

한국주식시장의 단기반전과 단기모멘텀*

엄철준** · 박종원***

〈요 약〉

본 연구는 한국주식시장에서 거래량회전율에 따라 구분된 주식집단에 단기반전과 단기모멘텀 현상이 차별적으로 존재하는지를 검증한다. 분석 결과, 우리 시장에서 직전월 수익률의 단기반전 현상은 유의하게 나타나나, 단기모멘텀 현상은 확인할 수 없다. 즉, 미국시장을 대상으로 한 Medhat and Schmeling(2022)의 결과와는 달리 높은 거래량 회전율 주식집단에서 단기모멘텀을 지지하는 증거를 확인할 수 없다. 반면 단기반전은 거래량 회전율에 따른 주식집단 구분에 관계없이 유의하게 나타나며, 이러한 결과는 기업규모와 시장미시구조/차익거래 제약과 관련된 기업특성변수, T+2 결제일의 영향 등을 통제된 분석에서도 강건하게 확인된다. 한편, 우리 시장의 단기반전 현상은 규모가 작고 유동성이 떨어지는 주식집단에서 보다 강하게 확인되며, 기관(외국인)투자자의 승자주식에 대한 강한 매수와 패자주식에 대해 강한 매도 경향, 그리고 이와는 대조적인 개인투자자의 거래행태와 관련되어 있음을 보여준다. 또 단기반전 요인프리미엄의 영향은 미국시장과는 달리 잘 알려진 다른 요인프리미엄들에 비교하여 그 크기와 유의성이 매우 작은 수준이다.

주제어 : 단기반전, 단기모멘텀, 거래량회전율, 기업규모, 투자자 유형

논문접수일 : 2023년 08월 01일 논문수정일 : 2023년 08월 08일 논문게재확정일 : 2023년 08월 10일

* 이 논문은 2023년도 서울시립대학교 교내학술연구비에 의하여 지원되었음.

** 제1저자, 부산대학교 경영대학 교수, E-mail: shunter@pusan.ac.kr

*** 교신저자, 서울시립대학교 경영대학 교수, E-mail: parkjw@uos.ac.kr

I. 서 론

주식시장에서 단기반전(short-term reversal)은 과거 한 달(Jegadeesh, 1990) 혹은 일주일(Lehmann, 1990)의 수익률이 다음 한달 혹은 일주일의 수익률과 음(-)의 관계를 갖는 것을 말한다. 단기반전이 존재하는 경우, 직전월의 패자주식(낮은 투자성과를 실현한 주식들)을 사고 승자주식(높은 투자성과를 실현한 주식들)을 공매하는 투자전략을 이용하여 양(+)의 초과수익을 얻을 수 있다. 단기반전은 모멘텀(momentum)과 더불어 잘 알려진 자산가격결정모형으로 설명되지 않는 대표적인 시장이상현상으로 보고된다. 최근 Medhat and Schmeling(2022)은 미국과 대표적인 22개국 주식시장을 대상으로¹⁾ 한 연구에서 단기반전과 거래량 회전율(share turnover)을 결합하였을 때, 직전월의 회전율이 낮은 주식집단에서는 뚜렷한 단기반전을 관찰할 수 있지만, 대조적으로 회전율이 높은 주식집단에서는 단기모멘텀(short-term momentum) 현상이 나타난다는 결과를 보고한다.²⁾ 즉, 낮은 거래량 회전율을 갖는 주식집단에서는 직전월의 승자주식(H)을 매수하고 패자주식(L)을 매도하는 H-L 무비용 포트폴리오가 유의한 음(-)의 성과를 보이지만, 높은 거래량 회전율을 갖는 주식집단에서는 유의한 양(+)의 성과를 갖는다는 것이다.

Medhat and Schmeling(2022)은 단기모멘텀을 이용한 투자전략이 전통적인 모멘텀 전략과 유사한 성과 지속성을 보이며, 특히 규모가 크고 유동성이 높은 주식에서 초과수익을 강하게 발생시킴을 보여준다. 또 단기모멘텀은 거래량 회전율이 기업규모나 유동성 또는 변동성과 갖는 관계에 따른 결과가 아니며 전통적인 모멘텀 현상과는 달리 추가급락위험(crash risk, Daniel, and Moskowitz, 2016)에 큰 영향을 받지 않음을 보여준다.³⁾ 이들은 단기모멘텀

1) 연구에 포함된 22개국 주식시장은 그리스, 네덜란드, 노르웨이, 뉴질랜드, 덴마크, 독일, 벨기에, 스웨덴, 스위스, 스페인, 싱가포르, 아일랜드, 영국, 오스트리아, 이탈리아, 일본, 캐나다, 포르투갈, 프랑스, 핀란드, 홍콩, 호주이다. 한국은 포함되어 있지 않기 때문에, 한국주식시장에 대한 단기모멘텀 현상을 조사하는 것은 의미를 갖는다.

2) 단기반전에 대한 여러 연구들(Lo and MacKinlay, 1990; Boudoukh, Richardson, and Whitelaw, 1994)은 이 현상이 유동성과 시장미시구조(market microstructure)와 밀접히 관련되어 있음을 보여준다.

3) 이러한 단기모멘텀은 주식의 거래량과 수익률 간의 관계를 설명하는 전통적인 가설로 설명되지 않는다. 대표적으로 Campbell, Grossman, and Wang(1993)의 유동성 공급자 가설에서 유동성 공급자는 유동성 투자자의 매매수요를 충족시켜 주는 대가로 일정한 프리미엄을 요구한다. 따라서 유동성 투자자의 매도거래량이 커질수록 일시적인 가격하락이 발생하고 주식수익률은 다음 기에 반전되게 된다. 이 가설이 함축하는 의미는 대규모 거래량을 수반하는 경우 가격반전이 발생하지만 거래량이 적은 경우에는 그렇지 않다는 것이다. Conrad, Hameed and Niden(1994)은 미국 주식시장의 주별 수익률을 이용한 분석에서 거래량이 많은 주식은 주식수익률과 강한 음(-)의 자기상관을 가지며, 거래량이 적은 주식은 양(+)의 자기상관을 가짐을 보여준다. 이와는 대조적으로 Medhat and Schmeling(2022)의 단기모멘텀은 높은 거래량을 갖는 주식들에서 가격의 지속성이 발생함을 주장한다. 한편, Wang(1994)과 Llorente et al.(2002)은 사적 정보에 기반한 정보거래가 가격의 지속성을 가져옴을 보인다. 즉, 높은 정보 비대칭을 갖는 주식 중 거래량이 많은 주식들에서는 가격의 반전이 아닌 가격 지속이 발생할 수 있다는 것이다. 이들은 규모가 작고 유동성이 낮으며, 애널리스트 커버리지

현상이 제한된 합리성(bounded rationality)으로 인해 투자자가 시장가격으로 부터 충분한 정보를 유추하지 못하는 경우 발생할 수 있다고 주장한다. 즉, 일부 거래자가 시장가격에서 다른 투자자가 소유한 정보를 완전히 추론하지 못하면 모두가 합리적인 경우에 비해 거래량은 더 커지고 가격은 정보에 대해 과소반응하게 되고, 이어서 지속적인 가격 움직임을 야기한다는 것이다.⁴⁾

한편, Medhat and Schmeling(2022)의 결과는 국내시장을 대상으로 거래량과 주식수익률 간의 음(-)의 관계 및 이를 통한 단기반전 현상의 존재를 보고한 박종원, 장욱(1997), 장경천, 정현용(1998), 윤호중, 조재호(2006), 김진우, 조현석(2011), 김범, 송형상(2013), 민재훈(2016) 등의 연구결과와 대조된다. 국내 선행연구는 대체로 한국주식시장에서 거래량과 주식수익률 간의 음(-)의 관계에 기반한 반대투자전략의 성과가 유의함을 보이며, 단기반전을 이용한 반대투자전략의 성과는 거래량이 증가하는 주식집단, 거래량회전율이 높은 주식집단, 그리고 비유동성이 높은 주식집단에서 보다 강하게 발생함을 보고한다. 장경천, 정현용(1998), 윤호중, 조재호(2006), 김진우, 조현석(2011)은 한국주식시장에서 확인되는 단기반전의 설명으로 공통적으로 유동성 공급자 가설(Campbell et al., 1993)을 제시한다.⁵⁾ 한편, 윤호중과 조재호(2006)는 거래비용을 고려하면 단기반전 전략의 유효성은 사라짐을 보고한다(Conrad, Gultekin, and Kaul, 1997). 이는 단기반전 현상이 차익거래 제약에 직접적으로 영향을 받음을 의미한다. 장장구, 정기호(2018)는 기업의 실적발표기간에 단기반전이 보다 강하게 나타남을 보고한다. Sim and Kim(2021)은 Goyal and Wahal(2015)에 근거하여 모멘텀의 기간구조(Novy-Marx, 2012)와 단기반전 간의 관계를 조사하는 결합검증에서 한국주식시장에 단기반전 현상이 유의하게 존재한다는 결과를 보고한다.⁶⁾

낮은 종목들에서 이러한 현상이 발생할 수 있다고 주장한다. 그러나 이와는 대조적으로 Medhat and Schmeling(2022)은 규모가 크고 유동성이 높으며, 애널리스트 커버리지가 높은 주식들에서 가격지속이 강하게 발생함을 보인다.

- 4) 따라서 제한된 합리성에 기반한 설명은 정보에 대한 시장가격의 과소반응이 비정보거래에 의해 압도되지 않는 주식들에서 단기모멘텀이 강하게 발생함을 시사한다. Medhat and Schmeling(2022)은 단기모멘텀의 횡단면 변동이 이러한 설명을 뒷받침한다고 주장한다. 즉, 비정보거래에 의한 일시적 가격 압력의 영향을 덜 받는 규모가 크고 유동성이 높은 주식에서 단기모멘텀이 강하게 발생하며, 투자자 간 의견 불일치에 대한 대리치인 애널리스트 예측치의 분산이 큰 주식에서 더 강하게 발생한다는 것이다.
- 5) 김범, 송형상(2013), 민재훈(2016)은 한국주식시장에서 개인투자자가 유동성 공급자의 역할을 수행함을 보고한다. 김진우, 조현석(2010)은 비유동성(Amihud, 2002)과 거래량 회전율을 기준으로 가장 낮은 유동성을 갖는 주식집단에서 단기반전 현상을 보다 잘 관찰할 수 있다는 결과를 보고한다. 이는 동일한 측정치를 이용한 분석에서 비유동성과 거래량 회전율이 높은 주식집단에서 단기반전이 유의하게 나타남을 보고한 윤호중, 조재호(2006)의 결과와 대조된다. 장경천, 정현용(1997)도 거래량이 증가하는 주식집단에서 단기반전 현상이 뚜렷하게 존재함을 보고한다.
- 6) 장장구, 정기호(2018)는 기업의 실적 발표 기간에 그렇지 않은 기간에 비교하여 단기반전이 보다 강하게 나타나며, 이는 개인투자자가 유동성 공급자 역할을 맡는 유동성 공급자 가설을 통해 설명될 수 있음을 보인다.

앞서 살펴본 것과 같이 한국주식시장을 대상으로 한 관련 선행연구는 단기반전 현상이 유의하게 확인됨을 보고한다. 또 여러 연구는 거래량 회전율이 높은 주식집단에서 단기반전이 보다 강하게 발생함을 보고해 Medhat and Schmeling(2022)의 결과와 대조되는 결과를 보고한다. 본 연구는 한국주식시장에서의 단기반전 현상을 재검증하고, 거래량 회전율에 따라 구분한 주식집단에서 Medhat and Schmeling(2022)이 미국시장에서 보인 것과 같이 단기반전과 단기모멘텀이 차별적으로 발생하는지를 분석한다.

본 연구의 주요 결과를 간단히 요약하면 다음과 같다. 첫째, Medhat and Schmeling(2022)에서 보인 미국시장의 결과와는 달리 한국주식시장에서 단기모멘텀은 확인되지 않으며, 단기반전만이 유의하게 확인된다. 이 단기반전은 기업규모가 작고, MAX가 작으며, 그리고 비유동성이 높은 주식에서 강하게 나타난다. 이는 한국주식시장의 단기반전 현상이 기업규모와 직전월의 시장미시구조 및 차익거래제약에 영향을 받음을 의미한다. 둘째, 거래량 회전율에 따라 표본을 구분하고 분석한 결과는 회전율 수준에 관계없이 단기반전이 나타남을 보여주며, 그 강도는 회전율이 낮은 주식집단에서 보다 강하다. 셋째, 기업특성변수를 통제한 후의 다변량 분석결과는 단기반전이 기업특성변수에 관계없이 강건하게 관찰되나, 기업 규모가 작으며 낮은 회전율을 갖는 주식집단에서 보다 강하게 발생함을 보여준다. 넷째, T+2 지급결제일제도의 효과를 고려하는 경우 단기반전의 크기와 유의성은 약화되는 모습을 보이나 앞서 분석된 단기반전 현상의 전반적인 특성은 유사하게 유지된다. 다섯째, 한국주식시장의 단기반전과 투자자별 거래행태의 관계를 조사한 결과는 우리 시장의 단기반전 현상이 기관투자자와 외국인투자자가 갖는 직전월 승자주식에 대한 강한 매수와 패자주식에 대한 강한 매도 경향과 관련이 있음을 보여준다. 이는 기관투자자와 외국인 투자자가 단기반전 현상의 존재에도 불구하고, 패자주식을 과소평가하고 승자주식을 과대평가하는 거래행태를 보임을 의미한다. 또한 횡단면 주식수익률 변화를 설명하는 것으로 잘 알려진 요인프리미엄(Fama and French, 1993, 2015; Mkt, SMB, HML, RMW, CMA, WML)과 비교할 때 한국주식시장의 단기반전 요인프리미엄은 미국주식시장과 달리 그 영향력이 매우 작다.

본 연구는 한국주식시장에서 단기반전 현상을 재검증하고 Medhat and Schmeling(2022)이 미국 시장을 대상으로 보인 높은 거래량 회전율 주식집단에서의 단기모멘텀 현상이 우리 시장에도 나타나는지를 체계적으로 분석하였다. 미국 시장과는 달리 거래량 회전율에 따른 구분이 주식의 단기수익률 움직임에 차별적인 영향을 미치지 못하며, 단기반전 현상이

Sim and Kim(2021)은 한국주식시장에서 모멘텀의 기간구조 현상이 과거 2개월 성과의 단기반전에 의해 설명된다는 결과를 보고한다.

규모가 작고 유동성이 떨어지는 주식집단에서 보다 강하게 발생하고 이러한 현상이 기관(외국인)투자자와 개인투자자의 대조적인 거래행태와 관련되어 있음을 보인 본 연구의 결과는 향후 국내외 시장의 단기주식수익률 움직임의 차이를 규명하는 후속 연구에 의미있는 토대를 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 제Ⅱ장에서는 표본 자료와 연구 방법을 설명한다. 제Ⅲ장에서는 단기반전과 단기모멘텀에 대한 분석결과를 제시한다. 제Ⅳ장에서는 추가적 논의로 단기반전에 대한 투자자별 거래행태와 요인프리미엄에 있어서 한국과 미국 간의 차이를 확인한다. 마지막 장은 검증결과의 요약과 함께 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 표본 자료와 연구방법

1. 표본 자료

본 연구는 한국거래소가 개설하는 유가증권시장과 코스닥시장에서 거래되는 주식과 상장 폐지된 모든 주식의 자료를 FnGuide로부터 수집한다. 단기반전에 대한 포트폴리오 구성시 두 가지 구분자(breakpoint), 즉 유가증권시장 표본에 기준한 구분자(KK1)와 전체표본(유가증권시장과 코스닥시장의 모든 주식)에 기준한 구분자(KK2)로 구분하여 적용한다. 주식수익률은 FnGuide에서 제공하는 현금배당을 고려한 수정주가의 일별수익률 자료이며, 월별수익률 자료는 일별수익률에 기초하여 월별로 보유기간수익률을 산출하여 이용한다. 전체 검증기간은 2000년 7월부터 2022년 6월까지 264개월이고, 포트폴리오 형성기간의 통제변수들을 생성하기 위해 최대 5년 전(1995년 7월)까지의 자료를 함께 이용한다. 하위기간은 포트폴리오 형성기간과 미래 보유기간으로 구성되고, 기간이동은 미래 보유기간이 겹치지 않는 방법(non-overlapping holding period method)을 채택한다. 하위기간에서 과거 포트폴리오 형성기간은 직전월($t-1$)이지만, 회계자료를 포함해 안정적인 자료를 갖는 종목 선택을 위하여 과거 형성기간의 기간조건은 12개월로 설정한다.

검증에 포함되는 개별주식은 다음의 조건을 충족하는 주식이다. 첫째, 금융업에 속한 주식은 제외하고, 12월이 결산월인 주식을 선택한다(Fama and French, 1992, 1993). 둘째, 각 하위기간에서 다음의 조건을 갖는 주식들을 선택한다: (1) 과거 형성기간과 미래 보유기간에서 모든 수익률자료를 갖는 주식, (2) 과거기간에서 기업규모 평가에 필요한 발행주식수와 가격 자료를 갖는 주식, (3) 장부-시장가치 비율을 산출할 수 있고 비음(-)의 조건을 갖는 주식, (4) 과거기간에서 수익률과 거래량 각각에 50% 이상 0이 아닌 유효한

자료를 갖는 주식, (5) 분석에 필요한 통제변수 및 기업특성변수 각각을 산출하는데 필요한 모든 자료를 갖는 주식. 셋째, 앞의 조건을 충족하는 주식 중에서, 극단치와 매우 작은 기업들(micro-caps)의 영향을 줄이기 위해 다음의 2가지 필터를 둔다. 즉, 과거기간에서 일별 주식수익률의 표준편차 기준으로 상위 5%에 속하는 개별주식들을 제외한다. 이를 통해 지나치게 높은 변동성을 갖는 주식들의 영향을 줄일 수 있다(Ang, Chen, and Xing, 2006). 다음으로 과거기간에서 기업규모가 하위 5%에 속하는 개별주식들을 제외한다. 이를 통해 매우 작은 규모의 주식들에 기인한 영향을 줄일 수 있다(Hou, Xue, and Zhang, 2020).

2. 연구방법

본 연구에서 사용한 주요 실증방법을 간략히 설명하면 다음과 같다. 첫째, 단기반전과 밀접한 관련을 갖는 것으로 알려진 기업특성변수들을 통제한다. Medhat and Schmeling (2022)은 단기반전과 단기모멘텀이 기업규모와 밀접히 관련되어 있음을 보여준다. 이는 분석결과가 기업규모별 포트폴리오 구성을 위한 구분자(breakpoint)에 영향을 받을 수 있음을 의미한다. 본 연구에서는 직전월 수익률과 거래량 회전을 기준으로 포트폴리오를 구성할 때, 유가증권시장의 표본주식에 기준한 구분자를 이용하는 경우(KK1)와 전체시장(유가증권시장과 코스닥시장)의 표본주식에 기준한 구분자를 이용하는 경우(KK2)로 구분하여 분석하고 그 결과를 제시한다. 또 가치가중방법과 동일가중방법을 이용한 포트폴리오의 성과를 분석함으로써 기업규모의 영향을 살펴본다. 또한, 단기반전 현상은 기업규모뿐만 아니라 직전월($t-1$)에서의 시장미시구조에 따른 편의(bias)와 차익거래제약에 따른 고유 변동성(idiosyncratic volatility), MAX, 비유동성(il-liquidity) 등의 기업특성변수들과 높은 관련성을 갖는다. 본 연구에서는 이들 변수를 통제한 이변량 포트폴리오 분석(bivariate portfolio analysis)을 통해 단기반전 현상을 분석한다. 둘째, 단기모멘텀이 존재하는지를 보기 위해 Medhat and Schmeling(2022)을 따라 직전월의 투자성과와 거래량 회전을 기준으로 이변량 포트폴리오를 구성하고 분석한다. 즉, 직전월 투자성과를 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성하고, 각 포트폴리오 내에서 거래량 회전을 이용하여 5분위 포트폴리오를 구성하는 종속적 이중정렬방법(dependently double-sorting method)을 이용한다. 추가적으로 독립적 이중정렬방법(independently double-sorting method)으로 거래량회전-단기반전 기준 5×5 포트폴리오를 분석함으로써 결과의 강건성을 확인한다. 또한 포트폴리오 분석에 대한 보완으로 개별주식에 대한 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 회귀분석을 수행한다. 셋째, 기업규모가 미치는 영향을 구체적으로 살펴보기 위해 다변량 포트폴리오

분석(multivariate portfolio analysis)을 적용한다(Hou, Xue, and Zhang, 2015; 엄철준, 박종원, 2022). 기업규모, 거래량 회전을, 단기반전의 3가지 특성변수에 대해 독립적 정렬방법으로 2×3×5 포트폴리오를 구성하여, 기업규모를 통제된 후에 거래량 회전의 차이에 따른 단기반전과 단기모멘텀 현상의 동시적 존재여부를 검증한다. 넷째, 새로운 시장미시구조 요인으로 지급결제제도에 따른 영향을 분석한다. 미국주식시장에서 지급결제제도에 따라 월말/월초에 단기반전과 단기모멘텀이 나타남을 보고한 Etula et al.(2020)을 참조하여 기업규모-거래량회전-단기반전 2×3×5 포트폴리오를 분석한다.⁷⁾

포트폴리오의 투자성과는 무위험 초과수익률과 4가지 위험조정 초과수익률이다. 위험조정 초과수익률은 CAPM, Fama and French(1993) 3요인 모형(FF3), Fama and French(2015) 5요인 모형(FF5), 그리고 Carhart(1997)의 모멘텀 요인을 포함한 6요인 모형(FF5C)을 이용하여 산출한다. 각 모형별 요인프리미엄은 Fama and French(1993, 2015)를 따라 한국 주식시장에서 거래되는 모든 개별주식들을 이용하여 생성한다. CAPM의 시장위험프리미엄(Mkt)은 모든 개별주식들에 대해 가치가중방법으로 구성된 시장포트폴리오의 수익률에서 통화안정증권(364일) 이자율(무위험수익률)을 뺀 값이다. 3요인 모형의 요인프리미엄(규모프리미엄 SMB, 가치프리미엄 HML), 5요인 모형의 요인프리미엄(SMB, HML, 수익성프리미엄 RMW, 투자프리미엄 CMA), 그리고 모멘텀 요인프리미엄은 Fama and French(1993, 2015)의 가치프리미엄 생성과정을 준용하여 시장에서 거래되는 모든 주식들을 이용하여 구한다.⁸⁾ 요인프리미엄의 생성과정에 금융업 등을 포함한 모든 주식들을 이용함으로써, 생성된 요인프리미엄은 외표본(out-of-sample)의 효과를 기대할 수 있다.

7) Etula et al.(2020)은 미국주식시장에서 확인되는 월말/월초의 주식수익률의 변동패턴에 기관투자자의 현금수요거래와 T+3지급결제제도가 영향을 미침을 보여준다. 즉, 매월의 마지막 거래일(T) 전후 8일의 수익률을 분석하면 주식매도증가에 따른 가격하락(T-8~T-4), 단기반전에 따른 가격상승(T-3~T-1), 매수증가에 따른 가격상승(T~T+3), 가격반전에 따른 가격하락(T+4~T+8) 패턴이 나타난다는 것이다. Lee and Kim(2022)은 우리 시장에서 월말/월초 효과가 유의하게 존재하며 외국인 투자자의 거래행태가 부분적인 설명력을 가짐을 보고한다. 선행연구를 참고하여 본 연구에서는 우리 시장의 T+2 지급결제일제도의 영향을 통제하고 단기반전과 단기모멘텀 현상을 분석한다.

8) 본 연구는 Fama and French(1993, 2015)를 따라 독립적 이중 정렬방법을 이용하여 요인프리미엄을 생성한다(Eom, 2022). 요인프리미엄의 생성과정에 포함되는 주식은 금융업, 결산월 등에 관계없이 유가증권 시장과 코스닥시장의 모든 주식을 이용한다. 첫 번째 정렬은 유가증권시장 상장주식의 시장가치 중위수를 기준으로, 유가증권시장과 코스닥시장의 모든 주식을 대규모 주식집단과 소규모 주식집단으로 구분한다. 두 번째 정렬은 기업특성변수를 기준으로 모든 주식을 상위 30%, 중위 40%, 하위 30%의 3가지 집단으로 구분한다. 규모-기업특성변수 기준으로 구성된 2×3 포트폴리오 구조에서 규모 기준 주식집단과 기업특성변수 기준 주식집단의 교집합에 속하는 주식들을 이용하여 6가지 포트폴리오를 구성하고 각 포트폴리오의 수익률을 가치가중방법을 이용하여 구한다. 요인프리미엄은 2×3 포트폴리오 구조에서 기업특성변수 별 양(+의 프리미엄)을 산출하는 방법으로 생성한다.

Ⅲ. 실증분석과 결과

1. 단기반전 현상

이 절에서는 한국주식시장에서의 단기반전 현상에 대한 검증결과를 제시한다. 이를 위해 단변량 포트폴리오 분석(<표 1>), 포트폴리오의 기업특성분석(<표 2>), 개별주식에 대한 Fama and MacBeth(1973)의 횡단면 회귀분석(<표 3>), 투자성과의 지속성 분석(<표 4>)을 수행한다. 직전월($t-1$)에서 높은 투자성과를 갖는 포트폴리오(H)를 매수하고 낮은 투자성과를 갖는 포트폴리오(L)를 매도한 H-L 무비용포트폴리오가 미래기간에 유의한 음(-)의 성과를 보이는지를 분석한다.

<표 1>은 직전월의 수익률을 기준으로 구성된 단변량 포트폴리오 검증결과이다. 표의 보고수치는 각 하위기간에서 직전월의 수익률을 기준으로 구성된 10분위와 5분위 포트폴리오 각각에 대한 미래 1개월 투자성과의 시계열평균값이다. 포트폴리오 구성의 구분자는 유가증권시장을 기준으로 한 경우(KK1)와 전체시장(유가증권시장과 코스닥시장)을 기준으로 한 경우(KK2)로 구분하며, 가중치부여방법에 따라 동일가중방법(Panel A)과 가치가중방법(Panel B)으로 구분한다. 투자성과측정치는 무위험 초과수익률(ExRet.)과 위험조정 초과수익률(CAPM, FF3, FF5, FF5C)의 5가지이다.

<표 1>의 결과를 보면 한국주식시장에서 단기반전 현상의 존재를 부정하기 어렵다. 또 그 결과는 기업규모에 큰 영향을 받는다. 구체적으로 보면, 첫째, 동일가중방법에 의한 H-L 무비용 포트폴리오의 성과측정치는 모두 유의한 음(-)의 값을 보이지만, 가치가중방법의 경우에는 유의한 결과를 확인하기 어렵다. 둘째, 단기반전 포트폴리오의 구성에서 유가증권시장의 구분자(KK1)를 이용하는 경우보다 전체 주식을 대상으로 하는 경우(KK2)가 보다 큰 음(-)의 성과측정치를 갖는다. 셋째, 10분위 포트폴리오의 미래기간 투자성과는 모두 양(+)의 값을 가지며, 그 값은 과거기간에 가장 높은 투자성과를 갖는 포트폴리오(P1, High)를 제외한 나머지 포트폴리오들(P2~P10(Low))에서 유의한 모습을 보인다. 또 이러한 결과는 동일가중방법의 경우에 보다 분명하다.⁹⁾

9) 한편, 과거 직전월과 함께 과거 두 번째 월 성과 역시 미래보유기간 1개월에서 반전 특성을 보인다는 결과를 보고한 Sim and Kim(2021)에 근거하여(이들 연구는 한국주식시장에 있어서 단기반전을 직접적으로 검증하는 목적이 아닌 모멘텀 현상의 존재에 대한 검증과정에서 과거 두 번째 직전월이 모멘텀 현상에 미치는 영향을 분석한 결과이다), 과거 2개월($R(-2,-1)$)과 두 번째 월($R(-2,-2)$) 각각에 대해 <표 1>과 동일한 방법으로 단기반전에 대한 포트폴리오 분석을 하였다. 지면관계상 표를 이용한 분석결과의 보고는 생략한다. 분석결과는 과거 두 번째 월은 유의한 단기반전 현상을 보여주지 못하며, 직전월만이 단기반전에 지배적인 영향을 미친다. 따라서, 따라서 본 연구는 직전월($t-1$) 성과에 대한 단기반전 현상의 검증결과를 보고한다.

다음으로, 유가증권시장 표본의 직전월 수익률을 구분자(KK1)로 하여 구성된 10분위 포트폴리오 각각의 기업특성변수들을 비교한 결과를 <표 2>에 제시한다. 보고된 기업특성 변수들은 시장베타(BETA), 기업규모(ln(SIZE)), 장부-시장가치비율(ln(BM)), 모멘텀(MOM), 장기반전(LREV), 거래량 회전율(TOVER), 비유동성(iLIQ), 고유변동성(IVOL), 고유왜도(iSKEW), MAX, 왜도(SKEW), 공왜도(coSKEW)이다.¹⁰⁾ 표에서 SREV는 직전월의 수익률이며 두 가지 구분자를 이용한 경우의 결과를 함께 제시한다.

<표 2> 단기반전 포트폴리오와 기업특성변수

표는 단기반전 포트폴리오 별 기업특성변수들을 보고한다. 포트폴리오는 유가증권시장 표본의 구분자(breakpoint)를 이용하여, 직전월의 수익률을 기준으로 구성된 10분위 포트폴리오에 대한 기업특성변수들의 하위기간에 대한 시계열 평균값을 제시한다. SREV는 직전월의 수익률이며 두 구분자(KK1, KK2)를 이용한 결과를 함께 제시한다. 기업특성변수는 시장베타(BETA), 기업규모 시장가치(ln(SIZE)), 장부가치-시장가치 비율(ln(BM)), 모멘텀(MOM), 장기반전(LREV), 거래량 회전율(TOVER), 비유동성(iLIQ), 고유변동성(IVOL), 고유왜도(iSKEW), MAX, 왜도(SKEW), 공왜도(coSKEW)이다.

	High	2	3	4	5	6	7	8	9	Low
SREV [KK1]	0.3090	0.1149	0.0669	0.0360	0.0119	-0.0097	-0.0308	-0.0544	-0.0856	-0.1714
SREV [KK2]	0.3332	0.1254	0.0709	0.0366	0.0103	-0.0131	-0.0362	-0.0623	-0.0970	-0.1866
BETA	0.6710	0.6530	0.6294	0.6163	0.6098	0.6162	0.6289	0.6545	0.6834	0.7115
ln(SIZE)	25.4292	25.5794	25.4992	25.4356	25.3726	25.3423	25.3374	25.3468	25.3307	25.1963
ln(BM)	0.1182	0.1812	0.2273	0.2447	0.2500	0.2513	0.2172	0.1800	0.1091	-0.0542
MOM	0.2444	0.1832	0.1484	0.1228	0.1141	0.1107	0.1166	0.1377	0.1733	0.3658
LREV	0.6835	0.7915	0.8082	0.7749	0.7746	0.7586	0.7735	0.7990	0.8221	0.8576
TOVER	0.0464	0.0192	0.0145	0.0119	0.0109	0.0102	0.0103	0.0112	0.0129	0.0261
iLIQ	0.0019	0.0020	0.0024	0.0027	0.0036	0.0028	0.0046	0.0024	0.0034	0.0014
IVOL	0.8347	0.5592	0.4783	0.4339	0.4122	0.3987	0.3930	0.4021	0.4281	0.5720
iSKEW	0.0013	0.0006	0.0004	0.0003	0.0003	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0001
MAX	0.0762	0.0483	0.0400	0.0353	0.0325	0.0306	0.0292	0.0287	0.0290	0.0332
SKEW	0.8584	0.6627	0.6152	0.6023	0.5855	0.5881	0.6050	0.6151	0.6263	0.6246
coSKEW	-0.1757	0.2504	0.1534	0.1941	0.1056	0.0874	0.0694	0.1602	0.1917	0.2383

10) 기업특성변수 산출방법은 다음과 같다. 시장베타(BETA)는 과거 12개월에서 개별주식의 일별 초과수익률의 일별 시장초과수익률에 대한 회귀계수 추정치이다. 기업규모는 직전월의 주식가격에 직전년도 말의 발행주식수를 곱해 산출된 값의 자연대수 값(ln(SIZE))이다. 장부-시장가치비율(BM, Fama and French, 1992)은 전년도 말의 장부가치를 전년도 말의 시장가치로 나눈 값의 자연대수 값(ln(BM))이다. 장부가치는 직전년도의 총자본에서 우선주 자본금을 뺀 값이다. 모멘텀(MOM, Jegadeesh and Titman, 1993)은 과거 12개월에서 과거 2개월까지의 기간성과, 장기반전(LREV, DeBondt and Thaler, 1985)은 과거 60개월에서 과거 13개월까지의 기간성과이다. 거래량 회전율(TOVER, Hou, Peng, and Xiong, 2009)은 과거 1개월에서 일별 거래량을 발행주식수로 나눈 비율의 평균값이다. 비유동성(iLIQ, Amihud, 2002)은 과거 1개월에서 거래일별 수익률 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 평균이다. 고유변동성(IVOL, Ang, Hodrick, Xing and Zhang, 2006)은 직전월에서 Fama and French(1993)의 3요인모형으로부터 추정된 잔차수익률의 표준편차에 대한 월 전환 값이다. 고유왜도(iSKEW, Boyer, Mitton, and Vorkink, 2011)는 고유변동성 산출과정에서 생성된 잔차수익률의 왜도이, 왜도(SKEW)는 과거 12개월에서 일별 수익률로부터 산출된 왜도, 공왜도(coSKEW, Harvey and Siddique, 2000)는 과거 12개월에서 개별주식 일별 초과수익률을 일별 시장초과수익률의 제곱 값에 회귀분석하여 구한 계수추정치이다. MAX(Bali, Cakici, and Whitelaw, 2011)는 직전월 일별 수익률에서 가장 큰 5가지 값의 평균이다.

<표 2>의 결과를 보면, 직전월에서 낮은 투자성과를 실현한 포트폴리오(Low)는 미래기간에서 양(+)의 성과를 갖는 것으로 보고된 기업특성변수의 속성을 보이는 반면에, 직전월에서 높은 투자성과를 실현한 포트폴리오(High)는 미래기간에서 음(-)의 투자성과를 갖는 것으로 보고된 기업특성변수들의 속성을 보인다. 즉, 포트폴리오 Low는 높은 시장베타, 작은 기업 규모, 낮은 장부-시장가치비율, 높은 모멘텀, 낮은 MAX의 특성을 갖는다. 반면에, 포트폴리오 High는 높은 유동성(high TOVER), 높은 고유변동성, 높은 고유왜도, 높은 MAX의 특성을 보인다.

<표 3>에 포트폴리오 분석에 대한 보완으로 개별주식들을 대상으로 한 Fama and MacBeth (1973) 횡단면 회귀분석 결과를 제시한다. 미래 1개월의 개별주식의 초과수익률을 개별주식의 직전월 투자성과(SREV)와 과거기간에서 추정된 기업특성변수들에 대해 회귀분석한다. 추정모형은 직전월의 투자성과만을 독립변수로 이용한 모형 1과 기업특성변수 각각과 직전월 투자성과를 결합한 모형 2~13, 그리고 모든 변수들을 포함한 모형 14로 구분하며, 직전월의 투자성과(SREV) 변수가 유의한 음(-)의 회귀계수 값을 갖는지를 분석한다. 표의 보고수치는 각 하위기간별로 추정된 회귀계수의 시계열 평균값이다.

<표 3>의 결과는 한국주식시장에서 단기반전 현상이 유의하게 존재함을 재확인시켜준다. 직전월의 투자성과인 SREV는 대부분의 모형에서 유의한 음(-)의 값을 갖는다. 단기, 고유변동성(IVOL)과 MAX가 통제변수로 이용된 모형 9와 모형 11에서만 유의한 음(-)의 회귀계수를 확인할 수 없다. 이는 시장미시구조와 차익거래제약에 관련된 기업특성변수인 고유변동성과 MAX 변수가 미래 1개월의 투자성과에 단기반전 변수와 더불어 공통적으로 음(-)의 영향을 미치는 특성에 기인하는 것으로 해석할 수 있다.¹¹⁾ 이들의 관계는 개별모형에서 유의한 계수 추정치를 보인 고유변동성, MAX, 고유왜도가 모든 독립변수가 포함된 모형 14에서는 고유변동성만이 유의한 모습을 보인 것으로부터 알 수 있다. 이에 대해서는 기업특성변수와 단기반전변수의 결합인 이변량 포트폴리오 분석에서 구체적으로 확인한다.

<표 4>에서는 단기반전현상의 지속성을 분석한다. 이를 위해 단변량 포트폴리오 분석에서 미래 보유기간을 1개월에서 12개월로 증가시킬 때, H-L 무비용 포트폴리오의 투자성과가 어떠한지를 분석한다. 동일가중방법에 의한 포트폴리오 투자성과를 보고한다. 표의 수치는 전체기간에서의 시계열 평균 값이며, 각 보유기간별로 반복 검증된 회수는 보유기간 1개월의 경우 264회에서 보유기간 12개월의 경우 22회이다.

11) 단기반전변수가 직전월 기업특성변수들 중에서 고유변동성, 고유왜도, MAX와 갖는 상관관계는 각각 34%, 25%, 58%이다. 그리고 직전월 기업특성변수들간 관계에서 고유변동성은 MAX와 고유왜도와 각각 91%와 46%의 상관관계를 보이고, MAX와 고유왜도 간에는 48%의 상관관계를 보인다.

<표 4> 단기반전 포트폴리오 투자성과의 지속성

표는 미래 보유기간의 확장에 따른 동일가중 단기반전 포트폴리오의 투자성과의 지속성을 분석한 결과이다. 하위기간에서 미래 보유기간은 1개월에서 12개월로 보유기간이 겹치지 않는 방법으로 기간 이동한다. 검증결과는 유가증권시장의 보유기간수익률을 기준으로 설정한 경우(KK1, Panel A)와 전체시장의 보유기간수익률을 기준으로 설정한 경우(KK2, Panel B)로 구분한다. 투자성과 측정치는 초과수익률(EXRET)과 위험조정수익률(CAPM, FF3, FF5, FF5C)을 이용한다. 괄호안의 값은 Newey and West(1987, 1994)의 방법으로 이분산성과 자기상관을 고려한 t-통계량이다. 유의수준 1%, 5%, 10% 각각에 대해 위첨자로 *, **, ***로 구분 표시한다.

	1M	2M	3M	4M	5M	6M	7M	8M	9M	10M	11M	12M
Panel A: 유가증권시장의 구분자를 이용한 경우 [KK1, EW]												
ExRet	-0.0106** (-2.53)	-0.0072 (-0.97)	-0.0176*** (-1.69)	-0.0061 (-0.61)	-0.0114 (-0.79)	-0.0319*** (-1.85)	0.0082 (0.41)	0.0054 (0.27)	-0.0022 (-0.09)	0.0052 (0.19)	0.0304 (0.91)	0.0253 (0.89)
CAPM	-0.0117** (-2.26)	-0.0081 (-1.01)	-0.0177*** (-1.92)	-0.0060 (-0.68)	-0.0095 (-0.87)	-0.0367* (-3.28)	0.0124 (0.86)	0.0096 (0.63)	-0.0053 (-0.30)	0.0023 (0.23)	0.0237 (0.53)	0.0147 (0.48)
FF3	-0.0154** (-2.16)	-0.0107 (-1.08)	-0.0259*** (-1.77)	-0.0159 (-1.45)	-0.0146 (-0.72)	-0.0255*** (-1.68)	0.0038 (0.20)	0.0138 (0.48)	-0.0172 (-0.43)	0.0244*** (1.73)	-0.0227 (-1.09)	-0.0014 (-0.06)
FF5	-0.0156** (-2.36)	-0.0129 (-1.31)	-0.0246*** (-1.68)	-0.0179*** (-1.67)	-0.0083 (-0.48)	-0.0253 (-1.33)	0.0047 (0.23)	0.0261 (1.09)	-0.0135 (-0.39)	0.0378* (2.88)	-0.0252 (-1.25)	0.0054 (0.16)
FF5C	-0.0176* (-2.76)	-0.0183** (-2.01)	-0.0307** (-2.53)	-0.0302* (-3.02)	-0.0220 (-1.34)	-0.0344*** (-1.67)	-0.0031 (-0.16)	0.0016 (0.08)	-0.0418 (-1.27)	0.0103 (0.54)	-0.0674* (-4.06)	-0.0322 (-0.89)
Panel B: 전체시장(유가증권시장과 코스닥시장)의 구분자를 이용한 경우 [KK2, EW]												
ExRet	-0.0124** (-2.54)	-0.0058 (-0.72)	-0.0130 (-1.14)	-0.0044 (-0.39)	-0.0079 (-0.53)	-0.0315 (-1.58)	0.0196 (0.83)	0.0078 (0.36)	-0.0018 (-0.07)	0.0182 (0.65)	0.0426 (1.18)	0.0357 (1.10)
CAPM	-0.0136** (-2.23)	-0.0065 (-0.79)	-0.0134 (-1.39)	-0.0042 (-0.43)	-0.0065 (-0.55)	-0.0364** (-2.30)	0.0236 (1.37)	0.0127 (0.77)	-0.0064 (-0.44)	0.0151 (1.47)	0.0358 (0.73)	0.0273 (0.83)
FF3	-0.0174** (-2.09)	-0.0104 (-1.02)	-0.0220 (-1.41)	-0.0144 (-1.33)	-0.0105 (-0.51)	-0.0214 (-1.17)	0.0140 (0.66)	0.0189 (0.96)	-0.0138 (-0.35)	0.0368** (2.32)	-0.0011 (-0.06)	0.0024 (0.10)
FF5	-0.0176** (-2.27)	-0.0130 (-1.26)	-0.0205 (-1.34)	-0.0161 (-1.52)	-0.0036 (-0.21)	-0.0204 (-0.91)	0.0177 (0.73)	0.0322*** (1.96)	-0.0087 (-0.25)	0.0513* (3.73)	-0.0068 (-0.44)	0.0109 (0.32)
FF5C	-0.0198* (-2.61)	-0.0187*** (-1.91)	-0.0273** (-2.15)	-0.0318* (-3.08)	-0.0155 (-0.91)	-0.0311 (-1.20)	0.0085 (0.35)	0.0105 (0.75)	-0.0390 (-1.22)	0.0311 (1.62)	-0.0424** (-2.50)	-0.0316 (-0.82)

<표 4>의 결과를 보면 단기반전 포트폴리오의 투자성과의 지속성은 미래 1개월에 국한된다. 포트폴리오 구성의 구분자(KK1, KK2)에 관계없이, 미래 1개월의 투자성과는 모든 성과 측정치에서 유의하지만, 이후 기간의 투자성과는 FF5C의 알파(1M~4M)를 제외하고는 유의한 모습을 확인하기 어렵다. 더불어 유의성은 없지만 미래 보유기간이 길어짐에 따라 음(-)의 투자성과가 양(+)으로 전환되는 모습을 보인다. 한편, 논문의 지면관계로 보고를 생략한 가치가중방법 포트폴리오에 대한 검증결과도 크게 다르지 않다. 결국, 단기반전 포트폴리오는 미래 보유기간 1개월에서 유의한 음(-)의 단기반전 증거를 보이나 보유기간이 길어짐에 따라 음(-)의 투자성과가 양(+)으로 전환되는 모습을 보인다.

지금까지의 검증결과를 요약하면 다음과 같다. 한국주식시장에서 단기반전현상은 유의하게 확인되나 기업규모에 큰 영향을 받는다. 직전월에 낮은 투자성과를 갖는 주식 포트폴리오(Low)는 높은 시장베타, 작은 기업규모, 낮은 장부-시장가치비율, 높은 모멘텀, 낮은 MAX를 가져 미래기간에 양(+)의 성과가 기대되는 속성을 보이는 반면에, 직전월에 높은 투자성과를 갖는 주식 포트폴리오(High)는 높은 유동성, 높은 고유변동성, 높은 고유왜도, 높은 MAX를 보여 미래 기간에 음(-)의 성과가 예상되는 기업특성을 보인다. 개별주식에 대한 횡단면 회귀분석 결과는 단기반전 현상을 지지하는 증거를 보이며, 직전월의 시장미시구조와 차익거래제약에 관련되는 변수들, 특히 고유변동성과 MAX에 큰 영향을 받는 모습을 보여준다. 또 단기반전 현상의 지속성은 미래 보유기간 1개월에 국한되며, 미래 보유기간이 길어질수록 투자성과는 양(+)의 값으로 전환되는 모습을 보인다.

2. 기업특성변수의 통제

이 절에서는 직전월의 기업규모와 시장미시구조 및 차익거래제약에 따른 영향을 통제한 후에도 단기반전현상이 강건하게 존재하는지를 분석한다. 이를 위해 선행연구에서 고려되었던 기업특성변수들을 통제변수로 이용한 이변량 포트폴리오 분석을 실시한다. 기업특성 변수는 기업규모(SIZE), 고유변동성(IVOL), MAX, 비유동성(ILLIQ)의 4가지이다. 이변량 포트폴리오는 전체시장의 포트폴리오 구성 구분자(KK2)를 이용하여 독립적 이중정렬방법(independently double-sorting method)을 따라 5×5 매트릭스로 25가지 포트폴리오를 구성하였다. 또 단기반전을 통제한 후의 기업특성변수에 따른 영향을 함께 확인한다. 지면관계상 구체적인 분석결과를 표로 보고하는 것은 생략하고 주요 결과를 정리하여 보고한다.

분석결과, 한국주식시장에서 단기반전현상은 기업규모와 직전월의 시장미시구조 및

차익거래제약에 관련된 기업특성변수들에 큰 영향을 받는다. 먼저, 단기반전현상은 기업 규모가 작은 주식 포트폴리오에서 유의하게 나타남을 확인할 수 있다. 즉, 기업규모가 작은 포트폴리오 H-L 무비용 포트폴리오는 모든 성과측정치에서 유의한 음(-)의 값을 보이거나 규모가 큰 포트폴리오에서는 유의성이 떨어지는 음(-)의 값을 갖는다. 한편, 단기반전을 통제한 후의 기업규모별 5분위 포트폴리오 분석에서 H-L 무비용 포트폴리오는 모든 성과측정치가 음(-)의 값을 가지며, 규모가 작을수록 음(-)의 값과 유의성은 커지는 모습을 보인다. 이는 규모효과가 주식수익률의 단기반전 특성에 영향을 받지 않음을 의미한다. 둘째, 고유변동성-단기반전 포트폴리오의 분석결과를 보면, 대체로 고유변동성이 높은 집단에서 단기반전현상이 관찰되나, 고유변동성이 통제되었을 때 단기반전현상의 유의성은 크게 낮아져 고유변동성이 단기반전 현상에 유의하게 영향을 미침을 보여준다. 반면에 고유변동성 현상은 직전월의 투자성과 특성과 관계없이 유의하게 나타난다. 이는 규모효과와 마찬가지로 단기반전현상에 비해 고유변동성 현상이 주식수익률에 보다 지배적인 영향력을 가짐을 의미한다. 셋째, MAX-단기반전 포트폴리오의 분석결과를 보면, MAX를 통제할 경우 단기반전현상은 MAX가 가장 낮은 포트폴리오에서만 유의하게 나타난다. 반면 단기반전현상을 통제할 경우 MAX효과는 직전월의 투자성과가 상대적으로 낮은 세 포트폴리오에서 유의하게 확인된다. 넷째, 비유동성-단기반전 포트폴리오의 검증결과는 비유동성의 수준이 높은 세 포트폴리오에서 단기반전 현상이 유의하게 나타난다. 반면에 비유동성 현상은 직전월의 투자성과와 관계없이 5분위 포트폴리오 모두에서 강하게 확인된다. 이는 단기반전현상에 비해 비유동성현상이 주식수익률에 보다 지배적인 영향력을 가짐을 의미한다.

직전월의 기업규모와 시장미시구조 및 차익거래제약에 따른 영향을 통제한 후에도 단기반전현상이 강건하게 존재하는지를 분석한 결과를 정리하면, 한국주식시장에서 단기반전 현상은 기업규모가 작고, MAX가 작으며, 그리고 고유변동성과 비유동성이 높은 주식에서 확인된다. 반면에 기업특성변수에 따른 현상은 단기반전 현상과 관계없이 전반적으로 관찰된다. 이는 단기반전이 기업규모와 직전월의 시장미시구조 및 차익거래제약에 높은 영향을 받으며, 기업특성변수에 따른 영향이 단기반전에 비교하여 주식수익률에 보다 지배적인 영향을 미침을 의미한다.¹²⁾

12) 한편, 유가증권시장의 포트폴리오 구분자를 이용한 경우(KK1)에 기업규모와 비유동성의 경우는 전체시장을 대상으로 한 경우와 유사한 결과를 보인다. 그러나 고유변동성과 MAX를 통제할 경우는 단기반전 현상의 존재를 지지하는 증거를 확인할 수 없다.

3. 단기모멘텀 현상

본 절에서는 거래량 회전율과 단기반전을 결합한 포트폴리오의 성과를 분석함으로써 Medhat and Schmeling(2022)이 보인 직전월 단기모멘텀(short-term momentum) 현상이 한국주식시장에서도 나타나는지를 분석한다. Medhat and Schmeling(2022)은 직전월의 투자성과와 거래량 회전율을 결합하였을 때, 거래량 회전율이 낮은 주식집단에서는 뚜렷한 단기반전의 증거를 관찰할 수 있지만, 거래량 회전율이 높은 주식집단에서는 반대로 모멘텀의 증거를 보인다는 결과를 제시한다. 즉, 거래량 회전율이 높은 주식집단에서는 직전월의 투자성과가 높은 주식 포트폴리오를 매수하고 투자성과가 낮은 포트폴리오를 매도하는 전략을 통해 음(-)이 아닌 양(+)의 초과성과를 얻을 수 있다는 것이다. 이들의 결과는 거래량과 주식수익률 간의 음(-)의 관계 및 이를 통한 단기반전현상의 존재를 보고한 기존 국내연구(박종원, 장욱, 1997; 장경천, 정현용, 1998; 윤호중, 조재호, 2006; 김범, 송형상, 2013; 민재훈, 2016)의 결과와 대조된다. 본 연구에서는 거래량회전율-단기반전의 이변량 포트폴리오 분석을 중심으로 한국주식시장에서 직전월 단기모멘텀 현상이 존재하는지를 검증한다, 구체적으로 거래량 회전율과 단기반전에 대한 독립적 이변량 포트폴리오 분석(<표 5>), 종속적 이변량 포트폴리오 분석, 개별주식을 대상으로 한 횡단면 회귀분석(<표 6>) 결과를 제시한다.

먼저, 거래량 회전율과 단기반전을 기준으로 이변량 포트폴리오를 구성하고 그 성과를 분석한다. 독립적 이중정렬방법에 따른 거래량 회전율-단기반전 기준 5×5 이변량 포트폴리오 분석 결과를 <표 5>에 제시하지만, 결과에 대한 견고한 확인을 위해 종속적 이중정렬방법을 이용한 결과를 추가적으로 분석하고 주요 결과를 정리하여 보고한다.¹³⁾ 이중정렬방법은 거래량 회전율을 첫 번째 정렬변수로 5분위 포트폴리오를 구성하고, 단기반전변수인 직전월 투자성과를 두 번째 정렬변수로 하여 5분위 포트폴리오를 구성한다. 독립적 이중정렬방법에 의한 포트폴리오는 각 변수 별로 구성된 5분위 포트폴리오의 구성주식들 간 교집합으로부터 25개의 포트폴리오를 구성하고, 종속적 이중정렬방법에 의한 25가지 포트폴리오는 거래량 회전율의 5분위 포트폴리오 내에서 단기반전의 크기에 따라 5분위 포트폴리오를 구성한다. 두 가지

13) Medhat and Schmeling(2022)에서는 종속적 이중정렬방법으로 이변량 포트폴리오를 구성하고 분석한다. 즉, 단기반전을 첫 번째 정렬변수로 채택하고, 구분된 단기반전 주식집단 내에서 두 번째 정렬변수로 거래량 회전율을 채택한다. 이러한 방법은 일반적으로 통제변수(거래량 회전율)를 기준으로 분류된 포트폴리오 내에서 관찰변수(단기반전)에 따라 포트폴리오를 재분류하는 일반적인 종속적 이중정렬방법과 차이를 보인다. 이들은 논문의 부록 및 인터넷 보충자료에서 독립적 이중정렬방법으로부터 동일한 검증결과를 확인했다는 증거를 제시함으로써 검증결과가 강건함을 입증한다. 본 연구에서는 일반적인 이중정렬 방법에 따라 거래량회전율을 첫 번째 정렬변수로, 단기반전을 두 번째 정렬변수로 설정하고, 이들에 대한 독립적, 종속적 이중정렬 방법 각각을 통해 단기모멘텀 현상의 존재를 확인한다.

방법으로부터 동일한 결과를 확인한다면, 이는 보다 강건한 검증결과로 해석할 수 있다.

독립적 정렬방법에 의한 분석결과를 <표 5>에 제시한다. 검증결과는 가중치부여방법에 따라 거래량 회전을 변수와 단기반전 변수 각각의 5분위 포트폴리오 구성을 유가증권시장 기준의 구분자(KK1, Panel A)와 전체시장 기준의 구분자(KK2, Panel B)를 이용한 경우로 구분하여 제시하며, 동일가중방법의 결과를 표의 왼편에, 가치가중방법의 결과를 표의 오른편에 보고한다. 보고된 투자성과는 H-L 무비용 포트폴리오의 초과수익률과 위험조정수익률이다.

<표 5>의 결과는 Medhat and Schmeling(2022)이 보인 직전월 단기모멘텀 현상이 한국주식시장에서는 나타나지 않음을 보여준다. 거래량 회전의 높고 낮음에 관계없이 단기반전에 대한 H-L 무비용포트폴리오는 전반적으로 단기반전현상을 지지하는 음(-)의 투자성과만을 보인다. 구체적으로 보면, 첫째, 동일가중방법에 의한 투자성과는 5분위 포트폴리오 구성의 구분자(KK1, KK2)에 관계없이, 거래량 회전을 통제한 단기반전 H-L 무비용포트폴리오는 대부분 음(-)의 값을 갖는다. 다만, 이러한 음(-)의 값은 거래량 회전이 낮은 포트폴리오(P4~P5(L))에서 보다 강한 유의성을 보인다. 가치가중방법의 경우 역시 동일가중방법의 결과와 유사한 모습을 보이지만 통계적 유의성은 약화된다. 둘째, Medhat and Schmeling(2022)의 결과와는 달리 직전월에 높은 거래량 회전을 보인 주식집단에서 단기모멘텀이 존재한다는 유의한 증거를 확인하기 어렵다. 즉, 표에서 확인되듯이 높은 거래량 회전을 갖는 집단에서 단기반전 H-L 무비용 포트폴리오는 모든 경우에 음(-)의 값을 갖는다.

<표 5>의 결과의 강건성 확인을 위해 종속적 이중정렬방법으로 구성된 이변량 포트폴리오에 대한 분석을 실시하였다. 구체적인 결과를 표로 보고하지는 않지만 분석결과는 <표 5>에서 확인된 것과 매우 유사하다. 즉, 동일가중방법에서 낮은 거래량 회전을 갖는 주식집단의 경우 단기반전 H-L 무비용포트폴리오는 대부분 유의한 음(-)의 투자성과를 보이고, 가치가중방법의 경우에는 유의성은 떨어지나 모두 단기반전 현상을 지지하는 음(-)의 투자성과를 보인다. 또 동일가중방법에서 <표 5>와는 달리 높은 거래량 회전을 갖는 집단(P1(H))에서도 단기반전 H-L 무비용포트폴리오는 대부분 성과측정치에서 유의한 음(-)의 값을 보인다. 즉, 직전월에 높은 거래량 회전을 갖는 주식집단에서 단기모멘텀 현상은 존재하지 않는다.¹⁴⁾

14) 본 연구는 거래량회전의 과거 추정기간을 보다 길게 연장한 경우에 단기모멘텀 현상의 존재 가능성을 확인하기 위하여 직전월 수익률-거래량회전의 이변량 포트폴리오 분석을 거래량회전을 추정기간을 연장하면서 반복하였다. 이는 기존연구들에서 단기반전의 직전월은 고정된 과거기간으로 인식하지만, 거래량회전은 검증목적에 따라 다양한 추정기간을 적용하고 있기 때문이다. 거래량 회전의 과거 추정기간을 2개월(-2,-1)에서 6개월(-6,-1)까지 1개월씩 과거로 이동하면서 5가지의 거래량 회전을 각각 이용한 검증과정을 반복하였지만, 논문에 보고된 검증결과와 질적으로 다르지 않으며, 높은 거래량회전에서 양(+)의 단기반전 모멘텀의 증거를 확인할 수 없었다.

<표 5> 단기모멘텀현상: 독립적 이중정렬 거래량회전율-단기반전 포트폴리오의 투자성과

표는 거래량 회전율과 직전월 투자성과를 기준으로 독립적 이중정렬방법으로 구성된 5x5 포트폴리오에서 단기반전에 대한 H-L 무비용포트폴리오의 투자성과를 제시한다. 표에서 가장치부방법에 따라 유가증권시장의 직전월 투자성과 측정치를 기준으로 이용한 경우(Panel A)와 전체시장의 직전월 투자성과 측정치를 기준으로 이용한 경우(Panel B)로 구분한다. 투자성과 측정치는 초과수익률(ExRET)과 위험조정수익률(CAPM, FF3, FF5, FF5C)를 이용한다. 괄호안의 값은 Newey and West(1987, 1994)의 방법으로 이분산성과 자기상관을 고려한 t-통계량이다. 유의수준 1%, 5%, 10% 각각에 대해 위첨자로 *, **, ***로 구분 표시한다.

		가치가중방법									
		동일가중방법					가치가중방법				
Panel A: 유가증권시장의 구분자(KK1) 이용		P1 (H)	P2	P3	P4	P5 (L)	P1 (H)	P2	P3	P4	P5 (L)
ExRet.	-0.0060 (-1.45)	0.0003 (0.08)	-0.0041 (-1.15)	-0.0080* (-2.57)	-0.0138* (-3.36)	-0.0017 (-0.34)	-0.0004 (-0.08)	-0.0035 (-0.73)	-0.0028 (-0.61)	-0.0106** (-2.20)	
CAPM	-0.0069 (-1.42)	-0.0008 (-0.23)	-0.0049 (-1.42)	-0.0089* (-3.03)	-0.0147* (-3.31)	-0.0029 (-0.48)	-0.0012 (-0.24)	-0.0045 (-0.82)	-0.0035 (-1.01)	-0.0116** (-2.27)	
FF3	-0.0101 (-1.56)	-0.0053 (-1.12)	-0.0080 (-1.58)	-0.0110* (-2.82)	-0.0165* (-3.23)	-0.0058 (-0.78)	-0.0051 (-0.82)	-0.0081 (-1.13)	-0.0040 (-0.99)	-0.0145** (-2.47)	
FF5	-0.0105*** (-1.71)	-0.0053 (-1.21)	-0.0080*** (-1.69)	-0.0110* (-2.93)	-0.0164* (-3.52)	-0.0059 (-0.84)	-0.0044 (-0.77)	-0.0076 (-1.13)	-0.0039 (-0.93)	-0.0139* (-2.57)	
FF5C	-0.0122** (-1.97)	-0.0070*** (-1.76)	-0.0099** (-2.26)	-0.0123* (-3.66)	-0.0175* (-3.92)	-0.0073 (-1.05)	-0.0064 (-1.21)	-0.0095 (-1.53)	-0.0042 (-0.98)	-0.0155* (-2.84)	
Panel B: 전체시장(유가증권시장과 코스닥시장)의 구분자(KK2) 이용											
ExRet.	-0.0078 (-1.63)	-0.0010 (-0.23)	-0.0048 (-1.18)	-0.0069*** (-1.75)	-0.0130* (-3.35)	-0.0037 (-0.60)	0.0017 (0.34)	-0.0009 (-0.18)	-0.0078 (-1.54)	-0.0067 (-1.38)	
CAPM	-0.0086 (-1.47)	-0.0023 (-0.44)	-0.0059 (-1.53)	-0.0077*** (-1.71)	-0.0139* (-3.47)	-0.0049 (-0.68)	0.0006 (0.12)	-0.0021 (-0.34)	-0.0084 (-1.47)	-0.0078*** (-1.86)	
FF3	-0.0122 (-1.63)	-0.0064 (-0.91)	-0.0092*** (-1.81)	-0.0097 (-1.64)	-0.0161* (-3.48)	-0.0098 (-1.01)	-0.0022 (-0.34)	-0.0041 (-0.56)	-0.0106 (-1.47)	-0.0099*** (-1.83)	
FF5	-0.0127*** (-1.78)	-0.0065 (-0.99)	-0.0091** (-2.02)	-0.0097*** (-1.76)	-0.0162* (-3.54)	-0.0102 (-1.15)	-0.0017 (-0.26)	-0.0040 (-0.59)	-0.0095 (-1.48)	-0.0096*** (-1.82)	
FF5C	-0.0144*** (-1.95)	-0.0088 (-1.45)	-0.0110** (-2.51)	-0.0118** (-2.37)	-0.0176* (-4.05)	-0.0122 (-1.40)	-0.0033 (-0.55)	-0.0067 (-1.05)	-0.0107*** (-1.73)	-0.0117** (-2.33)	

<표 6> 거래량 회전을 집단 별 개별주식에 대한 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 회귀분석

표는 거래량 회전에 따라 구분된 주식집단 내에서 개별주식에 대한 횡단면 회귀분석의 결과를 제시한다. 유가증권시장 표본주식의 거래량 회전을 증위수(KK1)를 이용한 경우(Panel A)와 전체시장 표본의 증위수(KK2)를 이용한 경우(Panel B)로 구분한다. 회귀모형의 종속변수는 미래 보유기간 1개월의 초과수익률이고, 독립변수는 과거기간에서 추정된 단기반전변수(SREV)와 기업특성변수들이다. 회귀모형은 단기반전변수만을 이용한 모형 1, 단기반전변수와 각 기업특성변수를 포함한 모형 2~13, 그리고 모든 독립변수를 포함한 모형 14로 구분한다. 통제변수로 채택된 기업특성변수들은 시장베타(BETA), 기업규모 시장가치-시장가치 비율(ln(SIZE), 장부가치-시장가치 비율(mB/M), 모멘텀(MOM), 장기반전(LREV), 거래량 회전율(TOVR), 비유동성(ILLQ), 고유변동성(IVOL), 고유액도(SKEW), MAX, 액도(coSKEW)이다. 괄호안의 값은 Newey and West(1987, 1994)의 방법으로 이분산성과 자기상관을 고려한 t-통계량이다. 유의수준 1%, 5%, 10% 각각에 대해 위첨자로 *, **, ***로 구분 표시한다.

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8	모형 9	모형 10	모형 11	모형 12	모형 13	모형 14
Panel A: 유가증권시장의 구분자(KK1)를 이용한 경우														
High TOVR	-0.0232* (-3.12)	-0.0242* (-3.15)	-0.0241* (-3.19)	-0.0273* (-3.62)	-0.0220* (-3.02)	-0.0241* (-3.23)	-0.0124*** (-1.65)	-0.0236* (-3.21)	-0.0077 (-1.20)	-0.0212* (-2.80)	0.0068 (1.13)	-0.0245* (-3.29)	-0.0237* (-3.14)	-0.0118 (-1.40)
Low TOVR	-0.0302* (-3.44)	-0.0331* (-3.70)	-0.0294* (-3.31)	-0.0345* (-3.88)	-0.0358* (-4.14)	-0.0297* (-3.41)	-0.0302* (-3.41)	-0.0307* (-3.49)	-0.0315* (-3.54)	-0.0274* (-2.82)	-0.0272* (-2.85)	-0.0310* (-3.53)	-0.0300* (-3.36)	-0.0365* (-2.80)
Panel B: 전체시장의 구분자(KK2)를 이용한 경우														
High TOVR	-0.0218* (-2.87)	-0.0226* (-2.90)	-0.0224* (-2.93)	-0.0257* (-3.31)	-0.0207* (-2.78)	-0.0226* (-2.96)	-0.0115 (-1.49)	-0.0230* (-3.04)	-0.0072 (-1.08)	-0.0203* (-2.60)	0.0063 (1.02)	-0.0234* (-3.09)	-0.0221* (-2.88)	-0.0121 (-1.36)
Low TOVR	-0.0216** (-2.47)	-0.0251* (-2.90)	-0.0210** (-2.36)	-0.0252* (-2.86)	-0.0268* (-3.12)	-0.0219** (-2.54)	-0.0214** (-2.48)	-0.0217** (-2.48)	-0.0233* (-2.67)	-0.0192** (-1.98)	-0.0217* (-2.57)	-0.0223* (-2.57)	-0.0209** (-2.39)	-0.0292** (-2.39)

다음으로, 거래량 회전율로 구분된 주식집단 별로 개별주식들에 대한 Fama and MacBeth (1973) 횡단면 회귀분석의 결과를 <표 6>에 제시한다. 유가증권시장 표본의 중위수를 이용한 경우(KK1, Panel A)와 전체시장 표본의 중위수를 이용한 경우(KK2, Panel B)로 구분하여 제시한다. 횡단면 회귀모형은 앞의 <표 3>과 동일하게 단기반전 변수와 함께 기업특성 변수들을 결합하여 모형 1-14로 구분한다. 논문의 지면관계로 표에 각 하위기간에서 추정된 단기반전 변수에 대한 회귀계수의 시계열평균 값을 제시한다.

<표 6>의 결과는 거래량 회전율에 의한 주식집단 구분에 관계없이, 직전월 투자성과인 단기반전변수가 미래수익률에 유의한 음(-)의 영향을 미침을 보여준다. 즉, 높은 거래량 회전율 주식집단에서도 단기모멘텀을 지지하는 유의한 양(+)의 회귀계수를 보여주지 못한다. 구체적으로 보면, 첫째, 높은 거래량회전율 주식집단에 대한 검증결과이다. 이 집단에서 단기반전현상은 직전월의 고유변동성과 MAX에 유의하게 영향을 받는다. 즉, 고유변동성과 MAX를 통제한 모형 9와 모형 11에서 단기반전 변수의 회귀계수는 비유의적인 양(+)의 값을 보인다. 또한 거래량 회전율(TOVER) 변수와 결합한 모형 7의 경우 포트폴리오 구분자(KK1, KK2) 모두에서 단기반전의 존재를 매우 약하게 지지하는 증거를 보인다. 더욱이 모든 기업특성변수들을 포함한 모형 14에서 단기반전변수는 유의한 음(-)의 회귀계수를 보이지 않는다. 둘째, 낮은 거래량 회전율 주식집단의 경우는 기업특성변수의 통제 여부에 관계없이 단기반전 변수가 모든 경우에 매우 유의한 음(-)의 값을 가져 단기반전현상이 강하게 존재함을 보여준다. 이러한 결과는 한국주식시장에서 높은 거래량 회전율 집단보다는 낮은 거래량 회전율 집단에서 보다 분명한 단기반전현상이 나타남을 보여주는 것이다.

4. 기업규모를 고려한 다변량 포트폴리오 분석

이 절에서는 분석결과의 강건성 확인을 위해, 단기반전현상에 영향을 미치는 기업규모를 고려한 다변량 포트폴리오분석의 결과를 <표 7>에 보고한다. 앞서 기업특성변수를 고려한 이변량 분석에서 기업규모효과는 단기반전 현상과 독립적으로 주식수익률에 영향을 미침을 살펴보았다. 다변량 분석의 구성방법을 간단히 소개하면 다음과 같다(Hou et al., 2016; 임철준, 박종원, 2022). 첫 번째 정렬은 기업규모의 중위수를 이용하여 상위 50%와 하위 50%의 2가지 주식집단을 구분하고, 두 번째 정렬은 거래량 회전율을 이용하여 상위 30%, 중간 40%, 하위 30%의 3가지 주식집단을 구분하며, 세 번째 정렬은 단기반전 변수인 직전월 투자성과를 이용하여 5분위 포트폴리오를 구성한다. 각 정렬은 독립적으로 이루어지며, 주식집단 구성주식들 간의 교집합을 통해 2×3×5 포트폴리오의 구조를 구성한다. 본 연구에서는 관찰변수인 단기반전현상의 존재여부를 평가할 수 있는 H-L 무비용포트폴리오를

< 표 7> 기업규모를 고려한 거래량회전율-단기반전 포트폴리오의 투자성과

표는 기업규모, 거래량회전율, 직전월 투자성과를 고려한 다변량 포트폴리오의 투자성과를 제시한다. 다변량 포트폴리오는 2×3×5 독립경렬방법을 통해 구성한다. 즉, 기업규모를 기준으로 상위 50%와 하위 50%, 거래량회전율을 기준으로 상위 30%, 중간 40%, 하위 30%의 주식집단을 구분하고, 직전월 투자성과를 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성한다. 검증결과는 기업규모, 거래량회전율, 직전월 투자성과에 대한 유가증권시장의 구분자를 이용한 경우(표의 왼쪽, KK1)와 전체시장을 이용한 경우(표의 오른쪽, KK2)로 구분한다. 투자성과는 거래량회전율과 기업규모를 모두 고려한 경우의 단기반전 H-L 무비용포트폴리오(왼쪽 부분), 기업규모를 고려한 거래량회전율-단기반전 포트폴리오의 H-L 무비용포트폴리오(중간부분), 거래량회전율을 고려한 기업규모-단기반전 포트폴리오의 H-L 무비용포트폴리오(오른쪽 부분)로 구분 제시한다. 가중치부여방법에 따라 동일가중방법(Panel A)과 가치가중방법(Panel B)으로 구분한다. 투자성과 측정치는 조파수익률(CAPM, FF3, FF5, FF5C)과 위험조정수익률(CAPM, FF3, FF5, FF5C)를 이용한다. 관호안의 값은 Newey and West(1987, 1994)의 방법으로 이분산성과 자기상관을 고려한 t-통계량이다. 유의수준 1%, 5%, 10% 각각에 대해 위첨자로 *, **, ***로 구분 표시한다.

		유가증권시장의 구분자(KK1) 이용						전체시장의 구분자(KK2) 이용					
기업규모-거래량회전율-단기반전		거래량회전율-단기반전		기업규모-단기반전		거래량회전율-단기반전		거래량회전율-단기반전		기업규모-단기반전		거래량회전율-단기반전	
		상위 30%	하위 30%	상위 30%	하위 30%	상위 50%	하위 50%	상위 30%	하위 30%	상위 30%	하위 30%	상위 50%	하위 50%
Panel A: 동일가중방법													
ExRet	-0.0077* (-2.64)	-0.0046 (-1.16)	-0.0108* (-3.73)	-0.0023 (-0.63)	-0.0131* (-4.39)	-0.0089** (-2.49)	-0.0061 (-1.33)	-0.0116* (-3.51)	-0.0038 (-1.01)	-0.0140* (-3.39)	-0.0089** (-2.49)	-0.0061 (-1.33)	-0.0116* (-3.51)
CAPM	-0.0087** (-2.52)	-0.0057 (-1.18)	-0.0117* (-4.18)	-0.0034 (-0.81)	-0.0139* (-4.11)	-0.0098** (-2.18)	-0.0072 (-1.23)	-0.0125* (-3.24)	-0.0047 (-1.04)	-0.0150* (-2.98)	-0.0098** (-2.18)	-0.0072 (-1.23)	-0.0125* (-3.24)
FF3	-0.0110** (-2.30)	-0.0093 (-1.43)	-0.0126* (-3.54)	-0.0065 (-1.14)	-0.0155* (-3.55)	-0.0124** (-2.02)	-0.0111 (-1.38)	-0.0137* (-2.87)	-0.0072 (-1.18)	-0.0177* (-2.66)	-0.0124** (-2.02)	-0.0111 (-1.38)	-0.0137* (-2.87)
FF5	-0.0110** (-2.56)	-0.0095 (-1.57)	-0.0125* (-3.95)	-0.0064 (-1.26)	-0.0156* (-3.81)	-0.0126** (-2.23)	-0.0114 (-1.53)	-0.0138* (-3.15)	-0.0072 (-1.33)	-0.0179* (-2.86)	-0.0126** (-2.23)	-0.0114 (-1.53)	-0.0138* (-3.15)
FF5C	-0.0124* (-2.99)	-0.0113 (-1.89)	-0.0135* (-4.63)	-0.0081 (-1.66)	-0.0166* (-4.14)	-0.0144* (-2.61)	-0.0134 (-1.79)	-0.0154* (-3.76)	-0.0091 (-1.78)	-0.0196* (-3.12)	-0.0144* (-2.61)	-0.0134 (-1.79)	-0.0154* (-3.76)
Panel B: 가치가중방법													
ExRet	-0.0087* (-2.93)	-0.0053 (-1.38)	-0.0121* (-3.77)	-0.0049 (-1.26)	-0.0125* (-4.30)	-0.0078** (-2.01)	-0.0051 (-0.99)	-0.0106* (-2.89)	-0.0019 (-0.42)	-0.0137* (-3.30)	-0.0078** (-2.01)	-0.0051 (-0.99)	-0.0106* (-2.89)
CAPM	-0.0096* (-2.80)	-0.0062 (-1.36)	-0.0131* (-4.08)	-0.0059 (-1.42)	-0.0134* (-3.96)	-0.0089*** (-1.78)	-0.0063 (-0.96)	-0.0116* (-2.59)	-0.0030 (-0.55)	-0.0148* (-2.81)	-0.0089*** (-1.78)	-0.0063 (-0.96)	-0.0116* (-2.59)
FF3	-0.0117* (-2.79)	-0.0099*** (-1.72)	-0.0134* (-3.74)	-0.0087 (-1.90)	-0.0146* (-3.41)	-0.0120*** (-1.73)	-0.0107 (-1.17)	-0.0133** (-2.40)	-0.0066 (-0.96)	-0.0174** (-2.45)	-0.0120*** (-1.73)	-0.0107 (-1.17)	-0.0133** (-2.40)
FF5	-0.0116* (-3.02)	-0.0098*** (-1.81)	-0.0134* (-3.99)	-0.0084** (-2.00)	-0.0147* (-3.69)	-0.0120*** (-1.90)	-0.0108 (-1.27)	-0.0132* (-2.63)	-0.0063 (-0.96)	-0.0177* (-2.62)	-0.0120*** (-1.90)	-0.0108 (-1.27)	-0.0132* (-2.63)
FF5C	-0.0128* (-3.51)	-0.0112** (-2.13)	-0.0144* (-4.52)	-0.0099** (-2.44)	-0.0157* (-4.10)	-0.0138** (-2.23)	-0.0127 (-1.49)	-0.0149* (-3.12)	-0.0082 (-1.32)	-0.0194* (-2.85)	-0.0138** (-2.23)	-0.0127 (-1.49)	-0.0149* (-3.12)

중심으로 검증결과를 정리, 보고하기 위해, 표의 왼쪽에는 기업규모의 크기와 거래량 회전을 수준을 모두 고려한 단기반전 H-L 무비용포트폴리오의 투자성과를, 표의 중간에는 기업 규모를 고려한 거래량 회전을 기준 2가지 주식집단 내에서의 단기반전 H-L 무비용포트폴리오의 투자성과를, 그리고 표의 오른쪽은 거래량 회전을 수준을 고려한 기업규모 기준 2가지 주식집단 내에서의 단기반전 H-L 무비용포트폴리오의 투자성과로 구분하여 보고한다. 또한 앞의 실증설계와 동일하게 3가지 변수별 주식집단의 구분을 위한 구분자는 유가증권시장 표본을 이용한 구분자(KK1)와 전체시장 표본을 이용한 구분자(KK2)로 구분하여 적용한다.

<표 7>의 결과를 보면, 가중치부여방법과 구분자에 관계없이 전체적으로 단기반전 현상이 확인된다. 구체적으로 보면, 첫째, 기업규모와 거래량 회전을 동시에 통제한 후의 단기반전 H-L 무비용포트폴리오의 투자성과(기업규모-거래량회전-단기반전, 표의 왼쪽)는 포트폴리오 구분자(KK1, KK2), 가중치부여방법(동일가중, 가치가중), 투자성과측정치(초과 수익률, 위험조정수익률)에 관계없이 모두 유의한 음(-)의 값을 갖는다. 둘째, 기업규모를 고려한 후의 거래량 회전을 수준에 따른 2가지 주식집단(거래량회전-단기반전) 중에서 낮은 거래량 회전을 갖는 주식집단의 경우 단기반전 H-L 무비용포트폴리오는 역시 실증설계의 구분에 관계없이 통계적으로 유의한 음(-)의 성과를 보인다. 그러나 높은 거래량 회전을 주식집단에서는 음(-)의 값을 보이지만 그 유의성은 떨어진다. 이는 앞서 확인한 낮은 거래량 회전을 주식집단에서 단기반전 현상이 보다 강하게 나타나는 결과와 일치한다. 셋째, 거래량 회전을 수준을 고려한 후의 기업규모에 따른 2가지 주식집단(기업규모-단기반전) 중에서 소규모 주식집단의 경우 단기반전 H-L 무비용포트폴리오의 투자성과는 실증설계의 구분에 관계없이 유의한 음(-)의 값을 보인다. 반면에 대규모 주식집단의 경우는 음(-)의 값을 갖지만 그 유의성은 떨어진다. 이는 역시 앞서 확인된 소규모기업에서 단기반전 현상이 강하게 나타남을 보인 결과와 일치한다. <표 7>의 결과는 한국주식시장에서 기업규모를 통제한 다변량 포트폴리오 분석에서도, Medhat and Schmeling(2022)이 보인 직전월 단기모멘텀 현상을 확인할 수 없음을 보여주며, 한국주식시장의 단기반전현상이 소규모기업과 낮은 거래량 회전을 갖는 집단에서 보다 강하게 발생한다는 앞서의 결과를 재확인시켜준다.

5. T+2일 지급결제일 제도의 영향

한편, Medhat and Schmeling(2022)은 Etula et al.(2020)에 의하여 보고된 미국시장에서의 기관투자자들의 월말 거래행위와 T+3 지급결제일제도로 인해 일시적으로 발생하는

단기반전, 단기모멘텀, 단기반전의 순환 현상이 낮은 거래량 회전을 갖는 집단에서 발생하는 단기반전현상을 약하게 만들고, 높은 거래량 회전을 갖는 집단에서 발생하는 단기모멘텀 현상은 강하게 만든다는 결과를 보고한다. 따라서 본 연구는 앞의 <표 7>의 다변량 포트폴리오 분석 검증설계에 Etula et al.(2020)에 따른 지급결제일제도의 효과를 통제하는 방법을 적용하여 그 효과를 분석한다. 다만, 한국주식시장은 T+2 지급결제일제도를 따르기 때문에, 이를 적용한다.¹⁵⁾ 구체적인 검증결과의 제시는 생략하고 주요 결과를 정리하여 보고한다.

분석결과는 한국주식시장에서 T+2 지급결제일제도가 단기반전 현상에 의미 있는 영향을 미치는 것으로 확인되나, 그럼에도 불구하고 단기모멘텀의 존재를 확인할 수는 없다. 구체적으로 보면, 첫째, 기업규모와 거래량회전을 동시에 통제한 후의 단기반전 H-L 무비용포트폴리오의 투자성과는 앞의 <표 7>의 결과와 비교해 그 크기와 유의성이 약화된다. 즉, 모든 투자성과측정치가 유의한 음(-)의 값을 보이는 경우는 전체시장의 구분자(KK2)를 이용한 동일가중방법에서만 관찰되고, 가치가중방법의 투자성과는 대부분 비유의적이다. 유가증권시장의 구분자(KK1)를 이용한 경우에도 모든 투자성과측정치가 유의한 결과는 없다. 둘째, 기업규모를 고려한 후의 거래량 회전을 기준 2가지 주식집단 중에서 낮은 거래량 회전을 갖는 주식집단의 경우 단기반전 H-L 무비용포트폴리오의 투자성과는 유의한 음(-)의 값을 보이지만, 그 크기와 유의성은 약화된 모습을 보인다. 특히 낮은 거래량 회전을 주식집단에서 전체시장의 구분자(KK2)를 이용한 가치가중방법의 투자성과는 대부분 비유의적이다. 셋째, 거래량회전을 고려한 후의 기업규모 기준 주식집단 내에서의 단기반전 H-L 무비용포트폴리오의 투자성과 역시 앞서 <표 7>의 결과와 유사하나 음(-)의 성과의 크기와 유의성은 다소 약화된다. 또 소규모주식집단 내에서 보다 강한 단기반전 현상이 나타난다.

지금까지의 분석결과는 한국주식시장에서 거래량 회전에 따라 단기반전과 단기모멘텀이 함께 존재한다는 Medhat and Schmeling(2022)의 주장을 지지하는 결과를 확인할 수 없음을 보여준다. 이변량 포트폴리오 분석과 횡단면 회귀분석은 낮은 거래량 회전을 갖는 주식집단에서 유의한 단기반전 현상이 나타남을 보여준다. 높은 거래량 회전을 갖는 주식집단에서도 단기반전현상이 나타나지만 그 강도는 낮은 거래량 회전을 집단에 비교해 약화되며, 단기모멘텀현상은 나타나지 않는다. 기업규모를 고려한 다변량 포트폴리오 분석의

15) 본 연구는 한국주식시장에서 Etula et al.(2020)의 지급결제일 제도로 인한 일시적 단기반전, 단기모멘텀, 단기반전의 순환적 현상의 존재를 분석하였다. 분석에 포함된 주식자료는 단기반전현상의 <표 1> 검증과정에 포함된 자료와 동일하다. 논문의 지면과 연구범위의 제약을 고려해 결과를 본문에 보고하지는 않지만 그 결과는 Etula et al.(2020)의 주장과 유사함을 확인할 수 있다. 한편, 지급결제일 제도가 아닌 단순 T+3 거래일의 효과일 가능성을 고려하기 위하여 T+3 거래일을 고려한 경우의 검증결과를 관찰하였으나, 본문에 보고된 결과와 질적으로 다르지 않았다.

결과는 앞서의 분석결과를 다시 확인시켜주며, 한국주식시장에서 단기반전은 낮은 거래량 회전을 주식집단과 소규모 주식집단에서 보다 강하게 발생함을 보여준다. 한편 T+2 지급결제일제도의 효과를 고려하는 경우에 단기반전을 지지하는 음(-)의 투자성과의 크기와 유의성 수준은 감소한다. 이는 T+2 지급결제일제도에 따른 효과가 단기반전의 존재에 상당한 영향을 미침을 의미한다.

IV. 추가적 논의

1. 투자자별 거래행태와 단기반전

본 절은 단기반전에 대한 투자자별 거래행태 차이를 조사한 결과를 제시한다. Medhat and Schmelling(2022)은 제한된 합리성 하에서 투자자들이 시장가격에서 다른 투자자들의 정보를 완전히 추론하지 못할 때 거래량 증가와 함께 이용 가능한 정보에 대한 과소반응이 가격의 단기 지속성을 가져와 단기모멘텀이 나타난다고 주장한다. 한편, Campbell et al.(1993)의 유동성 공급자 가설에 의하면 투자자의 매도거래량이 커질수록 일시적인 가격하락이 발생하고 주식수익률은 다음 기에 반전되게 된다. 이는 대규모 거래량을 수반하는 경우 가격반전의 경향이 있지만 거래량이 적은 경우에는 그렇지 않다는 것을 의미한다. 강장구, 정기호(2018)는 기업의 실적 발표 기간에 그렇지 않은 기간에 비교하여 단기반전이 보다 강하게 나타나며, 이는 개인투자자가 유동성 공급자 역할을 맡는 유동성 공급자 가설을 통해 설명될 수 있음을 보고한다. 김범, 송형상(2013), 민재훈(2016)도 한국주식시장에서 개인투자자가 유동성 공급자의 역할을 수행한다는 것을 보고한다. 따라서 본 연구는 직전월에서의 투자자별 거래행태와 단기반전현상 간의 관계를 추가적으로 검증한다. 투자자집단은 개인투자자, 기관투자자, 외국인 투자자로 구분한다. 거래행태의 대응변수는 개별주식별 순매수거래량(net buying volume)과 순매수거래대금(net buying volume amount)을 이용한다. 순매수거래량은 총매수거래량과 총매도거래량 간의 차이로 산출되고, 순매수거래대금은 총매수거래대금에서 총매도거래대금을 뺀 금액이다. 순매수거래대금은 소규모주식들에 영향을 받을 수 있는 순매수거래량의 보완적 변수로 함께 보고한다. 직전월에서 투자자별 거래행태 비교를 통해, 투자자들의 과소반응·과잉반응과 단기반전 간의 관계를 살펴볼 수 있을 것이다.¹⁶⁾

16) 과잉과 과소는 과거기간의 10분위 포트폴리오 전체의 평균을 나타내는 평균 순매수거래량과 평균 순매수거래대금 대비 많고 적음의 의미로 사용하였다.

검증결과는 <표 8>에 제시한다. 단기반전의 존재에 대한 투자전략의 성공 여부는 직전월 낮은 투자성과를 갖는 주식(패자주식)을 매수하고 직전월 높은 투자성과를 갖는 주식(승자주식)을 매도하는 것에 의존한다. 즉, 단기반전을 이용한 투자전략은 패자주식에 대한 양(+)의 순매수거래량(순매수거래대금)과 승자주식에 대한 음(-)의 순매수거래량(순매수거래대금)을 가져온다. 앞의 <표 3>에서 직전월의 투자성과에 따라 구성된 10분위 포트폴리오에서 높은 단기반전 포트폴리오(H)와 낮은 단기반전 포트폴리오(L)를 중심으로 확인한다. 즉, 각 하위기간에서 높은 (낮은) 단기반전 포트폴리오를 구성하는 주식들에 대한 투자자별(개인, 기관, 외국인) 순매수거래량과 순매수거래금액의 평균값을 산출하고, 전체기간에 있어서 이들의 시계열 평균값을 보고한다. 비교기준으로 각 하위기간 10분위 포트폴리오를 구성하는 모든 주식들의 순매수거래량과 순매수거래대금에 대한 전체기간 시계열 평균값을 함께 보고한다. 표에서 단기반전 포트폴리오에 대한 과거 형성기간(Panel A)과 미래 보유기간(Panel B)으로 검증결과를 구분 제시한다.

<표 8> 투자자별 거래행태와 단기반전 포트폴리오

표는 과거 직전월 투자성과를 기준으로 구성된 단기반전 10분위 포트폴리오에 있어서 높은 단기반전 포트폴리오(H)와 낮은 단기반전 포트폴리오(L) 각각에 대한 투자자별 거래행태를 비교한 것이다. 투자자는 개인투자자, 기관투자자, 외국인투자자로 구분한다. 투자자 거래행태는 순매수거래량(=매수거래량-매도거래량)과 순매수거래대금(=매수거래대금-매도거래대금)으로 구분한다. 비교기준으로 10분위 포트폴리오 전체의 평균 순매수거래량과 평균 순매수거래대금을 제시한다. 표에서 과거 포트폴리오 형성기간(Panel A)과 미래 포트폴리오 보유기간(Panel B)으로 구분한다. 검증결과는 각 하위기간에서 산출된 값들의 전체기간 시계열 평균값이다.

	높은 단기반전 포트폴리오(H)			낮은 단기반전 포트폴리오(L)		
	개인	기관	외국인	개인	기관	외국인
Panel A: 과거 포트폴리오 형성기간						
순매수거래량	-60,116	69,280	32,196	293,878	-148,995	-80,293
(평균 순매수거래량)	39,494	-16,112	-6,727	39,494	-16,112	-6,727
순매수거래대금	-344,350	231,335	120,546	488,831	-310,062	-158,925
(평균 순매수거래대금)	11,794	-15,739	-3,459	11,794	-15,739	-3,459
Panel B: 미래 포트폴리오 보유기간						
순매수거래량	44,573	-13,013	14,653	150,048	-49,907	-63,846
(평균 순매수거래량)	41,364	-16,160	-7,930	41,364	-16,160	-7,930
순매수거래대금	39,546	-21,977	-11,687	103,494	-23,124	-78,457
(평균 순매수거래대금)	13,321	-14,658	-6,381	13,321	-14,658	-6,381

<표 8>의 패널 A를 보면, 과거 기간에 개인투자자의 거래행태와 비교하여, 기관투자자와 외국인투자자는 승자주식들에 대해 강한매수(과잉매수)와 패자주식들에 대한 강한매도(과잉매도)의 거래행태를 보이고(10분위 포트폴리오 전체의 평균을 나타내는 평균 순매수

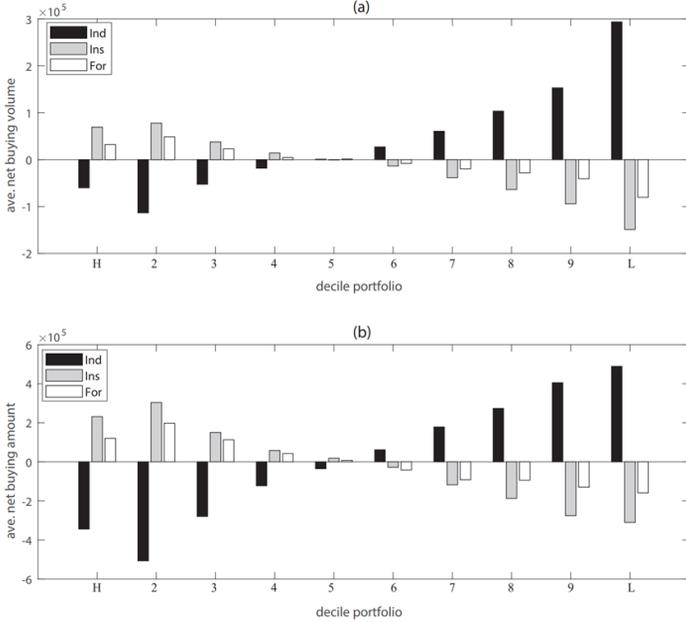
거래량과 평균 순매수거래대금에 대한 차이로 과잉 매수와 매도를 구분한다), 미래 보유기간에서는 승자주식들에 대해 반대로 매도거래를, 패자주식들에 대해서는 지속적인 매도거래 행태를 보인다. 즉, 과거 기간에 전체 주식에 대한 평균 순매수거래량은 음(-)의 값을 보이지만, 기관투자자와 외국인투자자는 승자주식에 대해 양(+)의 값으로 (절대값 기준) 4배 이상 높은 순매수거래량을, 패자주식에 대해 음(-)의 값으로 (절대값 기준) 9~11배 이상 높은 순매도거래량을 보인다. 그리고 순매수거래대금에 대한 차이에서 기관투자자와 외국인투자자는 승자주식(14배~34배 이상)과 패자주식(19배~45배 이상) 각각에서 보다 큰 차이를 보인다. 이는 기관투자자와 외국인투자자가 직전월 승자주식들에 대해 과잉 매수를 하고 직전월 패자주식들에 대해서는 과잉 매도를 하는 경향을 의미한다. 즉, 단기반전 현상의 존재에도 불구하고, 기관투자자와 외국인투자자는 패자주식에 대한 과소평가와 승자주식에 대한 과대평가의 거래행태를 보인다. 이는 한국주식시장에서 단기반전은 기관투자자와 외국인투자자의 거래행태와 높은 관련성을 가짐을 의미한다. 한편, 개인투자자의 거래행태는 기관투자자와 외국인투자자와는 대조적이다. 즉, 승자(패자)주식에 대한 순매수거래량과 순매수거래대금에 있어서, 개인투자자는 과거기간에서 매도(매수) 거래행태를 보이고, 미래기간에서 매수(매수) 거래행태를 보인다. 더욱이, 개인투자자의 매수·매도 거래규모는 기관투자자와 외국인투자자의 매수·매도 거래규모와 큰 차이를 보이지 않는다.¹⁷⁾

이러한 결과를 시각적으로 확인하면 [그림 1]과 같다. 그림은 과거 포트폴리오 형성기간에서 직전월 투자성과 크기에 따라 구분된 단기반전 10분위 포트폴리오에 대한 투자자별 순매수거래량(그림(a))과 순매수거래대금(그림(b))을 구분하여 제시한다. 투자자는 개인투자자(black), 기관투자자(gray), 외국인투자자(white)로 구분 표시한다. [그림 1]을 보면, 순매수거래량과 순매수거래대금에 관계없이 기관투자자와 외국인투자자는 과거 높은 투자성과를 실현한 승자주식(P1(H)~P4)에 대해 양(+)의 값을 갖는 매수 거래행태를 보이고, 과거 낮은 투자성과를 실현한 패자주식(P6~P10(L))에 대해 음(-)의 값을 갖는 매도 거래행태를 보인다. 한편, 개인투자자는 직전월 승자주식과 패자주식에 대해 기관투자자와 외국인투자자에 반대되는 거래행태를 보인다.

17) 이러한 개인투자자의 거래행태는 기관투자자와 외국인투자자의 거래행태에 대한 개인투자자의 유동성 공급자 역할을 보고한 국내연구들(김범, 송형상, 2013; 민재훈, 2016; 강장구, 정기호, 2018)과 일관성을 갖는다. 한편, Chae and Kim(2020)은 한국주식시장에서 공통요인의 영향을 제거한 고유요인수익률(residual returns)에서 단기반전 현상이 총수익률을 이용한 경우보다 강하게 나타나며, 이는 승자기업의 잔여수익률이 나타나는 음(-)의 자기공분산에 기인함을 보여준다. 이는 좋은 기업고유요인 뉴스에 대한 투자자의 과잉반응이 단기반전의 주요 원인일 수 있음을 시사한다. 이를 포함하여 본 연구에서 보인 실증결과의 원인에 대한 구체적인 분석은 후속연구로 다루기로 한다.

[그림 1] 투자자별 단기반전 10분위 포트폴리오의 거래행태

그림은 과거 직전월 투자성과로 구성된 단기반전 10분위 포트폴리오 각각에 대한 투자자별 거래행태의 시계열 평균값을 나타낸다. 투자자는 개인투자자(black), 기관투자자(gray), 외국인투자자(white)로 구분한다. 투자자 거래행태는 순매수 거래량(그림(a))과 순매수거래대금(그림(b))으로 구분한다.



2. 단기반전 요인프리미엄: 한국과 미국 주식시장의 비교

다음에서는 단기반전이 한국주식시장에서 갖는 영향력을 살펴보기 위해 단기반전 요인 프리미엄과 다른 요인프리미엄과의 영향력 차이를 분석하고, 이를 미국주식시장의 경우와 비교해본다. 먼저, 한국주식시장에서의 단기반전에 대한 요인프리미엄을 확인한다. 요인프리미엄의 생성은 5요인모형을 제안한 Fama and French(1993)의 HML-요인프리미엄 생성과정을 따른다.¹⁸⁾ 단기반전 요인프리미엄과 함께 비교대상으로 시장프리미엄(Mkt),

18) 본 연구의 단기반전 요인프리미엄은 Fama and French(1993)에서 제시한 독립적 이중 정렬방법을 통해 요인 프리미엄을 생성한다. 요인프리미엄의 생성과정에 포함되는 주식은 금융업, 결산월 등에 관계없이 유가증권시장과 코스닥시장의 모든 주식을 이용한다. 첫 번째 정렬은 기업규모를 기준으로 유가증권시장에서 거래되는 주식들의 기업규모들에 대한 중위수를 산출하고, 중위수를 기준으로 유가증권시장과 코스닥시장의 모든 주식들을 대규모 주식집단과 소규모 주식집단으로 구분한다. 두 번째 정렬은 단기반전의 직전월 투자성과를 기준으로 모든 주식들을 상위 30%, 중간 40%, 하위30%의 3가지 주식집단으로 구분한다. 이를 통해 구성된 2×3 포트폴리오 매트릭스 구조에서 기업규모 주식집단과 단기반전 주식집단 각각에 속한 개별주식들의 교집합을 이용하여 6가지 포트폴리오 각각의 구성주식을 결정하고, 각각의 포트폴리오 수익률은 가치중립방법을 따른다. 단기반전 요인프리미엄은 하위 30%의 단기반전 주식집단(L)의 평균값((BL+SL)/2)에서 상위 30%의 단기반전 주식집단(H)의 평균값((BH+SH)/2)을 차감한 시계열 자료이다.

규모프리미엄(SMB), 가치프리미엄(HML), 수익성프리미엄(RMW), 투자프리미엄(CMA)의 추이를 함께 관찰한다. 검증결과는 <표 9>에 제시한다. 표는 2000년 7월부터 2022년 6월까지 264개월 기간의 요인프리미엄 시계열자료를 통해 산출된 요인프리미엄별 평균값과 요인프리미엄 간의 상관관계를 제시한다. 상관관계는 피어슨 상관관계와 스피어만 순위상관관계를 함께 제시한다.

<표 9> 단기반전 요인프리미엄

표는 검증기간(2000.7~2022.6)에 있어서 요인프리미엄의 평균값(Ave.)과 요인프리미엄 간의 상관관계를 나타낸다. 요인프리미엄은 단기반전 요인프리미엄(SREV), Fama and French(2015)의 5요인 프리미엄(시장프리미엄, Mkt; 규모프리미엄, SMB; 가치프리미엄, HML; 수익성프리미엄, RMW; 투자프리미엄, CMA), 그리고 Charter(1997)의 모멘텀 요인프리미엄(WML)이다. 단기반전 요인프리미엄은 Fama and French(1993)의 HML-요인생성과정과 동일하게 직전월(t-1)의 낮은 30% 투자성과 주식집단에서 높은 30% 투자성과 주식집단을 뺀 방식을 따른다. 요인프리미엄의 평균값은 각 하위기간에서 산출된 요인프리미엄의 시계열 평균값이다. 요인프리미엄 간의 상관관계는 하방삼각형(lower triangle)의 경우 피어슨(Pearson) 상관관계를 백분율(%)로, 상방삼각형(upper triangle)의 경우 스피어만 순위(Spearman rank) 상관관계를 제시한다.

	SREV	Mkt	SMB	HML	RMW	CMA	WML
Panel A: 요인프리미엄의 평균							
Ave.	0.0021 (0.80)	-0.0059 (-1.21)	0.0034 (1.30)	0.0121a (5.12)	-0.0013 (-0.75)	0.0026 (1.44)	0.0088a (3.24)
Panel B: 요인프리미엄간의 상관관계 [Pearson(lower) & Spearman(upper)]							
	SREV	Mkt	SMB	HML	RMW	CMA	WML
SREV		0.0240	0.9530	-0.0349	-0.2165	-0.1707	-0.1327
Mkt	6.88%		0.0013	-0.0807	-0.1192	-0.1200	-0.0742
SMB	95.88%	4.35%		-0.0288	-0.2177	-0.1649	-0.0622
HML	-4.93%	-22.24%	-2.13%		-0.1666	0.1430	0.2245
RMW	-21.92%	-4.94%	-23.32%	-24.32%		0.2071	0.0061
CMA	-22.36%	-22.71%	-21.37%	13.52%	23.40%		0.2137
WML	-15.84%	-20.58%	-8.09%	27.05%	-0.96%	29.10%	

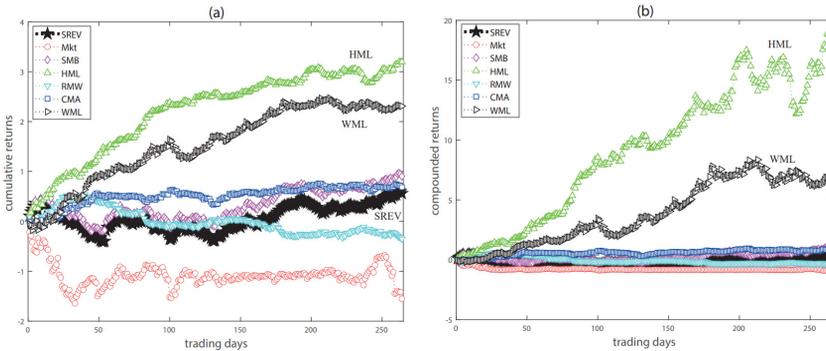
<표 9>의 결과를 보면 단기반전 요인프리미엄은 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 확인하기 어렵다. 유의한 양(+)의 프리미엄을 보이는 것은 가치프리미엄(HML)과 모멘텀프리미엄(MOM)이다. 또 단기반전 요인프리미엄은 규모프리미엄과 매우 높은 상관관계(95.5%)를 보인다. 본 연구에서는 추가적으로 1990년 7월부터 2022년 6월까지 384개월에 대해 동일한 과정을 거쳐 요인프리미엄을 생성하여 분석하였지만, 역시 단기반전 요인프리미엄은 유의성이 없는 값(0.0029, t=0.96)을 갖는다.¹⁹⁾ 한편, 요인 프리미엄의 시계열추이는 [그림

19) 해당 기간에서 유의한 양(+)의 요인프리미엄은 가치프리미엄(0.0081, t=3.70), 투자프리미엄(0.0036, t=2.16), 그리고 모멘텀프리미엄(0.0066, t=2.10)이다.

2]에 제시한다. 그림은 2000년 7월부터 2022년 6월까지 264개월에 대한 누적수익률((a), cumulative returns)과 기간수익률((b), compounded returns)로 구분 제시한다.

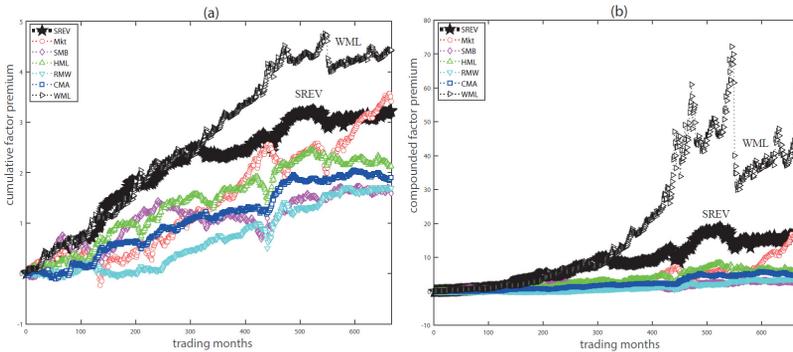
[그림 2] 요인프리미엄의 추이 비교

그림은 요인프리미엄의 시계열추이를 나타낸다. 요인프리미엄은 단기반전 요인프리미엄(SREV, ★), Fama and French (2015)의 5요인 프리미엄(시장프리미엄, Mkt, ○; 규모프리미엄, SMB, ◇; 가치프리미엄, HML, △; 수익성프리미엄, RMW, ▽; 투자프리미엄, CMA, □), 그리고 Charter(1997, ▷)의 모멘텀 요인프리미엄(WML)이다. 그림에서 Y축은 기간수익률로, (a)는 누적합산방법(cumulative method)에 의한 기간수익률(cumulative returns)의 추이를, (b)는 기하하산방법(geometric method)에 의한 기간수익률(compounding returns)의 추이를 구분 나타낸다. 그림의 X축은 2000년 7월부터 2022년 6월의 월별 기간구분이다.



[그림 3] 요인프리미엄 추이: 미국주식시장

그림은 미국주식시장의 1963년 7월부터 2018년 12월의 기간에서 월별 요인프리미엄의 시계열추이를 나타낸다. 요인프리미엄은 단기반전 요인프리미엄(SREV, ★), Fama and French(2015)의 5요인 프리미엄(시장프리미엄, Mkt, ○; 규모프리미엄, SMB, ◇; 가치프리미엄, HML, △; 수익성프리미엄, RMW, ▽; 투자프리미엄, CMA, □), 그리고 Charter(1997, ▷)의 모멘텀 요인프리미엄(WML)이다. 그림에서 Y축은 기간수익률로, (a)는 누적합산방법(cumulative method)에 의한 기간수익률(cumulative returns)의 추이를, (b)는 기하하산방법(geometric method)에 의한 기간수익률(compounding returns)의 추이를 구분 나타낸다.



[그림 2]를 보면 단기반전 요인프리미엄의 시계열추이는 분명한 상승추이를 보여주지 못하며, 규모프리미엄과 매우 유사한 추이를 보임을 확인할 수 있다. 그리고 <표 9>에서와

같이, 가치프리미엄과 모멘텀프리미엄의 시계열추이는 다른 요인프리미엄과 비교하여 분명한 상승 추이를 보인다.

앞의 <표 9>와 [그림 2]에서 확인하였듯이 한국주식시장에서 단기반전 요인프리미엄은 전통적인 다른 요인프리미엄들에 비교하여 유의성이 떨어지며 분명한 상승추세를 확인할 수 없다. 반면에 미국주식시장의 경우 한국주식시장에 비교하여 상대적으로 높은 단기반전 요인프리미엄의 영향력을 확인할 수 있다. Medhat and Schmeling(2022)과 동일하게 1963년 7월부터 2018년 12월까지의 기간에서 Kenneth R. French 웹사이트에서 받은 월별 Fama and French(2015)의 5요인과 Carhart(1997)의 모멘텀요인, 그리고 Jegadeesh(1990)의 단기반전요인 각각의 요인프리미엄(SREV, Mkt, SMB, HML, RMW, CMA, WML)의 시계열 추이를 [그림 3]에 제시하였다.

[그림 3]에서 확인되듯이 미국주식시장에서 해당기간 동안 단기반전 요인프리미엄의 평균은 연간 5.8%($t=4.06$)로 모멘텀 요인프리미엄(7.99%, $t=4.12$)과 시장프리미엄(6.15%, $t=3.01$) 다음으로 크며 유의한 값을 보인다. 그리고 요인프리미엄간의 상관관계에서 단기반전 요인프리미엄은 시장프리미엄과 가장 높은 28%의 상관관계를 갖는데 그치며 다른 요인프리미엄들과 차별적인 시계열 추세를 보인다. 요약하면, 한국주식시장에서 단기반전 요인프리미엄은 다른 요인프리미엄에 비해 영향력이 작고 유의성도 떨어지나, 미국주식시장의 경우 단기반전 요인프리미엄은 영향력이 크고 유의하다.

IV. 결 론

Medhat and Schmeling(2022)은 직전월의 거래량 회전율이 낮은 주식집단에서는 단기반전이 나타나나 회전율이 높은 주식집단에서는 단기모멘텀이 나타난다는 흥미로운 결과를 보고한다. 이러한 결과는 그간 한국주식시장을 대상으로 단기반전이 유의하게 존재함을 보고한 여러 선행연구의 결과와 대비되는 것이다. 본 연구는 한국주식시장에서의 단기반전 현상을 재검증하고, 거래량 회전율에 따라 구분한 주식집단에서 단기반전과 단기모멘텀이 차별적으로 발생하는지를 분석하였다.

선행연구에서 단기반전 현상에 영향을 미치는 것으로 알려진 여러 기업특성변수와 시장미시구조 및 차익거래제약과 관련된 변수, 그리고 지급결제일제도에 따른 영향 등을 통제한 후의 분석결과는 Medhat and Schmeling(2022)에서 보인 미국시장의 결과와는 달리 한국주식시장에서 단기모멘텀 현상이 확인되지 않음을 보여준다. 구체적으로 보면, 첫째, 한국주식시장에서 단기반전은 유의하게 확인된다. 이 단기반전 현상은 기업규모가 작고,

MAX가 작으며, 그리고 고유변동성과 비유동성이 높은 주식에서 강하게 나타난다. 반면에 기업특성변수에 따른 영향은 단기반전 현상과 관계없이 전반적으로 관찰된다. 이는 단기반전이 기업규모와 직전월의 시장미시구조와 차익거래제약에 높은 영향을 받으며, 기업특성변수에 따른 영향이 단기반전에 비하여 보다 지배적인 영향력을 보임을 의미한다. 둘째, 거래량 회전율에 따라 표본을 구분하고 분석한 결과는 회전율 수준에 관계없이 단기반전이 나타나나, 회전율이 낮은 주식집단에서 보다 강하게 관찰된다. 셋째, 기업특성 변수를 통제한 후의 다변량 분석결과는 단기반전이 기업특성변수에 관계없이 강건하게 관찰되나, 기업규모가 작으며 낮은 회전율을 갖는 주식집단에서 보다 강하게 발생함을 보여준다. 한편, T+2 결제일제도의 효과를 고려하는 경우 단기반전의 크기와 유의성은 약화되는 모습을 보이나, 분석된 결과는 전반적으로 유사하다. 넷째, 추가적 검증에서, 한국주식시장에서 관찰되는 단기반전이 기관투자자와 외국인투자자의 직전월 승자주식에 대한 강한 매수 경향과 직전월 패자주식에 대한 강한 매도 경향에 영향을 받는다는 것을 확인하였다. 즉, 기관투자자와 외국인투자자는 단기반전의 존재에도 불구하고, 패자주식에 대한 과소평가와 승자주식에 대한 과대평가의 거래행태를 수행한다. 한편, 횡단면 주식수익률 변화를 설명하는 것으로 알려진 요인프리미엄들(Mkt, SMB, HML, RMW, CMA, WML)과의 비교에서, 한국주식시장의 단기반전 요인프리미엄은 미국주식시장에 비해 매우 미약한 수준임을 확인하였다.

본 연구는 한국주식시장에서 단기반전 현상을 재검증하고 Medhat and Schmeiling(2022)이 미국 주식시장을 대상으로 보인 높은 거래량 회전율 주식집단에서의 단기모멘텀 현상이 우리 시장에도 나타나는지를 체계적으로 검증하였다, 단기반전 현상에 영향을 미치는 것으로 알려진 기업규모와 시장미시구조 및 차익거래제약과 관련된 기업특성변수, 그리고 지급결제일제도에 따른 영향 등을 통제한 후의 분석 결과는 미국 주식시장과는 달리 거래량 회전율에 따른 구분이 주식의 단기수익률 움직임에 차별적인 영향을 미치지 못함을 강건하게 보여준다. 또 우리 시장의 단기반전 현상은 규모가 작고 유동성이 떨어지는 주식집단에서 보다 강하게 확인되며, 기관(외국인)투자자의 승자주식에 대한 강한 매수와 패자주식에 대해 강한 매도 경향, 그리고 이와는 대조적인 개인투자자의 거래행태와 관련되어 있음을 보여준다. 본 연구의 결과는 향후 우리 시장과 미국 시장의 단기 주식수익률 움직임의 차이를 규명하는 후속 연구에 의미있는 토대를 제공할 수 있을 것으로 기대한다. 추후 한국주식시장과 해외시장의 단기수익률 변동 특성의 차이에 대한 보다 심층적인 분석을 기대한다.

참 고 문 헌

- 강장구, 정기호, “한국 주식시장에서의 실적 발표 기간의 단기반전 효과”, 재무관리연구, 제35권 제3호, 2018, 245-280.
- 김진우, 조현석, “유동성이 반대투자전략의 수익성에 미치는 효과”, 한국금융공학회 학술발표논문집, 2011, 1-25.
- 김범, 송형상, “개인투자자의 유동성 공급과 단기 주가수익률의 관계”, 재무관리연구, 제30권 제2호, 2013, 1-22.
- 민재훈, “개인투자자의 유동성 제공 기능과 보상에 관한 연구”, 산업경제연구, 제29권 제5호, 2016, 1751-1780.
- 박종원, 장욱, “주식수익률 예측에 있어 거래량이 갖는 정보효과”, 증권금융연구, 제3권 제2, 1997, 1-34.
- 엄철준, 장욱, 강병진, 이우백, 박종원, “투자자관심과 시장상황이 한국주식시장의 모멘텀 효과에 미치는 영향”, 증권학회지, 제49권 제4호, 2020, 589-641.
- 엄철준, 박종원, “한국주식시장에서 모멘텀 정보의 지연 반영과 소규모주식의 성과 지속성”, 금융정보연구, 제11권 제3호, 2022, 61-120.
- 윤호중, 조재호, “비유동성 및 거래비용과 단기반전현상을 이용한 반대투자전략의 성과에 관한 연구”, 서울대학교 경영연구소 경영논집, 제40권 제3/4호, 2006, 61-88.
- 장경천, 정현용, “역투자전략과 상대적 세력 투자전략을 이용한 거래량의 정보 효과분석”, 증권학회지, 제22권, 1998, 73-109.
- Amihud, Y., “Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-Series Effects,” *Journal of Financial Markets*, 5, (2002), 31-56.
- Ang, A., J. Chen, and Y. Xing, “Downside Risk,” *Review of Financial Studies*, 19, (2006), 1191-1239.
- Ang, A., R. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang, “The Cross-section of Volatility and Expected Returns,” *Journal of Finance*, 61, (2006), 259-99.
- Bali, T. G., N. Cakici, and R. Whitelaw, “Maxing Out: Stocks as Lotteries and the Cross-section of Expected Returns,” *Journal of Financial Economics*, 99, (2011), 427-46.
- Boudoukh, J., M. P. Richardson, and R. E. Whitelaw, “A Tale of Three Schools: Insights

- on Autocorrelations of Short-horizon Stock Returns,” *Review of Financial Studies*, 7(3), (1994), 539–573.
- Boyer, B., T. Mitton, and K. Vorkink, “Expected Idiosyncratic Skewness,” *Review of Financial Studies*, 23, (2010), 169–202.
- Campbell, J. Y., S. J. Grossman, and J. Wang, “Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns,” *Quarterly Journal of Economics*, 108, (1993), 905–939.
- Chae, J. and Kim, R., “Contrarian Profits of the Firm-specific Component on Stock Returns,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 61, (2020), 101176.
- Conrad, J., M. N. Gultekin, and G. Kaul, “Profitability of Short-term Contrarian Strategies: Implications for Market Efficiency,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 15(3), (1997), 379–386.
- Conrad, J., A. Hameed, and C. Niden, “Volume and Autocovariances in Short-Horizon Individual Security Returns,” *Journal of Finance*, 49(4), (1994), 1305–1329.
- Carhart, M. M., “On Persistence in Mutual Fund Performance,” *Journal of Finance*, 52(1), (1997), 57–82.
- Daniel, K. and T. J. Moskowitz, “Momentum Crashes,” *Journal of Financial Economics*, 122, (2016), 221–247.
- DeBondt, W. and R. Thaler, “Does the Stock Market Overreact?,” *Journal of Finance*, 40, (1985), 793–808.
- Etula, E., K. Rinne, M. Suominen, and L. Vaittinen, “Dash for Cash: Monthly Market Impact of Institutional Liquidity Needs,” *Review of Financial Studies*, 33(1), (2020), 75–111.
- Eom, C., “Empirical Asset Pricing in Korean Stock Markets: A Review of Models and Anomalies,” Working paper, SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4207303>, (2022).
- Fama, E. F. and K. R. French, “The Cross-section of Expected Stock Returns,” *Journal of Finance*, 47(2), (1992), 427–465.
- Fama, E. F. and K. R. French, “Common Risk Factors in Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics*, 33, (1993), 3–56.
- Fama, E. F. and K. R. French, “A Five-factor Asset Pricing Model,” *Journal of Financial Economics*, 116, (2015), 1–22.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth, “Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests,” *Journal*

- of Political Economy*, 81(3), (1973), 607–636.
- Goyal, A. and S. Wahal, “Is Momentum an Echo?,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(6) (2015), 1237–1267.
- Harvey, C. R. and A. Siddique, “Conditional Skewness in Asset Pricing Tests,” *Journal of Finance*, 55, (2000), 1263–1295.
- Hou, K., L. Peng, and W. Xiong, “A Tale of Two Anomalies: The Implications of Investor Attention for Price and Earning Momentum,” Working Paper, SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=976394, 2009.
- Hou, K., X. Xue, and L. Zhang, “Digesting Anomalies: An Investment Approach,” *Review of Financial Studies*, 28(3), (2015), 650–705.
- Hou, K., C. Xue, and L. Zhang, “Replicating Anomalies,” *Review of Financial Studies*, 33, (2020), 2019–2133.
- Jegadeesh, N., “Evidence of Predictable Behavior of Security Returns,” *Journal of Finance*, 45, (1990), 881–898.
- Jegadeesh, N. and S. Titman, “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency,” *Journal of Finance*, 48(1), (1993), 65–91.
- Lee, Y. K. and R. Kim, “The Turn-of-the-Month Effect and Trading of Types of Investors,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 75, (2022), 1–20.
- Lehmann, B., “Fads, Martingales, and Market Efficiency,” *Quarterly Journal of Economics*, 105, (1990), 1–28.
- Llorente, G., R. Michaely, G. Saar, and J. Wang, “Dynamic Volume–Return Relation of Individual Stocks,” *Review of Financial Studies*, 15, (2002), 1005–47.
- Lo, A. W. and A. C. MacKinlay, “When Are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction,” *Review of Financial Studies*, 3(2), (1990), 175–205.
- Medhat, M. and M. Schmeling, “Short-term Momentum,” *Review of Financial Studies*, 35(3), (2022), 1480–1526.
- Newey, W. and K. West, “A Simple Positive Semi-definite, Hetero-skedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, 55, (1987), 703–708.
- Newey W. K. and K. West, “Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation,” *Review of Economic Studies*, 61, (1994), 631–653.
- Novy-Marx, R., “Is Momentum Really Momentum?,” *Journal of Financial Economics*,

103, (2012), 429-453.

Sim, M. and H. E. Kim, "The Effect of Short-term Return Reversals on Momentum Profits," *Journal of Derivatives and Quantitative Studies*, 29(3), (2021), 174-189.

Wang, J., "A Model of Competitive Stock Trading Volume," *Journal of Political Economy*, 102, (1994), 127-168.

Short-term Reversal and Short-term Momentum in the Korean Stock Markets*

Cheoljun Eom* · Jong Won Park**

〈Abstract〉

This study examines short-term reversal and short-term momentum phenomena in the Korean stock markets. The result shows that the short-term reversal is significant, but the short-term momentum is not. Unlike Medhat and Schmeling (2022) for the US market, which showed a significant short-term momentum in the high-turnover stock group, we can't find evidence in favor of short-term momentum in the high-turnover stocks. These results are robust to controlling for firm size, firm-specific variables related to market micro-structure/arbitrage constraints, and the T+2 settlement date effect. In the Korean stock markets, the short-term reversal is more substantial in small and less liquid stock groups and associated with a strong tendency of institutional (foreign) investors to buy winners and sell losers and with the trading behavior of individual investors as opposed to institutional (foreign) investors. In addition, unlike the US market, the short-term reversal factor premium is small in magnitude and significance compared to other well-known factor premia.

Keywords : Short-term Reversal, Short-term Momentum, Turnover, Size, Investor-type

* This work was supported by the 2023 Research Fund of the University of Seoul.

** First Author, Professor, School of Business, Pusan National University, E-mail: shunter@pusan.ac.kr

*** Corresponding Author, Professor, College of Business Administration, University of Seoul,
E-mail: parkjw@uos.ac.kr