

주가 모멘텀 이상현상의 재검토

장지원* 조선대학교 경영학부 조교수

요약 본 연구는 과거 성과의 수익률 횡단면 예측력, 즉 주가 모멘텀 이상현상이 과거의 어느 시점에 측정된 성과의 예측력으로부터 발생하는지 살펴본다. 외환위기 이후 1999년부터 2015년까지 한국 주식시장 자료를 이용한 포트폴리오 분석과 개별 주식의 횡단면 회귀분석 결과, 과거 12개월의 성과가 좋은 주식이 나쁜 주식보다 평균적으로 높은 수익률을 실현하는 모멘텀 현상의 존재를 확인한다. 과거 12개월의 기간을 최근 과거 6개월과 과거 12개월에서 7개월 전의 중기 과거 6개월로 나누어 볼 때, 최근 6개월의 성과는 수익률에 대한 예측력을 가지지 않으나 중기 과거 6개월의 승자를 매수하고 패자를 매도하는 모멘텀 전략은 월평균 1.51%의 비정상 수익률을 나타낸다. 중기 과거 성과의 수익률 예측력은 위험요인뿐 아니라 다양한 특성변수들을 통제한 후에도 여전히 유의하며, 과거 12개월 성과에 의한 모멘텀 현상은 중기 과거 성과를 통제하면 완전히 사라진다. 또한 중기 과거 성과의 수익률 예측력은 기업규모가 작고 유동성이 높으며 개인투자자 거래비중이 높고 투자분석가 수가 많은 주식에서 더욱 강하게 나타나고, 주식시장 유동성이 높거나 상승장인 시기에 주로 관찰된다. 본 연구의 결과는 모멘텀 이상현상이 수익률의 단기 자기상관 관계에 의해 나타나는 것이 아님을 시사한다.

주요단어 모멘텀, 중기 과거 수익률, 이상현상, 수익률 횡단면, 한국 주식시장

투고일 2017년 02월 09일

수정일 2017년 05월 01일

게재확정일 2017년 05월 12일

* 교신저자, 주소 : 61452, 광주광역시 동구 필문대로 309 조선대학교 ; E-mail : jeewonjang@chosun.ac.kr ; 전화 : 062-230-6822.

Price Momentum Anomaly Revisited: Evidence in the Korean Stock Market

Jeewon Jang*

Assistant Professor, College of Business, Chosun University

Received 09 Feb. 2017

Revised 01 May 2017

Accepted 12 May 2017

Abstract

This study examines whether price momentum is driven by firms' recent past performance or intermediate horizon past performance in the Korean stock market. Price momentum, a tendency of rising and falling stocks to keep rising and falling, is one of the most well-known stock market anomalies, and an extensive body of literature has shown that momentum is widely observed across a variety of countries and asset classes. However, previous studies provide the particularly interesting result that momentum is not strongly observed in the Korean stock market, and this is seen as exceptional.

Several recent studies suggest that momentum strategies based on ranking or holding periods longer than six months were profitable in Korea in the period after the 1997 Asian financial crisis. Given these results and motivated by the recent empirical finding of Novy-Marx (2012, Is momentum really momentum? *Journal of Financial Economics* 103, 429-453) that momentum is primarily driven by intermediate past performance rather than by recent past performance, in this study, I examine whether the period over which past performance is measured plays an important role in determining the profitability of momentum strategies in the Korean stock market. I use monthly data for ordinary common stocks listed on the Korean Stock Exchange over the period February 1999 to December 2015.

The main empirical findings are summarized as follows. First,

* Corresponding Author. Address: Chosun University, 309 Pilmundaero, Dong-Gu, Gwangju 61452, Korea; E-mail: jeewonjang@chosun.ac.kr; Tel: 82-62-230-6822.

momentum strategies based on performance during the period from 12 to seven months prior to portfolio formation earn positive and significant abnormal returns, while momentum strategies based on performance during the recent six months do not yield significant profits. The zero-cost portfolio buying the top 10% and selling the bottom 10% stocks based on intermediate past performance yields a Fama-French (1993) three-factor alpha of 1.51% per month, with a *t*-statistic of 2.06. The intermediate past performance can predict stock returns in the cross-section even after controlling for various firm characteristics, including firm size, the book-to-market ratio, idiosyncratic volatility, illiquidity, and turnover.

Second, the abnormal profits of momentum strategies based on performance during the past 12 months are entirely driven by intermediate past performance, not by recent past performance. The past 12-month return loses its predictive power for the cross-section of stock returns after controlling for past returns during the period from prior 12 to seven months. At the same time, the predictive power of intermediate past returns is not affected by recent past returns. Stocks that are recent six-month winners but past 12-to-seven-month losers earn abnormally low returns on average.

Third, the momentum anomaly based on intermediate past performance is more pronounced for stocks with a smaller size, higher liquidity, higher proportion of individual trading, and higher analyst coverage. The roles of liquidity and analyst coverage are not easily explained if momentum based on intermediate past performance was due to mispricing, because arbitrage is more likely to be limited for stocks with lower liquidity and lower analyst coverage.

Finally, the abnormal profits of momentum strategies based on intermediate past performance are positive and significant only following periods of high aggregate liquidity and high stock market returns, but they are insignificant after periods of low aggregate liquidity and low stock market returns. This result suggests that momentum based on intermediate past performance could be at least partially due to a change in economic states.

This study contributes to the literature on the cross-section of returns in the Korean stock market in the following ways. First, it is the first to investigate whether intermediate horizon past performance can predict the cross-section of returns in Korea. Previous studies on price momentum in the Korean stock market have focused on the predictive power of recent past performance and found only weak evidence that momentum profits are partially significant for stocks with particular characteristics or during particular periods. This study provides strong evidence that momentum strategies based on intermediate past performance yield significant and positive abnormal profits during the post-crisis period.

Second, the empirical findings of this study help to reconcile conflicting results in the literature. It has been widely believed that momentum is relatively weak in Korea because momentum strategies based on past performance measured over no longer than six months are not profitable, which stands in contrast to the strong profitability of momentum strategies in the U.S. market. This study finds evidence that based on intermediate past performance, momentum strategies also become as profitable in the Korean stock market as in the U.S. market. Although the profitability of momentum strategies based on recent past performance differs, intermediate past performance can significantly predict the cross-section of stock returns in both markets. These results suggest that price momentum cannot be simply interpreted as a short-run autocorrelation in returns and emphasize the importance of information in intermediate-horizon past performance.

Keywords Momentum, Intermediate Horizon Past Returns, Anomaly, Cross-Section Of Stock Returns, Korean Stock Market

I. 서론

주식 수익률 횡단면의 결정요인이 무엇인가에 대한 질문은 오래전부터 자산 가격 실증연구 분야의 핵심적인 주제로 자리잡고 있다. Sharpe(1964)와 Lintner(1965) 등의 전통적인 자산 가격 이론에 의하면 주식의 기대수익률은 오직 체계적 위험에 따라 결정되어야 함에도 불구하고, 주식시장에서 수익률의 횡단면이 여러 특성변수들과 관련되어 있음이 문헌을 통해 지속적으로 보고되어 왔다. 이와 같이 기존의 이론을 통해서도 잘 설명되지 않는 다양한 수익률 이상현상들 중에서도 대표적으로 주가 모멘텀 이상현상, 즉 과거의 성과가 좋은 주식이 나쁜 주식에 비해 지속적으로 높은 수익률을 나타내는 현상은 국내외를 막론하고 문헌을 통해서 가장 많이 연구되어온 현상 중 하나일 것이다.

모멘텀 이상현상이 특별히 주목을 받는 이유 중 하나는 이러한 현상의 존재가 약형 효율적 시장 가설에 대한 가장 직접적인 반증으로 해석되기 때문이다. 주식시장이 충분히 효율적이라면 과거의 수익률을 통해 미래의 수익률을 예측할 수 없어야 할 뿐 아니라, 특히 이러한 이상현상이 널리 인식된 이후에는 더 이상 이런 현상이 지속적으로 관찰될 수 없음에도 불구하고, 모멘텀 현상은 시기와 장소, 심지어 자산 유형에 관계없이 만연하고 있다(Rouwvenhorst, 1998; Griffin, Ji, and Martin, 2003; Fama and French, 2012; Asness, Moskowitz, and Pedersen, 2013). 그런데 더욱 흥미로운 사실은 한국을 비롯한 일부 아시아 국가의 주식시장에서는 예외적으로 모멘텀 전략의 수익률이 나타나지 않는다는 것이다(Chui, Titman, and Wei, 2010).

그간 국내 문헌의 모멘텀 현상에 대한 실증연구들은 한국 주식시장에서 모멘텀 현상의 존재 여부에 대하여 사실상 다소 엇갈리는 결과들을 보고해왔다. 모멘텀 현상에 대한 초기의 많은 연구들은 한국 주식시장에서 모멘텀 전략의 수익률이 유의하지 않거나 오히려 음의 수익률이 나타난다고 하여, 모멘텀 현상보다는 수익률 반전 현상을 지지하는 결과들을 보고한다. 예를 들면, 고봉찬(1997)은 1980년부터 1995년까지의 자료로부터 유의하지 않은 음의 모멘텀 전략 수익률을 발견하며, 김태혁, 엄철준(1997)도 동일한 기간에서 모멘텀 현상보다는 반전 현상을 지지하는 결과를 발견한다. 정정현, 김동회(2002)와 이정도, 안영규(2002)는 각각 1998년부터 2001년까지와 1992년부터 1996년까지의 기간에 대하여 모멘텀 현상보다는 반전 현상이 더욱 강하게 관찰된다는 증거를 제시하나, 이들 연구는 표본기간이 매우 짧아 그 결과를 일반화하기 어렵다는 한계를 가진다.

한편 보다 최근에 이루어진 연구들은 더 장기간에 걸친 표본을 이용하여 주가 모멘텀 현상의 존재를 부분적으로 인정하는 결과를 보고한다. 예를 들면, 박경인, 지청(2006)은 1980년부터 2003년까지의 기간에 시장 변동성이 낮은 시기에 한하여 모멘텀 전략이 유효하며, 전체 기간에서 개별 기업의 변동성이 낮은 주식들로 구성된 모멘텀 포트폴리오의 수익률이 유의함을 보인다. 또한 김상환(2012)과 엄윤성(2013)은 각각 1988년부터 2008년 5월까지와 1980년부터 2009년까지의 기간을 분석한 결과, 외환위기 이전에는 수익률 반전 현상이 관찰되나 외환위기 이후 기간에는 한국 주식시장에서도 일부 모멘텀 전략에 의해 유의한 양의 수익률이 발생한다고 보고한다.

언급된 연구들을 포함하여 국내 문헌의 많은 연구들은 모멘텀 전략을 구성할 때 Jegadeesh and Titman(1993)의 방식을 따라 ' J/K 전략', 즉 과거 J 개월의 성과를 바탕으로 구성된 포트폴리오를 이후 K 개월간 보유하는 전략을 가정하고, 성과 측정기간과 보유기간이 각각 3, 6, 9, 12개월인 경우의 수익률을 분석한다. 그들 가운데 가장 최근의 연구인 김상환(2012)과 엄윤성(2013)에 따르면, 외환위기 이후 관찰되는 유의한 모멘텀 수익률은 J/K 전략 중에서도 J 나 K 가 6개월 이상인 경우로 제한된다. 모든 J/K 전략이 유의한 양의 수익률을 나타내는 Jegadeesh and Titman(1993)의 결과와 비교할 때, 이는 한국 주식시장에 모멘텀 현상이 존재하더라도 미국과는 달리 미래의 수익률을 예측할 수 있는 정보가 일부 특정한 기간에 실현된 성과에만 반영되어 있을 가능성을 제기한다. 또한 J 와 K 가 6개월 이하인 전략에서 모멘텀 현상이 발견되지 않은 것은 포트폴리오 구성시점 이전 6개월 이내의 최근 성과에는 미래의 수익률에 대한 정보가 담겨있지 않을 가능성을 시사한다.

본 연구는 Novy-Marx(2012)의 영향을 받아, 외환위기 이후 한국 주식시장에서의 주가 모멘텀 현상이 과거 성과의 측정기간에 따라서 달라지는지 살펴본다. Novy-Marx(2012)는 모멘텀 현상이 주로 과거 12개월에서 7개월 전에 측정된 중기 과거 성과(intermediate horizon past performance)로부터 발생하며, 최근 6개월간의 성과에 의한 모멘텀 전략은 양의 수익률을 제공하나 중기 과거 성과에 의한 전략보다 수익성이 낮음을 보인다. 이러한 결과는 미국 주식시장에만 국한된 것이 아니라, 국제 주가지수, 상품 및 통화시장에서도 관찰된다. Novy-Marx(2012)의 결과는 앞서 살펴본 국내 문헌의 결과와 함께, 한국 시장에서도 과거 성과의 측정기간과 포트폴리오 구성시점 간의 시차가 수익률의 예측력에 중대한 영향을 미칠 수 있다는 가능성을 제시한다. 또한 과거 어느 시점의 성과가 미래 수익률에 대한 예측력을 가지는지 살펴봄으로써 모멘텀 현상을 더 깊이 이해하고 여러 시장 간의 차이가

왜 발생하는지 등을 설명하기 위한 단서를 찾을 수 있다.

구체적으로, 본 연구는 1999년 2월부터 2015년 12월까지의 기간에 한국거래소 유가증권 시장에 상장되었던 보통주를 대상으로 과거의 성과가 미래의 수익률에 대한 예측력을 가지는지 포트폴리오 분석과 개별 주식의 횡단면 회귀분석을 통해 살펴본다. 각 주식의 과거 12개월의 성과를 바탕으로 매월 전체 주식의 상위 10%에 속하는 승자를 매수하고 하위 10%에 속하는 패자를 매도하는 모멘텀 전략의 Fama and French(1993) 3요인 알파는 월 1.68%(t -통계량 = 2.24)로, 매우 유의한 모멘텀 현상이 관찰된다. 과거 12개월의 성과 측정기간을 최근 과거 6개월과 12개월에서 7개월 전까지의 중기 과거 6개월로 나누어 각 기간의 승자를 매수하고 패자를 매도하는 모멘텀 전략을 구성할 때, 최근 과거 성과에 의한 모멘텀 전략의 수익률은 유의하지 않은 반면 중기 과거 성과에 의한 모멘텀 전략은 월 1.51%(t -통계량 = 2.06)의 매우 높은 알파를 나타낸다. 과거 12개월의 성과 또는 12개월에서 7개월 전까지의 성과가 가지는 미래 수익률의 횡단면에 대한 예측력은 1999년 이전의 기간에서는 나타나지 않는 결과이며, 기업규모, 시장가치 대비 장부가치 비율, 과거 1개월 수익률, 고유변동성, 비유동성, 비기대 이익 등 주식 수익률의 횡단면과 관련된 다양한 특성변수의 영향을 통제하여도 여전히 강건하다. 이와 같은 결과는 외환위기 이후 한국 주식시장에서 모멘텀 현상이 뚜렷이 관찰되며, 그 현상은 최근 과거 6개월이 아닌 중기 과거 6개월의 성과가 가지는 예측력에 의한 것임을 나타낸다. 또한 이러한 발견은 모멘텀 이상현상이 단순히 수익률의 단기 자기상관 관계에 의해 관찰되는 현상이 아니라는 것을 시사한다.

최근 과거의 성과와 중기 과거의 성과가 가지는 예측력을 서로 비교하기 위해 서로 측정기간이 다른 두 과거 수익률 변수를 기준으로 이중정렬 포트폴리오를 구성한 결과, 중기 과거 성과가 가지는 수익률 예측력은 최근 6개월의 성과 또는 과거 12개월의 성과를 통제하여도 영향을 받지 않는다. 반면 과거 12개월 성과의 수익률 예측력은 중기 과거 성과를 통제하면 완전히 사라진다. 이 결과는 최근 6개월의 성과는 수익률 예측력을 가지지 않으나 과거 12개월에서 7개월 전의 중기 과거 성과가 높은 수익률 예측력을 가지며, 이에 따라 과거 12개월 성과에 의한 모멘텀 전략이 유효한 것임을 다시 한 번 입증한다. 또한 이중정렬 포트폴리오에서 주목할 만한 결과는 최근 과거 6개월의 승자이나 중기 과거 6개월의 패자인 주식이 평균적으로 매우 낮은 비정상 수익률을 나타낸다는 것이다. 그 결과, 중기 과거의 승자이자 최근 과거의 패자 포트폴리오를 매수하고 중기 과거의 패자이자 최근 과거의 승자 포트폴리오를 매도하면 월 1.68%(t -통계량 = 2.49)의 높은 알파를 얻게 된다.

추가적으로, 본 연구는 이와 같이 다양한 방법을 통해 확인한 중기 과거 성과에 의한 모멘텀 수익률이 차익거래비용과 관련된 주식의 특성변수 또는 경제상황의 변화에 따라 영향을 받는지 분석한다. 횡단면 분석을 통해, 중기 과거 성과에 의한 모멘텀 현상은 대부분의 주식에서 관찰되나, 특히 기업규모가 작을수록, 유동성이 높을수록, 개인투자자 거래비중이 높을수록, 투자분석가의 이익예측치 개수가 많을수록 더욱 강해짐을 확인한다. 일반적으로 위험요인으로 설명되지 않는 다양한 이상현상들이 차익거래가 제한된 주식에서 주로 나타난다는 점을 고려하면, 유동성이 낮은 주식에서 모멘텀 수익률이 유의하지 않은 것과 투자분석가의 수가 많을수록 모멘텀 수익률이 높아지는 것은 설명하기 어려운 결과이다.

마지막으로 시계열 분석을 통해 중기 과거 성과에 의한 모멘텀 이상현상이 경제상황에 따라 특정 시기에만 관찰되는지 살펴본 결과, 주식시장 유동성이 높은 시기 또는 주식시장이 상승장인 시기에 모멘텀 수익률이 매우 높으며 시장 유동성이 낮거나 하락장인 경우 모멘텀 수익률이 유의하지 않다. 이 같은 결과는 미국 주식시장에서 연구된 결과와 일치하는 것으로, 한국 주식시장에서 중기 과거 성과의 수익률 예측력에 영향을 미치는 경제상황이 미국에서와 크게 다르지 않음을 보여준다. 또한 중기 과거 성과에 의한 모멘텀 현상은 2000년대 후반의 글로벌 금융위기 기간에는 관찰되지 않는다.

본 연구는 주식 수익률의 횡단면에 관한 국내 문헌에 다음과 같이 기여한다. 첫째, 본 연구는 한국 주식시장에서 최근 과거가 아닌 중기 과거에 측정된 성과가 가지는 수익률 횡단면에 대한 예측력을 분석한 최초의 연구이다. 지금까지 주가 모멘텀 이상현상에 대한 연구는 가장 최근의 과거 일정기간에 실현된 성과가 가지는 예측력에 초점이 맞추어져 왔으며, 많은 연구들이 한국 시장에서 모멘텀 전략은 대체로 유효하지 않거나 부분적으로만 유효하다는 결론을 제시한다. 본 연구는 외환위기 이후의 기간에 과거 성과의 측정기간을 중기 과거로 하는 모멘텀 전략으로부터 통계적으로나 경제적으로 매우 유의한 비정상 수익률을 얻을 수 있다는 새로운 증거를 발견한다. 둘째, 본 연구에서 발견한 결과는 그 동안 주가 모멘텀 현상에 대해 서로 엇갈리는 결과를 제시해온 국내외 문헌의 여러 연구들이 서로 조화를 이루도록 해준다. 본 연구의 결과에 의하면 외환위기 이전에는 모멘텀 전략이 유의하지 않은 음의 수익률을 가지며, 외환위기 이후 기간에는 과거 6개월 성과에 의한 모멘텀 전략은 유효하지 않으나 과거 12개월 성과에 의한 모멘텀 전략은 매우 높은 수익률을 제공한다. 이 결과는 국내 문헌 가운데 모멘텀 현상보다 수익률 반전 현상을 지지하는 초기의 연구들(고봉찬, 1997;

김태혁, 엄철준, 1997; 이정도, 안영규, 2002)과 일치할 뿐 아니라, 김상환(2012)과 엄운성(2013)의 결과에서 외환위기 이후 과거 성과의 측정기간이나 포트폴리오 보유기간이 6개월 이상인 경우 모멘텀 수익률이 관찰되나 다른 경우에는 관찰되지 않은 것과는 일치한다. 김상환(2012)과 엄운성(2013)의 결과는 미래 수익률에 대한 예측력을 가지는 것이 최근 6개월의 성과가 아니라 12개월에서 7개월 전의 중기 과거 성과이기 때문에 얻어진 것이다. 이와 달리 미국 주식시장에서는 최근 과거 6개월의 성과 역시 수익률 횡단면에 대한 예측력을 가져 모든 J/K 전략이 양의 모멘텀 수익률을 제공하기 때문에, 한국 주식시장의 모멘텀 현상에 대한 증거가 미국시장에 비해 상대적으로 약한 것으로 인식되어 왔다. 이러한 두 시장의 차이에도 불구하고, 최근 과거의 성과보다 중기 과거의 성과가 수익률 횡단면에 대해 더 높은 예측력을 가진다는 본 연구의 발견은 Novy-Marx(2012)의 결과와 일치하는 것으로, 한국과 미국 주식시장에서 공통적으로 관찰되는 현상이다. 이처럼 본 연구는 서로 상반된 결과들을 제시하는 국내외의 연구들이 어떻게 양립할 수 있으며 또한 한국의 주가 모멘텀 현상이 미국시장의 것과 어떤 점에서 다르거나 유사한지 설명하는 명확한 증거를 제공함으로써, 한국 주식시장의 주가 모멘텀 이상현상에 대한 이해를 높인다는 점에서 의의를 가진다.

본 논문의 이후 구성은 다음과 같다. 제II장은 연구에 이용한 자료의 구성범위와 모멘텀의 기간구조에 대해 설명한다. 제III장은 최근 과거 및 중기 과거 성과가 미래 수익률의 횡단면에 대한 예측력을 가지는지 포트폴리오 분석 및 개별 주식의 횡단면 회귀분석을 통해 살펴본다. 제IV장은 중기 과거 성과의 횡단면 예측력이 주식의 차익거래비용을 나타내는 특성변수 및 경제상황의 변화에 따라 어떻게 달라지는지 분석한다. 제V장은 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 자료 및 표본의 구성

1. 자료의 범위

본 연구에서 이용한 자료는 1998년 1월부터 2015년 12월까지 한국거래소 유가증권시장에 상장되었던 모든 보통주의 월별 및 일별 가격과 거래량 정보이다. 구체적으로, 해당기간에

유가증권시장에 상장되었던 모든 보통주에 대하여 종가, 수익률, 거래량, 시가총액, 상장 주식수의 월별 및 일별 자료를 에프앤가이드(FnGuide) 데이터베이스로부터 얻는다.¹⁾ 실증 분석의 결과가 일부 저가주(penny stock)에 의해 크게 영향을 받지 않도록 하기 위하여, 각 연도별로 종가가 전체 주식의 하위 5%에 속하는 일별 관측치를 표본에서 제외한다. 기업의 특성변수 가운데 시장가치 대비 장부가치 비율을 계산하기 위해 연간 재무제표상 보통주 자본금을 이용한다. 전체 거래량 가운데 개인투자자가 차지하는 비중을 계산하기 위하여 투자자 유형별 일별 매수대금과 매도대금 자료를 이용하며, 이 자료는 1999년 1월부터 제공된다. 또한 투자분석가의 이익 예측치 개수(analyst coverage)를 계산하기 위해 컨센서스 자료를 이용하며, 이는 2000년 9월부터 제공된다. 이들 자료는 모두 에프앤가이드에서 추출한다. 표본기간을 경제상황에 따라 구분하기 위하여 통계청이 공표하는 경기순환국면 자료를 이용하며, 이 자료는 2013년 12월까지 이용한다. 무위험 이자율에 대한 대응치로는 통화안정증권 364일물의 수익률을 이용하며, 이 자료는 한국은행 경제통계 시스템에서 얻는다.

모멘텀 포트폴리오를 구성하기 위한 과거 수익률 변수 및 일부 기업 특성변수의 월별 관측치는 과거 일정기간의 실현 수익률로부터 계산되므로, 표본기간의 초기에는 관측치의 손실이 발생한다. 또한 투자자별 거래대금 자료가 1999년 1월부터 시작되므로 이를 활용한 포트폴리오 분석은 1999년 2월부터 가능하다. 따라서 일관성을 위해 본 연구에서 보고하는 포트폴리오 수익률은 대부분 1999년 2월부터 2015년 12월까지의 기간에 대한 것이다. 다만 컨센서스 자료를 활용한 경우 포트폴리오 수익률은 2000년 10월부터의 기간으로 제한되며, 경기순환국면에 따라 경제상황을 구분하는 경우 포트폴리오 수익률은 2013년 12월까지의 기간으로 제한된다.

2. 모멘텀 전략에 의한 투자성과의 기간구조

Novy-Marx(2012)는 모멘텀 전략에 의한 투자성과가 과거 성과의 측정시점과 포트폴리오 구성시점 사이의 시차에 따라서 어떻게 달라지는지 그 관계를 분석하며, 이를 ‘모멘텀의 기간구조(term-structure of momentum)’라고 부른다. 한국 주식시장의 모멘텀 현상을 이해하기에 앞서 투자성과의 기간구조를 먼저 살펴보면 미래의 수익률을 예측할 수 있는

1) 주식 수익률은 현금배당을 반영한 수정주가를 이용하여 계산한다.

정보가 과거 어느 시점에 집중되어 있는지 쉽게 파악할 수 있다. 이를 위해 다양한 지연시차 k 에 대하여, 매월 k 개월 전 한 달간의 수익률을 기준으로 하는 모멘텀 포트폴리오 전략을 가정한다. 구체적으로, 매 t 월 초에 전체 주식을 $t-k$ 월의 수익률을 기준으로 정렬하여 상위 10%에 속하는 주식을 매수하고 하위 10%에 속하는 주식을 매도하는 무비용 포트폴리오의 월별 수익률을 계산한다.

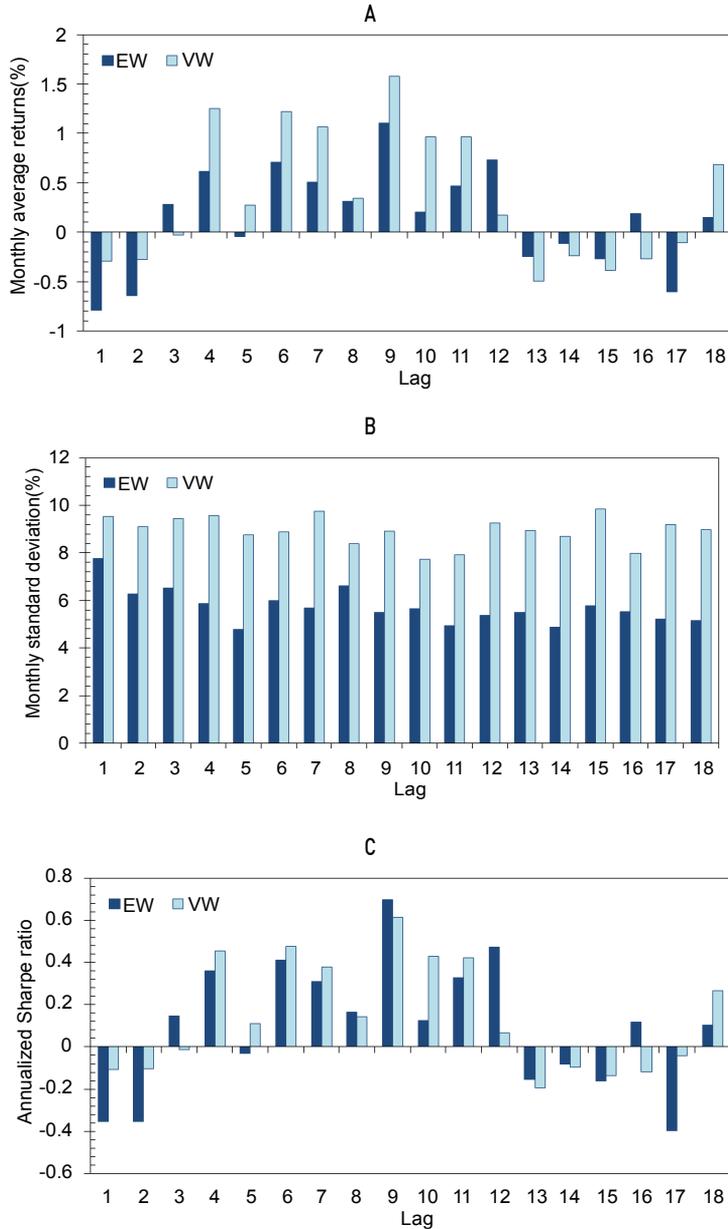
〈그림 1〉은 과거 성과 측정을 위한 지연시차 k 를 1개월에서 18개월까지 변화시켰을 때의 투자성과를 나타낸다. 그림에서 EW는 동일가중 포트폴리오를, VW는 가치가중 포트폴리오를 각각 나타낸다. 우선 패널 A는 모멘텀 전략의 월평균 수익률을 보여준다. 과거 성과 측정과 포트폴리오 구성 사이의 시차가 길어질수록 평균 수익률은 단조적이지는 않으나 대체로 증가하는 경향을 보이며, 양의 수익률은 12개월까지 유지된다. 그러나 시차가 12개월보다 길어지면 평균 수익률은 음으로 반전된다. 이러한 기간구조는 Novy-Marx(2012)가 보고한 미국 주식시장의 결과와 상당히 유사하며, 한국 주식시장에서도 가까운 과거의 성과보다는 먼 과거의 성과가 미래 수익률에 대한 정보를 더 많이 가지고 있음을 시사한다. 이 사실은 모멘텀 현상을 단기 수익률의 자기상관 관계에 의해 주가의 방향성이 유지되는 것이라고 해석한다면 이해할 수 없는 결과이다.

패널 B는 모멘텀 전략의 월별 수익률의 표준편차를 보여준다. 동일가중 포트폴리오의 경우 시차가 길어질수록 표준편차가 약하게 감소하는 경향이 있고, 가치가중 포트폴리오의 경우 시차에 따른 차이가 뚜렷하지 않다. 패널 C는 모멘텀 전략의 샤프 비율(Sharpe ratio)을 보여준다. 샤프 비율의 기간구조 형태는 평균 수익률의 것과 상당히 유사한데, 이는 표준편차가 시차에 따라 크게 달라지지 않은 것을 고려하면 당연한 것이다.

〈그림 1〉의 결과는 가까운 과거보다는 더 먼 과거의 성과를 기준으로 모멘텀 전략을 구성할수록 그 투자성과가 평균 수익률 관점뿐 아니라 위험 대비 보상의 관점에서 더 개선될 수 있음을 의미한다. 만약 과거의 승자를 매수하고 패자를 매도하는 전략의 성과가 주식 수익률의 단기 자기상관 관계로 인해 결정되는 것이라면, 자기상관의 부호가 양인지 음인지에 관계없이 더 가까운 과거의 수익률이 더 높은 예측력을 가져야 할 것이다. 따라서 모멘텀 투자성과의 기간구조는 그러한 가정이 사실이 아님을 보여준다. 이러한 점을 바탕으로, 본 연구는 포트폴리오 분석 및 개별 주식의 횡단면 분석을 통해 한국 주식시장에서의 모멘텀 이상현상을 다각도로 분석하고, 그 결과가 기존 국내의 문헌에서 보고한 결과들과 어떻게 양립할 수 있는지 논의한다.

〈그림 1〉 모멘텀 전략에 의한 투자성과의 기간구조

이 그림은 과거 성과가 좋은 주식을 매수하고 나쁜 주식을 매도하는 모멘텀 전략의 투자성과를 나타낸다. 매 t 월 초에 전체 주식을 $t-k$ 월의 수익률을 기준으로 정렬하여 상위 10%에 속하는 주식을 매수하고 하위 10%에 속하는 주식을 매도하는 포트폴리오 전략의 월별 수익률을 계산한다. 패널 A는 모멘텀 전략의 월평균 수익률을, 패널 B는 월별 수익률의 표준편차를, 그리고 패널 C는 연율화된 샤프 비율을 각각 나타낸다. 각 그림의 가로축은 과거 성과의 측정시점과 포트폴리오 구성시점 간의 시차 k 를 나타낸다. 진한 색 막대는 동일가중(EW) 포트폴리오, 연한 색 막대는 가치가중(VW) 포트폴리오의 성과이다. 표본 기간은 1999년 2월부터 2015년 12월까지이다.



Ⅲ. 최근 및 중기 과거 수익률의 주식 수익률에 대한 횡단면 예측력

이 장에서는 최근 과거 또는 중기 과거의 수익률과 미래 주식 수익률 간의 횡단면적 관계를 분석한다. 이를 위해 과거 수익률로 정렬된 포트폴리오를 구성하고 포트폴리오 수익률을 관찰한다. 포트폴리오 분석에서 발견한 횡단면적 관계가 주식 수익률의 횡단면과 관련된 다른 기업 특성변수들에 의해 영향을 받은 것인지 포트폴리오 분석 및 개별 주식 수익률의 횡단면 회귀분석을 통해 확인한다. 또한 최근 과거 수익률과 중기 과거 수익률의 수익률 횡단면 예측력을 비교하고 한국 주식시장에서 관찰되는 모멘텀 현상을 이해하기 위해 이중정렬 포트폴리오를 구성해본다.

1. 과거 수익률에 따라 정렬된 포트폴리오

개별 주식에 대하여 매월 포트폴리오를 구성하기 n 개월 전부터 m 개월 전까지의 로그 누적 수익률을 $PRET(n, m)$ 이라 정의한다. 즉, 매 t 월의 $PRET(n, m)$ 은 각 주식의 $t-n$ 월에서 $t-m$ 월의 로그 누적 수익률이다. 지금까지 국내 문헌에서는 주식시장의 모멘텀 현상 존재 여부에 대하여 서로 엇갈리는 결과들이 보고되어 왔으나, 최근의 몇몇 연구들은 외환위기 이후부터 한국 주식시장에서도 모멘텀 현상이 관찰된다고 보고한다. 먼저 모멘텀 현상의 존재를 확인하기 위하여, 과거 12개월 수익률을 기준으로 정렬된 포트폴리오를 구성해본다. 구체적으로, 전체 주식을 $PRET(12, 2)$ 값을 기준으로 정렬한 후 정렬 순서에 따라 10등분하여 포트폴리오를 구성하고 월별 가치가중 및 동일가중 수익률을 계산한다. 모멘텀 이상현상을 다루는 수많은 실증연구들이 과거 성과의 측정기간에서 최근 한 달을 제외하기 위하여 포트폴리오 구성과 과거 성과 측정 사이에 한 달의 시차를 두는데, 이는 단기 수익률 역전현상(short-term reversal)이 존재하기 때문이다. 앞서 <그림 1>을 보면 한국 주식시장에서도 단기 역전현상이 존재하는 것으로 보이므로 본 연구에서도 이러한 관례를 따른다.

<표 1>은 $PRET(12, 2)$ 에 따라 정렬된 포트폴리오의 월평균 초과수익률과 위험조정 수익률을 나타낸다. 포트폴리오 수익률이 위험요인을 통제한 후에도 통계적으로 유의한지 확인하기 위하여 자본자산 가격결정 모형(Capital Asset Pricing Model, CAPM)과 Fama and French

(1993) 3요인 모형으로부터 추정된 알파를 이용한다.²⁾ 패널 A와 패널 B는 각각 가치가중 및 동일가중 포트폴리오 수익률을 보여준다. 먼저 가치가중 포트폴리오를 살펴보면, 1번에서 10번 포트폴리오까지 수익률이 거의 단조적으로 증가하는 것을 확인할 수 있다. 그 결과 PRET(12, 2)가 가장 높은 10번 포트폴리오를 매수하고 가장 낮은 1번 포트폴리오를 매도하는 무비용 포트폴리오의 월평균 수익률은 1.92%(t -통계량 = 2.53)로 매우 유의하다. 또한 이 무비용 포트폴리오의 CAPM 또는 Fama and French(1993) 3요인 모형 알파는 각각 월 1.95%(t -통계량 = 2.62)와 1.68%(t -통계량 = 2.24)로 위험요인을 통제한 후에도 여전히 통계적으로나 경제적으로 매우 유의하다. 이 결과는 한국 주식시장에서도 외환위기 이후 기간에 강한 모멘텀 현상이 관찰된다는 국내 문헌의 결과들과 일치한다(김상환, 2012; 엄운성, 2013; 이창준, 장지원, 2015).

〈표 1〉 과거 12개월 수익률에 따라 정렬된 포트폴리오 수익률

이 표는 과거 12개월에서 2개월 전까지의 로그 누적 수익률 PRET(12, 2)에 따라 정렬된 포트폴리오의 수익률을 보고한다. 각 주식의 PRET(12, 2) 값에 따라 전체 표본주식을 정렬한 후 정렬 순서에 따라 10등분하여 포트폴리오를 구성한다. 각 포트폴리오의 월별 초과수익률의 평균, CAPM 알파 및 Fama and French(1993) 3요인 알파를 보고한다. 패널 A는 가치가중 포트폴리오 수익률을, 패널 B는 동일가중 포트폴리오 수익률을 각각 나타낸다. 괄호 안의 값은 지연시차 12의 Newey and West(1987) t -통계량이다. 표본 기간은 1999년 2월부터 2015년 12월까지이다.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	10-1
패널 A: 가치가중 포트폴리오											
초과수익률	-0.48 (-0.78)	-0.19 (-0.31)	0.10 (0.18)	1.05 (1.80)	0.30 (0.55)	0.67 (0.97)	0.93 (1.64)	0.81 (1.39)	1.46 (2.85)	1.44 (1.93)	1.92 (2.53)
CAPM 알파	-1.20 (-2.23)	-0.80 (-2.55)	-0.50 (-1.52)	0.36 (1.17)	-0.29 (-1.54)	0.07 (0.23)	0.36 (1.49)	0.21 (0.71)	0.88 (3.15)	0.76 (1.92)	1.95 (2.62)
FF3F 알파	-0.85 (-1.61)	-0.69 (-2.62)	-0.34 (-1.21)	0.29 (0.93)	-0.33 (-1.64)	0.21 (0.68)	0.43 (1.73)	0.26 (0.87)	0.90 (3.27)	0.83 (2.22)	1.68 (2.24)
패널 B: 동일가중 포트폴리오											
초과수익률	0.10 (0.16)	1.10 (1.87)	1.06 (1.87)	1.11 (2.13)	1.26 (2.32)	1.62 (2.99)	1.97 (3.39)	1.74 (2.92)	1.55 (2.52)	1.11 (1.64)	1.01 (1.78)
CAPM 알파	-0.47 (-0.86)	0.54 (1.26)	0.53 (1.44)	0.63 (1.86)	0.77 (2.61)	1.12 (4.13)	1.48 (3.99)	1.24 (3.43)	1.03 (2.68)	0.52 (1.36)	0.99 (1.85)
FF3F 알파	-0.41 (-0.92)	0.51 (1.32)	0.49 (2.25)	0.60 (2.30)	0.77 (3.88)	1.15 (5.01)	1.53 (4.64)	1.16 (5.78)	1.00 (3.24)	0.51 (2.13)	0.92 (1.69)

한편 〈표 1〉의 패널 B에 나타난 동일가중 포트폴리오 수익률을 살펴보면, 1번에서 7번까지 증가하다가 7번에서 10번까지는 다소 감소하는 경향을 보인다. 그러나 1번 포트폴리오의 수익률이 다른 9개의 포트폴리오에 비해 현저히 낮은 것을 알 수 있고, 그 결과 10번을

2) MKT, SMB, HML 등 3요인 포트폴리오의 수익률은 Fama and French(1993)에서 설명한 것과 동일한 방식으로 계산한다.

매수하고 1번을 매도하는 무비용 포트폴리오의 수익률은 월 0.92%(t -통계량 = 1.69)의 3요인 알파를 나타내어 통계적으로 거의 유의하다. 이 패턴은 모멘텀 전략의 높은 비정상 수익률이 주로 패자 포트폴리오에 대한 매도포지션에서 발생한다는 문헌의 결과와 일관된 것이다 (Hong, Lim, and Stein, 2000; Stambaugh, Yu, and Yuan, 2012; Avramov, Chordia, Jostova, and Philipov, 2013). 과거 국내 문헌에서는 한국 주식시장에서 모멘텀 이상현상이 존재하지 않으며 오히려 수익률 반전현상이 관찰된다고 보고해왔으나, <표 1>의 결과로부터 외환위기 이후 표본에서는 미국 주식시장과 상당히 유사한 형태의 모멘텀 현상이 존재하는 것을 다시 한 번 확인한다.

앞서 제II장에서 살펴본 모멘텀의 기간구조는 미래 수익률을 예측할 수 있는 정보가 가까운 과거보다는 더 먼 과거의 성과에 많이 반영되어 있을 가능성을 제시한다. 따라서 이제 과거 12개월 수익률을 최근 과거 6개월과 그 이전의 6개월로 나누어 측정할 경우, 각 기간에서의 과거 성과가 수익률 횡단면을 예측할 수 있는지 확인하고자 한다. 이를 위해, $PRET(12, 2)$ 를 6개월 전 시점을 기준으로 $PRET(6, 2)$ 와 $PRET(12, 7)$, 즉 최근 과거 6개월간의 수익률과 12개월에서 7개월 전까지의 수익률로 분해하여 각각에 의해 정렬된 10등분 포트폴리오를 구성한다.³⁾ <표 2>는 $PRET(6, 2)$ 또는 $PRET(12, 7)$ 로 정렬된 포트폴리오 수익률을 보고한다.⁴⁾

우선 패널 A에 나타난 $PRET(6, 2)$ 로 정렬된 포트폴리오를 살펴보면, 1번부터 10번 포트폴리오까지의 평균 수익률이 규칙적으로 증가하거나 감소한다고 말하기 어렵다. 그 결과 $PRET(6, 2)$ 가 가장 높은 10번 포트폴리오를 매수하고 가장 낮은 1번 포트폴리오를 매도하는 무비용 포트폴리오의 월평균 수익률은 0.35%(t -통계량 = 0.65)로 유의하지 않다. 이는 최근 6개월의 수익률이 미래의 수익률 횡단면을 예측하는 정보를 가지고 있지 않음을 보여준다. 반면 패널 B에 나타난 $PRET(12, 7)$ 로 정렬된 포트폴리오를 살펴보면, 1번부터 10번 포트폴리오의 평균 수익률이 단조적이지는 않으나 대체로 증가하는 경향을 나타내며 특히 1번 포트폴리오의 초과수익률이 월 -0.50%로 현저히 낮다. 10번 포트폴리오를 매수하고 1번 포트폴리오를 매도하는 무비용 포트폴리오의 월평균 수익률은 1.66%(t -통계량 = 2.32)로 매우 유의하며, Fama and French(1993) 3요인 알파도 1.51%(t -통계량 = 2.06)로 통계적으로나

3) 앞서 설명한 바와 같이 단기 역전현상의 존재를 고려하여 과거 성과의 측정기간에서 최근 한 달은 제외한다. 한편 과거 성과를 로그 누적 수익률로 측정하므로, 과거 수익률 변수들 간에 $PRET(12, 2) = PRET(12, 7) + PRET(6, 2)$ 와 같은 선형종속관계가 성립한다.

4) 지면을 절약하기 위하여 이후 포트폴리오 수익률을 보고하는 대부분의 표에서 동일가중 수익률은 생략하고 가치가중 수익률을 보고한다. 동일가중 포트폴리오에 대한 결과는 내용상 차이가 없으며, 생략된 모든 결과는 요청에 의해 제공될 수 있다.

경제적으로 매우 유의하다. <표 2>의 결과는 최근 과거 성과에 기반한 모멘텀 투자전략의 수익률은 유의하지 않으나 중기 과거 성과에 기반한 모멘텀 전략은 매우 높은 수익을 얻는 것을 보여준다.

<표 2> 최근 및 중기 과거 수익률에 따라 정렬된 포트폴리오 수익률

이 표는 최근 과거 수익률 및 중기 과거 수익률에 따라 정렬된 포트폴리오의 수익률을 보고한다. 각 주식의 PRET(6, 2) 또는 PRET(12, 7) 값에 따라 전체 표본주식을 정렬한 후 정렬 순서에 따라 10등분하여 포트폴리오를 구성한다. 각 포트폴리오의 월별 초과수익률의 평균, CAPM 알파 및 Fama and French(1993) 3요인 알파를 보고한다. 패널 A는 PRET(6, 2)로 정렬된 가치가중 포트폴리오 수익률을, 패널 B는 PRET(12, 7)로 정렬된 가치가중 포트폴리오 수익률을 각각 나타낸다. 괄호 안의 값은 지연시차 12의 Newey-West(1987) *t*-통계량이다. 표본 기간은 1999년 2월부터 2015년 12월까지이다.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	10-1
패널 A: PRET(6, 2) 정렬 가치가중 포트폴리오											
초과수익률	0.32 (0.50)	1.04 (2.25)	0.83 (1.29)	1.11 (1.78)	0.31 (0.51)	0.77 (1.26)	0.43 (0.72)	0.83 (1.31)	1.09 (1.49)	0.67 (1.11)	0.35 (0.65)
CAPM 알파	-0.42 (-1.33)	0.43 (1.43)	0.21 (0.77)	0.53 (1.59)	-0.25 (-0.58)	0.20 (0.71)	-0.17 (-0.59)	0.21 (1.07)	0.43 (1.40)	0.00 (0.01)	0.43 (0.84)
FF3F 알파	-0.21 (-0.47)	0.52 (1.60)	0.34 (1.18)	0.58 (1.97)	-0.09 (-0.26)	0.25 (0.98)	-0.13 (-0.45)	0.27 (1.40)	0.49 (1.59)	0.00 (0.01)	0.21 (0.36)
패널 B: PRET(12, 7) 정렬 가치가중 포트폴리오											
초과수익률	-0.50 (-0.83)	0.28 (0.44)	0.39 (0.74)	0.95 (1.53)	0.36 (0.58)	0.23 (0.45)	0.76 (1.23)	1.41 (2.36)	1.15 (1.96)	1.16 (1.82)	1.66 (2.32)
CAPM 알파	-1.16 (-2.03)	-0.42 (-1.60)	-0.27 (-0.94)	0.35 (1.14)	-0.30 (-1.07)	-0.37 (-1.90)	0.18 (0.72)	0.79 (2.37)	0.52 (1.85)	0.55 (1.45)	1.72 (2.39)
FF3F 알파	-0.89 (-1.68)	-0.44 (-1.48)	-0.35 (-1.33)	0.42 (1.23)	-0.19 (-0.59)	-0.38 (-1.97)	0.31 (1.22)	0.79 (2.31)	0.62 (2.14)	0.62 (1.70)	1.51 (2.06)

지금까지 살펴본 결과를 종합하면, 외환위기 이후 한국 주식시장에서 과거 12개월의 성과에 기반한 모멘텀 전략이 유효한 것으로 관찰되는데 그러한 예측력이 주로 최근 과거 6개월이 아닌 중기 과거 6개월의 성과에서 비롯된 것임을 알 수 있다. 이러한 발견은 Novy-Marx(2012)가 보고한 것과 일관된 것으로, 외환위기 이후 한국 주식시장의 주가 모멘텀 현상이 미국 시장과 유사하게 나타나고 있음을 확인시켜 준다. 그러나 한 가지 주목할 만한 차이점은, 미국 주식시장의 경우 최근 과거 6개월의 성과가 중기 과거 성과보다 약하기는 하나 여전히 유의한 횡단면 예측력을 가지는 반면, 한국 주식시장에서는 최근 과거 6개월의 성과가 전혀 예측력을 가지지 않는다는 것이다.

이와 같은 본 연구의 발견은 그 동안 국내 문헌에 보고되어 온 모멘텀에 대한 연구 결과들이 왜 미국 시장의 결과와 다르게 받아들여져 왔는지 설명해 준다. 한국 주식시장의 모멘텀

현상은 미국 시장에 비해 상대적으로 약한 것으로 인식되고 있는데, 그 이유는 모멘텀 현상이 외환위기 이후 특정한 전략에 의해서만 유의하게 관찰되었기 때문이다. 국내 모멘텀 연구의 대부분은 Jegadeesh and Titman(1993)의 방식을 따라 과거 J 개월의 성과를 바탕으로 구성된 포트폴리오를 이후 K 개월간 보유하는 소위 ' J/K 전략'을 가정하여 성과 측정기간과 보유기간이 각각 3, 6, 9, 12개월인 경우의 수익률을 분석한다. 김상환(2012)과 엄윤성(2013) 등의 결과에 따르면 외환위기 이전에는 모멘텀 현상이 존재하지 않고 외환위기 이후 모멘텀 현상이 관찰되나, J/K 전략 중에서도 J 나 K 가 6개월 이상인 경우에만 유의한 수익률이 나타난다. 본 연구에서 모멘텀의 기간구조를 고려한 발견은 그러한 국내 연구의 결과와 국외 문헌의 결과들이 조화를 이루도록 해준다. 즉, 과거 국내 연구에서 성과 측정기간과 포트폴리오 보유기간이 6개월 이하일 때 모멘텀 현상이 나타나지 않은 것은 미래 수익률에 대한 예측력을 가지는 것이 최근 과거 6개월의 성과가 아닌 중기 과거 6개월의 성과이기 때문이다. 이와 달리 미국 시장에서는 최근 과거 6개월의 성과 역시 수익률 횡단면을 예측할 수 있기 때문에 모든 J/K 전략이 유의한 수익률을 제공한다. 이러한 차이에도 불구하고, 중기 과거 6개월의 성과가 최근 과거 6개월의 성과보다 더 높은 예측력을 가진다는 사실은 한국과 미국 시장에서 공통적으로 관찰되는 현상이다.

추가적으로 외환위기 이전에는 모멘텀 현상이 나타나지 않는다는 기존 연구 결과를 재확인하고, 더 나아가 과거 수익률의 측정기간을 최근 과거와 중기 과거로 나누었을 때 수익률 횡단면을 예측할 수 있는지 알아보기 위해서 <표 3>에 1987년 1월부터 1998년 12월까지 기간의 모멘텀 포트폴리오 수익률을 보고한다. 패널 A부터 패널 C는 각각 PRET(12, 2), PRET(6, 2), PRET(12, 7)로 정렬된 가치가중 포트폴리오의 월평균 초과수익률, CAPM 알파 및 Fama and French(1993) 3요인 알파를 나타낸다. 패널 A를 중심으로 살펴보면, 과거 수익률이 가장 높은 10번 포트폴리오를 매수하고 가장 낮은 1번 포트폴리오를 매도하는 무비용 포트폴리오의 3요인 알파는 월 -1.22% (t -통계량 = -1.36)로 음의 값을 가지나 통계적으로 유의하지 않다. 이는 한국 주식시장에서 모멘텀 전략의 수익률이 유의하지 않거나 음의 수익률을 가진다고 한 기존의 연구 결과들과 일관된 것이다. 패널 B와 패널 C의 결과를 살펴보면, 과거 수익률의 측정기간을 최근 과거 6개월과 중기 과거 6개월로 나누어도 그 결과가 크게 달라지지 않는다. 외환위기 이전 기간에는 최근 과거 6개월 수익률뿐 아니라 중기 과거 6개월 수익률도 수익률 횡단면에 대한 유의한 예측력을 가지지 않으며, 따라서 모멘텀 전략이 유효하지

않음을 알 수 있다.

〈표 3〉 과거 수익률에 따라 정렬된 포트폴리오 수익률: 1999년 이전의 표본 기간

이 표는 1999년 이전 기간의 표본을 이용하여 과거 12개월, 최근 과거 6개월 및 중기 과거 6개월 수익률에 따라 각각 정렬된 포트폴리오의 수익률을 보고한다. 각 주식의 PRET(12, 2), PRET(6, 2) 또는 PRET(12, 7) 값에 따라 전체 표본주식을 정렬한 후 정렬 순서에 따라 10등분하여 포트폴리오를 구성한다. 각 포트폴리오의 월별 초과수익률의 평균, CAPM 알파 및 Fama and French(1993) 3요인 알파를 보고한다. 패널 A부터 패널 C는 각각 PRET(12, 2), PRET(6, 2) 및 PRET(12, 7)로 정렬된 가치가중 포트폴리오 수익률을 나타낸다. 괄호 안의 값은 지연시차 12의 Newey-West(1987) t -통계량이다. 표본 기간은 1987년 1월부터 1998년 12월까지이다.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	10-1
패널 A: PRET(12, 2) 정렬 가치가중 포트폴리오: 1987년 1월부터 1998년 12월까지											
초과수익률	0.42 (0.31)	-0.67 (-0.70)	-0.49 (-0.52)	-0.45 (-0.53)	-0.48 (-0.51)	-0.24 (-0.26)	-0.31 (-0.33)	-0.61 (-0.72)	-0.50 (-0.65)	-0.74 (-0.99)	-1.16 (-1.32)
CAPM 알파	0.82 (1.15)	-0.39 (-0.59)	-0.18 (-0.40)	-0.15 (-0.44)	-0.18 (-0.49)	0.09 (0.27)	0.01 (0.03)	-0.28 (-0.74)	-0.17 (-0.33)	-0.42 (-1.19)	-1.24 (-1.52)
FF3F 알파	0.58 (0.84)	-0.47 (-0.70)	-0.47 (-0.90)	-0.33 (-1.02)	-0.37 (-1.16)	-0.05 (-0.18)	-0.10 (-0.25)	-0.43 (-1.09)	-0.21 (-0.39)	-0.64 (-1.52)	-1.22 (-1.36)
패널 B: PRET(6, 2) 정렬 가치가중 포트폴리오: 1987년 1월부터 1998년 12월까지											
초과수익률	-0.46 (-0.39)	-0.22 (-0.23)	0.31 (0.39)	-0.32 (-0.43)	-0.15 (-0.17)	-0.75 (-0.91)	-0.66 (-0.93)	-0.05 (-0.06)	-0.28 (-0.36)	-0.92 (-1.06)	-0.46 (-0.63)
CAPM 알파	-0.14 (-0.21)	0.17 (0.41)	0.64 (2.57)	0.02 (0.06)	0.18 (0.55)	-0.46 (-1.39)	-0.37 (-1.10)	0.31 (0.65)	0.05 (0.23)	-0.63 (-1.50)	-0.50 (-0.70)
FF3F 알파	-0.68 (-1.11)	0.13 (0.33)	0.56 (2.00)	-0.12 (-0.30)	0.05 (0.14)	-0.53 (-1.71)	-0.39 (-1.20)	0.29 (0.61)	-0.03 (-0.13)	-0.86 (-2.26)	-0.18 (-0.25)
패널 C: PRET(12, 7) 정렬 가치가중 포트폴리오: 1987년 1월부터 1998년 12월까지											
초과수익률	-0.04 (-0.04)	-1.19 (-0.94)	-0.10 (-0.13)	-0.25 (-0.29)	-0.15 (-0.16)	-0.73 (-0.90)	0.08 (0.08)	0.19 (0.24)	-0.49 (-0.57)	-1.10 (-1.32)	-1.06 (-1.10)
CAPM 알파	0.28 (0.36)	-0.94 (-0.92)	0.21 (0.73)	0.06 (0.17)	0.18 (0.53)	-0.41 (-1.25)	0.43 (1.16)	0.53 (1.55)	-0.13 (-0.19)	-0.78 (-1.63)	-1.06 (-1.08)
FF3F 알파	0.07 (0.08)	-1.18 (-1.14)	0.08 (0.27)	-0.12 (-0.35)	0.02 (0.05)	-0.56 (-1.67)	0.25 (0.72)	0.39 (1.05)	-0.21 (-0.27)	-0.88 (-1.67)	-0.95 (-0.82)

2. 과거 수익률의 수익률 횡단면 예측력과 기업 특성변수의 영향

앞서 제Ⅲ장의 제1절에서 확인한 주식의 과거 성과에 기반한 모멘텀 포트폴리오의 높은 수익률은 주식의 과거 성과와 관련된 동시에 주식 수익률의 횡단면 예측력을 가지는 다른 특성변수의 영향에 의해 도출된 결과일 수 있다. 따라서 이 절에서는 수익률 횡단면의 결정 요인으로 알려져 있는 다양한 특성변수들의 영향을 통제하여도 모멘텀 현상이 여전히 강건한지 포트폴리오 분석과 개별 주식의 횡단면 회귀분석을 통해 확인한다. 통제변수로 선택한 특성변수들은 시장 포트폴리오 수익률에 대한 베타(BETA), 기업규모(ME), 시장가치 대비

장부가치 비율(BM), 단기 수익률(REV), 고유변동성(IVOL), 최대 일별 수익률(MAX), 비유동성(ILLIQ) 및 거래회전율(TURN)이다.

시장 베타(BETA)는 각 주식의 지난 60개월 동안의 월별 초과수익률의 당월과 전월의 시장 포트폴리오 초과수익률에 대한 시계열 회귀모형으로부터 추정되는 두 기울기 계수의 합으로 정의한다. 이때 월별 관측치가 24개 미만인 주식은 제외되며, 시장 포트폴리오는 전체 표본주식의 가치가중 포트폴리오로 정의한다. 기업규모(ME)는 지난 달 말의 시가총액을 나타내며, 시장가치 대비 장부가치 비율(BM)은 전년도 말의 보통주 자본금을 전년도 12월 말의 시가총액으로 나눈 비율로 정의한다. 단기 수익률(REV)은 지난달의 수익률로 단기 수익률 역전현상의 효과를 통제하기 위한 변수이다. 고유변동성(IVOL)은 각 주식의 지난 3개월간의 일별 초과수익률의 MKT, SMB, HML 등 Fama and French(1993) 3요인 포트폴리오 수익률에 대한 시계열 회귀모형을 추정한 후, 추정된 잔차의 표본표준편차로 정의한다.⁵⁾ 이때 일별 관측치가 50개 미만인 주식은 제외한다. 최대 일별 수익률(MAX)은 각 주식의 지난 달 일별 수익률의 최대값을 나타내며, Bali, Cakici, and Whitelaw(2011)은 이 변수가 일부 투자자들의 복권선호 성향으로 인한 과대평가를 반영한다고 보고한다.⁶⁾ 비유동성(ILLIQ)은 Amihud(2002)의 정의에 따라 각 주식의 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 비율의 월평균으로 계산한다. 마지막으로 거래회전율(TURN)은 개별 주식에 대해 지난달의 총 거래량을 상장 주식수로 나눈 값이다.

〈표 4〉는 각 특성변수의 영향을 통제한 모멘텀 포트폴리오의 수익률을 보고한다. 이를 위해, 매일 표본주식을 특성변수 중 하나를 기준으로 정렬한 후 정렬 순서에 따라 전체 주식을 5등분한다. 이어서 각 5등분 포트폴리오 내에서 주식들을 다시 과거 수익률을 기준으로 정렬하여 5등분한다. 각 특성변수를 통제한 i 번째 모멘텀 포트폴리오의 수익률은 해당 변수로 구분된 각 5등분에 속하는 5개의 i 번째 모멘텀 포트폴리오 수익률의 평균으로 계산한다($i = 1, 2, 3, 4, 5$). 앞의 제Ⅲ장 제1절의 결과에서 $PRET(12, 2)$ 또는 $PRET(12, 7)$ 로 정렬된 포트폴리오에서 유의한 수익률의 차이가 나타나므로 두 변수에 대하여 각각 통제 포트폴리오 수익률을 보고한다.⁷⁾

5) 김태혁, 변영태(2011), 고봉찬, 김진우(2014), 엄철준, 이우백, 박래수, 장욱, 박종원(2014) 등에 따르면, 한국 주식시장에서도 고유변동성과 주식 수익률 간의 음의 횡단면 관계가 존재한다.

6) 강장구, 심명화(2014)는 한국 주식시장에서 최대 일별 수익률과 다음 달의 주식 수익률 간의 음의 횡단면 관계가 유의함을 보고한다.

7) 지면을 절약하기 위해 평균 수익률은 생략하고 Fama and French(1993) 3요인 알파만 보고한다. 평균 수익률 및 CAPM 알파는 그 결과가 〈표 4〉와 내용상 동일하며, 생략된 모든 결과는 요청에 의해 제공될 수 있다.

〈표 4〉 기업 특성변수를 통제한 모멘텀 포트폴리오 수익률

이 표는 다양한 기업 특성변수를 통제한 모멘텀 포트폴리오의 위험조정 수익률을 보고한다. 매월 표본주식을 각 주식의 통제변수 값에 따라 정렬하여 5등분한 뒤, 이어서 각 5등분 포트폴리오 내의 주식들을 다시 PRET(12, 2) 또는 PRET(12, 7)을 기준으로 정렬하여 5등분한다. 총 25개의 이중정렬 포트폴리오에 대한 월별 가치가중 수익률을 계산한다. 특성변수를 통제한 *i*번째 모멘텀 포트폴리오의 수익률은 특성변수로 구분된 5개의 그룹마다 각각 존재하는 5개의 *i*번째 모멘텀 포트폴리오 수익률의 평균과 같다($i = 1, 2, 3, 4, 5$). 특성변수는 시장 베타(BETA), 기업규모(ME), 시장가치 대비 장부가치 비율(BM), 단기 수익률(REV), 고유변동성(IVOL), 최대 일별 수익률(MAX), 비유동성(ILLIQ) 및 거래회전율(TURN)을 포함한다. 패널 A는 특성변수를 통제한 PRET(12, 2) 정렬 가치가중 포트폴리오의 Fama and French(1993) 3요인 알파를, 패널 B는 특성변수를 통제한 PRET(12, 7) 정렬 가치가중 포트폴리오의 Fama and French(1993) 3요인 알파를 각각 나타낸다. 괄호 안의 값은 지연시차 12의 Newey-West(1987) *t*-통계량이다. 표본 기간은 1999년 2월부터 2015년 12월까지이다.

	1(패자)	2	3	4	5(승자)	5-1
패널 A: PRET(12, 2) 정렬 가치가중 포트폴리오의 Fama-French 3요인 알파						
BETA	-0.75 [-3.24]	-0.19 [-1.43]	0.25 (1.32)	0.45 (2.70)	0.69 (2.39)	1.44 (3.24)
ME	-0.44 [-1.57]	0.36 (1.85)	0.73 (4.53)	1.20 (5.26)	1.00 (4.43)	1.45 (4.27)
BM	-0.44 [-1.44]	-0.09 [-0.57]	0.18 (1.19)	1.11 (1.68)	0.32 (1.07)	0.76 (1.46)
REV	-0.59 [-1.74]	0.10 (0.44)	-0.03 [-0.20]	0.50 (2.80)	0.76 (2.81)	1.35 (2.70)
IVOL	-0.79 [-2.81]	-0.53 [-3.34]	0.13 (0.65)	0.23 (1.60)	0.28 (1.01)	1.07 (2.18)
MAX	-0.60 [-2.33]	0.05 (0.25)	0.03 (0.19)	0.19 (1.31)	0.59 (2.18)	1.18 (2.52)
ILLIQ	-0.26 [-1.09]	0.24 (1.31)	0.44 (3.11)	0.87 (3.63)	0.63 (2.37)	0.89 (2.20)
TURN	-0.73 [-2.34]	-0.18 [-0.93]	-0.03 [-0.13]	0.11 (0.71)	0.37 (1.58)	1.10 (2.33)
패널 B: PRET(12, 7) 정렬 가치가중 포트폴리오의 Fama-French 3요인 알파						
BETA	-0.36 [-1.60]	0.06 (0.29)	0.08 (0.51)	0.33 (1.05)	0.75 (3.07)	1.11 (2.73)
ME	-0.45 [-1.93]	0.44 (2.34)	0.73 (3.67)	1.22 (5.71)	0.89 (4.30)	1.34 (5.30)
BM	-0.55 [-2.35]	-0.06 [-0.34]	0.02 (0.11)	1.17 (2.02)	0.36 (1.39)	0.91 (2.23)
REV	-0.45 [-1.70]	-0.06 [-0.34]	0.08 (0.36)	0.51 (1.90)	0.66 (2.68)	1.12 (2.73)
IVOL	-0.62 [-2.70]	0.01 (0.06)	-0.13 [-0.57]	0.29 (1.68)	0.18 (0.58)	0.80 (1.73)
MAX	-0.54 [-2.46]	-0.03 [-0.17]	0.02 (0.10)	0.30 (2.13)	0.64 (2.67)	1.18 (2.93)
ILLIQ	-0.34 [-1.81]	0.38 (1.83)	0.35 (1.99)	0.88 (4.19)	0.58 (2.76)	0.92 (3.48)
TURN	-0.66 [-2.45]	-0.01 [-0.04]	-0.22 [-1.15]	0.13 (0.88)	0.35 (1.58)	1.02 (2.44)

패널 A는 각 특성변수의 영향을 통제한 후 $PRET(12, 2)$ 로 정렬된 포트폴리오에 대한 결과이다. 결과를 요약하면, 다양한 특성변수를 통제한 후에도 1번에서 5번 포트폴리오까지 수익률이 대체로 증가하는 경향을 나타내며, 특히 어느 경우에도 1번 포트폴리오의 비정상 수익률이 현저히 낮다. 그 결과 BM의 경우만을 제외하고, 다른 특성변수들 가운데 하나를 통제할 모멘텀 전략, 즉 5번 포트폴리오를 매수하고 1번 포트폴리오를 매도하는 무비용 포트폴리오 전략은 월 0.89%에서 1.45%까지 상당히 높을 뿐 아니라 통계적으로도 매우 유의한 알파를 가진다. BM을 통제할 모멘텀 전략의 경우에는 0.76%(t -통계량 = 1.46)의 양의 수익률을 나타내나 통계적으로 유의하지 않다. 패널 B는 각 특성변수의 영향을 통제한 후 $PRET(12, 7)$ 로 정렬된 포트폴리오의 수익률을 나타낸다. $PRET(12, 7)$ 을 기준으로 승자를 매수하고 패자를 매도하는 모멘텀 전략의 위험조정 수익률은 각 통제변수에 따라 월 0.80%에서 1.34%를 나타내며, IVOL을 제외한 다른 특성변수를 통제할 경우 통계적으로 매우 유의하고 IVOL을 통제할 경우에는 t -통계량이 1.73으로 거의 유의하다. <표 4>의 전체적인 결과는 제Ⅲ장의 제1절에서 확인한 $PRET(12, 2)$ 와 $PRET(12, 7)$ 의 수익률 예측력이 다른 특성변수의 영향을 통제하여도 사라지지 않음을 의미한다.

이제 다양한 특성변수들이 주식 수익률에 미치는 영향을 동시에 통제하기 위하여 포트폴리오가 아닌 개별 주식에 대하여 수익률의 횡단면 회귀분석을 실시하고 과거 성과와 수익률의 횡단면 관계가 여전히 강건한지 알아보려 한다. <표 5>는 매월 개별 주식 수익률을 앞서 정의한 과거 수익률 변수들과 특성변수들에 대하여 횡단면 회귀분석한 결과의 Fama and MacBeth(1973) 추정치를 보고한다.

먼저 모형 (1)과 모형 (2)는 과거 12개월 수익률 $PRET(12, 2)$ 의 횡단면 예측력을 확인하기 위한 것이다. $PRET(12, 2)$ 는 다른 특성변수들을 통제하지 않은 경우와 통제할 경우 각각 0.59 (t -통계량 = 1.92)와 0.85(t -통계량 = 2.70)의 횡단면 회귀계수를 가진다. 이는 포트폴리오를 구성하지 않고 개별 주식에 대해서 살펴보아도 과거 12개월 성과에 의한 모멘텀 현상이 유의함을 나타내며, 그러한 횡단면 관계가 특성변수들을 동시에 통제할 후 더욱 유의해짐을 보여준다. 모형 (3)과 모형 (4)는 최근 과거 6개월 수익률 $PRET(6, 2)$ 의 횡단면 예측력을 확인한다. $PRET(6, 2)$ 는 포트폴리오 수준뿐 아니라 개별 주식 수준에서도 수익률에 대한 횡단면 예측력을 찾아볼 수 없으며, 이는 통제변수를 포함하여도 달라지지 않는다. 다음으로 모형 (5)와 모형 (6)은 중기 과거 6개월 수익률 $PRET(12, 7)$ 의 횡단면 예측력을 검증한다. 다른 변수를 통제하지

않을 때 PRET(12, 7)의 횡단면 회귀계수는 1.03(t -통계량 = 3.31)으로 매우 유의한 양의 값을 가진다. 또한 특성변수들을 통제한 후에는 1.25(t -통계량 = 4.21)의 값을 나타내, 앞서 <표 2>와 <표 4>의 포트폴리오 분석 결과와 마찬가지로 중기 과거의 성과가 매우 강력한 횡단면 예측력을 가짐을 알 수 있다.

다음으로 모형 (7)과 모형 (8)은 최근 과거 성과와 중기 과거 성과의 예측력을 직접 비교하기 위해서 PRET(6, 2)와 PRET(12, 7)을 동시에 포함한다. 제Ⅲ장 제1절의 포트폴리오 분석 결과와 마찬가지로, PRET(6, 2)는 수익률 횡단면에 대하여 유의한 예측력을 가지지 않으나 PRET(12, 7)은 매우 유의한 예측력을 가진다. 이러한 결과는 통제변수에 의해 달라지지 않으며, 특히 PRET(12, 7)에 대한 기울기계수는 모형 (5)와 모형 (6)의 것과 거의 차이가 없다. 마지막으로

<표 5> 개별 주식 수익률의 횡단면 회귀분석

이 표는 과거 수익률과 다양한 특성변수들에 대한 개별 주식 수익률의 횡단면 회귀분석 결과를 보고한다. 매월 개별 주식 수익률을 PRET(12, 2), PRET(6, 2), PRET(12, 7) 등 과거 수익률 변수와 여러 특성변수들에 대하여 횡단면 회귀분석하고, 그 회귀계수들의 시계열 평균으로 계산된 Fama and MacBeth(1973) 추정치를 나타낸다. 개별 주식들의 특성변수는 시장 베타(BETA), 기업규모(ME), 시장가치 대비 장부가치 비율(BM), 단기 수익률(REV), 고유변동성(IVOL), 최대 일별 수익률(MAX), 비유동성(ILLIQ) 및 거래회전을(TURN)이다. 괄호 안의 값은 자연시차 12의 Newey-West (1987) t -통계량이다. 표본 기간은 1999년 2월부터 2015년 12월까지이다.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
PRET(12, 2)	0.59 (1.92)	0.85 (2.70)							0.09 (0.24)	0.40 (0.99)
PRET(6, 2)			-0.04 (-0.09)	0.35 (0.87)			0.09 (0.24)	0.40 (0.99)		
PRET(12, 7)					1.03 (3.31)	1.25 (4.21)	1.03 (3.25)	1.23 (4.09)	0.95 (3.33)	0.82 (2.70)
BETA		-0.10 (-0.50)		-0.15 (-0.77)		0.01 (0.03)		-0.14 (-0.65)		-0.14 (-0.65)
ME		-0.39 (-1.85)		-0.40 (-1.91)		-0.35 (-1.65)		-0.39 (-1.82)		-0.39 (-1.82)
BM		0.52 (2.85)		0.48 (2.65)		0.53 (2.92)		0.51 (2.77)		0.51 (2.77)
REV		-2.00 (-2.24)		-1.77 (-2.02)		-2.04 (-2.33)		-2.01 (-2.28)		-2.01 (-2.28)
IVOL		-29.95 (-2.06)		-28.73 (-1.95)		-23.93 (-1.73)		-28.70 (-1.97)		-28.70 (-1.97)
MAX		-1.52 (-0.50)		-2.10 (-0.69)		-1.98 (-0.69)		-2.12 (-0.69)		-2.12 (-0.69)
ILLIQ		0.08 (1.47)		0.07 (1.41)		0.08 (1.39)		0.07 (1.44)		0.07 (1.44)
TURN		-1.19 (-4.68)		-1.17 (-4.63)		-1.19 (-4.75)		-1.16 (-4.64)		-1.16 (-4.64)

모형 (9)와 모형 (10)은 과거 12개월 성과와 중기 과거 성과를 동시에 포함하여 두 변수의 횡단면 예측력을 비교하기 위한 것이다.⁸⁾ $PRET(12, 2)$ 와 $PRET(12, 7)$ 은 각각 모형 (2)와 모형 (6)에서 수익률 횡단면과 유의한 양의 관계를 가지나, $PRET(12, 2)$ 의 예측력은 $PRET(12, 7)$ 을 통제한 후 사라지고 $PRET(12, 7)$ 의 예측력은 여전히 강건함을 확인한다.

이 절에서 발견한 결과를 요약하면, 제Ⅲ장의 제1절에서 발견한 $PRET(12, 2)$ 와 $PRET(12, 7)$ 의 수익률에 대한 횡단면 예측력은 시장 베타, 기업규모, 시장가치 대비 장부가치 비율, 단기 수익률 등 수익률 횡단면과 관련 있는 다양한 변수들을 통제하여도 여전히 유의함을 포트폴리오 분석과 개별 주식의 횡단면 회귀분석을 통해 확인한다. 이러한 결과는 외환위기 이후 한국 주식시장에서 주가 모멘텀 현상이 분명히 나타나고 있음을 뒷받침한다. 한편 최근 과거 성과 $PRET(6, 2)$ 는 수익률 횡단면과 유의한 관계를 가지지 않으며, $PRET(12, 2)$ 와 수익률의 양의 횡단면 관계는 오로지 중기 과거 성과 $PRET(12, 7)$ 에 의해서 도출된 것이다. 이제 다음 절에서는 과거 수익률 변수들의 관계에 더욱 집중하여 중기 과거 수익률의 횡단면 예측력이 다른 기간에 측정된 과거 수익률에 의해 영향을 받지 않음을 보여주는 추가적인 증거를 제시한다.

3. 최근 및 중기 과거 수익률에 따라 이중정렬된 포트폴리오

앞의 제Ⅲ장의 제2절에서는 여러 특성변수의 영향을 통제한 후에도 $PRET(12, 7)$ 의 수익률에 대한 횡단면 예측력이 유의할 뿐 아니라, $PRET(6, 2)$ 나 $PRET(12, 2)$ 를 통제한 후에도 $PRET(12, 7)$ 과 수익률의 양의 횡단면 관계가 사라지지 않음을 보여주는 개별 주식 수준의 증거를 제시한다. 이번에는 포트폴리오 분석을 통해서도 마찬가지로 $PRET(12, 7)$ 에 따른 모멘텀 수익률이 $PRET(6, 2)$ 나 $PRET(12, 2)$ 를 통제하여도 달라지지 않는지 확인해본다.

〈표 6〉은 서로 다른 측정기간에 대한 과거 수익률 변수 가운데 하나를 통제한 뒤 다른 변수에 의해 모멘텀 포트폴리오를 구성한 경우의 수익률을 나타낸다. 포트폴리오의 구성은 제Ⅲ장 제2절의 〈표 4〉에서 특성변수를 통제할 때와 동일한 방식을 따른다. 패널 A는 $PRET(6, 2)$ 또는 $PRET(12, 2)$ 를 통제한 후 $PRET(12, 7)$ 로 정렬된 포트폴리오의 위험조정 수익률을 보여준다. 통제 여부에 관계없이, 중기 과거 수익률 $PRET(12, 7)$ 이 가장 높은 5번 포트폴리오를

8) $PRET(12, 2)$, $PRET(6, 2)$ 및 $PRET(12, 7)$ 사이에 선형종속관계가 성립하므로 모형 (9) 또는 (10)은 모형 (7) 또는 (8)과 사실상 동일한 모형이나, $PRET(12, 2)$ 가 포함되었을 때 $PRET(12, 7)$ 의 통계적 유의성을 재확인하기 위하여 모형 (9)와 모형 (10)의 추정결과도 함께 보고한다.

매수하고 가장 낮은 1번 포트폴리오를 매도하는 무비용 포트폴리오의 수익률은 매우 유의하다. 최근 과거 수익률 $PRET(6, 2)$ 를 통제하는 경우의 알파는 월 1.46%(t -통계량 = 3.80)로 <표 2>의 결과와 거의 차이가 없고, 과거 12개월 수익률 $PRET(12, 2)$ 를 통제하는 경우 알파는 그 크기가 상당히 줄어든 월 0.67%(t -통계량 = 2.51)이나 여전히 유의하다.

<표 6> 기간별 과거 수익률을 통제한 모멘텀 포트폴리오 수익률

이 표는 측정기간별 과거 수익률 변수를 통제한 모멘텀 포트폴리오의 위험조정 수익률을 보고한다. 매월 표본주식을 각 주식의 통제변수 값에 따라 정렬하여 5등분한 뒤, 이어서 각 5등분 포트폴리오 내의 주식들을 다시 과거 수익률 변수 값을 기준으로 정렬하여 5등분한다. 총 25개의 이중정렬 포트폴리오에 대한 월별 가치가중 수익률을 계산한다. 다른 기간의 과거 수익률을 통제한 i 번째 모멘텀 포트폴리오의 수익률은 통제변수로 구분된 5개의 그룹마다 각각 존재하는 5개의 i 번째 모멘텀 포트폴리오 수익률의 평균과 같다($i = 1, 2, 3, 4, 5$). 패널 A는 $PRET(6, 2)$ 또는 $PRET(12, 2)$ 를 통제한 $PRET(12, 7)$ 정렬 포트폴리오, 패널 B는 $PRET(6, 2)$ 또는 $PRET(12, 7)$ 을 통제한 $PRET(12, 2)$ 정렬 포트폴리오, 그리고 패널 C는 $PRET(12, 7)$ 또는 $PRET(12, 2)$ 를 통제한 $PRET(6, 2)$ 정렬 포트폴리오에 대한 Fama and French(1993) 3요인 알파를 각각 나타낸다. 괄호 안의 값은 지연시차 12의 Newey-West(1987) t -통계량이다. 표본 기간은 1999년 2월부터 2015년 12월까지이다.

	1 (패자)	2	3	4	5 (승자)	5-1
패널 A: $PRET(12, 7)$ 정렬 가치가중 포트폴리오의 Fama-French 3요인 알파						
$PRET(6, 2)$	-0.64 (-2.53)	0.07 (0.39)	0.19 (0.88)	0.61 (3.03)	0.81 (4.14)	1.46 (3.80)
$PRET(12, 2)$	-0.34 (-1.89)	-0.26 (-1.14)	0.19 (0.92)	0.57 (2.31)	0.33 (1.77)	0.67 (2.51)
패널 B: $PRET(12, 2)$ 정렬 가치가중 포트폴리오의 Fama-French 3요인 알파						
$PRET(6, 2)$	-0.66 (-2.78)	-0.06 (-0.37)	0.28 (1.62)	0.60 (2.45)	0.83 (3.83)	1.49 (3.60)
$PRET(12, 7)$	-0.02 (-0.06)	-0.02 (-0.09)	0.19 (0.79)	0.15 (0.85)	0.30 (1.68)	0.32 (0.78)
패널 C: $PRET(6, 2)$ 정렬 가치가중 포트폴리오의 Fama-French 3요인 알파						
$PRET(12, 7)$	0.11 (0.31)	0.04 (0.24)	0.09 (0.45)	0.23 (1.36)	0.21 (1.02)	0.11 (0.24)
$PRET(12, 2)$	0.21 (0.81)	0.73 (3.51)	0.24 (1.41)	0.05 (0.26)	-0.39 (-2.26)	-0.61 (-1.80)

다음으로 패널 B는 $PRET(6, 2)$ 또는 $PRET(12, 7)$ 을 통제한 후 $PRET(12, 2)$ 로 정렬된 포트폴리오의 위험조정 수익률을 보여준다. 최근 과거 수익률 $PRET(6, 2)$ 를 통제한 후 $PRET(12, 2)$ 를 이용한 모멘텀 전략의 알파는 월 1.49%(t -통계량 = 3.60)로 <표 1>의 결과와 크게 다르지 않다. 반면 $PRET(12, 7)$ 을 통제한 후 $PRET(12, 2)$ 로 정렬한 포트폴리오는 더 이상 유의한 모멘텀 수익률을 제공하지 않는다. 이러한 결과는 <표 5>에서 개별 주식의 횡단면 회귀분석을 통해 확인한 결과와 일치하는 것이다. 즉, 과거 12개월 성과가 가지는 수익률의

횡단면에 대한 예측력은 중기 과거 6개월의 성과로부터 나오는 것이고 최근 과거 6개월의 성과에는 수익률을 예측하기 위한 정보가 없다.

마지막으로 패널 C는 $PRET(12, 7)$ 과 $PRET(12, 2)$ 를 통제한 후 $PRET(6, 2)$ 로 정렬된 포트폴리오에 대한 결과이다. 앞선 결과와 마찬가지로, $PRET(6, 2)$ 는 $PRET(12, 7)$ 에 대한 통제 여부와 관계없이 유의한 수익률의 차이를 나타내지 않는다. 한편 $PRET(12, 2)$ 를 통제한 후 $PRET(6, 2)$ 에 따라 정렬된 포트폴리오의 경우 5번 포트폴리오의 수익률이 현저히 낮은 것을 알 수 있다. 이에 따라 5번 포트폴리오를 매수하고 1번 포트폴리오를 매도하는 무비용 포트폴리오의 알파는 월 -0.61% (t -통계량 = -1.80)로, 오히려 모멘텀 전략으로부터 음의 수익률이 발생한다. 그러나 이 결과를 최근 과거 수익률 $PRET(6, 2)$ 가 수익률과 음의 횡단면 관계를 가지기 때문인 것으로 해석할 수 없다. 오히려 이 결과는 $PRET(12, 7)$ 과 수익률의 양의 횡단면 관계를 더욱 지지하는 결과로 보아야 한다. 그 이유는 $PRET(12, 2)$ 의 값을 통제한 상태로 $PRET(6, 2)$ 에 따라 정렬 포트폴리오를 구성하면, 5번 포트폴리오는 주로 $PRET(12, 7)$ 이 낮은 주식을, 1번 포트폴리오는 주로 $PRET(12, 7)$ 이 높은 주식을 포함하게 되기 때문이다. 따라서 $PRET(12, 2)$ 를 통제한 최근 과거 6개월의 성과에 의한 모멘텀 전략은 사실상 중기 과거의 패자를 매수하고 중기 과거의 승자를 매도하는 전략과 다르지 않다. 정리하면, <표 6>에 보고한 모든 결과는 앞서 제Ⅲ장 제1절에서 확인한 모멘텀 전략의 양의 수익률이 중기 과거 6개월의 성과로부터 발생하며, 최근 과거 6개월의 성과에는 수익률을 예측하기 위한 정보가 없다는 사실을 다시 한 번 확인시켜 준다.

최근 과거 수익률과 중기 과거 수익률의 관계를 또 다른 방법으로 살펴보기 위해서, <표 7>은 $PRET(6, 2)$ 와 $PRET(12, 7)$ 에 따라 독립적으로 이중정렬된 25개 포트폴리오의 수익률을 보고한다. 본 연구의 표본에서 $PRET(6, 2)$ 와 $PRET(12, 7)$ 의 횡단면 상관계수의 평균은 불과 0.02로 두 과거 수익률 변수는 거의 상관관계가 없기 때문에, 독립적으로 이중정렬된 포트폴리오를 구성하여도 전체 주식이 각 포트폴리오에 고르게 배분된다.⁹⁾ 패널 A는 25개 포트폴리오의 월평균 초과수익률을, 패널 B는 CAPM 알파를, 패널 C는 Fama and French(1993) 3요인 알파를 각각 나타낸다. 패널 C의 결과를 위주로 살펴보면, $PRET(12, 7)$ 에 대한 정렬은 어느 경우에도 양의 수익률 차이를 발생시키며, 그 차이는 많은 경우 통계적으로도 유의하다.

9) 이중정렬된 25개 포트폴리오는 평균적으로 각 27.5개의 주식을 포함한다. 포트폴리오에 포함된 주식 수에 대한 구체적인 정보는 요청에 의해 제공될 수 있다.

〈표 7〉 최근 및 중기 과거 수익률에 따라 이중정렬된 포트폴리오 수익률

이 표는 최근 과거 수익률 PRET(6, 2)와 중기 과거 수익률 PRET(12, 7)에 따라 이중정렬된 포트폴리오의 수익률을 보고한다. 매월 표본주식을 각 주식의 PRET(6, 2)와 PRET(12, 7) 값에 따라 독립적으로 5등분으로 정렬하여 전체 주식을 총 25개로 구분한 이중정렬 포트폴리오를 구성한다. 각 이중정렬 포트폴리오에 대한 월별 가치가중 및 동일가중 수익률을 계산한다. 패널 A는 이중정렬 포트폴리오의 월평균 초과수익률을, 패널 B는 CAPM 알파를, 패널 C는 Fama and French(1993) 3요인 알파를 각각 나타낸다. 각 패널의 마지막 행에 굵은 활자로 표시된 숫자는 중기 과거의 승자이자 최근 과거의 패자 포트폴리오(PRET(12, 7) = 5, PRET(6, 2) = 1)를 매수하고, 중기 과거의 패자이자 최근 과거의 승자 포트폴리오(PRET(12, 7) = 1, PRET(6, 2) = 5)를 매도하는 무비용 포트폴리오의 수익률을 나타낸다. 괄호 안의 값은 지연시차 12의 Newey-West(1987) t -통계량이다. 표본 기간은 1999년 2월부터 2015년 12월까지이다.

패널 A: 초과수익률

	PRET(12, 7) (가치가중 수익률)						PRET(12, 7) (동일가중 수익률)					
	1	2	3	4	5	5-1	1	2	3	4	5	5-1
PRET(6, 2)												
1	0.56 (0.87)	0.99 (1.25)	0.15 (0.26)	0.63 (1.20)	0.95 (1.69)	0.39 (0.69)	0.49 (0.82)	1.11 (1.75)	1.11 (1.88)	0.85 (1.48)	1.26 (2.08)	0.77 (1.76)
2	-0.20 (-0.24)	0.88 (1.39)	0.75 (1.12)	1.31 (1.73)	0.88 (1.55)	1.09 (1.50)	0.81 (1.24)	1.52 (2.35)	1.25 (2.34)	1.47 (3.09)	1.30 (2.18)	0.49 (1.10)
3	-0.30 (-0.36)	0.34 (0.55)	-0.07 (-0.10)	1.00 (1.54)	1.42 (2.20)	1.73 (2.60)	0.30 (0.47)	1.28 (2.18)	1.21 (1.96)	2.12 (3.35)	1.56 (2.48)	1.26 (2.81)
4	0.49 (0.49)	0.66 (0.98)	0.55 (0.88)	1.79 (2.58)	1.04 (1.35)	0.54 (0.64)	0.47 (0.81)	1.78 (3.00)	2.09 (3.73)	2.21 (3.35)	1.95 (3.37)	1.49 (3.76)
5	-0.79 (-0.96)	1.18 (1.73)	0.71 (0.92)	1.48 (2.11)	1.63 (1.93)	2.42 (2.81)	-0.03 (-0.06)	1.39 (2.12)	1.43 (2.18)	1.32 (1.90)	0.96 (1.30)	1.00 (1.77)
5-1	-1.34 (-1.62)	0.19 (0.26)	0.56 (0.71)	0.85 (1.51)	0.68 (1.02)	1.73 (2.40)	-0.52 (-0.98)	0.28 (0.50)	0.31 (0.83)	0.47 (0.83)	-0.29 (-0.51)	1.29 (2.80)

패널 B: CAPM 알파

	PRET(12, 7) (가치가중 수익률)						PRET(12, 7) (동일가중 수익률)					
	1	2	3	4	5	5-1	1	2	3	4	5	5-1
PRET(6, 2)												
1	-0.22 (-0.53)	0.27 (0.51)	-0.50 (-0.87)	0.03 (0.08)	0.31 (0.87)	0.53 (0.99)	-0.08 (-0.17)	0.52 (1.15)	0.46 (1.15)	0.32 (0.80)	0.68 (1.60)	0.76 (1.71)
2	-0.80 (-1.13)	0.27 (0.71)	0.12 (0.37)	0.69 (1.86)	0.32 (1.10)	1.12 (1.51)	0.29 (0.54)	0.98 (2.04)	0.76 (2.32)	0.99 (3.45)	0.78 (2.15)	0.49 (1.14)
3	-1.05 (-2.29)	-0.27 (-0.79)	-0.63 (-1.81)	0.47 (0.92)	0.87 (2.32)	1.92 (3.17)	-0.28 (-0.65)	0.78 (2.33)	0.72 (1.95)	1.67 (3.27)	1.01 (2.79)	1.29 (2.96)
4	-0.20 (-0.29)	0.04 (0.14)	-0.06 (-0.15)	1.17 (2.28)	0.45 (1.09)	0.65 (0.80)	0.00 (0.01)	1.30 (3.90)	1.60 (5.01)	1.71 (4.05)	1.47 (3.77)	1.47 (3.55)
5	-1.43 (-2.49)	0.64 (1.42)	0.02 (0.05)	0.88 (2.57)	0.96 (1.73)	2.39 (2.88)	-0.54 (-1.04)	0.87 (2.04)	0.88 (2.31)	0.79 (1.71)	0.38 (0.77)	0.91 (1.70)
5-1	-1.20 (-1.53)	0.38 (0.55)	0.52 (0.70)	0.85 (1.60)	0.65 (1.04)	1.74 (2.56)	-0.45 (-0.84)	0.36 (0.65)	0.41 (1.03)	0.48 (0.84)	-0.30 (-0.53)	1.21 (2.69)

패널 C: Fama-French 3요인 알파

	PRET(12, 7) (가치가중 수익률)						PRET(12, 7) (동일가중 수익률)					
	1	2	3	4	5	5-1	1	2	3	4	5	5-1
PRET(6, 2)												
1	-0.13 (-0.23)	0.44 (0.75)	-0.35 (-0.60)	0.18 (0.43)	0.41 (1.12)	0.54 (0.88)	-0.08 (-0.16)	0.57 (1.21)	0.47 (1.12)	0.39 (0.97)	0.67 (1.57)	0.74 (1.66)
2	-0.80 (-1.40)	0.35 (1.00)	0.24 (0.69)	0.84 (2.49)	0.42 (1.43)	1.22 (1.82)	0.23 (0.52)	0.92 (2.68)	0.71 (2.62)	1.00 (3.58)	0.81 (3.83)	0.58 (1.27)
3	-0.80 (-1.88)	-0.22 (-0.86)	-0.56 (-1.90)	0.68 (1.28)	0.97 (2.59)	1.77 (2.86)	-0.23 (-0.75)	0.74 (3.46)	0.71 (3.06)	1.81 (3.58)	1.01 (3.83)	1.25 (2.78)
4	-0.20 (-0.31)	0.04 (0.15)	-0.03 (-0.07)	1.13 (2.45)	0.58 (1.51)	0.78 (0.96)	-0.08 (-0.35)	1.26 (5.13)	1.54 (6.02)	1.62 (5.41)	1.42 (3.98)	1.50 (3.90)
5	-1.27 (-2.37)	0.56 (1.24)	0.13 (0.33)	0.91 (2.87)	1.03 (1.86)	2.30 (2.75)	-0.59 (-1.41)	0.88 (2.23)	0.89 (2.51)	0.78 (2.15)	0.33 (1.04)	0.92 (1.84)
5-1	-1.14 (-1.30)	0.12 (0.18)	0.47 (0.62)	0.73 (1.24)	0.62 (0.95)	1.68 (2.49)	-0.51 (-0.96)	0.31 (0.54)	0.42 (0.96)	0.39 (0.65)	-0.34 (-0.57)	1.25 (2.82)

반면, $PRET(6, 2)$ 를 기준으로 한 정렬에서 발생하는 수익률의 차이는 그 부호가 일관되지 않으며, 특히 모든 경우에 통계적으로 유의하지 않다. 이러한 결과는 가치가중 및 동일가중 포트폴리오 모두에서 관찰되며, 지금까지 확인한 모든 결과들과 일관되게 모멘텀 전략의 수익률을 예측하는 정보가 $PRET(12, 7)$ 에 담겨있다는 것을 보여준다.

〈표 7〉의 이중정렬 포트폴리오에서 눈에 띄는 결과는 최근 과거 6개월의 승자이나 중기 과거 6개월의 패자인 포트폴리오의 특히 낮은 비정상 수익률이다. 이 포트폴리오의 Fama and French(1993) 3요인 알파는 월 -1.27% (t -통계량 = -2.37)로 다른 포트폴리오들에 비해 확연히 나쁜 성과이며, $PRET(6, 2)$ 에 기반한 모멘텀 전략이 왜 양의 수익률을 제공할 수 없는지를 보여준다. 이러한 결과는 만약 주가 모멘텀 현상이 수익률의 단기 자기상관 관계에 의해 발생하는 것이라면 결코 관찰될 수 없는 것이다. 각 패널의 마지막 행에 굵은 활자로 표시된 숫자는 중기 과거의 승자이자 최근 과거의 패자 포트폴리오($PRET(12, 7) = 5, PRET(6, 2) = 1$)를 매수하고, 중기 과거의 패자이자 최근 과거의 승자 포트폴리오($PRET(12, 7) = 1, PRET(6, 2) = 5$)를 매도하는 무비용 포트폴리오의 수익률을 나타낸다. 이 수익률은 가치가중 및 동일가중 포트폴리오에 관계없이, 또한 위험조정 여부에 관계없이 항상 유의한 양의 값을 가진다. 이중정렬 포트폴리오에서 관찰한 이상의 결과는 Novy-Marx(2012)의 결과와도 대체로 일관된 것이며, 모멘텀 이상현상에 대한 이론적 해석이 더욱 쉽지 않음을 시사한다.

4. 이익 모멘텀과 중기 과거 수익률에 의한 주가 모멘텀

이 절에서는 주가 모멘텀 이상현상과 관련된 대표적 이상현상인 이익 모멘텀(earnings momentum) 현상이 중기 과거 수익률에 의한 주가 모멘텀 현상을 설명할 수 있는지 살펴보고자 한다. 이익 모멘텀 또는 이익공시 후 주가포류(post-earnings announcement drift) 현상은 Ball and Brown(1968)에 의해 처음으로 보고되었으며, 이후 Foster, Olsen, and Shevlin(1984), Chan, Jegadeesh, and Lakonishok(1996), Chordia and Shivakumar(2006) 등에 의해 그 강건성이 확인되어 왔다. 특히 Chordia and Shivakumar(2006)는 주가 모멘텀 현상이 이익 모멘텀 현상에 의해 설명될 수 있다고 주장한다. 한편 국내 문헌으로는 이경태, 이연진(2008), 박진우, 김정환(2012), 나종길, 신희정(2013) 등이 한국 주식시장에서도 이익 모멘텀

현상이 관찰된다고 보고한다.

우선 본 연구의 표본자료를 이용하여 이익 모멘텀 현상을 재확인하기 위하여 각 주식에 대해 월별 표준화된 비기대 이익(standardized unexpected earnings; SUE)을 계산하고, 이 변수가 수익률의 횡단면을 예측할 수 있는지 살펴본다. SUE는 가장 최근에 발표된 분기별 이익과 이전 4개 분기 평균 이익의 차이를 총자산으로 나눈 값으로 정의하며, 이 때 각 분기별 이익의 공표시기는 다음 분기의 마지막 달로 가정한다. 에프앤가이드 데이터베이스에서 각 기업의 분기별 이익 자료는 2000년 1분기부터 제공되므로, 이전 4개 분기 평균을 이용하여 계산되는 SUE 변수는 공표시기를 고려하면 2001년 7월부터 관찰 가능하다. 2001년 7월부터 2015년 12월까지 매월 전체 주식을 SUE 값을 기준으로 정렬하여 10등분 포트폴리오를 구성하고 월별 동일가중 포트폴리오 수익률을 관찰한 결과, SUE가 가장 높은 10번 포트폴리오를 매수하고 가장 낮은 1번 포트폴리오를 매도하는 무비용 포트폴리오의 Fama and French(1993) 3요인 알파는 월 1.15%(t -통계량 = 2.85)로 매우 유의하나, 가치기준 수익률의 경우 동일한 무비용 포트폴리오의 3요인 알파가 월 0.71%(t -통계량 = 1.36)로 통계적으로 유의하지 않다.¹⁰⁾ 기존의 연구결과와 마찬가지로 한국 주식시장에서도 이익 모멘텀 현상이 존재하는 것으로 보이나, 제Ⅲ장의 제1절에서 확인한 주가 모멘텀 현상만큼 뚜렷하지는 않은 것으로 판단할 수 있다.

이제 중기 과거 6개월 수익률에 의한 모멘텀 현상이 SUE의 영향을 통제된 후에도 여전히 유의한지 개별 주식 수익률의 횡단면 회귀분석을 통해 살펴본다. <표 8>은 매월 개별 주식 수익률을 SUE 및 $PRET(12, 7)$, $PRET(6, 2)$, $PRET(12, 2)$ 등 과거 수익률 변수와 여러 특성 변수들에 대하여 횡단면 회귀분석한 결과의 Fama and MacBeth(1973) 추정치를 보고한다. 통제변수로 선택된 특성변수들은 제Ⅲ장의 제2절에서와 동일하다. 먼저 모형 (1)과 모형 (2)는 SUE가 개별 주식 수준에서도 수익률의 횡단면에 대한 예측력을 가지는지 확인하기 위한 것이다. SUE에 대한 횡단면 회귀계수는 특성변수들을 통제하지 않은 경우와 통제된 경우 각각 3.21(t -통계량 = 1.16)과 3.24(t -통계량 = 1.45)로 양의 값을 가지나 통계적으로 유의하지 않다. 이 결과는 포트폴리오 수준에서 관찰되는 SUE의 수익률 횡단면에 대한 예측력이 개별 주식 수준에서는 유의하지 않음을 보여준다.

10) SUE에 따라 정렬된 포트폴리오 분석 결과는 지면을 절약하기 위해 별도의 표를 통해 보고하지 않는다. 생략된 모든 결과는 요청에 의해 제공될 수 있다.

〈표 8〉 중기 과거 수익률에 의한 주가 모멘텀 현상과 이익 모멘텀의 영향

이 표는 과거 수익률, 비기대 이익 및 다양한 특성변수들에 대한 개별 주식 수익률의 횡단면 회귀분석 결과를 나타낸다. 월별 표준화된 비기대 이익(SUE)은 가장 최근에 발표된 분기별 이익과 이전 4개 분기 평균 이익의 차이를 총자산으로 나눈 값으로 정의된다. 매월 개별 주식 수익률을 SUE 및 PRET(12, 7), PRET(6, 2), PRET(12, 2) 등 과거 수익률 변수와 여러 특성변수들에 대하여 횡단면 회귀분석하고, 그 회귀계수들의 시계열 평균으로 계산된 Fama and MacBeth(1973) 추정치를 보고한다. 개별 주식들의 특성변수는 시장 베타(BETA), 기업규모(ME), 시장가치 대비 장부가치 비율(BM), 단기 수익률(REV), 고유변동성(IVOL), 최대 일별 수익률(MAX), 비유동성(ILLIQ) 및 거래회전율(TURN)이다. 괄호 안의 값은 지연시차 12의 Newey-West(1987) *t*-통계량이다. 표본 기간은 2001년 7월부터 2015년 12월까지이다.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
SUE	3.21 (1.16)	3.24 (1.45)	2.78 (1.07)	2.89 (1.39)	3.75 (1.39)	3.51 (1.76)	3.48 (1.39)	3.08 (1.64)	3.13 (1.73)
PRET(12, 7)			1.04 (3.40)	1.43 (4.75)					1.36 (4.38)
PRET(6, 2)					0.18 (0.44)	0.61 (1.25)			0.63 (1.26)
PRET(12, 2)							0.67 (2.10)	1.04 (2.89)	
BETA		0.00 (0.00)		0.02 (0.11)		-0.08 (-0.44)		-0.05 (-0.24)	-0.07 (-0.35)
ME		-0.32 (-2.40)		-0.33 (-2.43)		-0.33 (-2.59)		-0.34 (-2.68)	-0.34 (-2.62)
BM		0.78 (3.68)		0.82 (3.74)		0.72 (3.52)		0.78 (3.62)	0.75 (3.58)
REV		-2.20 (-1.94)		-2.40 (-2.12)		-2.21 (-1.91)		-2.32 (-2.03)	-2.43 (-2.10)
IVOL		-34.35 (-2.44)		-32.75 (-2.33)		-41.80 (-2.76)		-41.60 (-2.85)	-40.88 (-2.73)
MAX		4.35 (0.78)		3.94 (0.74)		4.35 (0.75)		4.65 (0.84)	3.99 (0.71)
ILLIQ		0.10 (1.33)		0.09 (1.19)		0.11 (1.47)		0.10 (1.37)	0.10 (1.38)
TURN		-1.39 (-3.94)		-1.46 (-3.75)		-1.29 (-3.87)		-1.40 (-3.67)	-1.34 (-3.73)

모형 (3)과 모형 (4)는 중기 과거 6개월 수익률 PRET(12, 7)의 횡단면 예측력이 SUE에 의해 영향을 받는지 확인하기 위한 것이다. 특성변수의 통제 여부와 관계없이 SUE에 대한 횡단면 회귀계수는 여전히 통계적으로 유의하지 않으나, PRET(12, 7)에 대한 횡단면 회귀계수는 각각 1.04(*t*-통계량 = 3.40)와 1.43(*t*-통계량 = 4.75)으로 매우 유의한 양의 값을 가진다. 특히 SUE를 포함하여도 PRET(12, 7)의 횡단면 회귀계수가 〈표 5〉에서의 값과 크게 달라지지 않음을 알 수 있다. 이는 중기 과거 수익률에 의한 주가 모멘텀 현상이 이익 모멘텀 현상에 의해 설명되지 않음을 나타낸다. 다음으로 모형 (5)와 모형 (6)은 최근 과거 6개월 수익률 PRET(6, 2), 그리고 모형 (7)과 모형 (8)은 과거 12개월 수익률 PRET(12, 2)의 횡단면 예측력이

각각 SUE의 영향을 받아 달라지는지 살펴보기 위한 것이다. 모형 (6)과 모형 (8)의 결과로부터, SUE의 횡단면 예측력은 $PRET(6, 2)$ 또는 $PRET(12, 2)$ 가 포함되고 다른 특성변수들을 통제하는 경우에 통계적으로 거의 유의해짐을 알 수 있다. 그러나 어떤 경우에도 과거 수익률의 횡단면 예측력은 SUE에 의해 영향을 받지 않는다. SUE를 포함하여도 제Ⅲ장의 제2절에서 확인한 바와 마찬가지로 $PRET(6, 2)$ 의 횡단면 예측력은 유의하지 않으며 $PRET(12, 2)$ 는 유의한 양의 회귀계수를 나타낸다. 마지막으로 모형 (9)는 SUE, $PRET(12, 7)$ 과 $PRET(6, 2)$ 의 횡단면 예측력을 다른 특성변수를 통제한 상태에서 비교한 결과를 보여준다. SUE는 통계적으로 거의 유의한 양의 회귀계수를 가지며 중기 과거 6개월 수익률 $PRET(12, 7)$ 는 매우 유의한 양의 계수를 가지는 반면, 최근 과거 6개월 수익률 $PRET(6, 2)$ 는 여전히 유의한 예측력을 가지지 않는다.

이익 모멘텀 현상이 주가 모멘텀 현상을 설명할 수 있는지 분석한 결과를 종합하면, 한국 주식시장에서도 대체로 이익 모멘텀 현상이 존재하는 것으로 보이나 주가 모멘텀 현상만큼 뚜렷하게 나타나지는 않는다. 또한 비기대 이익의 영향을 통제한 뒤에도 여전히 최근 과거 6개월 수익률은 횡단면 예측력을 가지지 않는 반면 중기 과거 6개월 수익률은 매우 유의한 예측력을 보인다. 이러한 결과는 중기 과거 수익률에 의한 주가 모멘텀 현상이 이익 모멘텀과 관련하여 발생한 것이 아님을 시사한다.

IV. 중기 과거 모멘텀 전략의 수익률에 영향을 미치는 요인

이 장에서는 중기 과거 성과에 기반한 모멘텀 전략의 수익률이 어떤 요인에 의해 영향을 받는지 분석한다. 위험요인으로 설명되지 않는 다양한 주식시장 이상현상들이 주로 차익거래가 제한된 주식에서 강하게 관찰될 수 있으므로, 주식의 차익거래비용과 관련 있는 여러 변수들에 따라 전체 표본주식을 구분하여 각 집단에서의 모멘텀 수익률을 비교한다. 또한 모멘텀 이상현상이 시계열적으로 특정한 시기에만 집중적으로 나타날 수 있으므로, 경제상황과 관련 있는 여러 시계열 변수들에 따라 전체 표본기간을 구분하여 각 시기에서의 모멘텀 수익률을 관찰한다.

1. 차익거래비용과 중기 과거 수익률에 의한 모멘텀 전략

한국 주식시장에서 관찰되는 과거 12개월에서 7개월까지의 수익률에 기반한 모멘텀 전략의 수익률이 차익거래가 제한된 주식일수록 더욱 커지는지 확인하기 위하여, 주식의 차익거래 비용과 관련된 특성변수로서 기업규모(ME), 비유동성(ILLIQ), 개인투자자 거래비중(RTP), 투자분석가 이익예측치 개수(CVRG)를 선택한다. 기업규모(ME)와 비유동성(ILLIQ)의 정의는 제Ⅲ장 제2절에서와 동일하다. 개인투자자 거래비중(RTP)은 매월 개인투자자의 매수대금과 매도대금의 합계를 전체 투자자에 의한 거래대금의 두 배로 나눈 것으로 정의한다. 투자분석가 이익예측치 개수(CVRG)는 최근 3개월간 해당 연도에 대한 이익예측치를 발표한 기관의 수로 정의한다. 기업규모와 비유동성은 주식의 거래비용과 관련된 대표적 변수이며, 개인투자자 거래비중이 높거나 투자분석가의 수가 적은 주식은 각각 차익거래가 어려운 것으로 알려져 있다(Bhardwaj and Brooks, 1992; Hong et al., 2000; Kumar and Lee, 2006; Zhang, 2006).

〈표 9〉는 이들 변수 가운데 하나를 기준으로 표본 주식을 3등분 한 뒤, 각 3등분 내에서 다시 PRET(12, 7)에 따라 5등분 포트폴리오를 구성하여 총 15개 포트폴리오에 대한 위험조정 수익률을 보고한다. 이 때, 컨센서스 자료로부터 얻어진 투자분석가 이익예측치 개수는 결측치가 상당히 많아 표본 수가 제한되므로, 이를 막기 위해 해당 자료가 없는 주식은 CVRG의 값이 0인 것으로 간주한다. 그리고 CVRG에 따라 표본 주식을 구분할 때, CVRG 값이 0인 주식을 모두 1번 그룹에 배정하고 CVRG 값이 0보다 큰 주식을 그 값으로 정렬한 뒤 2등분하여 각각 2번과 3번 그룹으로 나눈다.

〈표 9〉의 패널 A는 기업규모(ME)에 따른 모멘텀 포트폴리오 수익률을 나타낸다. 기업규모에 관계없이 어느 그룹에서나 PRET(12, 7)이 가장 높은 5번 포트폴리오를 매수하고 가장 낮은 1번 포트폴리오를 매도하는 무비용 포트폴리오의 알파가 통계적으로 유의하다. 그 중에서도 특히 기업규모가 가장 작은 그룹(ME = 1)에서의 모멘텀 수익률이 가장 높은 것을 알 수 있다. 동일가중치 포트폴리오의 경우, 기업규모가 가장 큰 그룹(ME = 3)과 가장 작은 그룹(ME = 1)간의 모멘텀 수익률의 차이는 월 -1.05% (t -통계량 = -1.99)로 통계적으로도 유의하다. 이 결과는 모멘텀 이상현상이 기업규모에 관계없이 어느 그룹에서나 관찰된다고 보고한 Fama and French(2008)과 일치하며, 극소형주를 제외하면 기업규모가 커질수록 모멘텀 이상현상이 약화된다고 보고한 Hong et al.(2000)과도 일치한다.

<표 9> 차익거래비용과 중기 과거 수익률에 의한 모멘텀 포트폴리오 수익률

이 표는 개별 주식들의 차익거래비용을 나타내는 변수와 중기 과거 수익률 PRET(12, 7)에 따라 이중정렬된 포트폴리오의 위험조정 수익률을 보고한다. 매월 표본주식을 각 주식의 차익거래비용에 따라 정렬하여 3등분한 뒤, 이어서 각 3등분 포트폴리오 내의 주식들을 다시 PRET(12, 7)을 기준으로 정렬하여 5등분한다. 총 15개의 이중정렬 포트폴리오에 대한 월별 가치가중 및 동일가중 수익률을 계산한다. 패널 A는 기업규모(ME)에 따라 구분된 경우, 패널 B는 비유동성(ILLIQ)에 따라 구분된 경우, 패널 C는 개인투자자 거래비중(RTP)에 따라 구분된 경우, 패널 D는 투자분석가의 이익예측치 개수(CVRG)에 따라 구분된 경우에 대하여 각 포트폴리오의 Fama and French(1993) 3요인 알파를 나타낸다. 괄호 안의 값은 지연시차 12의 Newey-West(1987) *t*-통계량이다. 표본 기간은 1999년 2월부터 2015년 12월까지이며, 단 패널 D의 경우 2000년 10월부터이다.

	PRET(12, 7) 정렬 가치가중 포트폴리오						PRET(12, 7) 정렬 동일가중 포트폴리오					
	1	2	3	4	5	5-1	1	2	3	4	5	5-1
패널 A: 기업규모(ME)에 따른 구분												
1	-0.42 (-1.02)	0.90 (3.42)	1.51 (4.81)	1.64 (3.91)	1.74 (4.95)	2.17 (6.17)	0.31 (0.59)	1.59 (4.00)	2.05 (5.46)	2.05 (3.95)	2.22 (5.32)	1.90 (4.74)
2	-0.83 (-4.31)	0.34 (1.61)	0.42 (1.74)	0.80 (4.06)	0.02 (0.11)	0.85 (3.38)	-0.72 (-3.60)	0.44 (1.91)	0.53 (2.24)	0.84 (4.21)	0.18 (0.80)	0.89 (3.57)
3	-0.47 (-1.56)	-0.47 (-2.57)	0.00 (-0.01)	0.68 (3.25)	0.67 (2.18)	1.14 (2.06)	-0.35 (-1.49)	0.25 (1.17)	0.25 (1.02)	0.71 (2.18)	0.51 (1.61)	0.86 (1.92)
3-1	-0.05 (-0.11)	-1.37 (-5.38)	-1.52 (-5.68)	-0.97 (-2.11)	-1.07 (-2.27)	-1.02 (-1.52)	-0.66 (-1.32)	-1.34 (-3.46)	-1.80 (-4.48)	-1.34 (-2.69)	-1.71 (-2.87)	-1.05 (-1.99)
패널 B: 비유동성(ILLIQ)에 따른 구분												
1	-0.62 (-1.81)	-0.18 (-0.88)	0.07 (0.32)	0.23 (1.07)	0.87 (2.53)	1.49 (2.33)	-1.09 (-3.89)	0.16 (0.87)	-0.01 (-0.03)	0.29 (1.33)	-0.13 (-0.52)	0.95 (2.20)
2	-0.69 (-1.56)	0.16 (0.54)	0.41 (1.44)	1.14 (3.60)	0.58 (1.85)	1.27 (2.63)	-0.66 (-2.67)	0.61 (2.29)	0.70 (2.82)	1.33 (4.77)	1.00 (3.41)	1.66 (6.68)
3	-0.30 (-0.55)	0.56 (1.98)	0.55 (1.85)	0.99 (3.79)	0.37 (2.01)	0.66 (1.26)	1.16 (2.50)	1.39 (3.86)	1.52 (6.51)	1.77 (4.80)	1.68 (6.52)	0.51 (1.35)
3-1	0.32 (0.49)	0.74 (2.51)	0.48 (1.26)	0.75 (2.14)	-0.51 (-1.44)	-0.82 (-0.98)	2.25 (4.04)	1.23 (4.02)	1.52 (5.58)	1.48 (3.86)	1.81 (4.41)	-0.44 (-0.75)
패널 C: 개인투자자 거래비중(RTP)에 따른 구분												
1	-0.17 (-0.55)	-0.29 (-1.51)	0.50 (1.56)	0.34 (1.53)	0.79 (2.66)	0.96 (1.77)	0.42 (1.54)	0.40 (1.73)	0.60 (2.31)	0.82 (3.36)	1.00 (4.06)	0.58 (1.61)
2	-0.96 (-1.78)	0.05 (0.15)	-0.13 (-0.38)	0.17 (0.58)	-0.07 (-0.19)	0.89 (1.73)	-0.35 (-1.05)	0.60 (3.53)	0.84 (3.22)	1.15 (6.31)	0.53 (2.48)	0.88 (2.59)
3	-2.29 (-5.26)	0.03 (0.06)	0.66 (1.86)	0.56 (1.28)	-1.19 (-3.35)	1.11 (2.20)	-0.42 (-0.90)	1.25 (3.15)	1.57 (4.46)	1.59 (3.78)	0.81 (1.96)	1.23 (3.68)
3-1	-2.13 (-4.06)	0.32 (0.62)	0.16 (0.43)	0.22 (0.46)	-1.98 (-4.42)	0.15 (0.20)	-0.84 (-2.19)	0.85 (2.38)	0.98 (2.62)	0.77 (1.85)	-0.20 (-0.40)	0.64 (1.37)
패널 D: 투자분석가의 이익 예측치 개수(CVRG)에 따른 구분												
1	-0.95 (-2.25)	-0.01 (-0.03)	-0.13 (-0.43)	0.60 (0.95)	-0.32 (-0.96)	0.64 (1.21)	-0.19 (-0.50)	1.08 (3.06)	1.27 (3.89)	1.34 (4.58)	0.60 (2.84)	0.79 (3.15)
2	-0.22 (-0.48)	0.13 (0.29)	0.02 (0.04)	0.60 (1.62)	0.70 (1.88)	0.92 (1.45)	0.09 (0.21)	0.40 (1.13)	0.57 (1.99)	0.81 (3.10)	0.93 (2.63)	0.84 (1.80)
3	-0.45 (-1.19)	-0.38 (-2.06)	0.16 (0.79)	0.28 (1.43)	1.18 (3.78)	1.62 (3.01)	-0.22 (-0.93)	0.46 (1.70)	0.47 (1.62)	0.60 (2.39)	1.07 (3.97)	1.29 (3.23)
3-1	0.51 (1.12)	-0.37 (-1.17)	0.29 (0.67)	-0.32 (-0.51)	1.50 (3.76)	0.99 (1.81)	-0.03 (-0.09)	-0.62 (-1.89)	-0.80 (-2.63)	-0.74 (-2.87)	0.47 (1.43)	0.50 (1.31)

패널 B는 비유동성(ILLIQ)에 따른 모멘텀 전략의 수익률을 보여준다. 예상과는 달리, 유동성이 높은 그룹(ILLIQ = 1)에서는 매우 높은 모멘텀 수익률이 관찰되나, 유동성이 낮은 그룹(ILLIQ = 3)에서는 무비용 포트폴리오의 알파의 크기가 가장 작을 뿐 아니라 통계적으로 유의하지 않다. 이는 PRET(12, 7)에 기반한 수익률 이상현상이 높은 비유동성으로 인해 차익거래가 제한되어 발생하는 것이 아님을 시사한다. 이러한 결과는 일반적으로 기업규모가 작을수록 주식 유동성이 낮다는 점과 기업규모가 작을수록 모멘텀 수익률이 커진다는 패널 A의 결과를 동시에 고려하면 더욱 놀라운 것이다. 그러나 유동성이 낮은 그룹(ILLIQ = 3)과 높은 그룹(ILLIQ = 1)간 모멘텀 수익률의 차이는 유의하지 않다.

패널 C는 개인투자자 거래비중(RTP)에 따라 모멘텀 포트폴리오의 수익이 어떻게 다른지 나타낸다. 개인투자자 거래비중이 상대적으로 낮은 그룹(RTP = 1)에서 PRET(12, 7)에 의한 모멘텀 전략은 양의 수익률을 제공하나 통계적 유의성이 다소 떨어진다. 반면 개인투자자 거래비중이 가장 높은 그룹(RTP = 3)의 모멘텀 전략에 대한 알파는 가치가중 포트폴리오의 경우 월 1.11%(t -통계량 = 2.20), 동일가중 포트폴리오의 경우 월 1.23%(t -통계량 = 3.68)로 매우 유의하다. 이는 개인투자자가 주로 거래하는 주식일수록 가격이 본질적 가치에서 벗어날 가능성이 크다는 사실과 일치하는 결과이다. 그러나 개인투자자 거래비중이 가장 높은 그룹(RTP = 3)과 낮은 그룹(RTP = 1)의 모멘텀 수익률의 차이는 통계적으로 유의하지 않다.

패널 D는 투자분석가 이익예측치 개수(CVRG)에 따라서 표본주식을 구분한 경우 모멘텀 포트폴리오의 수익률을 비교한다. Hong et al.(2000)은 투자분석가 수가 적은 주식에서 모멘텀 전략이 더욱 높은 성과를 나타낸다고 보고한다. 그러나 패널 D의 결과는 이와는 달리, 투자분석가 수가 가장 큰 그룹에서 가장 크고 유의한 모멘텀 수익률을 나타낸다. 오히려 투자분석가가 예측치를 제공하지 않은 주식들로 구성된 그룹(CVRG = 1)에서는 모멘텀 전략의 알파가 가치가중 포트폴리오의 경우 월 0.64%(t -통계량 = 1.21), 동일가중 포트폴리오의 경우 월 0.79%(t -통계량 = 3.15)에 그쳐 CVRG가 가장 큰 그룹보다 낮은 수준이다. 또한 투자분석가 수가 높은 그룹(CVRG = 3)과 낮은 그룹(CVRG = 1)의 모멘텀 수익률의 차이는 가치가중 포트폴리오의 경우 월 0.99%(t -통계량 = 1.81)에 달해 통계적으로도 거의 유의하다. 일반적으로 기업규모가 작을수록 투자분석가의 수가 적은 것으로 알려져 있는데, 이러한 사실과 패널 A의 결과를 함께 고려하면 패널 D의 결과가 기업규모의 영향으로 도출된 것은 아닌 것으로 보인다.

차익거래비용과 모멘텀 수익률의 관계를 분석한 결과는 다음과 같이 요약된다. 중기 과거

수익률 $PRET(12, 7)$ 이 높은 주식을 매수하고 낮은 주식을 매도하는 전략에서 발생하는 양의 수익률은 주식의 차익거래비용과 관계없이 대부분의 주식에서 관찰된다. 그러나 특히 기업 규모가 작을수록, 유동성이 높을수록, 개인투자자 거래비중이 높을수록, 그리고 투자분석가의 수가 많을수록 중기 과거 성과에 의한 모멘텀 현상이 더욱 강하게 나타난다. 일반적으로 위험요인으로 설명되지 않는 많은 이상현상들이 차익거래가 제한된 주식에서 집중적으로 관찰된다는 점을 고려할 때, 비유동성이 높은 주식에서 모멘텀 수익률이 유의하지 않은 것과 투자분석가의 수가 많을수록 모멘텀 현상이 강해지는 것은 설명하기 어려운 결과이다. 이러한 결과는 향후 중기 과거 성과의 수익률 횡단면 예측력에 대한 추가적인 연구의 필요성을 제시한다.

2. 경제상황과 중기 과거 수익률에 의한 모멘텀 전략

과거 12개월에서 7개월까지의 수익률에 기반한 모멘텀 전략의 수익률이 경제상황과 관련된 특정 시기에만 강하게 나타나는 현상인지 확인하기 위하여, 경제상황과 관련된 월별 시계열 변수로서 유동성 충격, 시장 포트폴리오의 초과수익률, 경기순환국면, 글로벌 금융위기 기간에 대한 더미변수를 선택한다. 첫 번째로, 주식시장 유동성이 시간에 따라 변화한다는 사실을 바탕으로 유동성이 높은 시기와 낮은 시기의 모멘텀 수익률을 비교하기 위하여, Pastor and Stambaugh(2003)와 동일한 방식으로 주식시장의 총유동성 충격에 대한 월별 시계열을 계산한다. 매월 유동성 충격이 표본기간 전체 시계열의 중간값보다 크면 유동성이 높은 시기, 작으면 유동성이 낮은 시기로 각각 구분한다. 두 번째로 전체 표본주식의 가치기준 포트폴리오로 정의된 시장 포트폴리오의 월별 초과수익률이 전체 기간의 중간값보다 크거나 작으면 해당월을 상승장 또는 하락장으로 각각 구분한다. 세 번째는 통계청이 공표하는 경기순환국면 자료에 따라 2013년 12월까지의 기간을 확장기와 수축기로 구분한다. 마지막으로 본 연구의 표본기간에 포함되는 글로벌 금융위기의 영향을 확인해보기 위해 2007년 7월부터 2009년 6월까지의 기간을 금융위기 기간으로 정의하고 나머지 기간을 정상 기간으로 정의한다.

〈표 10〉은 표본기간을 전월의 경제상황에 따라 이분하였을 때, 각 시기별로 중기 과거 수익률 $PRET(12, 7)$ 로 정렬된 10등분 포트폴리오의 평균 위험조정 수익률을 보고한다. 패널 A는 주식시장 유동성에 따라 경제상황을 구분한 결과이다. 직관적으로 주식시장 유동성이 높은 시기에 차익거래가 쉬워 모멘텀 이상현상이 약화될 것으로 예상할 수 있으나, 이런

예상과는 달리 유동성이 높은 시기의 모멘텀 현상이 더욱 뚜렷하게 나타난다. PRET(12, 7)이 가장 높은 10번 포트폴리오를 매수하고 가장 낮은 1번 포트폴리오를 매도하는 무비용 포트폴리오의 Fama and French(1993) 3요인 알파는 유동성이 높은 시기에 월 1.68%(t -통계량 = 1.96)로 유의하나 유동성이 낮은 시기에는 월 1.34%(t -통계량 = 1.43)로 유의하지 않다. 이는 미국 주식시장에서 시장 유동성이 높을 때 모멘텀 수익률이 더욱 높아진다고 보고한 Avramov, Cheng, and Hameed(2016)의 최근 연구와 일치하는 결과이다. 본 연구의 표본에서는 비록 두 시기의 모멘텀 수익률의 차이는 통계적으로 유의하지 않으나, 주식시장 유동성의 변화가 모멘텀 현상과 분명히 관련이 있는 것으로 보인다.¹¹⁾

패널 B는 상승장과 하락장에 각각 모멘텀 전략의 수익률이 어떻게 달라지는지 확인한다. Cooper, Gutierrez, and Hameed(2004)는 상승장 이후 관찰되는 모멘텀 수익률은 양으로 매우 유의한 반면, 하락장 이후 모멘텀 전략은 음의 수익률을 가짐을 보인다. 본 연구의 결과도 이와 마찬가지로, PRET(12, 7)에 의한 모멘텀 전략의 수익률이 상승장 이후에만 강하게 나타난다. 모멘텀 전략의 알파는 상승장에 월 2.35%(t -통계량 = 2.08)인 반면, 하락장에는 월 0.65%(t -통계량 = 0.69)에 그친다. 그러나 상승장과 하락장의 수익률 차이가 통계적으로는 유의하지 않다.

패널 C는 경기순환국면에 따라 모멘텀 수익률에 차이가 있는지 확인하기 위한 것이다. 경기 수축기에는 PRET(12, 7)에 따른 정렬이 대체로 증가하는 추세의 수익률 차이를 만들어 내기는 하나, 10번 포트폴리오와 1번 포트폴리오의 위험조정 수익률 차이는 월 2.01%(t -통계량 = 1.36)로 통계적으로 유의하지 않다. 경기 확장기에는 수익률의 증가 추세가 매우 약하며 모멘텀 전략의 알파가 월 0.93%(t -통계량 = 0.99)에 그친다. 이것은 Chordia and Shivakumar(2002)가 모멘텀 전략의 높은 수익이 경기 확장기에만 관찰된다고 한 것과 매우 다른 결과이다. 이처럼 국외 문헌과 다른 결과가 발생한 원인으로 크게 두 가지 가능성을 의심해볼 수 있다. 첫째, 본 연구의 결과는 외환위기 이후 비교적 짧은 기간만을 분석하기 때문에 시계열 분석을 통한 결과는 상대적으로 신뢰도가 떨어질 가능성이 있으며, 특히 경기순환국면 자료의 경우 2013년 12월까지만 이용 가능하다는 한계가 있다. 이는 향후 충분한 시계열 관측치를 확보하여

11) 전체 표본기간을 경제상황에 따라 이분할 때 두 시기의 수익률 차이가 통계적으로 유의하지 않은 것은 불충분한 시계열 관측치 개수로 인한 낮은 검정력에 일부 기인하는 것으로 보인다. 본 연구의 전체 표본기간은 외환위기 이후 총 203개월인데, 이를 이분할 경우 각 시기의 관측치 수는 100여 개에 그친다. 향후 충분한 시계열 관측치를 확보한 뒤 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

추가 연구를 통해 보완해야 할 부분이다. 둘째, 두 연구의 한 가지 차이점은 Chordia and Shivakumar(2002)가 Jegadeesh and Titman(1993)의 *J/K* 전략 가운데 과거 6개월간 성과를 측정하고 이후 6개월간 포트폴리오를 보유하는 6/6 전략을 구성한 것과 달리, 본 연구는

〈표 10〉 경제상황과 증기 과거 수익률에 의한 모멘텀 포트폴리오 수익률

이 표는 경제상황을 나타내는 여러 변수에 따라 표본기간을 이분할 때 각 시기로 증기 과거 수익률 $PRET(12, 7)$ 로 정렬된 포트폴리오의 위험조정 수익률을 보고한다. 각 주식의 $PRET(12, 7)$ 값에 따라 전체 표본주식을 정렬한 후 정렬 순서에 따라 10등분하여 포트폴리오를 구성하고, 각 포트폴리오의 월별 가치가중 수익률을 계산한다. 경제상황으로 이분된 각 시기로 위험조정 수익률은 다음의 시계열 회귀모형에서 α_1 과 α_2 에 대한 추정치와 같다:

$$r_t - r_{f,t} = \alpha_1 D_{1,t-1} + \alpha_2 D_{2,t-1} + \beta MKT_t + \gamma SMB_t + \delta HML_t + \epsilon_t$$

이때 $D_{1,t-1}$ 과 $D_{2,t-1}$ 은 $t-1$ 월의 경제상황에 따라 이분된 각 시기를 나타내는 더미변수이고, r_t 는 t 월의 포트폴리오 수익률이다. 패널 A는 Pastor and Stambaugh(2003)의 방법으로 계산된 유동성 충격 시계열의 중간값을 기준으로, 패널 B는 시장 포트폴리오의 초과수익률 시계열의 중간값을 기준으로, 패널 C는 통계청의 경기순환국면을 기준으로, 패널 D는 2007년 7월부터 2009년 6월까지의 금융위기 기간을 기준으로 각각 경제상황을 구분한 경우 각 시기로 포트폴리오의 Fama and French(1993) 3요인 알파를 나타낸다. 괄호 안의 값은 자연시차 12의 Newey-West(1987) t -통계량이다. 표본 기간은 1999년 2월부터 2015년 12월까지이며, 단 패널 C의 경우 2013년 12월까지이다.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	10-1
패널 A: 주식시장 유동성에 따른 구분											
High liquidity	-0.83 [-1.29]	-0.30 [-0.76]	-0.86 [-1.85]	0.81 [1.46]	-0.22 [-0.37]	-0.09 [-0.22]	0.66 [1.64]	0.74 [1.62]	0.94 [2.15]	0.86 [1.86]	1.68 [1.96]
Low liquidity	-0.96 [-1.37]	-0.59 [-1.42]	0.17 [0.61]	0.02 [0.06]	-0.17 [-0.57]	-0.67 [-2.00]	-0.06 [-0.14]	0.83 [2.15]	0.29 [0.61]	0.38 [0.76]	1.34 [1.43]
DIFF	0.13 [0.16]	0.29 [0.54]	-1.03 [-1.82]	0.78 [1.22]	-0.05 [-0.07]	0.58 [0.90]	0.73 [1.09]	-0.09 [-0.17]	0.65 [0.93]	0.48 [0.77]	0.34 [0.34]
패널 B: 주식시장 실적에 따른 구분											
Up market	-1.89 [-2.19]	-0.31 [-0.71]	-0.44 [-1.05]	0.62 [1.26]	-0.60 [-1.45]	-0.53 [-1.54]	0.13 [0.38]	1.20 [2.38]	0.61 [1.53]	0.46 [0.86]	2.35 [2.08]
Down market	0.13 [0.17]	-0.58 [-1.43]	-0.26 [-0.70]	0.22 [0.78]	0.22 [0.56]	-0.22 [-0.78]	0.49 [1.55]	0.36 [0.78]	0.62 [1.24]	0.79 [1.86]	0.65 [0.69]
DIFF	-2.03 [-1.54]	0.27 [0.46]	-0.18 [-0.31]	0.40 [0.98]	-0.81 [-1.71]	-0.30 [-0.61]	-0.36 [-0.85]	0.84 [1.25]	-0.01 [-0.02]	-0.32 [-0.52]	1.70 [1.13]
패널 C: 경기순환국면에 따른 구분											
Recession	-1.07 [-0.99]	-0.15 [-0.42]	-0.10 [-0.25]	0.38 [0.80]	-0.27 [-0.51]	-0.16 [-0.62]	-0.37 [-0.54]	0.57 [0.90]	0.41 [1.19]	0.94 [1.54]	2.01 [1.36]
Expansion	-0.83 [-1.31]	-0.59 [-1.26]	-0.48 [-1.24]	0.62 [1.22]	-0.09 [-0.21]	-0.37 [-1.11]	0.88 [2.08]	0.83 [2.69]	0.64 [1.31]	0.10 [0.21]	0.93 [0.99]
DIFF	-0.25 [-0.21]	0.44 [0.78]	0.37 [0.69]	-0.24 [-0.37]	-0.18 [-0.26]	0.21 [0.47]	-1.26 [-1.33]	-0.26 [-0.45]	-0.23 [-0.35]	0.83 [1.04]	1.08 [0.62]
패널 D: 금융위기에 따른 구분											
Crisis	1.54 [1.55]	-0.04 [-0.05]	0.89 [1.99]	0.35 [0.70]	0.09 [0.16]	-0.13 [-0.22]	-0.44 [-0.82]	-0.35 [-0.72]	0.29 [0.30]	-0.43 [-0.38]	-1.97 [-1.16]
Non-crisis	-1.24 [-2.38]	-0.50 [-1.59]	-0.53 [-2.06]	0.43 [1.11]	-0.23 [-0.64]	-0.41 [-2.12]	0.41 [1.60]	0.95 [2.57]	0.66 [2.31]	0.77 [2.07]	2.01 [2.82]
DIFF	2.78 [2.42]	0.46 [0.61]	1.42 [3.08]	-0.08 [-0.12]	0.32 [0.52]	0.29 [0.49]	-0.85 [-1.41]	-1.29 [-2.11]	-0.37 [-0.37]	-1.20 [-1.05]	-3.98 [-2.21]

과거 12개월에서 7개월까지 성과를 측정하고 한 달간 포트폴리오를 보유하는 전략을 살펴본다는 것이다. 만약 모멘텀의 기간구조가 모멘텀 이상현상과 경기순환국면의 관계에 영향을 미칠 수 있다면, 이와 같은 모멘텀 포트폴리오의 구성방식의 차이가 서로 다른 결과를 도출하게 할 수 있다.

마지막으로 패널 D는 금융위기 기간에 관찰되는 모멘텀 전략의 수익률이 정상 기간과 다른지 확인한다. 글로벌 금융위기 기간에는 PRET(12, 7)이 높아질수록 단조적이지는 않으나 대체로 포트폴리오 수익률이 감소하는 편이며, 10번 포트폴리오와 1번 포트폴리오의 수익률 차이는 월 -1.97% (t -통계량 = -1.16)로 나타나 수익률 역전현상이 관찰된다. 정상 기간에는 1번에서 10번 포트폴리오까지 대체로 수익률이 증가하며, 10번 포트폴리오와 1번 포트폴리오의 수익률 차이는 월 2.01% (t -통계량 = 2.82)로 매우 높고 통계적으로도 유의하다. 이런 뚜렷한 차이로, 두 시기의 모멘텀 수익률은 -3.98% (t -통계량 = -2.21)의 매우 유의한 차이를 나타낸다.

경제상황과 중기 과거 수익률 PRET(12, 7)에 의한 모멘텀 이상현상의 관계를 분석한 결과를 요약하면 다음과 같다. PRET(12, 7)에 기반한 모멘텀 전략은 주식시장 유동성이 높은 시기, 주식시장이 상승장인 시기에 더욱 높은 양의 수익률을 제공하며, 유동성이 낮거나 하락장인 시기의 모멘텀 수익률은 유의하지 않다. 또한 글로벌 금융위기 기간에는 PRET(12, 7)로 정렬된 모멘텀 전략이 음의 수익률을 제공하여 정상기간의 매우 높은 양의 수익률과 차이를 보인다. 한편 본 연구의 표본기간이 비교적 짧기 때문에 이 절에서 수행한 시계열 분석의 신뢰도에는 분명히 한계가 있다. 특히 경기순환국면에 따라 표본기간을 구분할 때의 결과는 미국 시장에서 알려진 결과와 다를 뿐 아니라 어느 시기에도 통계적으로 유의하지 않다. 주식시장 이상현상이 특정한 경제상황과 맞물려 있는지 분석하는 것은 이상현상이 발생한 배경을 이해하기 위해 매우 필수적이며 흥미로운 주제이다. 이 절의 분석 결과는 향후 중기 과거 성과의 수익률 횡단면 예측력이 어떤 경제상황과 연관되어 있는지에 대해 추가적인 연구가 필요함을 강조한다.

V. 결 론

본 연구는 Novy-Marx(2012)의 모멘텀의 기간구조의 영향을 받아, 한국 주식시장의 주가

모멘텀 현상을 재검토한다. 지금까지 국내 문헌의 보고에 따르면 한국 주식시장에서 모멘텀 현상이 관찰되지 않거나 부분적으로만 관찰되었는데, 외환위기 이후 1999년부터 2015년까지의 기간에 대해 살펴본 결과 과거 12개월의 성과가 좋은 주식이나 나쁜 주식보다 높은 수익률을 실현하는 모멘텀 현상이 존재한다. 한편 과거 12개월을 최근 과거 6개월과 중기 과거 6개월로 구분하여 각 기간에서 측정된 성과를 바탕으로 모멘텀 전략을 구성하면, 최근 과거 성과에 의한 모멘텀 수익률은 유의하지 않으나 중기 과거 성과에 의한 모멘텀 수익률은 양으로 매우 유의하다. 중기 과거 성과와 수익률의 양의 횡단면 관계는 위험요인뿐 아니라 주식 수익률의 횡단면과 관련된 다양한 특성변수들을 통제하여도 여전히 뚜렷하게 관찰된다. 또한 과거 12개월의 성과에 의한 모멘텀 현상은 중기 과거 수익률을 통제하면 더 이상 나타나지 않아, 한국 주식시장에 존재하는 모멘텀 현상은 오로지 과거 12개월에서 7개월 전의 성과로부터 나타나는 것임을 확인한다.

한편 중기 과거 성과에 의한 모멘텀 현상은 대부분의 주식에 대해 관찰되었으나, 특히 기업규모가 작고, 유동성이 높고, 개인투자자 거래비중이 높으며, 투자분석가의 이익예측치 개수가 많을수록 더욱 강하게 나타난다. 외환위기 이후의 표본기간을 다양한 경제상황에 따라 구분된 시기별로 살펴보면, 주식시장 유동성이 높거나 주식시장이 상승장인 시기에 중기 과거 성과에 의한 모멘텀 수익률이 높게 나타나며 유동성이 낮거나 하락장인 시기에는 모멘텀 수익률이 유의하지 않다.

본 연구의 발견은 그 동안 엇갈려왔던 국내외 문헌의 모멘텀 연구 결과들에 대한 이해를 돕는다. 최근 과거 6개월 성과의 수익률 횡단면에 대한 예측력은 미국 시장에서 유의하나 한국 시장에서는 유의하지 않다. 그러나 중기 과거 6개월의 성과가 가지는 예측력은 미국과 한국에서 모두 유의하며, 중기 과거의 성과가 최근 과거의 성과보다 더 높은 모멘텀 수익률을 제공한다는 점은 두 시장에서 공통적인 현상이다. 이러한 사실은 모멘텀 이상현상을 단순히 수익률의 자기상관 관계에 의한 주가 예측 가능성으로 해석할 수 없음을 시사한다. 마지막으로 본 연구는 외환위기 이후의 비교적 짧은 기간만을 분석하기 때문에 시계열 분석에서 충분한 검정력을 가지지 못하는 한계를 지닌다. 향후 충분한 기간의 표본을 이용한 추가 연구를 통해 한국 주식시장의 모멘텀 이상현상에 대한 이해를 더욱 높일 수 있을 것으로 기대한다.

참고문헌

- 강장구, 심명화, “복권 성향의 주식에 대한 선호와 주식수익률의 횡단면,” 재무연구, 제27권 제2호 (2014), pp. 297-332.
- (Translated in English) Kang, J. and M. Sim, “Lottery-Like Stocks and the Cross-Section of Expected Stock Returns in the Korean Stock Market,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 27, No. 2 (2014), pp. 297-332.
- 고봉찬, “위험프리미엄과 상대적세력 투자전략의 수익성,” 재무관리연구, 제14권 제1호 (1997), pp. 1-21.
- (Translated in English) Kho, B., “Risk Premium and Profitability of Relative Strength Strategies,” *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 14, No. 1 (1997), pp. 1-21.
- 고봉찬, 김진우, “저변동성 이상현상과 투자전략의 수익성 검증,” 한국증권학회지, 제43권 제3호 (2014), pp. 573-603.
- (Translated in English) Kho, B. and J. Kim, “Low Volatility Anomaly and Its Profitability in Korean Stock Markets,” *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 43, No. 3 (2014), pp. 573-603.
- 김상환, “과거 수익률을 이용한 거래전략의 성과분석,” 재무연구, 제25권 제2호 (2012), pp. 203-246.
- (Translated in English) Kim, S., “A Study on the Profitability of the Trading Strategies Using Past Returns,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 25, No. 2 (2012), pp. 203-246.
- 김태혁, 변영태, “한국 주식시장에서 3요인 모형을 이용한 주식수익률의 고유변동성과 기대 수익률 간의 관계,” 한국증권학회지, 제40권 제3호 (2011), pp. 525-550.
- (Translated in English) Kim, T. and Y. Byun, “The Relationship between Idiosyncratic Volatility and Expected Stock Returns in the Korea Stock Market,” *Asia-Pacific*

Journal of Financial Studies, Vol. 40, No. 3 (2011), pp. 525–550.

김태혁, 엄철준, “한국주식시장에 있어서 반진거래전략과 계속거래전략의 경제적 유용성에 관한 비교연구,” *재무관리연구*, 제14권 제3호 (1997), pp. 73–111.

(Translated in English) Kim, T. and C. Eom, “Contrarian Strategy and Momentum Strategy in the Korean Stock Market,” *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 14, No. 3 (1997), pp. 73–111.

나중길, 신희정, “기본변수의 정보성과 이익발표 후 잔류현상,” *회계학연구*, 제38권 제1호 (2013), pp. 355–390.

(Translated in English) Na, C. and H. Shin, “Informativeness of Fundamental Variables and Post–Earnings–Announcement Drift,” *Korean Accounting Review*, Vol. 38, No. 1 (2013), pp. 355–390.

박경인, 지 청, “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.

박진우, 김정환, “이익공시와 정보비대칭에 따른 투자자 유형별 거래행태,” *재무관리연구*, 제29권 제3호 (2012), pp. 55–81.

(Translated in English) Park, J. and J. Gim, “Information Asymmetry and Trading Behavior by Investor Types around Earnings Announcement,” *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 29, No. 3 (2012), pp. 55–81.

엄윤성, “모멘텀과 기업규모의 관계,” *한국증권학회지*, 제42권 제5호 (2013), pp. 901–927.

(Translated in English) Eom, Y., “Momentum Profits and Firm Size,” *Asia–Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 42, No. 5 (2013), pp. 901–927.

엄철준, 이우백, 박래수, 장 욱, 박종원, “한국주식시장의 고유변동성 퍼즐에 대한 연구,”

한국증권학회지, 제43권 제4호 (2014), pp. 753-784.

(Translated in English) Eom., C., W. Lee, R. S. Park, U. Chang, and J. W. Park, "A Study on the Relationship between Idiosyncratic Volatility and Stock Returns in the Korean Stock Markets," *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 43, No. 4 (2014), pp. 753-784.

이경태, 이연진, "주가표류현상에 영향을 미치는 요인에 관한 연구," 회계학연구, 제33권 제3호 (2008), pp. 61-101.

(Translated in English) Lee, K. and Y. Lee, "A Study of Factors Affecting Post-Earnings-Announcement Drift," *Korean Accounting Review*, Vol. 33, No. 3 (2008), pp. 61-101.

이정도, 안영규, "한국주식시장에서 계속투자전략과 반대투자전략의 수익성분석," 한국증권학회지, 제30권 제1호 (2002), pp. 33-72.

(Translated in English) Lee, J. D. and Y. G. Ahn, "Performance Analysis of Investment Strategy in the Korean Stock Market," *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 30, No. 1 (2002), pp. 33-72.

이창준, 장지원, "경제상황에 따른 기업규모효과, 가치효과, 모멘텀효과," 재무관리연구, 제32권 제2호 (2015), pp. 201-234.

(Translated in English) Lee, C. and J. Jang, "Size, Book-to-Market, and Momentum Effects Across Economic States: Evidence from the Korean Stock Market," *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 32, No. 2 (2015), pp. 201-234.

정정현, 김동희, "과거의 주가에 근거한 투자전략의 성과분석," 재무관리연구, 제29권 제2호 (2002), pp. 49-75.

(Translated in English) Chung, C. and D. Kim, "Performance of Investment Strategies Based on Past Returns," *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 29, No. 2 (2002), pp. 49-75.

Amihud, Y., "Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects,"

- Journal of Financial Markets*, Vol. 5, No. 1 (2002), pp. 31–56.
- Asness, C. S., T. J. Moskowitz, and L. H. Pedersen, “Value and Momentum Everywhere,” *Journal of Finance*, Vol. 68, No. 3 (2013), pp. 929–985.
- Avaramov, D., S. Cheng, and A. Hameed, “Time-Varying Liquidity and Momentum Profits,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 51, No. 6 (2016), pp. 1897–1923.
- Avramov, D., T. Chordia, G. Jostova, and A. Philipov, “Anomalies and Financial Distress,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 108, No. 1 (2013), pp. 139–159.
- Bali, T. G., N. Cakici, and R. F. Whitelaw, “Maxing Out: Stocks as Lotteries and the Cross-Section of Expected Returns,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 99, No. 2 (2011), pp. 427–446.
- Ball, R. and R. Brown, “An Empirical Evaluation of Accounting Numbers,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, No. 2 (1968), pp. 159–178.
- Bhardwaj, R. K. and L. D. Brooks, “The January Anomaly: Effects of Low Share Price, Transaction Costs, and Bid-Ask Bias,” *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2 (1992), pp. 553–575.
- Chan, L. K. C., N. Jegadeesh, and J. Lakonishok, “Momentum Strategies,” *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 5 (1996), pp. 1681–1713.
- Chordia, T. and L. Shivakumar, “Momentum, Business Cycle, and Time-Varying Expected Returns,” *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 2 (2002), pp. 985–1019.
- Chordia, T. and L. Shivakumar, “Earnings and Price Momentum,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 80, No. 3 (2006), pp. 627–656.
- Chui, A. C. W., S. Titman, and K. C. J. Wei, “Individualism and Momentum around the World,” *Journal of Finance*, Vol. 65, No. 1 (2010), pp. 361–392.
- Cooper, M. J., R. C. Gutierrez, and A. Hameed, “Market States and Momentum,” *Journal of Finance*, Vol. 59, No. 3 (2004), pp. 1345–1365.
- Fama, E. F. and K. R. French, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1 (1993), pp. 3–56.

- Fama, E. F. and K. R. French, "Dissecting Anomalies," *Journal of Finance*, Vol. 63, No. 4 (2008), pp. 1653–1678.
- Fama, E. F. and K. R. French, "Size, Value, and Momentum in International Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, Vol. 105, No. 2 (2012), pp. 457–472.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth, "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3 (1973), pp. 607–636.
- Foster, G., C. Olsen, and T. Shevlin, "Earnings Releases, Anomalies and the Behavior of Security Returns," *Accounting Review*, Vol. 59, No. 4 (1984), pp. 574–603.
- Griffin, J. M., X. Ji, and J. S. Martin, "Momentum Investing and Business Cycle Risk: Evidence from Pole to Pole," *Journal of Finance*, Vol. 58, No. 6 (2003), pp. 2515–2547.
- 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, No. 1 (2000), pp. 265–295.
- Jegadeesh, N. and S. Titman, "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency," *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 1 (1993), pp. 65–91.
- Kumar, A. and C. M. C. Lee, "Retail Investor Sentiment and Return Comovements," *Journal of Finance*, Vol. 61, No. 5 (2006), pp. 2451–2486.
- Lintner, J., "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, No. 1 (1965), pp. 13–37.
- Newey, W. K. and K. D. West, "A Simple, Positive Semidefinite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance–Matrix," *Econometrica*, Vol. 55 (1987), pp. 703–708.
- Novy–Marx, R., "Is Momentum Really Momentum?," *Journal of Financial Economics*, Vol. 103 (2012), pp. 429–453.
- Pastor, L. and R. F. Stambaugh, "Liquidity Risk and Expected Stock Returns," *Journal*

- of Political Economy*, Vol. 111, No. 3 (2003), pp. 642–685.
- Rouwenhorst, K. G., “International Momentum Strategies,” *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 1 (1998), pp. 267–284.
- Sharpe, W. F., “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk,” *Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3 (1964), pp. 425–442.
- Stambaugh, R. F., J. Yu, and Y. Yuan, “The Short of It: Investor Sentiment and Anomalies,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 104, No. 2 (2012), pp. 288–302.
- Zhang, X. F., “Information Uncertainty and Stock Returns,” *Journal of Finance*, Vol. 61, No. 1 (2006), pp. 105–136.