

야간수익률의 횡단면 주식수익률에 대한 예측력*

전용호

인천대학교 경영학부 교수

Predictability of Overnight Returns on the Cross-sectional Stock Returns

Yong-Ho Cheon^a

^aSchool of Business, Incheon National University, South Korea

Received 30 November 2020, Revised 16 December 2020, Accepted 21 December 2020

Abstract

Purpose - This paper explores whether overnight returns measured from the last closing price to today's opening price explain the cross-section of stock returns.

Design/methodology/approach - This study is conducted using the Korean stock market data from 1998 to 2018, obtained from DataGuide database. The analysis begins with portfolio-level tests, followed by firm-level cross-sectional regressions.

Findings - First, when decile portfolios sorted on the daily average of overnight returns in the previous months, the highest decile portfolio exhibits a significant negative risk-adjusted return. This suggests that stocks with higher average overnight returns are temporarily overvalued due to buying pressure from investors. Second, at least 6 months of persistence exists in average overnight returns, which is in line with the results reported by Barber, Odean and Zhu (2009) that investor sentiment persists over several weeks. Finally, Fama-MacBeth cross-sectional regression of expected returns after controlling for a variety of firm characteristic variables such as firm size, book-to-market ratio, market beta, momentum, liquidity, short-term reversal, the slope coefficient for overnight returns remains negative and statistically significant.

Research implications or Originality - Overall, the evidence consistently suggests that overnight return is considered as a new priced factor in the cross-section of expected returns. The findings of this paper not only adds to finance literature, but also could be useful to practitioners in making stock investment decision.

Keywords: Overnight Return, Investor Sentiment, Cross-section of Stock Returns, Intraday Return, Return Reversal

JEL Classifications: G11, G12, G14

I. 서론

주식의 본질가치와 무관한 비이성적인 투자자의 심리가 주식수익률에 영향을 미치는가의 질문은 자산가격 결정분야에 있어 핵심적인 주제 중 하나로, 많은 연구가 이루어져 왔다. 예컨대 Lee, Shleifer and

* 이 논문은 2019년도 인천대학교 자체연구비 지원에 의하여 연구되었음.

^a First Author, E-mail: cheon@inu.ac.kr

© 2020 The Institute of Management and Economy Research, All rights reserved.

Thaler (1991)는 폐쇄형 펀드(closed-end fund)의 가격 디스카운트 현상이 시장 전체의 투자자 심리에 의해 영향을 받는다는 결과를 제시하였다. Baker and Wurgler (2006)는 기존 문헌에서 개별적으로 보고된 투자자 심리 변수들로부터 시장 차원의 투자자 심리지수를 이끌어내고, 이 지수가 특히 개인투자자들의 매매가 집중되는 종목들의 수익률 변화를 유용하게 설명할 수 있다고 주장하였다. Kumar and Lee (2006) 또한 시장 전체의 평균적인 투자자 심리에 의해 여러 종목에 걸친 수익률 동조화 현상이 나타남을 보고하였다.

한편 개별 종목 차원의 투자자 심리가 주식수익률에 미치는 연구 중 최근 주목할 만한 연구로 Berkman et al. (2012) 및 Aboody et al. (2018)이 있다. Berkman et al. (2012)는 전일 증가부터 금일 시초가(이하 시가로 표기)까지 측정된 야간수익률(overnight return)을 해당 종목에 있어서의 투자자 심리지수로 간주할 수 있다고 주장하였다. 개인투자자들은 높은 수익률이나 순매수 등을 보인 종목에 대해 근로시간 이후에 매수주문을 내는 경향이 있기 때문에 전일 증가보다 다음 날 시가가 오르는 경향이 있다는 것이다. Aboody et al. (2018)은 이러한 야간수익률은 같은 방향으로 수 주간 지속되는 특성이 있으며, 주식수익률의 횡단면 측면에서 볼 때 야간수익률이 높은 종목일수록 미래수익률이 낮은 경향이 있음을 발견하였다.

본 연구에서는 Aboody et al. (2018)의 방법을 참고하여, 국내 유가증권시장에서도 야간수익률이 주식수익률의 횡단면에 대한 예측력을 갖는지 살펴보기로 한다. 본 연구의 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 전월의 일평균 야간수익률이 큰 종목으로 구성된 포트폴리오의 금월 수익률이 상대적으로 낮다. 구체적으로, 전월의 야간수익률 상위 10% 종목들로 구성된 포트폴리오를 매수하고 하위 10% 종목들로 구성된 포트폴리오를 매도하는 무비용(zero-cost) 투자전략을 실행한 결과, 월평균 -1.566%의 유의한 음(-)의 수익률을 얻게 된다. 이는 야간수익률이 투자자 심리를 반영하는 변수이며, 특히 야간수익률이 큰 종목일수록 상대적으로 고평가되었음을 의미하는 결과이다. 둘째, 높거나 낮은 야간수익률은 동일한 방향으로 적어도 6개월간 지속된다. 이는 Barber, Odean and Zhu (2009)가 투자자들의 순매수 성향으로 측정된 투자자 심리가 적어도 수 주간 같은 방향으로 유지되는 특성이 있다고 주장한 것과 유사한 결과이다. 셋째, 야간수익률 외에 주식의 기대수익률에 영향을 미칠 수 있는 다양한 기업특성변수(기업규모, 장부가대시장이 비율, 체계적 위험에 대한 베타, 모멘텀, 유동성, 단기적 수익률 반전)들을 통제 한 후에도 야간수익률은 기대수익률에 대해 유의한 음(-)의 설명력을 가진다. 이는 야간수익률이 기존의 가격결정모형에서 발견되지 않은, 기대수익률의 횡단면을 설명하는 새로운 변수임을 의미한다.

본 연구는 국내 주식시장에서 야간수익률이 종목별 투자자 심리지표로서의 특성을 가지고 있음을 발견 하였으며, 특히 야간수익률이 주식수익률의 횡단면을 설명할 수 있는 새로운 변수임을 발견하였다는 데서 가장 큰 기여점이 있다. 나아가 실무적으로도 개인 또는 기관투자자의 투자전략의 수립에 있어 야간수익률을 고려할 필요를 제시하였다는 점에서도 의의가 있다.

이후 본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 선행연구를 검토하고, 3장에서는 본 연구에 사용된 자료 및 기초통계량에 대해 설명한다. 4장에서는 본 연구의 주요결과를 제시하고, 5장에서는 결론을 맺는다.

II. 선행연구

투자자 심리가 주식수익률에 영향을 미친다는 주장은 많은 문헌에서 발표된 바 있다. Lee, Shleifer and Thaler (1991)는 폐쇄형 펀드(closed-end fund)의 가격 디스카운트 현상이 투자자 심리에 의해 영향을 받게 되며, 이 때문에 펀드들의 디스카운트 정도의 증감이 같은 방향으로 변화하는 동조화 현상이 발생함을 발견하였다. Baker and Wurgler (2006)는 시장 수준의 투자자 심리지표를 개발하고, 이 지표값이 높은 시기일수록(즉 심리가 긍정적인 시기일수록) 투자자 심리에 민감하게 영향받는 종목들의 향후 1년간 수익률이 상대적으로 낮다고 주장하였다. Kumar and Lee (2006) 또한 전체 종목에 걸친 개인투자자의 순매수 성향을 통해 시장 차원의 투자자 심리를 측정하고, 이로 인해 개별 종목의 수익률이 같은 방향으로 움직이는 수익률 동조화 현상이 나타난다고 주장하였다. Barber and Odean (2008)은 개인투자자가 주식을 매수할 때, 인지적 능력의 한계로 인해 특별히 관심을 유발시키는 주식(예컨대 새로운 뉴스가

있거나, 비정상적인 높은 거래량 또는 수익률을 보이는 주식 등)을 우선적으로 매수하는 경향이 있다고 주장하였다. 나아가 Barber, Odean and Zhu (2009)는 개인투자자들의 주문불균형으로 측정된 비이성적인 순매수 성향이 적어도 수 주간 지속되는 것을 확인한 바 있다. Yu and Yuan (2011)은 투자자 심리가 낮은(침체된) 시기에는 기대수익률과 리스크 간의 양(+)의 관계가 성립하나, 투자자 심리가 긍정적인 시기에는 이러한 관계가 더 이상 성립하지 않음을 보였다.

한편, Berkman et al. (2012)는 전일 증가부터 금일 시가까지의 수익률로 측정된 각 종목의 야간수익률이 개별 종목 수준의 투자자 심리를 나타내는 지표로 볼 수 있다고 주장하였다. 개인투자자들은 정규근로시간 이후 주문을 내는 경향이 있기 때문에, 개별 종목에 있어 높은 수익률 또는 순매수 등 투자자 관심을 유발하는 사건이 발생하면 당일 주식시장 종료 후 그 종목에 대한 개인투자자들의 매수주문이 누적되면서 가격압력으로 작용한다. 이에 따라 전일 증가 대비 다음 날 시가가 높아짐으로써 양(+)의 야간수익률이 나타나는 원인이 된다는 것이다. 그리고 이러한 일시적 가격상승은 낮 거래시간 동안 다시 하락세로 반전되는 경향이 있다고 주장하였다. Branch, Ma and Sawyer (2010)는 폐쇄형 펀드에서도 야간수익률과 주간수익률 간에 강한 음(-)의 상관관계가 존재함을 발견하였으며, Branch and Ma (2012)는 미국 주식시장에서 일반적으로 야간수익률과 주간수익률 간에 유의한 음(-)의 상관관계가 있음을 보고하였다. Stoll and Whaley (1990)는 전일 시가부터 익일 시가까지(Open-to-Open) 측정된 수익률의 변동성이 전일 증가부터 익일 증가까지(Close-to-Close) 측정된 수익률의 변동성보다 더 크다는 사실을 발견하였다. 그리고 이러한 현상의 이유에 대해, 시가가 증가에 비해 본질가치를 정확히 반영하지 못하고 일시적으로 왜곡되어 있기 때문으로 해석하였다. 즉, 일시적으로 고평가(저평가)된 시가는 당일 낮 거래에서 가격이 반전된다. 반면 증가의 경우, 다음 날 시가까지 가격이 반전되는 증거를 찾기 어렵다. 따라서 시가와 달리 증가는 주식의 본질가치를 비교적 잘 반영하고 있다고 주장하였다.

투자자 심리와 주식수익률의 관계에 관한 국내 연구로, Kang, Kwon and Sim (2013)은 국내 주식시장에서 개인투자자들의 집단적 투자심리가 주가에 영향을 미치며, 이러한 투자심리에 따라 개인투자자들이 매수 또는 매도의 한 방향으로 거래하는 경향이 있음을 발견하였다. Byun and Kim (2013)은 국내 주식시장에서 Baker and Wurgler (2006)의 방법론에 따라 투자자 심리지표를 구축하고, 이것이 미래 주식수익률에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과, 투자심리가 높을 때 개인투자자의 매수비중과 펀드자금의 유입이 증가하고, 폐쇄형펀드의 할인율이 낮아지는 특성이 있는 것으로 나타났다. Kong and Park (2013)은 투자자들의 관심을 끄는 종목들, 즉 비정상적으로 높은 거래량 또는 일수익률의 절대값이 큰 종목들을 개인투자자들이 매수하는 경향이 있는 것을 발견하고, 이를 Barber and Odean (2008)의 결과가 국내 주식시장에서도 성립하는 증거로 해석하였다.

야간수익률에 관한 국내 연구로 Choi and Hahn (2016)은 코스닥시장에서 미국 주식시장처럼 통계적으로 유의한 양(+)의 야간수익률과 음(-)의 주간수익률이 나타남으로써 수익률의 반전현상이 국내 시장에서도 관찰된다고 보고하였다. 나아가 개인투자자의 관심지표로 전일 변동성 및 순매수 비중을 사용하여, 개인투자자의 관심지표와 야간 수익률간에는 양(+)의 상관관계, 개인투자자의 관심지표와 다음 날 주간수익률 간에는 음(-)의 상관관계가 존재함을 확인하였다. 이들의 연구는 투자자 관심이 야간수익률과 주간수익률 간 수익률 반전현상의 원인임을 시사한다. 반면 본 연구는 이와 같은 투자자의 관심이 반영된 심리지표로서의 야간수익률을 활용함으로써 개별 종목의 미래수익률을 예측할 수 있는지에 초점을 둔다는 점에서 기존의 국내 연구들과 차별점이 있다.

III. 자료

본 연구의 표본기간은 1998년 1월부터 2018년 12월까지 21년간(252개월)이다. 본 연구에 사용된 자료는 국내 유가증권시장(KSE)에 상장된 종목의 거래자료 및 회계자료이며, 모든 자료는 (주)에프엔가이드에서 제공하는 DataguidePro DB에서 다운로드하여 사용하였다.

유동성이 현저히 낮은 종목의 일부 극단적인 수치가 전체 분석결과를 왜곡하는 것을 최소화하기 위해 월 거래일수가 15일 이내인 종목 및 전체 거래기간이 36개월 이하인 종목은 분석에서 제외하였다.

본 연구는 야간수익률이 주식의 횡단면 기대수익률에 대한 설명력이 있는지를 살펴보는 것이 목적이다. 이를 위해, 종목 i 의 m 월의 야간수익률($CTO_{i,m}$)을 다음과 같이 정의한다:

$$CTO_{i,m} = \frac{1}{N_{d(m)}} \sum_{t=1}^{d(m)} \frac{OPEN_{i,t} - CLOSE_{i,t-1}}{CLOSE_{i,t-1}} \quad (1)$$

$N_{d(m)}$ 은 m 월의 거래일수, $OPEN_{i,t}$ 는 종목 i 의 t 일 시가, $CLOSE_{i,t-1}$ 은 종목 i 의 $t-1$ 일 종가이다. 즉 $CTO_{i,m}$ 은 종목 i 에 대하여, 전일 종가($CLOSE_{i,t-1}$)로부터 당일 시가($OPEN_{i,t}$)까지 측정된 일별 야간수익률을 m 월의 모든 거래일에 대해 평균한 값을 의미한다. 여기서 시가와 종가는 주식분할 및 배당을 고려하여 DataguidePro DB에서 별도로 제공하는 수정시가 및 수정종가를 사용하였다.

Table 1. Summary Statistics

	p10	p25	median	p75	p90
CTO(%)	-0.53	-0.24	0.04	0.32	0.64
RET(%)	-12.51	-6.38	-0.07	7.48	17.49
MKT Cap. (million Won)	26,724	50,195	118,800	409,299	1,800,632
Book-to-Market Ratio	0.47	0.86	1.49	2.47	3.79
MOM(%)	-34.00	-16.15	6.42	38.06	82.83
AMIHUDD	0.05	0.17	0.67	2.65	12.58

(Table 1)은 이 연구에 사용된 자료의 기초통계량이다. 매 월, 전체 주식에 대해 각 변수의 분포값(p10, p25, median, p75, p90)을 구한다. 월별로 각 분포값이 얻어지면, 전체 표본기간에 걸쳐 그 시계열 평균값을 계산하여 보고하였다. CTO는 식(1)에서 정의된 개별 종목의 야간수익률이며, RET는 개별 종목의 월 수익률이다. Market Cap.은 매월 말일 종가를 기준으로 측정된 보통주의 시가총액이다. Book-to-Market Ratio는 전년도 말 장부가치를 금월 말의 보통주 시가총액으로 나눈 장부가대시장가 비율이다. MOM은 [t-12, t-2] 기간 동안의 개별 종목의 누적수익률이며, AMIHUDD는 Amihud (2002)에 따라 다음과 같이 계산한 개별 종목의 월 단위 유동성 측정치이다:

$$AMIHUDD_{i,m} = \frac{1}{N_{d(m)}} \sum_{t=1}^{d(m)} \frac{|Dret_{i,t}|}{TRDVAL_{i,t}} \times 10^8 \quad (2)$$

$N_{d(m)}$ 은 m 월의 거래일수, $Dret_{i,t}$ 는 종목 i 의 t 일의 일 수익률이며, $TRDVAL_{i,t}$ 는 종목 i 의 t 일의 거래대금이다. 즉 AMIHUDD는 단위 거래대금 당 수익률 충격을 매일 계산하고, 이를 월평균한 값으로 이해할 수 있다.

이 논문의 주요 변수인 CTO의 통계량을 살펴보면, 하위 10%가 -0.53%이고, 상위 10%가 0.64%로서, 그 차이가 약 1.17%이다. 식 (1)에서 보듯이 CTO는 일평균 값이므로, 1개월(약 20거래일) 기준으로는 $1.17\% * 20 = 23.4\%$ 가 되어, 횡단면 분포에 상당한 차이가 있음을 알 수 있다. CTO의 이러한 차이가 횡단면 기대수익률의 차이를 설명할 수 있는지를 살펴보고자 한다.

IV. 분석결과

먼저 야간수익률(CTO)이 그 종목의 기대수익률과 어떤 관계가 있는지 살펴보기 위해 포트폴리오 수준의 분석을 실시하였다.

Table 2. Raw Returns and Risk Adjusted Alphas on Decile Portfolios Sorted by CTO

CTO deciles	Raw Return (%)	t-value	CAPM alpha (%)	t-value	FF-4 alpha (%)	t-value
Low	1.050	(1.85)	0.409	(1.03)	0.211	(0.56)
2	1.380	(2.33)	0.703	(2.04)	0.394	(1.03)
3	1.289	(1.92)	0.524	(1.37)	0.525	(1.25)
4	1.073	(1.79)	0.314	(1.18)	0.176	(0.66)
5	1.258	(2.14)	0.478	(2.03)	0.508	(2.09)
6	0.727	(1.18)	-0.064	(-0.33)	-0.023	(-0.11)
7	1.112	(1.63)	0.267	(1.24)	-0.065	(-0.35)
8	0.561	(0.84)	-0.253	(-1.04)	-0.299	(-1.02)
9	0.788	(1.21)	-0.019	(-0.07)	-0.517	(-1.95)
High	-0.516	(-0.67)	-1.317	(-2.69)	-1.359	(-2.81)
High - Low	-1.566	(-2.39)	-1.726	(-2.79)	-1.570	(-2.41)

〈Table 2〉는 CTO의 값을 기준으로 정렬된 포트폴리오의 평균수익률 및 위험조정 초과수익률을 나타낸다. 매월, 직전 월(t-1)의 CTO 값의 오름차순으로 10개의 포트폴리오를 구성한 후, 각 포트폴리오의 금월(t)의 가치가중수익률을 계산하였다. 그리고, 매 월마다 얻어진 포트폴리오 별 가치가중수익률의 시계열 자료의 평균값을 구하여 〈Table 2〉의 두 번째 열(Raw Return)에 보고하였다. 이 때 표준오차는 Newey-West (1987) 방법에 의해 보정하였으며, 이를 사용하여 추정된 t-값을 세 번째 열(t-value)에 나타내었다. Raw Return 열의 결과를 보면, 전월 CTO 값이 클수록 금월 수익률이 감소하는 경향이 나타난다. 특히, CTO 값이 가장 큰 포트폴리오(High)의 수익률은 비록 유의하지는 않으나, -0.516%로서 음(-)의 값을 가진다. CTO 값이 가장 높은 종목으로 구성된 포트폴리오와 가장 낮은 종목으로 구성된 포트폴리오 간의 수익률 차이(High - Low)는 -1.566%이며, t-값이 -2.39로 유의하다. 그러므로, 이러한 결과를 활용하여 CTO 값이 높은 포트폴리오를 매수하고, CTO 값이 낮은 포트폴리오를 매도하는 무비용 투자전략(zero-cost investment strategy)을 실행하면, 월평균 -1.566%의 유의한 음(-)의 단순수익률을 얻을 수 있다. 이는 전월에 CTO 값이 큰 종목일수록 상대적으로 고평가되었음을 시사하는 결과이다.

다만 이와 같은 무비용 투자전략의 음(-)의 수익률은 체계적 위험요인에 의해 유발되는 현상일 가능성도 존재한다. 따라서 결과의 강건성을 확인하기 위해 체계적 위험요인을 통제한 위험조정 수익률을 추가로 검토할 필요가 있다. 〈Table 2〉의 네 번째 열(CAPM alpha)은 CAPM 모형을 기반으로 추정된 비정상수익률을 의미한다. Raw Return의 경우와 마찬가지로, CTO 값이 증가할수록 CAPM alpha도 증가하는 경향이 나타난다. 특히, 전월 CTO 값이 가장 큰 종목들로 구성된 포트폴리오(High)의 금월 수익률은 -1.317%이고, t-값이 -2.69로 경제적으로나 통계적으로 모두 유의하다. 또한, 전월 CTO가 높은(낮은) 포트폴리오를 매수(매도)하는 무비용 투자전략의 금월 수익률은 -1.726%로서 유의한 음(-)의 값을 보인다. 여섯 번째 열(FF-4 alpha)은 Fama and French (1993)의 3요인(RMRF, SMB, HML) 및 Carhart (1997)의 모멘텀 요인(MOM)을 합친 4요인 모형에 근거하여 추정된 비정상수익률을 보여준다. 이 경우에도 전월 CTO가 높은 종목으로 이루어진 포트폴리오의 금월 비정상수익률은 -1.359%이고 t-값이 -2.81로

서 유의한 음(-)의 값을 가지며, 전월 CTO가 높은(낮은) 포트폴리오를 매수(매도)하는 무비용 투자전략의 수익률은 -1.570%로 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타난다. 이러한 결과를 종합하면, CTO 값이 높을수록 다음 달 수익률이 낮은 경향이 존재하며, 이는 체계적 위험요인을 통제한 후에도 유의하게 성립한다.

CTO 값은 다양한 기업특성변수들과 어떠한 관계를 갖는가? <Table 3>은 CTO 값을 기준으로 정렬된 포트폴리오의 평균적 특성을 살펴본 결과이다:

Table 3. Characteristics of Portfolios Sorted by CTO

CTO Rank	CTO (%)	OTC (%)	MKT Cap.	B/M	MKT beta	SMB beta	HML beta	MOM (%)	AMI-HUD	REV
1	-0.89	0.68	478,663	2.35	0.74	0.60	0.25	19.07	46.40	-4.73
2	-0.43	0.34	719,201	2.11	0.82	0.56	0.28	19.01	19.13	-2.25
3	-0.25	0.19	826,354	2.02	0.87	0.58	0.29	17.57	11.92	-1.55
4	-0.13	0.10	879,072	1.96	0.91	0.59	0.30	16.90	6.25	-0.84
5	-0.02	0.01	897,244	1.90	0.95	0.62	0.31	17.99	6.78	-0.32
6	0.09	-0.05	863,857	1.89	0.99	0.65	0.33	17.98	4.18	0.49
7	0.20	-0.10	872,990	1.85	1.01	0.68	0.33	20.09	4.43	1.73
8	0.33	-0.16	801,392	1.84	1.06	0.75	0.33	20.38	4.56	3.25
9	0.52	-0.23	662,218	1.86	1.08	0.83	0.36	23.30	5.44	5.75
10	1.14	-0.35	347,119	1.86	1.12	1.14	0.39	24.67	13.77	17.73

매 월, 모든 종목을 CTO 순으로 나열하여 10개의 포트폴리오를 구성한 후, 포트폴리오에 속한 종목들의 특성변수(OTC, MKT Cap. 등)의 평균값을 구한다. 그리고 월별로 얻어진 특성변수의 평균값들을 전체 표본기간에 걸쳐 다시 시계열 평균하였다. OTC는 당일 시가부터 종가까지 측정된 주간수익률이며, 다음과 같이 정의한다:

$$OTC_{i,m} = \frac{1}{N_{d(m)}} \sum_{t=1}^{d(m)} \frac{CLOSE_{i,t} - OPEN_{i,t}}{OPEN_{i,t}} \quad (3)$$

즉, $N_{d(m)}$ 은 m 월의 거래일수, $OPEN_{i,t}$ 는 종목 i 의 t 일 시가, $CLOSE_{i,t}$ 는 종목 i 의 t 일 종가이다. $OTC_{i,m}$ 은 종목 i 의 일별 주간수익률을 m 월의 모든 거래일에 대해 평균한 값을 의미한다. 결과를 살펴보면, CTO가 큰 종목으로 구성된 포트폴리오일수록 OTC 값이 낮아지는 음(-)의 상관관계가 있음을 알 수 있다. 이는 야간수익률(CTO)이 큰 종목일수록 주간수익률(OTC)이 낮아지는 수익률 반전현상이 존재한다는 Branch and Ma (2006), Berkman et al. (2012)를 지지하는 결과이다. 이러한 야간수익률과 주간수익률간 반전 현상은 국내 주식시장에서도 Choi and Hahn (2016)에 의해 보고된 바 있다. 시가총액(MKT Cap.)은 매 월말의 보통주 시가총액으로 측정한다. 시가총액은 CTO가 가장 크거나(High) 가장 작은(Low) 그룹에서 가장 작고, CTO가 중간 정도의 크기인 포트폴리오에서 가장 크다. 이것은 소형주일수록 유동성이 낮아 수익률의 변동이 심한 경향이 있고, 이로 인해 CTO의 변화가 크게 나타나기 때문에 짐작된다. B/M은 전년도 장부가치를 금월 말의 보통주 시가총액으로 나눈 비율이다. MKTbeta, SMBbeta, HMLbeta는 국내 주식시장 자료를 사용하여 Fama and French (1993)의 방식에 따라 일별 3요인 모형을 구성하고, 매월 각 포트폴리오의 일별 수익률을 일별 3요인 모형에 대해 회귀분석하여 얻어진 각 3요인에 대한 회귀계수를 의미한다. MOM은 직전 월을 제외한 과거 11개월(t-12, t-2)간의 누적수익률을 의미하며,

AMIHUD는 식 (1)에 의해 계산한 유동성 지표이다. REV는 해당 종목의 그 달의 월수익률이며, CTO가 클수록 REV도 커지는 경향이 있음을 알 수 있다.

Berkman et al. (2012)은 야간수익률(CTO)을 개별 종목 수준의 투자자 심리로 해석할 수 있다고 주장하였다. 주로 개인투자자들이 투자심리에 영향을 받는데, 이들은 장이 종료된 후인 퇴근 후 시간에 주문을 내는 경향이 있기 때문이다. 예컨대, 전일에 높은 수익률 또는 높은 순매수를 기록하여 투자자들의 주목을 받는 종목이 발생하면, 장 마감 후 해당 종목에 대한 개인투자자들의 매수 주문이 집중됨으로써 다음 날 시가가 전일 증가대비 상승하게 된다. 이러한 측면에서 국내 주식시장에서도 CTO가 개별 종목 수준의 투자자 심리를 반영하는 변수일 가능성이 있다. 이와 같은 투자자 심리 변수의 특징 중 하나는 Barber, Odean and Zhu (2009)가 주장한 단기적 지속성이다. Barber, Odean and Zhu (2009)는 투자자 심리 변수의 하나인 개인투자자들의 순매수 성향이 적어도 수 주 이상 지속되는 것을 확인한 바 있다. 만약 CTO가 투자자 심리를 나타내는 변수라면, Barber, Odean and Zhu (2009)의 순매수 성향과 같은 유사한 시간적 지속성을 보일 가능성이 있다.

Table 4. Monthly Average CTO of Decile Portfolios Sorted by CTO in the Previous Months

CTO deciles (t)	CTO(t+1)	t-value
Low	-0.170	(-4.29)
2	-0.074	(-2.38)
3	-0.020	(-0.74)
4	0.016	(0.67)
5	0.047	(2.10)
6	0.066	(2.66)
7	0.097	(4.01)
8	0.127	(5.52)
9	0.168	(7.01)
High	0.255	(9.92)
High - Low	0.425	(15.63)

(Table 4)는 이와 같은 예측을 실증적으로 살펴본 결과이다. 매 월 CTO 값(CTO(t))의 오름차순으로 전체 종목을 10개의 포트폴리오로 나눈 후, 각 포트폴리오의 다음 달 CTO 값(CTO(t+1))의 평균을 구하였다. 그리고 이를 매 월마다 반복하여 얻어진 CTO(t+1) 값들을 전체 표본기간에 걸쳐 시계열 평균하였다. 패널 A를 살펴보면, CTO(t) 값이 높을수록 CTO(t+1)도 높아지는 경향이 나타난다. 구체적으로, CTO(t)가 가장 낮은 종목으로 구성된 포트폴리오(Low)의 CTO(t+1)은 -0.170이고 CTO(t)가 가장 높은 종목으로 구성된 포트폴리오(High)의 CTO(t+1)은 0.255로서 각각 통계적으로 유의하다. 그리고 두 포트폴리오의 CTO(t+1)의 차이(High - Low)는 0.425%이며 t-값이 15.63으로 매우 높은 유의성을 나타낸다. 이러한 결과는 이번 달 CTO와 다음 달 CTO가 강한 양(+)의 상관관계를 가짐을 의미하는 것으로서, CTO가 적어도 1개월의 지속성을 갖는 변수라는 부분적인 증거로 볼 수 있다.

다만, (Table 4)의 결과는 포트폴리오 수준의 분석으로서 CTO(t+1)에 영향을 미칠 수 있는 다른 종목 수준 변수의 영향을 고려하지 않았다는 한계가 있다. 이와 같은 포트폴리오 단위의 분석은 두 가지 약점이 존재한다. 첫째, 다수의 종목을 포트폴리오 단위로 합치는 과정에서 개별 종목의 특성(기업규모, 장부가대시장가, 베타 등)이 손실된다. 둘째, 종속변수(여기서는 CTO(t+1))에 영향을 미칠 가능성이 있는 다수의 기업특성 변수들을 동시에 통제하기 어렵다는 점이다. 이를 보완하기 위해 CTO(t+1)에 영향을

미칠 수 있는 다른 종속특성 변수를 통제한 후에도 CTO(t)와 CTO(t+1)이 양(+)의 상관관계를 보이는지를 Fama-MacBeth 회귀분석을 통해 검증하고자 한다. 구체적으로 다음 횡단면 회귀분석 모형을 고려한다:

$$CTO_{i,t+1} = \lambda_{0,t} + \lambda_{1,t}CTO_{i,t} + \lambda_{2,t}Log(MV)_{i,t} + \lambda_{3,t}Log(BM)_{i,t} + \lambda_{4,t}MKTbeta_{i,t} + \lambda_{5,t}SMBbeta_{i,t} + \lambda_{6,t}HMLbeta_{i,t} + \lambda_{7,t}MOM_{i,t} + \lambda_{8,t}AMIHU_{i,t} + \lambda_{9,t}REV_{i,t} + \epsilon_{i,t+1} \quad (4)$$

여기서 모든 변수들의 정의는 <Table 2>에서와 동일하다. 매 월마다 위 식 (4)에 따라 종속 수준의 횡단면 회귀분석을 실시하여 각 설명변수들의 회귀계수를 추정한다. 그리고 이와 같이 추정된 회귀계수들의 시계열 평균값 및 t-값을 <Table 5>에 보고하였다.

Table 5. Firm-level Fama-MacBeth Regression Results

	Model 1		Model 2		Model 3	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
CTO	0.188	(18.04)	0.188	(20.20)	0.205	(24.99)
Log(MV)			-0.012	(-2.47)	-0.014	(-2.92)
Log(BM)			-0.011	(-1.68)	-0.011	(-2.02)
MKTbeta			0.062	(6.65)	0.051	(6.12)
SMBbeta			-0.256	(-0.96)	-0.332	(-0.98)
HMLbeta			0.408	(1.02)	0.520	(1.02)
MOM					0.000	(-0.26)
AMIHU					0.000	(-0.24)
REV					-0.002	(-8.30)

위 결과를 살펴보면, CTO_{i,t}를 단일 설명변수로 놓고 실시한 단변량 회귀분석(Model 1)에서 CTO의 회귀계수는 0.188이고 t-값이 18.04로 매우 강한 유의성을 나타낸다. 다음으로, 시장의 체계적 위험요인에 대한 민감도(MKTbeta, SMBbeta, HMLbeta)를 추가로 통제한 경우(Model 2)에도 CTO의 회귀계수는 0.188로 거의 동일하고, 여전히 유의하다. 여기에 모멘텀(MOM), 유동성(AMIHU) 그리고 단기적 수익률 반전(REV)을 통제변수에 포함시킨 Model 3의 경우에도 CTO의 회귀계수는 0.205로 유사한 값을 나타내며, t-값도 24.99로 매우 유의하다. 결국 <Table 4>와 <Table 5>는 CTO(t)와 CTO(t+1) 간에 강한 양(+)의 상관관계가 존재하며, 이는 CTO(t+1)에 영향을 미칠 수 있는 다른 변수들의 영향을 통제한 후에도 여전히 강건하게 성립한다는 것으로 요약된다.

Table 6. Persistency of CTO

CTO deciles	CTO(t+2)	CTO(t+3)	CTO(t+4)	CTO(t+5)	CTO(t+6)
Low	-0.109	-0.086	-0.074	-0.047	-0.026
2	-0.042	-0.036	-0.020	-0.004	-0.001
3	-0.010	-0.002	0.004	0.020	0.033
4	0.021	0.031	0.028	0.038	0.045
5	0.049	0.046	0.052	0.056	0.057
6	0.065	0.071	0.073	0.070	0.077
7	0.086	0.082	0.078	0.082	0.084
8	0.108	0.104	0.102	0.105	0.104
9	0.147	0.127	0.125	0.127	0.123
High	0.204	0.192	0.181	0.169	0.167
High - Low	0.313	0.279	0.255	0.216	0.193
t-value	(15.76)	(13.41)	(15.22)	(15.54)	(15.10)

〈Table 6〉은 투자자 심리로서의 CTO 변수의 지속기간을 보다 장기적으로 살펴본 결과이다. 〈Table 4〉에서와 같은 방법으로, 매 월 CTO(t)의 오름차순으로 10개의 포트폴리오를 구성하고, 각 포트폴리오에 속한 종목들의 평균 CTO 값을 t+2월부터 t+6월까지 계산하였다. 결과를 살펴보면, CTO(t+2) 부터 CTO(t+6) 모두 CTO(t)와 강한 양(+)의 상관관계가 존재한다. 예컨대, CTO(t)가 클수록(작을수록) CTO(t+2)도 크다(작다). 그리고 CTO(t)가 가장 높은 포트폴리오와 가장 낮은 포트폴리오 간의 CTO(t+2)의 차이(High - Low)는 0.313%이고 t-값이 15.76으로 매우 유의하다. 다만 CTO(t+i)의 High - Low 값은 CTO(t) 포트폴리오 구성 이후 시간이 흐름에 따라 점차 감소한다. 구체적으로, 포트폴리오 구성 2개월 후(CTO(t+2))에는 0.313% 이지만, 이후 계속 감소하여 6개월 후(CTO(t+6))에는 0.193%까지 줄어드는 것을 볼 수 있다. 그러나, 이 때까지도 t-값이 15.10으로 매우 유의한 것으로 볼 때, 투자자 심리로서의 CTO 변수는 상당한 기간 동안 지속성을 나타낸다고 해석할 수 있다.

〈Table 2〉의 포트폴리오 단위 분석에서 CTO가 높은 종목으로 구성된 포트폴리오일수록 다음 달의 비정상 수익률이 낮음을 발견한 바 있다. 개별 종목 수준에서 다수의 기업특성 변수들을 통제한 후에도 이러한 결과가 강건하게 성립하는지를 검증하기 위해 다음과 같이 Fama-MacBeth 회귀분석을 실시한다:

$$\begin{aligned}
 RET_{i,t+1} = & \lambda_{0,t} + \lambda_{1,t} CTO_{i,t} + \lambda_{2,t} Log(MV)_{i,t} + \lambda_{3,t} Log(BM)_{i,t} \\
 & + \lambda_{4,t} MKTbeta_{i,t} + \lambda_{5,t} SMBbeta_{i,t} + \lambda_{6,t} HMLbeta_{i,t} \\
 & + \lambda_{7,t} MOM_{i,t} + \lambda_{8,t} AMIHU_{i,t} + \lambda_{9,t} REV_{i,t} + \epsilon_{i,t+1}
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

여기서 $RET_{i,t+1}$ 은 종목 i 의 $t+1$ 월의 월수익률이다. 설명변수들의 정의는 식(4)에서와 동일하다. 매 월마다 위 회귀모형에 따라 종목 수준의 횡단면 회귀분석을 실시하여 각 설명변수들의 회귀계수를 추정한 후, 추정된 회귀계수들의 시계열 평균값 및 t-값을 〈Table 7〉에 보고하였다.

Table 7. Return Predictability of CTO: Fama-MacBeth Firm-Level Regression Results

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
CTO	-0.693	(-3.00)	-0.516	(-2.75)	-0.372	(-2.39)	-0.417	(-2.05)
OTC							-1.061	(-1.50)
Log(MV)			-0.344	(-3.05)	-0.321	(-3.09)	-0.327	(-3.20)
Log(BM)			0.865	(4.89)	0.850	(5.42)	0.846	(5.40)
MKTbeta			0.692	(3.71)	0.587	(3.26)	0.563	(3.29)
SMBbeta			0.267	(1.00)	0.289	(1.00)	0.265	(1.00)
HMLbeta			-0.406	(-1.01)	-0.439	(-1.01)	-0.403	(-1.01)
MOM					0.002	(0.84)	0.002	(0.91)
AMIHUDD					0.029	(1.10)	0.026	(0.98)
REV					-0.017	(-2.70)	0.039	(1.17)

먼저 MODEL 1에서 CTO 변수를 단일 설명변수로 사용한 경우, 회귀계수가 -0.693이고 t-값이 -3.00으로 강한 유의성을 나타낸다. 이는 금월 CTO가 높은 종목일수록 해당 종목의 주가가 과대평가되는 현상이 존재하며, 이 때문에 익월 수익률에 반전이 일어난다고 해석할 수 있다. MODEL 2는 CTO 외에 기업의 특성변수인 기업규모(Log(MV)), 장부가대시장가비율(Log(BM)), Fama-French의 3요인 베타(MKTbeta, SMBbeta, HMLbeta) 등을 통제한 결과이다. 여기서 Log(MV)의 회귀계수는 -0.344이고 t-값이 -3.05로 유의한 음의 값을 보이며, 이는 Banz(1981)이 제시한 소형주의 리스크 프리미엄을 의미한다고 볼 수 있다. Log(BM) 및 MKTbeta의 회귀계수도 각각 통계적으로 유의하게 나타난 반면, SMBbeta와 HMLbeta는 유의성을 갖지 않았다. 무엇보다도, 이러한 기업 특성 변수들을 통제한 후에도 CTO의 회귀계수는 여전히 -0.516으로 유의하다. Model 3에서 모멘텀(MOM), 유동성(AMIHUDD) 및 단기적 수익률 반전(REV)을 설명변수에 추가하여도 CTO의 회귀계수는 -0.372이며 t-값이 -2.39로서 유사한 결과를 얻는다.

Model 1~3의 결과는 통계적으로 유의하나, 이것이 경제적으로 얼마나 의미가 있는지 검토할 필요가 있다. <Table 1>에 의하면 CTO 상위 10% 종목과 하위 10% 종목의 CTO 값 차이는 평균 $0.64\% - (-0.53\%) = 1.17\%$ 이다. 이 스프레드를 Model 3에서의 CTO의 회귀계수와 곱하면, $1.17\% * (-0.372) = -0.435\% = -43.5 \text{ bp}$ 에 해당하는 리스크 프리미엄을 얻게 된다. 이를 연 단위로 환산하면 $-0.435\% * 12 = 5.22\%$ 로서, 충분한 경제적 의미가 있음을 확인할 수 있다.

마지막으로, 종속변수($RET_{i,t+i}$)에 영향을 미칠 수 있는 또다른 변수로 OTC를 추가적으로 고려할 필요가 있다. <Table 3>에서 CTO와 OTC는 음(-)의 상관관계가 있음을 언급한 바 있다. 이는 투자자의 투자심리가 긍정적인 종목일수록 전일 종가대비 다음 날 시가가 올라 야간수익률이 비정상적으로 높고, 다음 날 주간의 정상거래시간 동안 가격반전이 일어나기 때문으로 해석된다. 따라서 CTO 이외에도, 다음 달 수익률($RET_{i,t+i}$)을 설명하는데 있어 OTC 또한 유용한 변수일 수 있다. Model 4는 이러한 가능성을 검증한 결과이다. OTC를 추가로 통제한 이후에도 CTO의 회귀계수는 -0.417이고, t-값은 -2.05로 여전히 유의한 음(-)의 값을 가진다는 것을 알 수 있다. 반면 OTC의 회귀계수는 -1.061이나, t-값이 -1.50으로 10% 수준에서 유의하지 않다. 따라서 다음 달 수익률을 설명함에 있어 OTC보다 CTO가 더 근본적인 변수이며, OTC를 통제한 후에도 CTO의 설명력은 강건하게 유지된다.

V. 결론

본 연구는 전일 종가부터 금일 시가까지 측정된 야간수익률이 개별 종목의 투자자 심리를 반영하는 지표로서 주식수익률의 횡단면에 대한 예측력을 갖는지 살펴보고자 하였다. 본 연구의 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 국내 주식시장에서 전월의 일평균 야간수익률이 큰 종목으로 구성된 포트폴리오는 금월에 음(-)의 위험조정 수익률을 나타낸다. 이는 야간수익률이 큰 종목일수록 상대적으로 고평가되었음을 의미하는 결과이다. 둘째, Barber, Odean and Zhu (2009)가 발견한 투자자 심리의 지속성과 유사하게, 높거나 낮은 야간수익률은 동일한 방향으로 적어도 6개월 이상의 지속성을 보인다. 셋째, Fama-MacBeth 횡단면 회귀분석에 의해 주식의 기대수익률에 영향을 미칠 수 있는 다양한 기업특성변수들을 통제한 후에도 야간수익률은 기대수익률에 대해 유의한 음(-)의 설명력을 강건하게 유지한다. 이는 야간수익률이 기존의 가격결정모형에서 발견되지 않은, 기대수익률의 횡단면을 설명하는 새로운 변수임을 의미한다.

본 연구는 국내 주식시장에서 야간수익률이 개별 종목 단위에서 투자자 심리를 측정하는 유용한 변수가 될 수 있으며, 특히 주가에 영향을 미칠 수 있는 새로운 변수임을 발견하였다는 데서 가장 큰 기여점이 있다. 나아가 실무적으로도 야간수익률을 고려한 투자전략의 가능성을 제시하였다는 점에서도 그 의의를 찾을 수 있다.

References

- Aboody, D., O. Even-Tov, R. Lehavy and B. Trueman (2018), "Overnight Returns and Firm-Specific Investor Sentiment", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 53(2), 485-505.
- Baker, M. and J. Wurgler (2006), "Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns", *Journal of Finance*, 61(4), 1645-1680.
- Baker, M., J. Wurgler and Y. Yuan (2012), "Global, Local, and Contagious Investor Sentiment", *Journal of Financial Economics*, 104(2), 272-287.
- Banz, R. W. (1981), "The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks", *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18.
- Barber, B. M. and T. Odean (2008), "All That Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors", *Review of Financial Studies*, 21(2), 785-818.
- Barber, B. M., T. Odean and N. Zhu (2009), "Do Retail Trades Move Markets?", *Review of Financial Studies*, 22(1), 151-186.
- Berkman, H., P. Koch, L. Tuttle and Y. Zhang (2012), "Paying Attention: Overnight Returns and the Hidden Cost of Buying at the Open", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47(4), 715-741.
- Branch, B. and A. Ma (2012), "Overnight Return, the Invisible Hand behind Intraday Returns", *Journal of Applied Finance*, 22(2), 90-100.
- Branch, B., A. Ma and J. Sawyer (2010), "Around-the-Clock Performance of Closed-End Funds", *Financial Management*, 39(3), 1177-1196.
- Byun, Jin-Ho and Keun-Soo Kim (2012), "Application of Investor Sentiment Index in Financial Studies", *The Korean Journal of Financial Management*, 30(4), 255-248.
- Carhart, M. M. (1997), "On Persistence in Mutual Fund Performance", *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Choi, Hong-Sik and Jae-Hoon Hahn (2016), "Attention-Driven Trading and Intraday Return Reversal: Empirical Evidence from the KOSDAQ Market", *The Korean Journal of Financial Management*, 33(4), 113-140.
- Fama, E. F. and K. R. French (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.

- Fama, E. F. and J. D. MacBeth (1973), "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, 81, 607-636.
- Kang, Jang-Koo, Kyung-Yoon Kwon and Myung-Hwa Sim (2013), "Retail Investor Sentiment and Stock Returns", *The Korean Journal of Financial Management*, 30(3), 35-68.
- Kong, Ok-Rye and Dae-Keun Park (2013), "The Impact of Attention Effect on the Buying Behavior of Investors in the Korea Stock Market", *The Korean Journal of Financial Engineering*, 12(3), 75-98.
- Kumar, A. and C. M. C. Lee (2006), "Retail Investor Sentiment and Return Comovements", *Journal of Finance*, 61(5), 2451-2486.
- Lee, C. M. C., A. Shleifer and R. H. Thaler (1991), "Investor Sentiment and the Closed-End Fund Puzzle", *Journal of Finance*, 46(1), 75-109.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987), "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55, 703-708.
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley (1990), "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(4), 441-468.
- Yu, J. and Y. Yuan (2011), "Investor Sentiment and the Mean-Variance Relation", *Journal of Financial Economics*, 100(2), 367-381.