전략의 성과는 1원어치 매수포트폴리오 수익률에서 1원어치 매도포트폴리오 수익률을 뺀 투자수익률을 월별 퍼센트 단위로 측정한 것이 된다.

### III. 반대투자전략의 수익성분석

본 장에서는 과거 주가를 이용한 거래전략의 성과여부를 검증하고 다음 장에는 거래전략 성과를 결정하는 요인들을 검토하기로 한다. 거래전략의 성과는 이미 많은 분석이 이루어진

바 있는 J-T(1993) 방식으로 분석한 다음 Lo and MacKinlay(1990)의 가중상대강도전략(WRSS)에 의한 투자성과도 살펴보기로 한다. 서로 다른 두 가지 방식에 의한 거래전략의 성과를 살펴봄으로써 과거 주가를 이용한 투자전략의 성과에 대한 검증의 신뢰도를 높일 수 있을 것으로 기대한다.

## 1. 분석자료

본 연구는 1988년 1월부터 2008년 5월까지를 표본기간으로 유가증권시장에 상장된 적이 있는 모든 기업을 분석대상으로 하였다. 일부 선행연구는 1980년부터 거래전략의 성과를 분석하였는데 시가총액이나 거래대금이 매우 작았던 1980년 초반 자료는 분석결과의 신뢰도를 높이는 데에 도움이 되지 않을 것으로 판단하여 제외하였다.<sup>5)</sup> 회사형 펀드, 상장지수 펀드와 부동산투자 펀드는 제외하였다. 상장폐지 기업의 경우 생존편의(survivorship bias)문제를 피하기 위해 분석대상에 포함하였으나, 상장폐지 직전 12개월 동안의 수익률은 변화가 극단적으로 심해 분석에서 제외하였다. 또한 과거 12개월의 수익률을 기준으로 구성된 투자 포트폴리오의 12개월 보유수익률을 측정하는 데에 최소 24개월의 자료가 필요하므로 25개월 이상의 수익률자료가 존재하지 않는 기업들도 분석에서 제외하였다. 전체 표본은 2008년 5월 말 현재 유가증권시장에 상장되어 있는 693개 종목과 상장폐지된 274개 종목 중 24개월 이하의 수익률자료만이 존재하는 종목을 제외한 923개 종목으로 구성되어 있다. 분석에 필요한 주가와 시가총액자료는 FnGuide에서 추출하였다.

본 연구는 외환위기를 기준으로 표본기간을 구분하여 1988년 1월~1997년 9월을 외환위기 이전으로 1998년 7월~2008년 5월을 외환위기 이후로 나누어 거래전략의 성과를 측정하였다. 많은 선행연구에서 외환위기 전후의 금융시장을 비교·분석하였는데, 정확한 외환위기 기간에 대해서는 학자에 따라 약간씩 차이를 보이고 있다. 본 연구는 동아시아 위기의 영향을 본격적으로 받기 시작하여 KOSPI가 31.8% 급락한 1997년 10월을 외환위기의 시작으로

5) 우리나라는 1987년 『자본시장 육성에 관한 법률』을 개정하여 증권감독원이 유상증자 적격법인을 선정하고 기업공개를 권고할 수 있도록 하였고, 포항제철(1988)과 한국전력공사(1989)의 정부소유주식을 국민주로 매각하였다. 이러한 조치에 힘입어 우리나라 주식시장은 1988년 들어 이전과는 구분되는 양적 성장을 보였다.

	종합주가지수(연말)	상장회사수	시가총액(10억 원)	거래대금
1980	106.9	352	2,527	1,134
1985	163.4	342	6,570	3,621
1988	907.2	502	64,544	58,121



〈표 1〉 투자자별 거래대금

투자주체별 매수금액과 매도금액을 십억 원 단위로 기록하였고, 괄호안은 투자주체별 매수 및 매도 비중을 나타낸다.

	매수			매도		
	개인	외국인	기관	개인	외국인	기관
1992	74.4 (82.5)	2.4 (2.6)	13.5 (14.9)	76.6 (84.5)	0.9 (1.0)	12.5 (13.8)
1995	93.1 (65.2)	7.6 (5.3)	38.2 (26.7)	95.3 (66.7)	6.3 (4.4)	38.2 (26.8)
2000	449.2 (71.6)	63.2 (10.7)	98.2 (15.7)	453.0 (72.2)	51.8 (8.3)	106.9 (17.0)
2005	474.4 (60.3)	159.7 (20.3)	124.0 (15.8)	482.5 (61.4)	162.7 (20.7)	116.3 (14.8)
2008	638.9 (49.6)	310.3 (24.1)	291.2 (22.6)	636.1 (49.4)	343.9 (26.7)	267.9 (20.8)

보았다. 그리고 추세적으로 하락하던 주식시장이 상승세로 돌아선 1998년 7월부터는 외환위기의 급격한 충격이 완화된 것으로 판단하여 1997년 10월부터 1998년 6월까지를 외환위기 기간으로 설정하였다. 외환위기 기간을 3개월 앞당긴 1997년 7월부터 시작하여 6개월 늦춘 1998년 12월까지로 설정한 경우에도 실증분석결과는 거의 차이를 보이지 않았다.

외환위기를 기준으로 표본기간을 분리한 이유는 1992년부터 단계적으로 확대되어 오던 외국인 투자제한이 1998년 5월 완전히 철폐됨으로써 투자자들의 거래행태에 구조적 변화를 가져왔기 때문이다. 유가증권시장에서 개인투자자의 거래대금비중이 1992년 82.5%(매수), 84.5%(매수)에서 2008년에는 50%이하로 낮아진 반면, 외국인 투자자의 비중은 1992년 2.6%(매수), 1.0%(매도)에서 2008년 각각 24.1%(매수), 26.7%(매도)로 높아졌고 기관투자자의 거래비중도 크게 높아졌다(〈표 1〉 참조). 일반적으로 개인투자자들은 상장기업에 대한 정보가 부족하고 정보분석능력도 취약하여 과거의 주가추세나 시장의 소문에 의존하여 투자하는 거래행태를 보인다. 따라서 개인 거래비중이 매우 높았던 1980년대 후반부터 1997년 말까지의 주가움직임과 외국인과 기관이 시장을 주도한 1998년 이후의 주가변화 패턴은 상당한 차이를 보일 것이며, 이에 따라 주가의 계속현상과 반전현상 또한 외환위기를 전후하여 다른 양상을 보일 것으로 추정된다.

## 2. Jegadeesh and Titman(1993) 방식의 거래전략의 성과분석

먼저 J-T 방식의 거래전략 수익은 〈표 2〉에 정리하였는데, Panel A는 포트폴리오 구성을

위한 과거수익률 평가기간에 연이어 곧바로 보유수익률을 측정한 결과를 기록하였고 Panel B에는 과거수익률 평가기간 이후 1개월이 지난 다음 보유수익률을 측정한 결과를 정리하였다. 포트폴리오 구성기간( $J = 3, 6, 9, 12$ 개월)에 보유기간( $K = 3, 6, 9, 12$ 개월)을 조합한 16개 전략의 성과를 정리한 Panel A를 보면, 반대투자전략은 1988년 1월부터 2008년까지의 전체표본기간 동안 양의 수익률을 보이고 있지만  $t$ -값이 매우 낮게 나타났다. 고봉찬(1997), 박경인, 지청(2006)과 Chae and Eom(2009) 등은 모두 반대투자전략이 성과를 보이기는 하나 통계적 유의성이 낮게 나타나 본 연구와 비슷한 결과를 보여주고 있다. 반면 안영규, 이정도(2004), 김영빈(2004), 윤정선 외(2008) 등에서도 반대투자전략이 성과를 보이는 것으로 나타났지만, 이들 연구에서는 투자성과가 매우 유의적인 것으로 나타난 점에서 본 연구와 차이를 보였다.

평가기간과 보유기간 사이에 1개월의 간격을 둔 Panel B에서도 비슷한 결과가 나타났다. 과거수익률 평가기간과 보유기간이 모두 9개월과 12개월로 긴 경우에만 반대투자전략의 성과가 약하게나마 나타나고 나머지 거래전략에서는 투자성과가 0.1 내외의 매우 낮은 수준에 불과하다.

반대투자전략은 주가반전현상이 나타날 때 유의적인 성과를 보일 수 있다. <표 2>의 승자와 패자 포트폴리오의 수익률을 보면, 과거 가격이 상승하였던 승자주식들은 보유기간동안 가격이 하락세로 반전한 반면, 과거 주가가 하락하였던 패자주식들은 보유기간동안 주가가 계속 하락하는 가격지속현상(momentum)을 보였다.

표본기간을 외환위기 이전과 이후로 구분하여 측정한 반대투자전략의 성과는 <표 3>에 정리하였다. 전체기간과는 달리 반대투자전략의 성과가 외환위기 이전에 유의적으로 나타난다. 위기 이전에도 승자 포트폴리오는 주가반전현상을 통해 반대투자전략의 수익에 기여하는 반면 주가계속현상을 보이는 패자 포트폴리오는 투자성과를 줄이는 작용을 한다. 전체기간과의 차이점은 승자 포트폴리오의 주가역전현상이 위기이전에 더 크고 유의적인 반면 패자 포트폴리오의 가격계속의 정도는 훨씬 작다는 것이다. 따라서 위기이전의 반대투자전략은 승자 포트폴리오의 매도에서 발생한 유의적인 수익에 힘입어 유의적인 성과를 보인 것이다. 예를 들어,  $J = 9/K = 12$  전략이 유의적인 투자성과를 보인 것은 승자주의 매도에서 월 0.92%( $t$ -값 = 1.82)의 유의적인 수익이 발생한 반면 패자주의 매입에서는 매우 미미한 손실(-0.08%)이 발생하였기 때문이다. 그런데 반대투자전략이 유의적인 수익을

## 〈표 2〉 반대투자전략의 투자성과분석

이 표는 과거 J-개월간 수익률을 기준으로 구성된 반대투자 포트폴리오를 구성시점 이후 K-개월 동안 보유하여 얻은 월별수익률을 정리하였다. 2008년 5월 말 현재 거래소에 상장된 모든 주식들과 상장폐지 주식들로 표본을 구성하였고 표본기간은 1988년 1월부터 2008년 5월까지이다. 과거수익률 평가월 기준 시가총액이 하위 10%에 속하는 주식들을 제외하고 과거 J-개월간 수익률을 기준으로 5개 그룹으로 분류한 다음 각 그룹의 K-개월 동안에 대한 동일가중 수익률(equal-weighted return)을 계산한다. 과거 수익률이 가장 낮았던 포트폴리오인 패자그룹은 매수하고, 과거 수익률이 가장 높았던 포트폴리오인 승자그룹을 매도하는 반대투자전략의 월별 수익률을 계산하였다. Panel B는 평가기간과 보유기간 사이에 1개월의 간격을 두고 월별 수익률을 계산한 결과이다. 괄호안의 숫자는 이분산성과 시계열상관관계에 대해 로버스트한 z-통계량을 나타낸다.

**Panel A : 평가기간과 보유기간이 이어진 경우**

과거수익률 평가기간(J)		K = 3	K = 6	K = 9	K = 12
3	P1(패자)	-0.43 [-0.59]	-0.55 [-0.72]	-0.73 [-0.96]	-0.74 [-0.94]
	P5(승자)	-0.92 [-1.22]	-0.77 [-1.06]	-0.74 [-1.04]	-0.79 [-1.10]
	P1-P5	0.49 [1.53]	0.21 [0.85]	0.01 [0.03]	0.04 [0.21]
6	P1(패자)	-0.50 [-0.62]	-0.81 [-0.99]	-0.84 [-1.01]	-0.76 [-0.91]
	P5(승자)	-0.92 [-1.28]	-0.83 [-1.19]	-0.85 [-1.22]	-0.90 [-1.29]
	P1-P5	0.42 [1.11]	0.03 [0.08]	0.01 [0.03]	-0.76 [0.46]
9	P1(패자)	-0.81 [-0.99]	-0.85 [-1.00]	-0.77 [-0.90]	-0.71 [-0.82]
	P5(승자)	-0.89 [-1.29]	-0.88 [-1.30]	-0.95 [-1.39]	-0.96 [-1.40]
	P1-P5	0.08 [0.20]	0.04 [0.09]	0.18 [0.47]	0.25 [0.69]
12	P1(패자)	-0.77 [-0.89]	-0.75 [-0.85]	-0.73 [-0.82]	-0.63 [-0.71]
	P5(승자)	-1.02 [-1.47]	-1.04 [-1.52]	-1.03 [-1.51]	-0.98 [-1.42]
	P1-P5	0.24 [0.55]	0.29 [0.67]	0.31 [0.73]	0.35 [0.86]

**Panel B : 평가기간과 보유기간 사이에 1개월의 간격을 둔 경우**

과거수익률 평가기간(J)		K = 3	K = 6	K = 9	K = 12
3	P1(패자)	-0.71 [-0.93]	-0.69 [-0.88]	-0.83 [-1.05]	-0.80 [-1.01]
	P5(승자)	-0.66 [-0.89]	-0.64 [-0.90]	-0.69 [-0.97]	-0.79 [-1.12]
	P1-P5	-0.05 [-0.19]	-0.05 [-0.22]	-0.14 [-0.67]	-0.01 [-0.04]
6	P1(패자)	-0.69 [-0.84]	-0.90 [-1.08]	-0.87 [-1.04]	-0.72 [-0.86]
	P5(승자)	-0.72 [-1.03]	-0.76 [-1.11]	-0.85 [-1.24]	-0.85 [-1.22]
	P1-P5	0.02 [0.06]	-0.14 [-0.41]	-0.02 [-0.05]	0.12 [0.39]
9	P1(패자)	-0.92 [-1.09]	-0.89 [-1.04]	-0.73 [-0.84]	-0.66 [-0.77]
	P5(승자)	-0.76 [-1.12]	-0.89 [-1.32]	-0.90 [-1.32]	-0.92 [-1.34]
	P1-P5	-0.16 [-0.40]	-0.00 [-0.00]	0.17 [0.44]	0.26 [0.74]
12	P1(패자)	-0.85 [-0.97]	-0.73 [-0.82]	-0.67 [-0.75]	-0.61 [-0.68]
	P5(승자)	-0.99 [-1.44]	-0.99 [-1.45]	-1.00 [-1.46]	-0.95 [-1.37]
	P1-P5	0.14 [0.32]	0.26 [0.59]	0.33 [0.80]	0.34 [0.88]

〈표 3〉 외환위기 전후의 반대투자 성과분석

표본기간을 외환위기 이전(1988년 1월 ~ 1997년 9월)과 이후(1998년 7월 ~ 2008년 5월)로 구분한 다음 〈표 1〉과 같은 방법으로 구성된 반대투자 포트폴리오의 월평균 수익률을 기록하였다. 포트폴리오 구성을 위한 과거수익률 평가기간과 포트폴리오 보유기간 사이에 1개월의 간격을 두고 월별 수익률을 추정하였다. 괄호안의 숫자는 이분산성과 시계열상관관계에 대해 로버스트한 z-통계량을 나타낸다. \*와 \*\*는 각각 유의수준 10%와 5%에서 유의적임을 나타낸다.

Panel A : 외환위기 이전(1988년 1월 ~ 1997년 9월)

과거수익률 평가기간(J)	K = 3	K = 6	K = 9	K = 12
P1(패자)	-0.39 [-0.63]	-0.18 [-0.29]	-0.42 [-0.68]	-0.49 [-0.74]
3 P5(승자)	-0.41 [-0.66]	-0.46 [-0.79]	-0.66 [-1.24]	-0.82 [-1.55]
P1-P5	0.02 [0.03]	0.27 [0.89]	0.24 [0.99]	0.34 [1.45]
P1(패자)	-0.02 [-0.03]	-0.30 [-0.45]	-0.37 [-0.52]	-0.16 [-0.23]
6 P5(승자)	-0.65 [-1.12]	-0.87* [-1.66]	-1.00** [-1.98]	-0.89* [-1.75]
P1-P5	0.64 [1.38]	0.57 [1.43]	0.64 [1.63]	0.73* [1.92]
P1(패자)	-0.23 [-0.32]	-0.30 [-0.40]	-0.08 [-0.10]	-0.08 [-0.10]
9 P5(승자)	-0.83 [-1.58]	-1.03** [-2.09]	-0.93* [-1.91]	-0.92* [-1.82]
P1-P5	0.60 [1.22]	0.74 [1.50]	0.85* [1.71]	0.85* [1.84]
P1(패자)	-0.22 [-0.28]	0.03 [0.03]	0.02 [0.02]	0.03 [0.03]
12 P5(승자)	-1.04** [-2.08]	-1.01** [-2.06]	-0.98* [-1.95]	-0.86* [-1.66]
P1-P5	0.82 [1.50]	1.03* [1.81]	0.99* [1.82]	0.89* [1.83]

Panel B : 외환위기 이후(1998년 7월 ~ 2008년 5월)

과거수익률 평가기간(J)	K = 3	K = 6	K = 9	K = 12
P1(패자)	-0.34 [-0.40]	-0.66 [-0.78]	-0.87 [-1.00]	-0.73 [-0.83]
3 P5(승자)	-0.14 [-0.15]	-0.14 [-0.15]	-0.26 [-0.27]	-0.20 [-0.22]
P1-P5	-0.20 [-0.61]	-0.52* [-1.80]	-0.62** [-2.60]	-0.53** [-2.47]
P1(패자)	-0.79 [-0.91]	-1.10 [-1.25]	-0.96 [-1.08]	-0.60 [-0.68]
6 P5(승자)	-0.11 [-0.11]	-0.13 [-0.14]	-0.12 [-0.13]	0.03 [0.03]
P1-P5	-0.68 [-1.62]	-0.97** [-2.86]	-0.84** [-2.71]	-0.63** [-2.06]
P1(패자)	-1.13 [-1.28]	-1.04 [-1.17]	-0.64 [-0.73]	-0.56 [-0.62]
9 P5(승자)	-0.21 [-0.22]	-0.16 [-0.17]	-0.02 [-0.02]	-0.02 [-0.03]
P1-P5	-0.92** [-2.16]	-0.88** [-2.37]	-0.62* [-1.68]	-0.54 [-1.63]
P1(패자)	-0.84 [-1.24]	-0.70 [-0.86]	-0.58 [-0.72]	-0.49 [-0.28]
12 P5(승자)	-0.25 [-0.26]	-0.06 [-0.07]	-0.07 [-0.08]	0.23 [0.27]
P1-P5	-0.84** [-2.01]	-0.70* [-1.67]	-0.58 [-1.54]	-0.49 [-1.24]

창출한다는 사실은 De Bondt and Thaler(1985)에서 유의적으로 나타난 반대투자전략의 성과와는 구별되어야 한다. 왜냐하면 본 연구에서는 포트폴리오 구성기간과 보유기간이 1년 미만인 단-중기에서 반대투자전략의 성과를 분석한 반면 De Bondt and Thaler(1985)에서는 보유기간이 3년 이상인 장기에서의 성과를 평가하였기 때문이다.

외환위기 이후로는 선진국시장에서 일관되게 발견되었던 모멘텀효과가 뚜렷하게 나타나 위기 이전과 정반대 결과를 보여주고 있다. 외환위기 이후의 계속투자전략 성과는 위기이전의 반대투자전략 성과에 비해 더 크고 통계적인 유의성도 더 높다. 동일한 시장에서 특정 시점을 전후하여 거래전략의 성과가 완전히 반대방향으로 나타난다는 사실은 곧바로 받아들이기 어려울 수 있다. 그러나 <표 1>에서와 같이 우리나라 주식시장에서 투자자 구성이나 시장의 주도세력이 외환위기를 전후하여 빠르게 변화한 점을 고려할 때 충분히 현실적인 설명이 가능하다. 반대투자전략을 이용하는 개인들이 시장을 주도한 위기이전에는 반대투자전략이 성과를 보이고, 계속투자전략을 이용하는 외국인들이 시장주도세력이 된 위기 이후에는 모멘텀 효과가 나타난 것은 어쩌면 당연하게 보인다. 이러한 설명은 기관과 외국인은 추세 추종매매 행태를 보이는 반면 개인은 전반적으로 역추세 추종매매를 한다는 길재욱 외(2006)의 실증연구결과에 의해 뒷받침된다.<sup>6)</sup> 윤정선 외(2008)에서도 외국인 투자자들은 정보거래자(informed trader)로서 1년 이내의 투자기간에서 계속투자전략을 구사하는 반면, 비정보 거래자(noise trader)라고 할 수 있는 개인투자자들은 반대투자전략을 사용하는 것으로 나타났다.

이상에서 반대투자전략은 외환위기 이전에는 유의적인 수익을, 위기 이후에는 유의적인 손실(= 계속투자전략의 유의적인 수익)을 보임을 확인하였다. 따라서 <표 2>의 표본기간 전체에 대한 분석에서 반대투자전략의 성과가 유의적이지 않게 나타난 것은 위기이전의 수익과 위기이후의 손실이 서로 상쇄되었기 때문임을 알 수 있다. 일반적으로 재무계량 분석은 표본기간이 길수록 통계적 신뢰도가 높아지지만, 거래전략의 성과측정에 있어서는 외환위기 전후의 기간을 합하여 표본기간을 늘릴 경우 오히려 우리나라시장의 특성을

6) 투자주체별 추세추종 매매행태를 분석하기 위해 종목별 시가총액과 과거수익률을 각각 5분위(quintile)하여 총 25개의 포트폴리오를 구성한 다음 각 포트폴리오에 대해 투자주체의 추세추종 매매행태를 나타내는 초과수요대금 비율을 계산하였다. 분석결과에 의하면 외국인과 기관은 소규모 기업군을 제외한 모든 기업군에서 과거수익률 증가에 따라 초과수요대금 비율이 높아지는 추세추종 매매행태를 보였다. 반면 개인은 중·대규모 기업군에서 과거수익률이 증가함에 따라 매도성향 증가하는 역추세추종 매매행태를 보였다.

제대로 포착하지 못하는 결과를 초래할 수 있다. 그러므로 우리나라 시장에 대해 거래전략의 성과를 검증하기 위해서는 투자자 행태의 구조변화를 고려하기 위해 외환위기 기간 또는 외국인투자제한이 철폐된 1998년 5월을 기준으로 표본기간을 구분하는 것이 바람직하다.

과거 12개월 수익률을 이용한 반대투자전략의 장기성과는 <표 4>와 <그림 1>에서 살펴볼 수 있다. 반대투자전략의 누적수익률은 12개월까지 증가하여 5.0%에서 최고 수익률을 기록한 후 이후 꾸준히 하락하는 모습을 보인다. 월별 수익률이 13개월부터 꾸준히 음의 값을 나타내던 반대투자전략은 2년 후에는 누적수익률이 0에 근접하게 되고 이후부터는 마이너스 수익률을 나타내고 있다. 그러나 24개월 이후로는 월별수익률이나 누적수익률 모두 통계적 유의성이 매우 낮아 반대투자전략의 누적수익률이 0이라는 가설을 기각하지

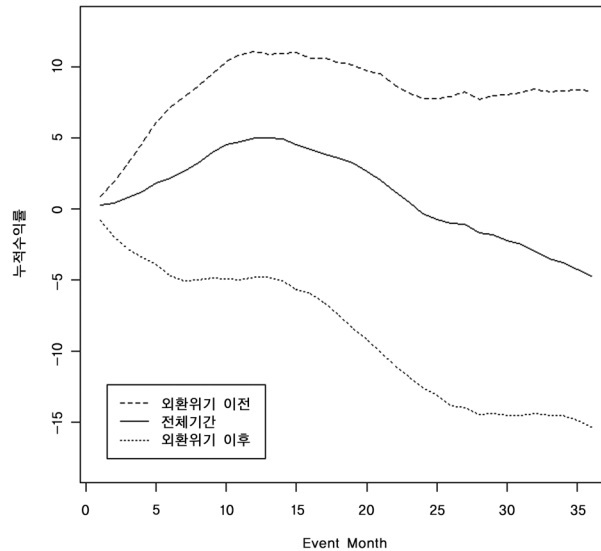
**<표 4> 반대투자전략의 장기성과 분석**

과거 12개월의 수익률을 기준으로 반대투자전략 포트폴리오를 구성하였다. 이 표는 포트폴리오 구성 이후 반대투자전략 포트폴리오의 수익을 1개월부터 36개월까지 월별로 측정한 결과이다. 표본기간은 1988년 1월부터 2008년 5월까지이다. 괄호안의 숫자는 이분산성과 시계열상관관계에 대해 로버스트한 z-통계량을 나타낸다. \*와 \*\*는 각각 유의수준 10%와 5%에서 유의적임을 나타낸다.

t	월별수익률	누적수익률	t	월별수익률	누적수익률	t	월별수익률	누적수익률
1	0.254 [0.47]	0.254 [0.47]	13	-0.036 [-0.08]	4.977 [0.97]	25	-0.397 [-1.17]	-0.743 [-0.15]
2	0.171 [0.36]	0.426 [0.40]	14	-0.052 [-0.10]	4.924 [0.87]	26	-0.285 [-0.74]	-1.027 [-0.21]
3	0.382 [0.74]	0.808 [0.48]	15	-0.370 [-0.75]	4.555 [0.82]	27	-0.056 [-0.17]	-1.083 [-0.22]
4	0.432 [0.80]	1.241 [0.57]	16	-0.389 [-0.74]	4.166 [0.75]	28	-0.619* [-1.81]	-1.702 [-0.36]
5	0.581 [1.10]	1.822 [0.61]	17	-0.315 [-0.64]	3.850 [0.62]	29	-0.161 [-0.47]	-1.863 [-0.39]
6	0.307 [0.60]	2.130 [0.62]	18	-0.265 [-0.53]	3.586 [0.61]	30	-0.359 [-1.07]	-2.222 [-0.46]
7	0.528 [1.17]	2.657 [0.69]	19	-0.380 [-0.82]	3.206 [0.55]	31	-0.298 [-0.89]	-2.519 [-0.51]
8	0.553 [1.16]	3.210 [0.79]	20	-0.605 [-1.38]	2.601 [0.46]	32	-0.430 [-1.23]	-2.949 [-0.61]
9	0.784* [1.75]	3.995 [0.96]	21	-0.552 [-1.23]	2.049 [0.37]	33	-0.546 [-1.55]	-3.496 [-0.72]
10	0.505 [1.13]	4.500 [1.02]	22	-0.836** [-2.14]	1.213 [0.22]	34	-0.328 [-0.90]	-3.823 [-0.79]
11	0.235 [0.54]	4.735 [1.01]	23	-0.723* [-1.82]	0.490 [0.09]	35	-0.438 [-1.41]	-4.261 [-0.88]
12	0.278 [0.59]	5.013 [0.98]	24	-0.836** [-2.30]	-0.346 [-0.07]	36	-0.507 [-1.43]	-4.768 [-0.97]

### 〈그림 1〉 외환위기 전후의 반대투자전략의 장기성과

이 그림은 과거 12개월의 수익률을 기준으로 반대투자전략 포트폴리오의 성과를 1개월부터 36개월까지 월별로 측정하여 그린 것이다. 실선은 전체 표본기간에 대해 측정된 반대투자전략의 성과를 나타내고, 파선과 점선은 각각 외환위기 이전과 이후의 성과를 그린 것이다.



못한다.

〈그림 1〉은 장기성과가 외환위기를 전후하여 극명한 대조를 이루고 있음을 보여주고 있다. 외환위기 이전에는 반대투자전략 포트폴리오를 구성한 이후 1년까지 누적수익률이 가파르게 상승하다 1년 후부터는 소폭 하락하고 2년 후부터는 정체된 모습을 보인다. 반면 외환위기 이후에는 반대투자전략의 손실, 즉 계속투자전략의 수익이 2년 이후에는 증가폭이 줄어들기는 하지만 꾸준히 나타나는 것을 확인할 수 있다. 거래전략의 장기성과도 〈표 3〉에서와 같이 외환위기를 기준으로 극명한 대조를 보이고 있다.

### 3. WRSS의 성과분석

앞에서 분석한 J-T 방식의 거래전략은 본 연구에서와 같이 과거 수익률을 기준으로 5개 그룹으로 분류하여 승자 포트폴리오와 패자 포트폴리오를 구성할 수 있고, J-T(1993)처럼 10개 그룹으로 구분하거나 Moskowitz and Grinblatt(1999)와 Hong, Lim and Stein(2000)에서처럼 하위 30%, 중위 40%와 상위 30%의 3개 그룹으로 구분할 수도 있어 분석결과에

자의성이 개입할 여지가 있다. 따라서 분석대상인 모든 주식에 투자하는 WRSS는 거래 전략성과 여부에 대한 중요한 객관적 증거가 될 것이다.

지면을 절약하기 위해 과거수익률 평가기간과 보유기간이 동일한 경우의 투자성과만을 <표 5>에 정리하였다. Panel B는 포트폴리오 구성시점에 시가총액이 하위 10%에 속하는 주식들을 투자대상에서 제외하고 과거수익률 평가기간과 보유기간 사이에 1개월의 간격을 두는 방식으로 계산한 결과이다. 표본기간 전체를 이용한 계산결과를 보면, Panel A와 B 모두에서(K=3 제외) 반대투자전략이 약한 성과를 보이는 것으로 나타났으나 통계적 신뢰도가 매우 낮아 J-T 전략에 대한 분석결과와 비슷하다. 외환위기를 기준으로 표본기간을 구분한 경우에도 J-T 전략에서와 비슷한 결과를 보여주고 있다. 외환위기 이전에는 반대 투자전략이 성과를 보인 반면 위기 이후에는 K=3인 경우를 제외한 모든 계속투자전략이 성과를 보이는 것으로 나타났다. 그러나 J-T 전략에 대한 성과분석결과에 비해 위기 이전과 이후 모두 거래전략의 통계적 유의도는 낮아졌다.

#### <표 5> 가중반대투자전략(Weighted Contrarian Strategy)의 투자성과분석

이 표는 모든 표본주식들의 동일가중 수익률로 측정된 지수수익률과 비교한 개별주식의 과거 수익률을 기준으로 패자주식을 매입하고 승자주식을 매도하는 무비용 거래전략(zero-cost trading strategies)의 평균이윤을 정리하였다. 표본기간과 외환위기 이전과 이후기간은 <표 3>에서와 같다. 투자비중을 결정하기 위한 과거 수익률 평가기간과 포트폴리오의 보유기간을 K로 동일하게 정하였고 K는 3, 6, 9개월과 12개월이다. 원화로 측정된 시점  $t$ 의 이윤은  $\pi_t(K) = \sum_{i=1}^N w_{i,t-1}(K) r_{i,t}(K)$ 이며, 여기에서  $w_{i,t-1}(K) = \frac{1}{N} [r_{i,t-1}(K) - r_{m,t-1}(K)]$  이고  $r_{m,t-1}(K) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N r_{i,t-1}(K)$  이다. 괄호안의 숫자는 이분산성과 시계열상관관계에 대해 로버스트한 z-통계량을 나타낸다. \*와 \*\*는 각각 유의수준 10%와 5%에서 유의적임을 나타낸다.

Panel A : 모든 주식에 투자하고 평가기간과 보유기간이 이어진 경우

K	전체기간	외환위기 이전	외환위기 이후
3	0.68**[2.03]	0.26[0.49]	0.86[2.07]
6	0.11[0.34]	0.38[0.95]	-0.23[-0.60]
9	0.12[0.31]	0.67[1.40]	-0.42[-0.98]
12	0.27[0.69]	0.83[1.57]	-0.51[-1.16]

Panel B : 시가총액 하위 10%에 속하는 주식은 제외하고 평가기간과 보유기간 사이에 1개월의 간격을 둔 경우

K	전체기간	외환위기 이전	외환위기 이후
3	0.13[0.51]	-0.02[-0.04]	0.17[0.56]
6	-0.02[-0.08]	0.51[1.41]	-0.71**[-2.06]
9	0.18[0.54]	0.76*[1.68]	-0.51[-1.38]
12	0.33[0.97]	0.78*[1.76]	-0.41[-1.07]



## IV. 반대투자전략 수익의 원인분석

본 장에서는 앞에서 설명한 투자전략 성과가 어떠한 요인에 의해 유발된 것인가를 분석하기로 한다. J-T 방식의 투자전략 성과에 대해서는 많은 선행연구들에서 이미 충분한 원인분석이 이루어진 바 있으므로 본 연구에서는 WRSS 성과에 대한 원인분석에 초점을 두고자 한다. Chae and Eom(2009)도 우리나라에서의 거래전략 성과를 분해한 바 있다. 그러나 이들은 본 연구와 달리 주식시장이 충분히 성숙되지 않은 1980년대 초반을 표본기간에 포함시킨 데다 승자-패자 구성기간도 J-T와는 달리 1개월, 3개월과 6개월로 설정하였다.

### 1. 투자전략성과의 원인분석방법

거래전략 성과의 원인을 분석한 대부분의 선행연구들은 재무이론모형에 대한 검증방법을 응용하여 계속투자전략이나 반대투자전략에서 발생하는 수익이 위험에 대한 보상으로 설명될 수 있는지를 검증하고 있다. 구체적으로 분석대상 주식들을 시장베타, 기업규모 또는 거래량 등 위험요인을 대변할 것으로 기대되는 변수들을 기준으로 몇 개 그룹을 나눈 다음, 이들 그룹에서도 투자전략이 유의적인 성과를 보이기를 검증하는 방법을 이용하였다. 또는 J-T 방식으로 구성된 투자전략 포트폴리오의 수익률을 종속변수로 CAPM이나 Fama-French 3-요인 모형을 추정한 다음 상수항(비정상 수익률)이 유의적인지를 검증하는 방법을 이용하기도 한다. 이러한 검증방법들은 국내 선행연구에서 많이 시도된 바 있으므로 본 장에서는 Lo and MacKinlay(1990)과 Conrad and Kaul(1998)이 제안한대로 WRSS 수익을 수리적으로 분해한 다음 재무이론적인 해석을 시도하기로 한다. WRSS 전략의 예상수익은 재무이론적인 의미를 갖는 3개 요인으로 수리적으로 분해되어 직접적인 원인분석이 가능하다는 점에서 Fama-French 3-요인 모형을 이용한 간접적인 원인분석으로는 가능하지 않은 새로운 설명이 가능하다.

$N$ 개의 개별주식 수익률로 구성된 수익률 벡터  $(r_{1,t-1}(k), \dots, r_{N,t-1}(k))'$ 를  $r_{t-1}(k)$ 로 표기 하자. 수익률 벡터는 평균이  $E[r_t] = \mu \equiv (\mu_1, \dots, \mu_N)'$ 이고 자기공분산행렬 (auto-covariance matrices)이  $\Omega_k = E[(r_{t-1}(k) - \mu)(r_t(k) - \mu)']$ 인 공분산-정상(covariance-

stationary) 확률 과정이라고 가정한다. 이 가정은 WRSS 수익을 구성하는 요인을 추정 (estimate)하는 데에 필요한 것인데, 수익을 구성하는 요인에 대한 구체적인 추정방법은 부록에서 자세히 설명하기로 한다.

WRSS 전략의 예상수익은 다음과 같이 분해된다.

$$E[\pi_t(k)] = \frac{l' \Omega_k l}{N^2} - \frac{1}{N} \text{tr}(\Omega_k) + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\mu_i(k) - \mu_m(k)]^2$$

여기에서  $\mu_m(k) = E[r_{m,t}] = \sum_{i=1}^N \mu_i(k) / N$ 은 동일가중 시장포트폴리오의  $k$ 개월 보유수익률의 평균을 나타낸다. 첫째 항인 시장포트폴리오의 자기공분산행렬에는 개별주식의 자기공분산과 주식간 시계열공분산(cross-covariance)이 모두 포함되어 있으므로 이들을 구분하기 위해 예상수익률을 다음과 같이 다시 정리한다.

$$\begin{aligned} E[\pi_t(k)] &= \frac{1}{N^2} [l' \Omega_k l - \text{tr}(\Omega_k)] - \left( \frac{N-1}{N^2} \right) \text{tr}(\Omega_k) + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\mu_i(k) - \mu_m(k)]^2 \quad (4) \\ &= C(k) + O(k) - \sigma^2(\mu) \end{aligned}$$

반대투자전략의 예상수익은  $C(k)$ ,  $O(k)$ 와  $\sigma^2(\mu)$ 의 3개 요인으로 분해되는데,  $C(k)$ 와  $O(k)$ 는 모두 주식수익률의 시계열적 성질을 반영한 요인이라는 점에서  $P(k) \equiv C(k) + O(k)$ 를 따로 “이윤지수”(profitability index)로 정의하여 개별주식 평균 수익률의 횡단면 차이를 나타내는  $\sigma^2(\mu)$ 와 구분하여 분석하기도 한다(Lo and MacKinlay, 1990; Conrad and Kaul, 1998).

각각의 수익발생요인의 이론적 의미를 보면, 첫째 자기시계열공분산(autocovariances)의 평균에 부호를 바꾼  $O(k)$ 는 과잉반응(overreaction)을 나타내며 반대투자전략 수익에 양의 영향을 갖는다. 과잉반응으로 크게 상승한 주가는 시간이 흐르면서 하락하게 되므로 개별주가의 시계열 상관관계는 음의 값을 갖게 되고  $O(k)$ 는 양의 값을 갖는다. 과잉반응으로 주가가 떨어진 주식을 매수하고 오른 주식을 매도하는 반대투자전략은 당연히 수익을 창출하게 될 것이다. 둘째, 주식 상호간 교차시계열공분산(cross-autocovariances)인  $C(k)$ 는

소위 선도-지연관계(lead-lag relation)로 해석되며 반대투자전략 예상수익을 증가시킨다.  $C(k)$ 가 반대투자전략 성과에 기여하는 원인을 교차 시계열공분산이 양의 값을 갖는(즉,  $C(k) > 0$ ) 주식 A와 주식 B로 구성된 시장을 예로 들어 설명하기로 하자. 현재 주식 A의 수익률이 시장수익률보다 높을 경우 반대투자전략은 이 주식을 매도하고 주식 B를 매수할 것이다. 그런데 주식 A와 B는 서로에 대해 양의 교차 시계열상관관계를 가지므로 주식 A의 현재 높은 수익률은 주식 B의 미래 높은 수익률을 의미하므로 반대투자전략은 주식 B에 대한 매수포지션에 힘입어 양의 수익을 얻게 될 것이다. 또한 주식 B의 현재 낮은 수익률은 주식 A의 미래 낮은 수익률을 의미하므로 반대투자전략은 주식 A에 대한 매도포지션에서도 수익을 얻게 될 것이다. 즉, 주식 A와 B의 개별적인 자기시계열상관관계가 음이나 여부, 즉 과잉반응에 따른 주가반전 여부와 상관없이 주식 상호간의 시계열 상관관계만으로도 반대투자전략이 양의 수익을 얻을 수 있음을 알 수 있다. 이는 과잉반응이 존재하지 않더라도 반대투자전략이 성과를 보일 수 있음을 의미한다.

마지막으로 개별주식 평균 수익률의 횡단면분산  $\sigma^2(\mu)$ 은 항상 양의 값을 갖게 되며 반대투자전략 수익을 줄이는 작용을 한다. 식 (4)는 개별주식의 자기상관관계나 주식간 교차상관관계가 전혀 없더라도( $C(k) = O(k) = 0$ ) 반대투자전략은 0이 아닌 음의 수익을 얻게 됨을 보여준다. 주식수익률이 다음과 같이 임의보행모형을 따른다고 하자.

$$r_{i,t}(k) = \mu_i + u_{i,t}(k) \quad i = 1, \dots, N$$

여기에서  $E[u_{i,t}(k)] = 0$ 이고  $E[u_{i,t}(k)u_{j,t}(k)] = 0$ 이다. 주가가 시장평균보다 더 오른 주식들은 대체로 평균 수익률  $\mu_i$ 이 높은 종목인데 반대투자전략은 평균 수익률이 높은 주식을 매도하고 낮은 주식을 매수하게 되므로 당연히 손실을 보게 될 것이다. 반대로 계속투자 전략의 경우 항상 양의 수익을 얻을 수 있게 된다. 즉, 주가에 시계열상관관계가 전혀 존재하지 않는 임의보행 모형에서도 평균 수익률 차이만으로 거래전략이 성과를 보일 수 있음을 알 수 있다. 체계적 위험을 반영한 기대수익률의 차이로 거래전략의 성과를 설명한다는 점에서 세 번째 요인인  $\sigma^2(\mu)$ 은 거래전략의 성과를 전통적인 재무이론으로 설명하는 통로역할을 한다.

<표 6>은 이상에서 설명한 반대투자전략 성과를 구성하는 요인들의 재무이론적 의미를

정리하였다.

〈표 6〉 반대투자전략 성과의 구성요인과 재무이론적 해석

	구성요소	재무이론적 해석	반대투자전략의 성과
$C(k)$	서로 다른 주식간 시계열공분산 : $cov(r_{i,t-1}(k), r_{j,t}(k)) \quad i \neq j$	선도-지연 관계 [행태재무이론 지지]	양의 영향
$O(k)$	$-1 \times$ 자기 시계열공분산 : $-cov(r_{i,t-1}(k), r_{i,t}(k))$	과잉반응 [행태재무이론 지지]	양의 영향
$\sigma^2(\mu)$	개별주식의 평균 수익률 차이 $[\mu_i(k) - \mu_m(k)]^2$	기대수익률 차이반영 [전통재무이론 지지]	음의 영향

## 2. 원인분해결과

Conrad and Kaul(1998)이 미국시장의 거래전략 성과를 분해한 결과에 의하면 주가의 시계열상관관계로 발생하는  $O(k) + C(k)$ 에 비해 평균 수익률의 횡단면분산  $\sigma^2(\mu)$ 이 훨씬 크게 나타났다. 이러한 결과는 미국시장의 모멘텀효과는 개별주식의 예상수익률들이 체계적 위험을 반영하여 큰 차이를 보였기 때문에 나타난 것이며 과잉반응과 같은 행태이론적 설명을 반박하는 근거로 이용되었다.

〈표 7〉은 우리나라 시장의 WRSS 수익을 분해한 결과이다.<sup>7)</sup> 전체 표본기간에서 선진국 시장과는 달리 반대투자전략이 약간이나마 양의 수익률을 보인 이유는 우리나라의 주가반전 현상  $O(k)$ 이 선진국시장에 비해 강했기 때문이다. 우리나라에서도 평균 수익률의 횡단면분산  $\sigma^2(\mu)$ 이 크고 유의적인 값을 나타내지만, 주가의 과잉반응  $O(k)$ 이  $\sigma^2(\mu)$ 에 비해 더 크다는 점에서 미국시장과 구별된다. 이는 우리나라 시장에서는 투자자의 심리적인 왜곡이 거래전략 성과를 결정하는 중요 요인임을 시사하고 있다.

외환위기 이전에 대한 반대투자전략의 성과분해를 보면, 과잉반응  $O(k)$ 으로 인한 양의 수익률이 평균 수익률의 횡단면분산  $\sigma^2(\mu)$ 에 의한 마이너스 효과에 비해 크기 때문에 양의 수익을 갖게 된다. 주식수익률의 교차공분산  $C(k)$ 은 매우 작아 투자성가에 거의 영향을 미치지 않았다. 반면 위기 이후 반대투자전략(계속투자전략)이 음의 (양의) 성과를 보인

7) 〈표 6〉의 WRSS 수익요인 분해는 두 가지 가정 하에 측정되었다. 첫째는 개별주식의 평균 수익률은 그 주식이 거래된 전체기간 동안 일정하다는 가정이다. 둘째는 표본내 평균 수익률(in-sample mean returns)의 횡단면 분포가 평균 수익률의 실제 횡단면 변화를 정확하게 측정할 수 있다는 가정이다.

것은 위기 이전 거의 0에 가까웠던 교차공분산  $C(k)$ 이 위기 이후 유의적인 음의 값을 갖기 때문이다. 예를 들어,  $J=K=9$  전략의 경우  $C(k)$ 의 t-값(절대값)은 위기 이전의 0.43에서 위기 이후 2.76으로 크게 높아졌다. 즉, 외환위기 이후 모멘텀효과가 나타난 것은 교차공분산으로 대변되는 선도-지연관계가 강해진 데에서 원인을 찾을 수 있다. 여기에서의 선도-지연관계는 앞에서 반대투자전략에 기여하는 선도-지연관계와는 다른 형태로 나타난다. 즉 앞에서 설명한 선도-지연관계는 양의 교차공분산으로 나타난 데에 반해,

### 〈표 7〉 반대투자전략 성과의 분해

이 표는 가중반대투자전략의 평균이윤을 구성하는 3개 요인에 대한 추정치를 정리하였다. 전체 표본기간과 외환위기 이전과 이후기간은 〈표 3〉에서와 같다. 가중반대투자전략의 예상이윤은  $E[\pi_t(k)] = C(k) + O(k) - \sigma^2(\mu)$ 와 같이 분해되는데,  $C(k)$ 는 주식간 교차시계열공분산을,  $O(k)$ 는 자기시계열공분산을,  $\sigma^2(\mu)$ 은 개별주식 평균 수익률의 횡단면차이를 각각 나타낸다. 괄호안의 숫자는 이분산성과 시계열상관관계에 대해 로버스트한 z-통계량이다. \*와 \*\*는 각각 유의수준 10%와 5%에서 유의적임을 나타낸다.

평가기간	$\hat{E}[\pi_t(k)]$	$\hat{C}(k)$	$\hat{O}(k)$	$\sigma^2[\hat{\mu}(k)]$
<b>Panel A : 전체 표본기간</b>				
3	0.68** (2.03)	0.71 (0.81)	2.21** (2.28)	-2.24** (-4.97)
6	0.11 (0.34)	0.07 (0.05)	6.29** (3.76)	-6.25* (-1.75)
9	0.12 (0.31)	-1.54 (-1.14)	12.91** (8.01)	-11.25* (-1.86)
12	0.27 (0.69)	-2.65** (-2.02)	19.91** (11.77)	-16.99** (-2.17)
<b>Panel B : 외환위기 이전</b>				
3	0.26 (0.49)	-0.59 (-0.57)	2.57** (2.21)	-1.72** (-8.88)
6	0.38 (0.95)	-0.02 (-0.03)	5.21** (5.35)	-4.81** (-2.43)
9	0.67 (1.40)	0.30 (0.43)	9.30** (10.82)	-8.92 (-0.86)
12	0.83 (1.57)	0.06 (0.08)	14.25** (13.31)	-13.48 (-1.10)
<b>Panel C : 외환위기 이후</b>				
3	0.86** (2.07)	1.25 (1.19)	2.67** (2.26)	-3.06** (-12.87)
6	-0.23 (-0.60)	-1.25 (-1.01)	9.77** (8.29)	-8.75** (-8.39)
9	-0.42 (-0.98)	-2.87** (-2.76)	18.72** (18.01)	-16.27** (-7.48)
12	-0.51 (-1.16)	-2.82** (-3.23)	27.21** (29.89)	-24.90** (-6.69)

여기에서의 선도-지연관계는 음의 교차공분산으로 유발됨으로써 계속투자전략의 성과에 기여하게 된다.<sup>8)</sup>

### 3. 부스트랩 검증과 몬테카를로 시뮬레이션

〈표 7〉의 거래전략 성과의 분해결과는 첫째, 개별주식의 평균 수익률이 표본기간 동안 일정하며 둘째, 표본내 평균 수익률의 횡단면분포가 평균 수익률의 실제 분포를 정확하게 측정한다는 두 가지 가정을 전제로 추정된 것이다. 이러한 제약이 분석결과에 미치는 영향을 이해하기 위해 평균 수익률이 시변하는 모형을 이용하여 거래전략 성과의 요인을 분해하는 방법을 고려할 수 있다. 그런데 어떤 모형이 시변하는 평균 수익률을 적절하게 설명할 수 있는가에 대해 아직 학술적으로 일치된 견해를 찾기 어렵다. 따라서 본 연구에서는 부스트랩과 몬테카를로 시뮬레이션을 통해 표본내 평균 수익률의 측정오차가 거래전략 성과의 요인분석에 미치는 영향에 대해 검토해보기로 한다.

시뮬레이션의 목적은 분석대상 주식들의 횡단면적인 성질은 유지하면서 시계열 변화 패턴을 완전히 제거한 시뮬레이션 수익률 데이터에서도 거래전략이 성과를 보이는가를 분석하는 데에 있다. 923개 기업에 대한 245개월치의 수익률 데이터를 시뮬레이트 하는 데에 상당한 계산시간이 소요되므로 부스트랩 표본은 500개로 정하였다.

#### 3.1 부스트랩

평균 수익률의 횡단면분산이 거래전략 수익에 어느 정도 기여하는지를 측정하기 위해 개별주식의 수익률시계열을 뒤섞어서 실제 데이터에 존재하는 시계열적 성질을 제거하는 부스트랩 시뮬레이션을 시도하기로 한다. 구체적으로 1988년 1월부터 2008년 5월까지의 실제 월별 수익률 데이터를 복원추출(sampling with replacement)하는 방식으로 분석대상 주식 각각에 대한 245개월치의 부스트랩 표본을 만든다. 이렇게 생성한 부스트랩 표본은 수익률자료의 시계열적 성질은 제거하면서도 개별주식의 평균 수익률의 횡단면분포는

8) 교차 시계열공분산이 음의 값을 갖는(즉,  $C(k) < 0$ ) 주식 A와 주식 B로 구성된 시장을 예로 들어 설명하자. 현재 주식 A의 수익률이 시장수익률보다 높을 경우 계속투자전략은 이 주식을 매수하고 주식 B를 매도할 것이다. 그런데 주식 A와 B는 서로에 대해 음의 교차 시계열상관관계를 가지므로 주식 A의 현재 높은 수익률은 주식 B의 미래 낮은 수익률을 의미하므로 계속투자전략은 주식 B에 대한 매도포지션에 힘입어 양의 수익을 얻게 될 것이다. 또한 주식 B의 현재 낮은 수익률은 주식 A의 미래 높은 수익률을 의미하므로 계속투자전략은 주식 A에 대한 매수포지션에서도 수익을 얻게 될 것이다. 즉, 음의 교차 시계열상관관계로 나타나는 선도-지연관계는 계속투자전략의 수익에 기여하게 된다.

그대로 유지하게 된다. 부스트랩 표본을 생성할 때 결측치(missing observation)를 그대로 유지함으로써 개별 주식들이 실제 거래전략에서 이용된 정확한 표본크기를 유지하여야 한다. 예를 들어, 주식 A의 2000년 1월 수익률 값이 존재하지 않는 경우 이 주식에 대한 모든 부스트랩표본에서도 2000년 1월을 결측치로 처리하였다.<sup>9)</sup>

〈표 8〉의 부스트랩 분석결과를 보면, 시계열 상관관계를 완전히 제거하고 평균 수익률의 횡단면분산만을 살린 표본에서는 반대투자전략은 유의적인 손실, 다시 말해 계속투자전략이 유의적인 수익을 얻게 된다. 즉 식 (4)에서 반대투자전략의 평균 수익을 구성하는  $C(k)$ 와  $O(k)$ 를 제거하면 반대투자전략은 항상  $-\sigma^2(\mu)$ 만큼 손실을 보게 된다. 그러나 복원 추출 방식으로 부스트랩을 구성할 경우에는 평균 수익률의 횡단면분산( $\sigma^2(\mu)$ )마저도 제거되므로 계속투자전략이든 반대투자전략이든 유의적인 수익을 거두지 못하게 된다. 이러한 이론적 결과들은 〈표 8〉의 부스트랩 시뮬레이션에서 그대로 확인되고 있다.

〈표 8〉 부스트랩 거래전략의 평균 수익률

이 표는 상대수익률에 비례하여 투자가중치를 결정하는 WRRS 전략으로 구성된 포트폴리오의 실제 평균 수익률과 시뮬레이션 표본에서의 투자수익률을 평균한 값을 정리한 것이다. 부스트랩 시뮬레이션은 비복원추출방식과 복원추출방식으로 각각 500개의 표본을 구하여 투자성과를 평가하였다. 실제 표본을 이용한 거래전략의 성과에 대한 검증통계량인 z값은 ( )에 표기하였다. 부스트랩 표본의 500개 부스트랩 표본의 t값을 평균한 값이다. p값은 500개 부스트랩표본에서의 투자성과 중 실제 표본에서의 성과보다 큰 비율을 계산한 것이다.

거래 전략 구성기간	$\hat{E}[\pi_t(k)]$	부스트랩(비복원)			부스트랩(복원)		
		$\hat{E}[\pi_t(k)]$	t	p	$\hat{E}[\pi_t(k)]$	t	p
3	0.678 (2.03)	-0.468	-3.88	0.00	0.032	0.28	0.00
6	0.114 (0.34)	-0.619	-5.31	0.00	0.040	0.35	0.22
9	0.116 (0.31)	-0.734	-6.30	0.00	0.049	0.43	0.27
12	0.267 (0.69)	-0.825	-7.01	0.00	0.059	0.52	0.02

9) 주식수익률의 횡단면 상관관계를 유지하기 위해 특정 월의 수익률 벡터를 다른 월의 수익률 벡터로 뒤섞는 방식으로 부스트랩 표본을 생성할 경우 결측치들도 뒤섞여 버리기 때문에 실제 거래전략에서 이용된 주식의 수와 시뮬레이팅된 거래전략에서 이용된 주식의 수가 큰 차이를 보이게 된다. 시뮬레이션된 표본에서 거래전략에 이용될 수 있는 주식의 수가 실제 자료에서 보다 크게 줄어들기 때문에 실제 표본과 시뮬레이션 표본을 비교할 수 없게 된다. 따라서 본 연구에서는 주식수익률들을 개별적으로 부스트랩하면서 특정 월의 결측치를 그대로 유지함으로써 부스트랩표본에서도 실제 자료에서 동일한 주식들이 거래전략에 이용되도록 하였다.

### 3.2 몬테카를로 시뮬레이션

몬테카를로 시뮬레이션은 평균과 분산이 분석대상 주식의 실제 평균과 분산과 같은 정규분포로부터 시뮬레이션자료를 생성하여 반대투자전략의 성과를 측정하였다. 따라서 시뮬레이션 수익률은 매시점 서로 독립인 성질을 갖게 된다. 이 시뮬레이션 실험은 (1) 개별 주식수익률이 시계열 상관관계를 전혀 갖지 않도록 하는 데에, 그리고 (2) 거래전략 수익을 분해한 3요인에 대한 추정치가 평균 수익률의 측정오차(특히, 실제 데이터에서 관측되는 극단적인 평균 수익률)에 어느 정도 민감한가를 점검하는 데에 목적이 있다.

몬테카를로 시뮬레이션은 본 연구에서 이용한 표본자료와 평균과 분산이 동일한 정규분포로부터 개별주식의 수익률을 생성한다. 따라서 시뮬레이션에서 이용되는 개별주식 수익률들은 서로 독립이고 아무런 시계열 상관관계도 갖지 않게 된다. 500개의 시뮬레이션 표본을 생성하여 반대투자전략의 수익을 측정하고 수익의 분해를 시도하기로 한다. 반대투자전략의 기대수익  $E[\pi_t(k)] = C(k) + O(k) - \sigma^2(\mu)$ 에서  $C(k) + O(k)$ 이 0이고 평균 수익률의 횡단면분산  $\sigma^2(\mu)$ 이 양의 값을 갖게 되므로 반대투자전략은 손실을 기록하여야 한다.

〈표 9〉의 Panel A는 평균과 분산이 실제 주가자료와 같은 정규분포에서 시뮬레이션 표본을 500개 추출하여 반대투자전략의 성과를 분석한 결과이다. 시계열상관관계를 완전히 배제하고 개별주식간 횡단면 차이만이 유지된 표본에서는 반대투자전략이 항상 큰 손실을 기록한다는 사실을 확인할 수 있다. 이러한 결과가 실제 주가자료에 나타난 극단적인 평균 수익률로 인한 것인지를 검토하기 위해 Panel B와 C에서는 평균 수익률이 상·하위 1%와 5%에 해당하는 종목들을 제외한 다음 동일한 시뮬레이션을 시도하였다. 이처럼 개별주식의 평균 수익률의 횡단면 차이를 줄인 경우 반대투자전략(계속투자전략)의 손실(수익)을 줄이기는 하지만 계속투자전략의 성과(= 반대투자전략의 손실)가 개별주식 평균 수익률의 횡단면 차이에 기인한 것이라는 결론에는 변화가 없다.

마지막으로 몬테카를로 시뮬레이션에 어떤 편의(bias)가 존재하는가를 검증하기 위해 실제 수익률자료와 분산은 같지만 평균은 모두 0으로 동일한 시뮬레이션표본에서의 성과를 검증하였다. 예상한대로 개별주식 수익률의 시계열적 특성을 없애고 수익률의 횡단면 차이까지도 제거된 시뮬레이션 표본에서는 어떠한 거래전략도 아무런 성과를 보이지 않는 것으로 나타났다.



〈표 9〉 몬테카를로 시뮬레이션 거래전략의 평균 수익률

이 표는 상대수익률에 비례하여 투자가중치를 결정하는 WRRS 전략으로 구성된 포트폴리오의 실제 평균 수익률과 몬테카를로 시뮬레이션표본에서의 투자수익률을 평균한 값을 정리하였다. Panel A는 실제 표본의 평균과 분산을 평균과 분산으로 한 정규분포로부터 500개의 시뮬레이션표본을 추출하여 WRRS 전략의 평균 수익률과 t값의 평균을 기록하였고 500개 시뮬레이션표본에서의 평균 수익률이 실제 표본에서의 평균 수익률보다 큰 비율인 p값을 보여주고 있다. Panel B와 C는 실제 표본에서 평균 수익률이 상·하위 1%와 5%에 속하는 극단적인 주식들을 제외하고 나머지 주식들의 평균과 분산을 갖는 정규분포로부터 시뮬레이션표본을 추출하여 투자성과를 분석한 결과이다. Panel D는 평균은 모두 동일한 값으로 정하고 분산은 실제 표본의 분산으로 정한 정규분포로부터 시뮬레이션 표본을 500개 추출한 다음 거래전략의 평균 수익률과 t-값, p-값을 계산한 결과이다.

거래 전략 구성기간	$\hat{E}[\pi_t(k)]$	$\hat{E}[\pi_t(k)]$	t	p	$\hat{E}[\pi_t(k)]$	t	p
		Panel A			Panel B		
3	0.678 (2.03)	-0.635	-6.30	0.00	-0.548	-5.50	0.00
6	0.114 (0.34)	-0.883	-8.79	0.00	-0.773	-7.82	0.00
9	0.116 (0.31)	-1.063	-10.43	0.00	-0.936	-9.32	0.00
12	0.267 (0.69)	-1.209	-11.63	0.00	-1.064	-10.44	0.00

거래 전략 구성기간	$\hat{E}[\pi_t(k)]$	$\hat{E}[\pi_t(k)]$	t	p	$\hat{E}[\pi_t(k)]$	t	p
		Panel C			Panel D		
3	0.678 (2.03)	-0.417	-4.27	0.00	-0.002	-0.01	0.00
6	0.114 (0.34)	-0.575	-5.92	0.00	-0.002	-0.02	0.10
9	0.116 (0.31)	-0.694	-7.08	0.00	-0.003	-0.03	0.10
12	0.267 (0.69)	-0.795	-7.99	0.00	-0.006	-0.06	0.00

## V. 결 론

본 연구는 거래전략의 성과여부를 검증하고 거래전략 성과의 원인을 분석하였다. 거래 전략의 성과창출 여부는 Jegadeesh and Titman(1993)을 계기로 학계에서 중요한 연구주제로 대두되었고 국내에서도 1990년 후반부터 최근까지 꾸준히 연구되어왔다. 외국에서는 과거 3~12개월 동안 주가가 오른 종목을 매입하고 주가가 하락한 종목을 매도하는 계속투자

전략이 유의적인 수익을 얻는다는 사실이 많은 선행연구들에서 밝혀진 바 있다. 이처럼 외국시장에서 계속투자전략이 일관되게 수익을 얻게 된다는 사실도 이론적으로 설명하기 어려운 문제이지만, 우리나라에서는 정반대 전략인 반대투자전략이 성과를 보인다는 선행 연구의 분석결과 또한 매우 이해하기 어려운 현상이라고 할 수 있다. 본 연구는 이러한 의문점을 풀기 위한 시도이다.

본 연구는 우리나라에서 나타난 반대투자전략의 성과는 우리나라 주식시장이 개인투자자들에게 의해 주도되던 외환위기 이전에 국한된 현상임을 보였다. 위기 이후로는 우리나라 주식시장에서도 외국에서와 마찬가지로 계속투자전략이 유의적인 수익을 내는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과의 발견은 학술적으로 매우 흥미로울 뿐 아니라 많은 후속연구의 소재가 될 것으로 보인다. 우리나라에서는 반대투자전략이 성과를 보인다는 것이 이제까지 학계의 정설로 받아들여져 왔다. 학계는 이러한 사실을 기본전제로 한 채 거래전략의 성과를 주가상승기와 하락기, 또는 거래량과 베타 등 다양한 기준에 대한 조건부 분석을 시도하여 왔다. 본 연구는 이러한 분석을 시도할 때 표본기간의 선택이 분석결과에 심각한 영향을 미칠 수 있음을 보여주고 있다.

외환위기 이전 반대투자전략이 유의적인 수익을 보였던 원인을 분석한 결과에 의하면 과잉반응으로 인한 주가반전현상이 평균 수익률 분산에 비해 더 크게 나타났다. 즉, 개별 주식 평균 수익률의 횡단면 분산이 선진국에서와 같이 크고 유의적이었지만, 선진국 시장과는 달리 우리나라에서는 과잉반응현상이 횡단면분산에 비해 더 컸기 때문에 반대투자 전략이 수익을 창출할 수 있었던 것이다. 투자성과가 외환위기를 기준으로 전혀 다르게 나타난 원인은 교차공분산이 외환위기 이전에는 거의 0에 가까웠던 데에 반해 이후에는 유의적인 음의 값을 갖기 때문이다. 즉, 외환위기 이후 모멘텀효과가 나타난 것은 교차공분산이 나타내는 선도-지연관계가 강해진 데에서 원인을 찾을 수 있다.

이상의 원인분석 결과를 종합하면, 거래전략의 성과는 평균 수익률의 횡단면분산이나 행태적인 요인 중 어느 하나에 의해 발생한 것이 아니라 두 가지 요인의 상대적 크기에 의해 나타날 수 있음을 알 수 있다. 평균 수익률의 횡단면분산과 행태적인 요인 모두가 유의적이라 하더라도 전자가 크면 계속거래전략이 수익을 나타내고 행태요인 중 과잉반응현상이 크면 반대거래전략이 수익을 보일 수 있기 때문이다. 따라서 과거주가를 이용한 거래전략의 성과는 전통적인 재무이론이나 행태재무이론 중 어느 한 이론을 지지하거나 반박하는 증거로

볼 수 없다. 이러한 설명은 투자자들의 행태적 왜곡과 체계적 위험에 대한 보상이 모두 주가의 결정요인으로 작용한다는 Daniel et al.(2001)의 결론과 맥을 같이한다. 우리나라에서도 김상환(2009)은 주식수익률에는 위험요인이 반영되는 동시에 행태적 요인도 영향을 미친다고 보고하고 있다.

본 연구는 거래전략 성과의 원인을 분석하기 위해 거래전략의 기대수익을 3개 요인으로 분해하는 Lo and MacKinlay(1990) 방법을 이용하였는데, 이들 요인을 추정하는 데에는 주식수익률 분포에 대한 가정이 필요하다. 본 연구의 분석결과가 이러한 가정에 대해 로버스트한가를 보이기 위해 부스트랩과 몬테카를로 시뮬레이션을 수행한 결과 거래전략 수익을 분해한 이론모형이 타당함을 확인할 수 있었다.

## 참고문헌

- 고봉찬, “위험 프리미엄과 상대적 세력투자전략의 수익성”, 재무관리연구, 제14권 제1호 (1997), pp. 1-21.
- (Translated in English) Kho, B., “Risk Premium and Profits of Relative Strength Strategies”, *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 14, No. 1(1997), pp. 1-21.
- 길재욱, 김나영, 손용세, “한국 주식시장의 투자주체별 거래행태에 관한 분석”, 증권학회지, 제35권 제3호(2006), pp. 77-106.
- (Translated in English) Khil, J., N. Kim, and Y. Sohn, “The Impact of the Investors’ Trading Behavior on the Return and the Volatility in the Recent Korean Stock Market”, *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 35, No. 3(2006), pp. 77-106.
- 김상환, “우리나라 주식수익률의 결정요인 : 특성 또는 위험요인”, 증권학회지, 제38권 제3호(2009), pp. 289-323.
- (Translated in English) Kim, S., “Explaining the Cross-section of Stock Returns: Characteristics or Risk Factors”, *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 38, No. 3(2009), pp. 289-323.
- 김영빈, “조건부 반대투자전략과 거래량효과”, 산업경제연구, 제17권 제2호(2004), pp. 505-524.
- (Translated in English) Kim, Y., “Conditional Contrarian Strategy and Trading Volume Effect in the Korean Stock Market”, *Journal of Korea Industrial Economic Association*, Vol. 17, No. 2(2004), pp. 505-524.
- 김병준, 정호정, “한국 주식 수익률의 장기 반전현상에 관한 연구”, 재무연구, 제21권 제2호(2008), pp. 29-76.
- (Translated in English) Kim, B. and H. Jeong, “A Study on the Long-term Reversal

- in the Korean Stock Market”, *Asian Review of Financial Research*, Vol. 21, No. 2(2008), pp. 29–76.
- 박경인, 지청, “변동성을 이용한 반대투자전략에 대한 실증분석”, *재무관리연구*, 제23권 제2호(2006), pp. 1–25.
- (Translated in English) Park, K. and C. Jee, “Contrarian Strategy Based on Past Stock Return and Volatility”, *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 23, No. 2(2006), pp. 1–25.
- 안영규, 이정도, “주식수익률과 거래량을 이용한 투자전략의 성과분석”, *증권학회지*, 제33권 제1호(2004), pp. 105–137.
- (Translated in English) Ahn, Y. and J. Lee, “Investment Strategy Based on Past Stock Returns and Trading Volume”, *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 33, No. 1(2004), pp. 105–137.
- 윤정선, 윤상근, 홍정훈, “한국 주식시장에서의 계속투자전략 및 반전투자전략의 성과와 외국인 투자자의 투자행태”, *국제지역연구*, 제12권 제3호(2008), pp. 195–216.
- (Translated in English) Yun, J., S. Yoon, and C. Hong, “Momentum and Contrarian Strategies and Behavior of Foreign Investors in Korean Stock Market”, *Journal of International Area Studies*, Vol. 12, No. 3(2008), pp. 195–216.
- Ball, R., S. Kothari, and J. Shanken, “Problems in Measuring Portfolio Performance: An Application to Contrarian Investment Strategies”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 38(1995), pp. 79–107.
- Barberis, N. C., A. Shleifer, and R. Vishny, “A model of investor sentiment”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 49(1998), pp. 307–343.
- Chae, J. and Y. Eom, “Negative Momentum Profit in Korea and its Sources”, *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 38(2009), pp. 211–236.
- Chui, A., K. C. Wei, and S. Titman, “Momentum, Legal Systems and Ownership Structure: An Analysis of Asian Stock Markets”, *Working Paper*, University

- of Texas at Austin(2000).
- Conrad, J. and G. Kaul, “An Anatomy of Trading Strategies”, *Review of Financial Studies*, Vol. 11(1998), pp. 489–519.
- Daniel, K., D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam, “Investor Psychology and Security Market Under- and Overreaction”, *Journal of Finance*, Vol. 53(1998), pp. 1839–1886.
- Daniel, K., D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam, “Overconfidence, Arbitrage and Equilibrium Asset Pricing”, *Journal of Finance*, Vol. 56(2001), pp. 921–965.
- De Bondt, W. and R. Thaler, “Does the stock market overreact?”, *Journal of Finance*, Vol. 40(1985), pp. 793–805.
- De Long, J. B., A. Shleifer, L. Summers, and R. Waldmann, “Noise Trader Risk in Financial Markets”, *Journal of Political Economy*, Vol. 98(1990), pp. 703–738.
- Fama, E. and K. French, “Multifactor explanations of asset pricing anomalies”, *Journal of Finance*, Vol. 51(1996), pp. 55–84.
- Grundy, B. D. and J. S. Martin, “Understanding the Nature of Risks and the Source of the Rewards to Momentum Investing”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 14(2001), pp. 29–78.
- Hong, H., T. Lim, and J. C. Stein, “Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies”, *Journal of Finance*, Vol. 55(2000), pp. 265–295.
- Hong, H. and J. C. Stein, “A Unified theory of Underreaction, Momentum Trading and Overreaction in Asset Markets”, *Journal of Finance*, Vol. 53(1999), pp. 1935–974.
- Jegadeesh, N. and S. Titman, “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency”, *Journal of Finance*, Vol. 48(1993), pp. 65–91.
- Jegadeesh, N. and S. Titman, “Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations”, *Journal of Finance*, Vol. 56(2001), pp. 699–720.

- Korajczyk, A. and R. Sadka, “Are Momentum Profits Robust to Trading Costs?”, *Journal of Finance*, Vol. 59(2004), pp. 1039–1082.
- Lo, A. W. and A. C. MacKinlay, “When Are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction?”, *Review of Financial Studies*, Vol. 3(1990), pp. 175–206.
- Moskowitz, T. J. and M. Grinblatt, “Do Industries Explain Momentum?”, *Journal of Finance*, Vol. 54(1999), pp. 1249–1290.
- Nagel, S., “Is It Overreaction? The Performance of Value and Momentum Strategies at Long Horizons”, *Working Paper*, London Business School(2001).
- Rouwenhorst, K. G., “International Momentum Strategies”, *Journal of Finance*, Vol. 53(1998), pp. 267–284.
- Shleifer, A. and R. Vishny, “The Limits of Arbitrage”, *Journal of Finance*, Vol. 52(1997), pp. 35–55.

## 〈부록 A〉 요인포트폴리오의 수익률계산방법

### 1. 거래전략 성과평가방법

일부 연구자들은 거래전략의 성과를 다음과 같이 측정하였다. 예를 들어,  $J = 9/K = 9$  승자 포트폴리오의 경우 2000년 12월의 포트폴리오는 1999년 3월~11월의 수익률을 기준으로 구성되고 2001년 1월의 포트폴리오는 1999년 4월~12월의 수익률을 기준으로 구성된다. 평가기간이 8개월이나 겹치기 때문에 두 승자 포트폴리오는 거의 비슷한 종목들로 구성된다. 그럼에도 불구하고 포트폴리오 수익률을 9개월 이동평균방식으로 측정하게 되면 수익률이 평활화(smoothing)되는 현상이 발생한다. 이로 인해 거래전략 수익률의 표준오차가 실제보다 작게 측정되고, 이는  $t$ -값을 실제보다 커지게 한다.

$$s.e.(r_t) \downarrow \Rightarrow t = \frac{\bar{r}}{s.e.(r_t)/\sqrt{T}} \uparrow, \left( \bar{r} = \sum_{t=1}^T r_T / T \right)$$

유의성검증을 위한  $t$ -값은 구성기간  $J$ 와 보유기간  $K$ 가 클수록 더 크게 부풀려지는 (더욱 편의가 커지는) 문제를 보이게 된다.<sup>10)</sup>  $J$ - $T$ (1993)의 경우에는 과거에 구성된  $K$ 개 포트폴리오의  $t$ 월 수익률은  $t$ 월의 주식수익률로,  $t+1$ 월 수익률은  $t+1$ 월의 주식수익률로만 측정함으로써 거래전략 수익률의 시계열 상관관계문제를 방지하였다.

$J$ - $T$  방식으로 우리나라의 거래전략 성과를 측정한 고봉찬(1997)과 박경인, 지청(2006)에서는 반대투자전략이 성과를 내는 것으로 나오기는 하였으나  $t$ -값이 매우 낮게 나타난다. 이와는 대조적으로, 이동평균방식으로 수익률을 측정한 다른 국내 선행연구들은 투자성과에 대한  $t$ -값이 매우 크게 나타나 반대투자전략이 유의적인 성과를 갖는다는 결론을 제시하였다. 그러나 이러한 결과는  $t$ -값이 부풀려졌기 때문인 것으로 보인다.

10) 구성기간  $J$ 가 길어질수록 포트폴리오 구성종목에 변화가 적어지므로 월별 수익률의 평균으로 측정한 거래전략 수익률은 마치 동일한 주식의 이동평균 수익률과 같이 평활화(smoothing)한 시계열의 성질을 갖게 되고 수익률의 표준편차가 실제보다 작아지는 편의가 발생한다. 또한 보유기간  $K$ 가 커지면 거래전략의 수익률을 평가할 때 겹치는 기간이 길어지게 되므로 수익률의 표준편차가 과소하게 측정되는 문제가 발생한다.



## 2. 반대투자전략 수익의 요인분해방법

반대투자전략의 수익은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}\pi_t(k) &= \sum_{i=1}^N w_{i,t-1}(k) r_{i,t}(k) \\ &= -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (r_{i,t-1}(k) - r_{m,t-1}(k)) r_{i,t}(k) \\ &= -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N r_{i,t-1}(k) r_{i,t}(k) + r_{m,t-1}(k) r_{m,t}(k)\end{aligned}$$

여기에서 투자대상 기업의 수를 나타내는  $N$ 은 시점  $t$  기준으로 과거  $k$ 개월에 걸친 수익률이 존재하는 기업의 수를 나타낸다. 따라서  $N$ 은 매시점마다 달라 질 수 있다.

반대투자수익의 기댓값은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}E[\pi_t(k)] &= -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[r_{i,t-1}(k) r_{i,t}(k)] + E[r_{m,t-1}(k) r_{m,t}(k)] \\ &= -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\text{cov}[r_{i,t-1}(k), r_{i,t}(k)] + \mu_i^2) + (\text{cov}[r_{m,t-1}(k), r_{m,t}(k)] + \mu_m^2) \\ &= -\frac{1}{N} \text{tr}(\Omega_k) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mu_i^2 + \frac{\iota' \Omega_k \iota}{N^2} + \mu_m^2\end{aligned}$$

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mu_i(k)^2 - \mu_m(k)^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\mu_i(k) - \mu_m(k)]^2 = \sigma^2(\mu_i(k)) \text{ 이므로 반대투자수익의 예상치는}$$

다음과 같이 분해할 수 있다.

$$E[\pi_t(k)] = \frac{\iota' \Omega_k \iota}{N^2} - \frac{1}{N} \text{tr}(\Omega_k) - \sigma^2(\mu_i)$$

그런데  $\iota' \Omega_k \iota$ 에는 모든  $i, j=1, \dots, N$ 에 대한  $\text{cov}[r_{i,t-1}(k), r_{j,t}(k)]$ 들이 포함되어 있으므로 자기공분산(autocovariance)  $\text{cov}[r_{i,t-1}(k), r_{i,t}(k)]$ 과 주식간 시계열공분산

(cross-covariance)  $cov[r_{i,t-1}(k), r_{j,t}(k)], i \neq j$ 을 구분하기 위해 반대투자수익을 다음과 같이 분해하기로 한다.

$$\begin{aligned} E[\pi_t(k)] &= \frac{1}{N^2} [\ell' \Omega_k \ell - tr(\Omega_k)] - \frac{N-1}{N^2} tr(\Omega_k) - \sigma^2(\mu_i) \\ &= C(k) + O(k) - \sigma^2(\mu_i) \end{aligned}$$

### 3. 반대투자전략 수익요인의 추정방법

주식수익률의 시계열적 성질에 의해 결정되는  $C(k)$ 와  $O(k)$ 는 다음과 같이 추정한다.

$$\hat{C}(k) = \frac{1}{T(k)-1} \sum_{t(k)=1}^{T(k)} C_t(k), \quad \hat{O}(k) = -\frac{1}{T(k)-1} \sum_{t(k)=1}^{T(k)} O_t(k)$$

여기에서

$$C_t(k) = r_{m,t-1}(k)r_{m,t}(k) - \hat{\mu}_{m,t-1}^2(k) - \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N (r_{i,t-1}(k)r_{i,t}(k) - \hat{\mu}_{i,t-1}^2(k))$$

그리고

$$O_t(k) = \frac{N-1}{N^2} \sum_{i=1}^N (r_{i,t-1}(k)r_{i,t}(k) - \hat{\mu}_{i,t-1}^2(k)).$$

수익률평균의 횡단면분산은 다음과 같이 추정한다.

$$\sigma^2[\hat{\mu}(k)] = \frac{1}{T(k)-1} \sum_{t(k)=2}^{T(k)} \sigma_t^2(k)$$

여기에서

$$\sigma_t^2(k) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\hat{\mu}_{i,t-1}(k) - \hat{\mu}_{m,t-1}(k)]^2.$$

거래전략수익의 구성요인을 위와 같이 추정함에 있어서 다음과 같은 사항에 주의하여야 한다.

첫째,  $r_{i,t}(k)$ 는 주식  $i$ 의  $t$ 기 수익률을 나타내는데, 하나의 기간(period)는  $k$ 개월이다. 예를 들어, 전체 표본기간을 50개의 6개월 단위 기간으로 구분할 경우,  $r_{50,30}(6)$ 은 50번째 주식의 30번째 기간에 해당하는 6개월 수익률을 나타낸다. 30번째 기간이 2000년 7월에서 12월까지의 6개월 기간이라면  $r_{50,30}(6)$ 은 이 기간동안의 수익률을 나타내고  $r_{50,29}(6)$ 은 2000년 7월에서 12월까지의 6개월 수익률을 나타낸다. 따라서 위식에서  $r_{i,t-1}(k)r_{i,t}(k)$ 는 서로 겹치지 않는 연이은 6개월 수익률의 곱으로 계산한다. 그런데, 추정오차를 줄이기 위해서는 overlapping 수익률을 이용하여야 하는데, 매월마다 겹치지 않는 연이은 6개월 수익률을 이용하여 계산함을 의미한다. 즉

$$88/01 \sim 88/06 \text{ 수익률} \times 88/07 \sim 88/12 \text{ 수익률}$$

$$89/01 \sim 89/06 \text{ 수익률} \times 89/07 \sim 89/12 \text{ 수익률}$$

⋮

이 아닌 다음과 같은 방식으로 계산하여야 한다.

$$88/01 \sim 88/06 \text{ 수익률} \times 88/07 \sim 88/12 \text{ 수익률}$$

$$88/02 \sim 88/07 \text{ 수익률} \times 88/08 \sim 89/01 \text{ 수익률}$$

⋮

둘째,  $T(k)$ 는 보유기간  $k$ 월인 거래전략의 overlapping 수익률의 개수를 나타낸다. 예를 들어, 표본의 크기가 245개월인 본 연구의 데이터에서 과거 수익률 평가기간과 보유기간이 모두 3개월인 경우  $T(k)$ 는 240이고, 6개월인 경우에는 234이 될 것이다.

셋째, 거래전략수익을 이론적으로 분해할 때에는 평균 수익률이 시간에 따라 변하지 않는다고 가정하였는데, 실제로 거래전략수익의 구성요인들을 위와 같이 추정할 때에는 평균 수익률이 시간에 따라 변화하는 것처럼 추정하여야 한다. 평균 수익률 추정치  $\hat{\mu}_{i,t-1}(k)$ ,  $\hat{\mu}_{m,t-1}(k)$ 의  $t-1$ 첨자는  $t-1$ 기 동안 수익률이 존재하여 거래전략에 이용된 주식들의 평균 수익률에 대한 추정값이라는 것을 나타내기 위함이다. 개별주식의 평균 수익률은 전체 표본을 이용하여 추정한다.

$$\hat{\mu}_i(k) = \frac{1}{T_i(k)} \sum_{t(k)=1}^{T_i(k)} r_{i,t}(k)$$

여기에서  $T_i(k)$ 는 주식  $i$ 에 대한 수익률관측치 수를 나타낸다. 거래전략 포트폴리오 구성시점 마다 거래전략에 이용될 수 있는 주식들이 달라지므로 동일가중 시장수익률추정에 포함되는 주식들이 달라지게 되고 이에 따라 시장수익률은 다음과 같이 시간에 따라 다르게 추정된다.

$$\hat{\mu}_{m,t}(k) = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \hat{\mu}_i(k)$$

여기에서  $N_t$ 는 시점  $t$ 에 수익률 관측치가 존재하는 기업들의 수를 나타낸다.