

거래량이 복권특성 종목의 기대수익률에 미치는 영향

전용호
인천대학교 경영학부 교수

Trading Volume and Overpricing of Lottery-type Stocks

Yong-Ho Cheon^a

^a School of Business Administration, Incheon National University, South Korea

Received 28 February 2023, Revised 18 March 2023, Accepted 25 March 2023

Abstract

Purpose - The purpose of this study is to examine whether trading volume amplifies the extent to which lottery-type stocks are overpriced, and whether economic sentiment index explains time-variation in the magnitude of the volume amplification effect.

Design/methodology/approach - We examine monthly returns on 5x5 monthly bivariate portfolios formed by lottery characteristics (measured by maximum daily return) and trading volume. In addition, we perform time-series regression tests to examine how the volume amplification effect changes in high and low economic sentiment periods, after controlling for Fama-French three factors.

Findings - Our bivariate portfolio analysis shows that the overpricing of lottery-type stocks are mostly pronounced among high trading volume stocks. In contrast, for low trading volume stocks, overpricing of lottery-type stocks appears to vanish. Furthermore, the amplification effect of trading volume on overpricing of lottery-type stock is concentrated in high economic sentiment periods.

Research implications or Originality - This study is the first attempt to examine whether trading volume drives lottery-type stocks' overpricing in the Korean stock market. Furthermore, our analysis unveils the time-varying nature of volume amplification effect. The results suggest that trading volume might play an important hidden role in asset pricing, opening a new line of researches in the future.

Keywords: Trading Volume, Lottery-type Stocks, Maximum Daily Return, Economic Sentiment Index, Volume Amplification

JEL Classifications: G11, G12, G14

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

I. 서론

개별 종목의 주식 거래량 데이터로 그 종목의 미래 주가를 예측할 수 있는지는 학계와 업계의 공통적인 관심사로 많은 이론 및 실증 연구가 이루어져 왔다(Kyle(1985), Campbell et al.(1993), Wang(1994), Lee and Swaminathan(2000), Gervais et al.(2001), Scheinkman and Xiong(2003), Barberis et al.(2018) 등). 그러나 거래량의 미래 수익률 예측력에 대한 기존 연구들은 대체로 일관적인 결과를 보이지 않는 것으로 알려져 있다. 예컨대 Gervais et al.(2001)은 평소보다 거래량이 많은 종목일수록 다음 달의 수익률이 높아진다는 점을 보고한 반면, Lee and Swaminathan(2000)은 과거 거래량이 많은 종목들일수록 성장주(growth stocks)의 특성을 띠는 경향이 있으며, 현재가격이 고평가됨으로써 낮은 미래 수익률을 나타낸다고 주장하였다.

이와 관련하여 최근 주목할 만한 연구는 Han et al.(2022)이 보고한 거래량과 주식의 가격오류(mispricing)의 관계에 대한 분석이다. 이들은 투자론 분야의 기존 연구에서 발표된 다양한 가격오류, 즉 고평가 또는 저평가 현상은 횡단면적으로 볼 때 특히 거래량이 많은 종목에 집중적으로 나타난다는 점을 발견하였다. 반면, 거래량이 적은 종목에서는 기존에 보고된 고평가 또는 저평가 현상이 유의하게 관찰되지 않았다. 이로부터 Han et al.(2022)는 거래량이 주가의 가격오류를 증폭시키는 효과가 있다고 주장하였다.

본 연구는 이와 같은 Han et al.(2022)의 주장이 국내 주식시장에서도 성립하는지를 살펴보고자 한다. 특히 본 연구에서는 본질가치에 비해 주가가 고평가된다고 알려진 복권적 특성을 가진 종목들에 주목하였다. Bali et al.(2011)에 의하면 전월의 일별수익률 중 최대값(이하 "MAX"로 표기)이 높은 종목일수록 복권의 특성을 띤다고 볼 수 있고, 투자자들은 낮은 확률이지만 '대박'의 기회를 추구하기 위해 이러한 복권특성 종목들을 기꺼이 본질가치보다 비싼 가격에 매매한다. 그 때문에 복권특성 종목들로 구성된 포트폴리오는 익월에 평균적으로 유의한 음(-)의 수익률을 나타낸다. 그리고 복권특성 종목이 고평가되는 현상은 국내 주식시장에서도 강장구·심명화(2014) 및 Cheon and Lee(2018)에 의해 보고된 바 있다. 이러한 배경에서 본 연구는 복권특성 종목에 대한 고평가 현상이, 그 중에서도 주로 거래량이 많은 종목에 집중되어 나타나는지에 대해 살펴보고자 한다.

본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 포트폴리오 수준의 분석에서, 복권특성이 강하면서도 그와 동시에 거래량이 많은 종목들로 이루어진 포트폴리오는 주가의 고평가 현상이 매우 유의하게 나타난 반면, 복권특성이 강하면서도 거래량이 적은 종목들로 구성된 포트폴리오는 고평가 현상이 유의하게 관찰되지 않았다. 이러한 결과는 복권특성 종목에 대해 '평균적으로' 고평가 현상이 존재한다고 하더라도, 실제로는 그러한 고평가 현상이 복권특성 종목들 중에서도 거래량이 많은 종목에서 제한적으로 나타남을 의미한다.

둘째, 개별종목 수준의 분석에서, 각 종목의 익월 수익률에 영향을 미칠 수 있는 기업규모, 장부가대시장가, 시장베타, 유동성, 왜도, 모멘텀, 금월 수익률 등의 다양한 종목특성 변수들을 통제한 후에도, 금월의 복권특성과 거래량의 교차항은 익월 수익률에 대해 유의한 음(-)의 설명력을 나타내었다. 이는 금월 복권특성이 강한 종목 중에서도 거래량이 많은 종목의 익월 수익률이 더욱 낮음을 의미하는 것으로, 개별 종목 수준에서도 거래량에 의한 가격오류의 증폭현상이 나타나는 증거로 볼 수 있다.

셋째, 거래량이 복권특성 종목의 고평가를 유발하는 정도가 시간에 따라 변화하는지를 살펴본 결과, 주로 시장의 경제심리지수가 높을 때(즉 투자자의 심리가 긍정적일 때) 이러한 거래량에 의한 고평가 현상이 강하게 일어남을 발견하였다. 반면 경제심리지수가 낮은 시기에는 거래량에 의해 유발되는 고평가 현상의 정도가 현저히 약한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Stambaugh et al.(2015) 및 Han et al.(2022)에서 주가의 고평가 현상이 주로 투자심리지수가 높을 때 두드러지게 발생하는 것과 부합하는 결과이다.

본 연구는 다음과 같은 측면에서 기존 연구와 차별점을 가진다. 첫째, 국내 주식시장을 대상으로 거래량 변수가 복권특성 종목의 가격오류(고평가)에 영향을 미치는 요인인지를 파악하고자 하였다. 거래량과 미래 수익률의 상관관계를 직접적으로 분석한 과거 국내 연구는 감형규·신용재(2012), 이용대·박현기·김수욱(2015) 등 일부가 있으나, 본 연구는 기존 연구에서 보고된 가격오류 현상이 거래량에 의해 유발된 것인지를 Han et al.(2022)의 방법론에 따라 더 자세히 살펴보는데 초점이 있어 본 연구와 차이가 있다.

둘째, 30년 이상의 장기 시계열자료를 바탕으로, 국내 주식시장에서 거래량의 가격오류 증폭효과가 시간의 흐름에 따라 달라지는지 조사하였다. 구체적으로, 투자자 심리의 시간적 변화에 따라 거래량이 가격오류에 미치는 영향이 달라질 수 있는지를 검증하였다.

논문의 나머지 부분은 다음과 같다. II장에서는 주식의 가격오류 및 거래량과 관련된 국내의 선행연구를 검토한다. III장에서는 본 연구에 쓰인 자료 및 그 특성을 설명한다. IV장에서는 분석결과를 제시한다. 마지막으로 V장에서는 논의를 요약하고 결론을 제시한다.

II. 선행연구

본 연구는 복권특성을 가진 종목의 (본질가치 대비) 고평가 현상이 거래량이 높은 종목에서 특히 강하게 나타나는지를 검증하는 것이 목적으로, 횡단면 기대수익률(cross-sectional expected return)에 영향을 미치는 요인에 대한 다양한 기존의 연구들과 연관성이 있다.

먼저 복권특성 종목의 고평가 현상에 대한 대표적인 연구로는 Bali et al.(2011)이 있다. 이들은 개별 종목에 대해 금월의 일별 수익률 중 최대값(MAX)을 그 종목의 복권특성으로 간주하였다. 그리고 금월의 MAX와 익월의 수익률 간에 음(-)의 횡단면 상관관계가 있음을 실증적으로 제시함으로써 미국 주식시장에서 MAX가 큰 종목일수록 주가가 고평가되는 특성이 있다고 주장하였다.

Cheon and Lee(2018)는 Bali et al.(2011)의 연구를 전세계 42개국에 대해 확장함으로써 복권특성 종목이 고평가되는 현상이 미국 뿐만 아니라 다른 주요 국가의 주식시장에서도 보편적으로 관찰되는 현상임을 보고하였다. 나아가, 사회문화적인 측면에서 해당 국가의 국민이 개인주의적인 경향을 가진 국가일수록 투자자들의 자기과신이 강한 특성이 있고, 이에 따라 복권특성 종목에 대한 고평가 현상이 더욱 두드러지게 나타난다는 증거를 제시하였다.

한편 거래량이 기대수익률에 미치는 영향에 대해서는 많은 연구가 있으나, 일관된 결론에 이르지 못하고 있다. 예컨대 Gervais, et al.(2001)은 평소보다 특별히 높은 거래량이 관찰된 날 또는 주가 있는 경우, 해당 종목이 투자자들에게 가시성(visibility)이 증가함으로써 익월의 수익률이 높아지는 경향이 있다고 주장하였다. Kaniel et al.(2012)는 연구자료를 주요 41개국에 대해 확장함으로써, 이와 같은 거래량에 대한 수익률 프리미엄 현상이 미국 주식시장 외에서도 보편적으로 관찰되는 현상임을 제시하였다. 반면, 이와 반대로 Lee and Swaminathan(2000)은 과거 거래량이 많은 종목일수록 성장주(growth stocks)의 특성을 띠는 경향이 있으며, 현재가격이 고평가됨으로써 낮은 미래 수익률을 나타낸다고 보고하였다.

한편, 주가의 오류와 관련한 이론적 연구로 Atmaz and Basak(2018)은 투자자들의 평균적 기대수익률에 대한 편의(average expectation bias)의 방향과 투자자들간 향후 수익률 전망에 대한 의견불일치(investor disagreement)의 정도가 공통적으로 주식의 가격오류(mispricing)에 영향을 미친다는 이론적 증명을 제시하였다. 이들의 주장을 간단히 살펴보면, 어느 종목에 대해 긍정적인 뉴스가 발표된 이후에는 낙관적 투자자들의 믿음이 더 지지되고, 투자자들은 그 종목의 향후 전망에 대해 낙관적인 편의를 갖게 된다. 반면 부정적인 뉴스의 발표 이후에는 비관적 투자자의 의견에 상대적으로 무게가 실리면서 그 종목의 전망은 비관적인 편의를 형성한다. 뿐만 아니라, Atmaz and Basak(2018)은 투자자들 사이의 의견불일치 정도가 시장에 대한 긍정 또는 부정의 전망을 더욱 증폭하는 효과가 있음을 이론적으로 보였다. 예컨대 투자자들이 미래 전망에 대해 낙관적인 태도를 갖는 경우, 투자자들간 의견불일치가 심할수록 투자자들은

평균적으로 더욱 낙관적 편의를 갖게 되며, 그 결과 주가가 고평가되는 경향이 심화됨으로써 기대수익률이 낮아진다는 것이다. 반대로 투자자들이 비관적인 경우, 의견불일치가 심할수록 투자자들은 평균적으로 더욱 비관적 편의를 갖게 되어 주가가 저평가되는 경향이 강해지고 이에 따라 기대수익률이 높아진다.

이와 관련하여 Han et al.(2022)는 Atmaz and Basak(2018)의 주장을 실증적으로 검증하고자 하였다. 특히, Diether et al.(2002), Boehme et al.(2006), Banerjee (2011) 등을 근거로 개별 종목에 대한 투자자들의 의견불일치를 측정하는 지표로서 이들은 그 종목의 거래량을 사용하였다. Han et al.(2022)가 기존 문헌에 근거하여 고평가 또는 저평가가 발생하였다고 간주되는 종목들을 횡단면적으로 분석한 결과, 거래량이 많은 종목일수록 이와 같은 고평가 또는 저평가 현상이 강하게 나타난다는 것을 발견하였다. 이로부터 이들은 거래량이 주식의 가격오류를 증폭하는 효과가 있다고 추론하였다.

나아가, Han et al.(2022)는 개별 종목에 대한 투자자들의 의견 불일치의 정도는 시간의 흐름에 따라 변화할 수 있고, 이에 따라 거래량에 의해 주식의 가격오류가 증폭되는 크기도 시간에 따라 달라질 수 있다고 추론하였다. 이를 위해 Baker and Wurgler(2006)가 제시한 투자자 심리지수(investor sentiment index)를 사용하여 분석한 결과, 거래량에 의한 가격오류의 증폭효과는 특히 투자자 심리지수가 긍정적인 시기에서 더욱 두드러지게 나타남을 실증적으로 확인하였다.

한편, 가격오류와 관련된 국내 논문들을 살펴보면, 강장구·심명화(2014)는 국내 주식시장을 대상으로 Bali et al.(2011)의 주장을 검증하였다. 그 결과, 국내 주식시장에서도 전월의 MAX가 높은 종목(High MAX)일수록 전월의 MAX가 낮은 종목(Low MAX)에 비해 상대적으로 고평가되는 현상이 존재함을 보고한 바 있다.

거래량과 수익률의 관계를 분석한 논문으로 감형규·신용재(2012)는 과거 거래량 및 수익률을 기준으로 포트폴리오를 구성하고 이후 3년간의 투자성적을 측정하였다. 그 결과 거래량이 많은 패자 포트폴리오와 승자 포트폴리오는 양(+)의 누적수익률을 나타냈으나, 거래량이 적은 패자포트폴리오와 승자 포트폴리오는 음(-)의 누적수익률이 관찰됨을 보고하였다.

반면 이용대·박현기·김수욱(2015)은 주식수익률과 거래량의 인과관계를 분석한 결과, 거래량이 주식수익률을 선도하는 유의한 증거를 발견하지 못했으며, 이에 따라 주식시장에서 거래량 자료를 활용한 초과이익을 얻는 것이 불가능하다고 주장하였다.

이와 같이 기존의 국내 연구들은 가격오류 또는 거래량 중 하나의 변수에 초점을 맞추어 분석한 논문들이 대부분이다. 반면, 본 연구는 국내 주식시장에서도 발견된 High MAX 종목의 고평가 현상의 정도가 특히 Atmaz and Basak(2018)이 예측한 대로 거래량과 관련이 있는지를 검증하였다는 점에서 기존의 국내 논문과 차별점이 있다.

III. 자료

이 논문에서 사용한 자료는 국내 KOSPI 시장의 종목별 거래자료 및 개별 종목에 대한 자료이며, (주) FnGuide에서 제공하는 DataGuide 데이터베이스에서 다운로드받아서 사용하였다.

표본기간은 1990년 1월부터 2021년 12월까지 총 32년(384개월)이다. 표본자료는 보통주만을 대상으로 하였으며, 우선주는 제외하였다. 또한 유동성이 매우 적은 일부 종목의 극단적인 주요 관찰값이 전체 분석결과를 왜곡하는 것을 피하기 위해 월 거래일이 15일 미만인 종목과 전체 거래월수가 24개월 이하인 종목은 제외하였다.

Table 1. Summary Statistics

Time-series averages of cross-sectional distribution of firm characteristics						
	p95	p75	Median	Std. Dev.	p25	p5
MAX(%)	12.72	7.97	5.74	4.20	4.08	2.27
VOLUME(%)	101.45	26.83	12.17	53.35	5.45	1.39
MRET(%)	24.96	6.89	-0.51	15.82	-6.69	-16.82
MV(billion ₩)	3,782	386	113	4,967	48	18
BM	3.74	2.02	1.24	7.47	0.70	-1.21
BETA	1.86	1.12	0.69	0.79	0.29	-0.36
AMIHU	4.90	0.45	0.12	196.39	0.03	0.00
SKEWNESS	1.56	0.71	0.26	0.80	-0.16	-0.89
MOM(%)	104.34	30.62	2.83	59.39	-17.09	-43.90

(Table 1)은 매 월 전체 종목에 대해 주요 변수들의 횡단면 분포값을 구하고, 이를 전체 표본기간에 걸쳐 시계열 평균한 결과를 나타낸다. 이 표의 주요 변수의 정의는 다음과 같다:

- $MAX_{i,t}$: i 종목의 t월 한 달간의 일별수익률 중 최대값
- $VOLUME_{i,t}$: i 종목의 t월 한 달간의 거래량 회전율로, 1개월간 거래주식수를 발행주식수로 나눈 값
- $MRET_{i,t}$: i 종목의 t월 한 달간의 월간수익률
- $MV_{i,t}$: i 종목의 t월 말일 기준의 보통주 시가총액(10억원 단위)
- $BM_{i,t}$: Fama and French(1992)의 정의에 따라, i 종목의 전년도말 장부가치를 직전년도 말의 시가총액으로 나눈 값(Book-to-Market ratio)
- $BETA_{i,t}$: i 종목의 t월 한 달간의 일별 수익률을 t월 한 달간의 일별 시장수익률(KOSPI 지수수익률)에 대하여 아래 식과 같이 회귀분석하여 추정된 베타값을 의미한다:

$$R_{i,d} - r_{f,d} = \alpha_i + \beta_i (R_{m,d} - r_{f,d}) + \epsilon_{i,d} \tag{1}$$

여기서 $R_{i,d}$ 는 i 종목의 d일의 수익률, $r_{f,d}$ 는 무위험자산의 대응치로 선택한 3년 만기 국고채의 d일의 수익률, $R_{m,d}$ 는 KOSPI 지수의 d일의 수익률이다.

- $AMIHU_{i,t}$: Amihud(2002)의 정의에 따른 유동성 지표로, i 종목의 t월 한 달간의 월간 수익률의 절대값을 i 종목의 t 월의 총 거래대금으로 나눈 값으로 다음과 같이 정의된다:

$$AMIHU_{i,t} = \frac{|R_{i,t}|}{TRDVAL_{i,t}} \times 10^8 \tag{2}$$

여기서 $R_{i,t}$ 는 i 종목의 t월 한 달간의 월간 수익률이며, $TRDVAL_{i,t}$ 는 i 종목의 t월 한 달간의 총 거래대금(원)을 의미한다. 이 때, 분모가 분자에 비해 커서 전체적으로 매우 작은 값이 되므로, 편의상 10^8 을 곱하여 사용한다.

- $SKEWNESS_{i,t}$: i 종목의 t월 한 달간의 일별수익률의 왜도(skewness)로, 다음과 같이 계산된다:

$$SKEWNESS = \frac{1}{D_i} \sum_{d=1}^{D_i} \left(\frac{R_{i,d} - \mu_i}{\sigma_i} \right)^3 \tag{3}$$

여기서 $R_{i,d}$ 는 i 종목의 d 일의 수익률, μ_i 는 i 종목의 t 월 한 달간 일별수익률의 평균값, σ_i 는 i 종목의 t 월의 한 달간 일별수익률의 표준편차이다.

- $MOM_{i,t}$: i 종목의 $[t-12, t-2]$ 월 기간 동안의 누적수익률

MAX의 분포를 보면, 상위 5%(p95)는 약 12.72%인 반면, 하위 5%(p5)는 2.27%로 약 10% 포인트 이상의 편차가 존재한다. 또한, 이 논문의 주요 관심변수인 월평균 거래량(Volume)의 경우에도 상위 5%는 101%인데 비해, 하위 5%는 1.39%로 약 70배의 차이가 존재하는 것을 볼 수 있다. MV도 상위 5% 종목의 시가총액의 평균은 3.78조원이나 하위 5% 종목의 시가총액 평균은 182.8억원으로 약 20배 가까운 차이가 있으며, SKEWNESS의 경우에도 중앙값(median)이 0.26으로 평균적으로 양(+)의 왜도를 가지고 있으며, 이는 미국 주식시장의 수익률이 양(+)의 왜도값을 가지고 있다는 Albuquerque(2012)의 연구와 일치하는 결과이다.

IV. 분석결과

1. MAX와 기대수익률 간 상관관계: 포트폴리오 수준 분석

강장구·심명화(2014)는 Bali et al.(2011)의 방법론을 적용하여 국내 주식시장에서도 미국 주식장에서와 마찬가지로 전월의 MAX가 높은 종목(High MAX)일수록 전월의 MAX가 낮은 종목(Low MAX)에 비해 상대적으로 고평가되는 현상이 존재함을 보고한 바 있다.

이처럼 High MAX 종목이 실제가치보다 고평가되는 이유는, Bali et al.(2011)에 의하면 투자자들이 이러한 특성의 종목을 마치 복권처럼 간주하는 경향이 있기 때문이다. High MAX 종목의 수익률은 대체로 변동성이 크며 강한 양(+)의 왜도를 갖는 특성이 있고, 이에 따라 가능성은 매우 낮지만 미래에 큰 이익을 볼 가능성이 존재한다. 투자자들은 바로 이러한 '대박'의 기회를 추구하기 위해 본질가치보다 기꺼이 더 비싼 가격으로 매매한다는 것이다. 이에 따라 High MAX 종목으로 이루어진 '고평가된' 포트폴리오는 그렇지 않은 종목들에 비해 평균적으로 더 낮은 수익률을 나타내게 된다.

Table 2. Monthly Returns on Decile Portfolios of Stocks Sorted by MAX

MAX Decile	Raw return(%)	(t-value)	FF-4 alpha(%)	(t-value)	FF-5 alpha(%)	(t-value)
Low MAX	0.56	(1.50)	-0.12	(-0.55)	-0.13	(-0.59)
2	0.77	(2.03)	0.17	(0.82)	0.09	(0.46)
3	0.81	(1.86)	0.14	(0.77)	0.12	(0.64)
4	0.55	(1.18)	0.03	(0.12)	0.01	(0.04)
5	0.75	(1.68)	0.07	(0.34)	0.11	(0.53)
6	0.76	(1.80)	0.14	(0.69)	0.19	(0.94)
7	0.80	(1.70)	0.18	(0.78)	0.30	(1.33)
8	0.96	(1.85)	0.22	(0.82)	0.26	(0.95)

9	0.77	(1.50)	0.06	(0.23)	0.15	(0.54)
High MAX	-0.69	(-1.23)	-1.32	(-3.57)	-1.18	(-3.20)
HM - LM	-1.26	(-2.66)	-1.20	(-2.66)	-1.05	(-2.32)

(Table 2)는 본 연구에 사용된 국내 KOSPI시장 자료로 High MAX 종목이 Low MAX 종목에 비해 상대적으로 고평가되는지를 재확인한 결과이다. 매월, 전체 종목을 전월의 MAX의 크기 순으로 10개의 포트폴리오로 나눈 후, 각 포트폴리오를 1개월간 보유했다고 가정했을 때의 가치가중 단순수익률(Raw return)을 구한다. 그리고 이와 같이 구한 월별 Raw Return의 시계열의 평균값을 (Table 2)의 두 번째 열에 나타냈다. 세 번째 열에서는 Newey and West(1987)의 방법에 따라 표준오차를 수정하고, 그에 따른 t-값을 표시하였다.

먼저 Raw return의 경우를 살펴보면, Low MAX 포트폴리오부터 9번째 포트폴리오까지는 Raw return이 양(+)의 부호를 갖는다. 반면, High MAX 포트폴리오의 수익률은 -0.69%로서 (비록 통계적으로 유의하지는 않으나) 음(-)의 부호로 반전된다. 나아가, Low MAX 포트폴리오를 매수하고 High MAX 포트폴리오를 매도하여 구성한 무비용 포트폴리오(HM - LM)의 수익률은 -1.26%이고, t-값이 -2.66으로 통계적으로 유의하다. 이는 High MAX 포트폴리오가 Low MAX 포트폴리오보다 상대적으로 고평가되어 있음을 의미한다.

다만 이러한 HM-LM 포트폴리오의 음(-)의 수익률은 시장의 체계적 위험요인에 의한 결과일 수 있으므로, 위험요인을 통제된 후의 수익률을 조사할 필요가 있다. 이를 위해 Fama-French의 4요인 모형과 5요인 모형을 고려하였다(이하 FF-4 및 FF-5로 표기).

FF-4 모형은 Fama and French (1993)가 제안한 RMRF(시장위험요인), SMB(기업규모요인), HML(장부가대시장가요인)의 3요인 모형에 Carhart(1997)가 제시한 MOM(모멘텀요인)을 추가한 것이다. 국내 KOSPI 시장 자료를 사용하여 FF-4 모형을 구성하고, 이를 통해 위험조정수익률(FF-4 alpha)를 추정하였다.

(Table 2)에서 FF-4 모형에 의한 위험조정수익률(FF-4 alpha)의 분석결과를 살펴보면, Low MAX 포트폴리오부터 9번째 포트폴리오의 알파는 통계적으로 유의하지 않은 반면, High MAX 포트폴리오의 알파는 -1.32%로 음(-)의 부호를 가지며, t-값도 -3.57로 매우 유의하다. 이에 따라 HM - LM 포트폴리오의 알파도 -1.20%이며, t-값 역시 -2.66으로 통계적으로 유의한 값을 나타낸다.

한편, Fama and French(2015)는 기존 Fama and French(1993)에서 제시한 3요인 외에 수익성요인(RMW: Robust Minus Weak)과 투자성향요인(CMA: Conservative Minus Aggressive)을 추가한 5요인 모형을 제시한 바 있다. 본 연구에서도 국내 KOSPI 시장 자료를 사용하여 Fama and French(2015)가 제시한 방법으로 FF-5 모형을 구성하고, 이를 통해 각 포트폴리오의 위험조정수익률을 계산하였다(이하 FF-5 로 표시).

FF-5 alpha를 추정한 결과는 FF-4 alpha의 결과와 매우 유사하다. 즉 Low MAX 포트폴리오부터 9번째 포트폴리오의 알파는 유의하지 않으나, High MAX 포트폴리오의 알파는 -1.18%이며, t-값이 -3.20으로 매우 유의하다. HM - LM 포트폴리오의 알파 또한 -1.05%이고 t-값이 -2.32로서 유의한 값을 나타낸다고 할 수 있다.

(Table 2)의 결과로부터, 강장구·심명화(2014)에서와 같이 국내 주식시장에서 High MAX 포트폴리오가 Low MAX 포트폴리오보다 고평가되는 경향이 존재하며, 이러한 경향은 FF-4 및 FF-5 모형을 통해 체계적 위험요인을 통제된 후에도 여전히 성립한다는 사실을 알 수 있다. 다만 포트폴리오의 정렬 결과에서 일정한 패턴이 나타나기보다는 High MAX 폴리오에서만 고평가 현상이 두드러지고, High MAX 포트폴리오를 제외한 나머지 9개의 포트폴리오는 통계적으로 유의한 수익률을 보이고 있지 않다는 점도 언급할 만하다. 이는 MAX가 가장 높은 그룹에 속하는 종목들이 투자자들의 주목을 끌기 쉽기 때문에 고평가되는 반면, 그 외의 그룹들은 상대적으로 투자자들의 관심을 덜 받기 때문에 고평가 현상이 뚜렷하게 나타나지 않는 것으로 짐작된다.

2. MAX와 거래량을 기준으로 구성한 이중정렬(double sort) 포트폴리오의 기대수익률

〈Table 3〉은 이 논문의 핵심결과로서, 전월의 MAX와 전월의 거래량(Volume) 두 변수를 기준으로 독립적으로 구성한 5x5 포트폴리오의 월평균 단순수익률 및 위험조정수익률을 나타낸 표이다. 〈Table 1〉에서와 같이 여기서의 거래량(Volume)은 거래된 주식수를 발행주식수로 나눈 거래회전율을 의미한다.

Table 3. Raw Returns and FF Alphas on Portfolios of Stocks Sorted by MAX and VOLUME

Panel A. Raw returns							
	Low Volume	2	3	4	High Volume	HV - LV	(t-value)
Low MAX	1.12	0.63	0.80	0.95	0.28	-0.84	(-2.11)
2	1.01	0.40	0.98	0.51	0.23	-0.78	(-1.57)
3	0.73	0.84	1.05	0.99	0.49	-0.24	(-0.53)
4	0.89	0.63	1.37	1.09	-0.20	-1.09	(-2.01)
High MAX	0.85	0.90	-0.02	-0.14	-1.78	-2.63	(-3.64)
HM - LM	-0.29	0.28	-0.82	-1.09	-2.09	-1.80	(-2.34)
(t-value)	(-0.56)	(0.55)	(-1.84)	(-2.10)	(-3.42)		

Panel B. FF-4 alpha							
	Low Volume	2	3	4	High Volume	HV - LV	(t-value)
Low MAX	0.42	-0.09	0.13	0.20	-0.35	-0.77	(-1.95)
2	0.50	-0.34	0.28	-0.29	-0.49	-0.99	(-2.08)
3	0.12	0.17	0.34	0.15	-0.26	-0.38	(-0.90)
4	0.40	-0.18	0.58	0.30	-0.95	-1.35	(-2.71)
High MAX	0.33	0.03	-0.79	-0.87	-2.29	-2.62	(-3.94)
HM - LM	-0.10	0.12	-0.92	-1.07	-1.96	-1.87	(-2.49)
(t-value)	(-0.19)	(0.26)	(-2.17)	(-2.14)	(-3.37)		

Panel C. FF-5 alpha							
	Low Volume	2	3	4	High Volume	HV - LV	(t-value)
Low MAX	0.32	-0.14	0.11	0.20	-0.24	-0.55	(-1.43)
2	0.37	-0.33	0.29	-0.20	-0.40	-0.77	(-1.64)
3	0.09	0.22	0.44	0.28	-0.19	-0.28	(-0.65)
4	0.44	-0.16	0.67	0.51	-0.70	-1.14	(-2.29)
High MAX	0.24	0.10	-0.58	-0.59	-2.08	-2.32	(-3.37)
HM - LM	-0.09	0.25	-0.69	-0.78	-1.87	-1.78	(-2.33)
(t-value)	(-0.17)	(0.51)	(-1.65)	(-1.59)	(-3.16)		

Panel A에서는 매월, 전체 종목을 전월의 MAX 및 Volume의 크기를 기준으로 각각 5개씩의 포트폴리오를 독립적으로 구성함으로써 총 25개의 5x5 포트폴리오를 만들고, 각 포트폴리오를 1개월간 보유했다고 가정했을 때의 가치가중 단순수익률(Raw return)을 매월 구하여 그 시계열 평균을 나타냈다.

Panel A의 결과를 살펴보면, HM-LM(=High MAX - Low MAX) 포트폴리오의 수익률이 Volume의 크기에 따라 상당한 차이를 보임을 알 수 있다. 예를 들어 Low Volume 그룹만을 살펴보면, HM-LM은 -0.29%이고 통계적으로 유의하지 않다. 그러나 거래량이 증가함에 따라 HM-LM은 점차 감소하며, High Volume 그룹에서 HM-LM은 -1.78%이고 t-값이 -3.42로 매우 유의하다. 앞서 Table 1의 단일변수 분석에서 HM - LM이 -1.26%이고 t-값이 -2.66인 것과 비교할 때, 특히 High Volume 그룹에서 High MAX 포트폴리오의 Low MAX 포트폴리오에 대한 상대적인 고평가 현상이 더욱 강하게 나타나는 경향이 있음을 알 수 있다.

High MAX 포트폴리오들만을 살펴보면, HV-LV는 -2.63%이고 t-값이 -3.64로, Low Volume에서 High Volume 포트폴리오로 움직일수록 더욱 큰 음(-)의 수익률이 나타나는 것을 알 수 있다. 그리고 High Volume 그룹과 Low Volume 그룹 간에 HM-LM 값의 차이인 -1.80% (t=-2.34)는 거래량에 의한 가격오류의 증폭 효과(mispricing amplification effect)의 크기로 해석할 수 있다.

Panel B와 Panel C는 매월 MAX 및 Volume의 크기를 기준으로 만든 5x5 포트폴리오에 대해 각각 FF-4 및 FF-5 모형을 적용하여 추정된 위험조정수익률을 나타낸다.

Panel B와 Panel C의 결과도 Panel A와 유사하다. 즉 HM-LM 포트폴리오의 위험조정수익률이 Low Volume 그룹에서는 통계적 유의성을 나타내지 않는 반면, High Volume 그룹으로 갈수록 유의한 음(-)의 값을 가짐을 보여주고 있다.

〈Table 3〉의 결과를 종합해 볼 때, 거래량이 High MAX 포트폴리오의 Low MAX 포트폴리오에 대한 고평가 정도에 영향을 미치고 있음이 명백하다고 할 수 있다. 그렇다면 이러한 현상의 경제적 원인은 무엇일까?

이와 관련하여 Atmaz and Basak(2018)의 이론이 중요한 시사점을 제시한다. 이들은 투자자들의 평균적 기대수익률에 대한 편의(average expectation bias)의 방향과 투자자들간 향후 수익률 전망에 대한 의견불일치(investor disagreement)의 정도가 공통적으로 주가에 영향을 미친다는 이론적 증명을 제시하였다. 구체적으로, 어느 종목에 대해 긍정적인 뉴스가 발표된 이후에는 낙관적 투자자들의 믿음이 더 지지되고, 투자자들은 그 종목의 향후 전망에 대해 낙관적인 편의를 갖게 된다. 반면 부정적인 뉴스의 발표 이후에는 비관적 투자자의 의견에 상대적으로 무게가 실리면서 그 종목의 전망은 비관적인 편의를 형성한다.

뿐만 아니라, Atmaz and Basak(2018)은 투자자들 사이의 의견불일치 정도가 시장에 대한 긍정 또는 부정의 전망을 더욱 증폭하는 효과가 있음을 이론적으로 보였다. 예컨대 투자자들이 미래 전망에 대해 낙관적인 태도를 갖는 경우, 투자자들간 의견불일치가 심할수록 투자자들은 평균적으로 더욱 낙관적 편의를 갖게 되며, 그 결과 주가가 고평가되는 경향이 심화됨으로써 기대수익률이 낮아지게 된다는 것이다. 반대로 투자자들이 비관적인 경우, 의견불일치가 심할수록 투자자들은 평균적으로 더욱 비관적 편의를 갖게 되어 주가가 저평가되는 경향이 강해지고 이에 따라 기대수익률이 높아진다.

Atmaz and Basak(2018)의 주장에 비추어 볼 때, 〈Table 3〉의 결과는 거래량이 많을수록 투자자들이 낙관적 편의를 갖는 종목(즉 High MAX 종목)에 대한 고평가 경향이 더욱 강해진다는 것이다. 따라서 거래량이 그 종목의 투자자들간 의견불일치에 관한 정보를 담고 있는 변수라면, 본 연구의 결과는 Atmaz and Basak(2018)의 주장을 지지하는 실증적 근거로 제시될 수 있다. 실제로 Diether et al.(2002), Boehme et al.(2006), Banerjee(2006)등은 투자자들간 의견불일치를 측정하기 위해 거래량을 사용한다. 또한, Han et al.(2022), Hong and Stein(2007), Daniel and Hirshleifer(2015), Barberis(2018)등 다수의 연구에 의하면 거래량은 투자자들간 미래 주가 전망에 대한 의견불일치(investor disagreement)의 정도를 나타내는 변수라는 관점이 유력하다.

〈Table 3〉의 결과를 요약하면, High MAX 종목은 평균적으로 고평가되는 특성이 있는데, 그 중에서도 거래량이 많을수록 가격오류(고평가)가 심해짐으로써 다음 달에 더욱 큰 음(-)의 수익률을 나타낸다는 것이다. 따라서 거래량은 MAX와 같은 복권 특성을 갖는 종목의 수익률 고평가 현상을 더 깊게 이해하는데 있어 매우 중요한 변수라 할 수 있다.

3. MAX와 직전 3개월 거래량을 기준으로 구성한 이중정렬(double sort) 포트폴리오의 기대수익률

〈Table 3〉에서는 거래량(Volume)을 ‘직전 1개월의 거래회전율’로 정의한 바 있다. 그러나, 이러한 정의는 다소 임의적이고 연구자마다 서로 다른 정의를 사용하는 경우가 일반적이다. 예컨대 Han et al.(2022)은 거래량이 가격오류에 미치는 영향을 분석할 때, 직전 3개월의 회전율을 사용한 바 있다. 만약 거래량의 정의를 일부 변경하였을 때도 〈Table 3〉의 결과가 강건하게 유지되는지 살펴볼 필요가 있을 것이다.

Table 4. FF-5 Alphas on Portfolios of Stocks Sorted by MAX and Past Three-month VOLUME

	Low Volume	2	3	4	High Volume	HV - LV	(t-value)
Low MAX	0.41	0.74	0.80	0.87	0.36	-0.05	(-0.18)
2	0.60	0.75	1.00	0.65	0.22	-0.38	(-1.23)
3	0.96	0.67	1.15	0.60	0.17	-0.80	(-2.07)
4	0.50	0.99	1.02	0.63	-0.24	-0.74	(-2.07)
High MAX	0.63	0.79	0.46	-0.23	-1.71	-2.34	(-5.28)
HM - LM	0.21	0.04	-0.34	-1.10	-2.07	-2.28	(-5.00)
(t-value)	(0.66)	(0.15)	(-1.07)	(-3.20)	(-5.15)		

〈Table 4〉는 Han et al.(2022)에서와 동일하게 거래량을 ‘직전 3개월의 거래회전율’로 수정하여 정의한 후, MAX와 수정된 Volume 값을 기준으로 매월 5x5 포트폴리오를 구성하고, 25개 포트폴리오의 FF-5 위험조정수익률(알파)을 나타낸 것이다¹⁾

〈Table 4〉의 결과를 살펴보면 〈Table 3〉에서와 거의 유사한 패턴을 보이는 것을 알 수 있다. 즉 HM-LM은 Low Volume 그룹에서는 유의한 알파를 나타내지 않으나, 거래량이 증가할수록 알파가 대체로 감소하며, High Volume 그룹에서는 알파가 -2.07%이고 t-값이 -5.15로 매우 유의하다. 특히 거래량에 의한 가격오류의 증폭효과를 나타내는 지표인 Low Volume 그룹과 High Volume 그룹 간의 HM-LM 알파의 차이도 -2.28%이고 t-값이 -5.00으로 매우 유의하게 나타난다. 이를 〈Table 3〉에서의 Panel C에서의 거래량 변수의 증폭효과(-1.78%)와 비교하면, 거래량의 정의를 직전 3개월의 회전율로 변경하였을 때 가격오류에 대한 증폭효과가 더욱 커지는 것을 알 수 있다.

본 연구에서는 지면관계상 생략하였으나, 거래량의 정의를 직전 6개월의 거래량 회전율로 정의하여도 거의 유사한 결과를 얻을 수 있다. 따라서 거래량의 정의를 일부 바꾸더라도 본 연구의 핵심결과는 그대로 유지되거나, 오히려 더욱 강화된다고 할 수 있다. 또한 자료기간을 2000년대 이후로 한정하여도 거의 동일한 결과를 얻을 수 있다.

4. 강건성 검증: 소형주를 제외한 결과

Bali et al.(2011)에 의하면 High MAX 종목일수록 소형주이고 수익률의 변동성이 심한 특징이 있다. 특히, 이 논문은 주가의 가격오류에 대해 다루고 있으므로 일부 소형주의 극단적인 수익률 관찰값이 분석결과에 영향을 미치고 있을 가능성이 있다.

1) 단순수익률(Raw returns) 및 FF-4 위험조정수익률은 지면관계상 보고를 생략하였으나, 결과는 유사하다.

이러한 우려를 해소하기 위해, <Table 5>에서는 매월 시가총액 하위 10% 이하에 속하는 종목들을 분석대상에서 제외한 후에, <Table 3>에서와 같이 MAX와 Volume 두 변수의 크기를 기준으로 독립적으로 5x5 포트폴리오를 구성하고, 각 포트폴리오마다 FF-5 알파를 추정하였다.

Table 5. FF-5 Alphas on Portfolios of Stocks Sorted by MAX and VOLUME after Excluding Bottom 10% Small Stocks

	Low Volume	2	3	4	High Volume	HV - LV	(t-value)
Low MAX	0.29	-0.12	0.11	0.14	-0.27	-0.56	(-1.50)
2	0.24	-0.22	0.21	-0.29	-0.35	-0.59	(-1.31)
3	-0.28	0.25	0.29	0.17	-0.18	0.10	(0.25)
4	0.46	-0.12	0.95	0.30	-0.59	-1.05	(-1.95)
High MAX	-0.08	0.23	-0.58	-0.50	-2.04	-1.96	(-2.96)
HM - LM	-0.38	0.34	-0.69	-0.66	-1.79	-1.42	(-1.98)
(t-value)	(-0.77)	(0.74)	(-1.63)	(-1.32)	(-3.20)		

<Table 5>의 결과를 살펴보면, 시가총액 하위종목들을 제외하고 분석하여도 <Table 3>과 비교할 때 전체적인 결과에 큰 차이가 없음을 알 수 있다.

예컨대 Low Volume 그룹에서는 HM-LM은 유의한 알파를 나타내지 않으나, High Volume 그룹에서는 HM-LM의 알파 값이 -1.79%이며, t-값도 -3.20으로 유의하다. 즉 거래량이 많을수록 High MAX 포트폴리오의 Low MAX 포트폴리오에 대한 상대적인 고평가가 강해지는 현상은 Table 3의 결과와 동일하게 나타난다.

다만 <Table 3>과 비교할 때, 이와 같은 거래량의 가격오류 증폭효과는 다소 감소하는 것을 볼 수 있다. 즉 Low Volume 그룹과 High Volume 그룹간의 HM-LM의 차이는 -1.42%이고, t-값도 -1.98인 반면, <Table 3>의 Panel C에서는 두 Volume 그룹간의 HM-LM 값의 차이가 -1.78% 이고 t-값이 -2.33이다.

이는 <Table 3>의 결과가 적어도 부분적으로 소형주에 의한 것임을 시사한다. 그러나, 시가총액 하위 10% 종목을 제외하고서도 Low Volume 그룹과 High Volume 그룹간에 HM-LM의 차이는 여전히 유의한 음(-)의 값을 가지므로, 거래량 변수가 복권특성을 가진 주식들의 고평가 경향을 증폭하는 경향이 있다는 본 연구의 핵심결론은 여전히 지지된다고 볼 수 있다.

5. Fama-MacBeth 횡단면 회귀분석 결과

앞에서의 분석은 MAX와 Volume의 크기를 기준으로 구성된 5x5 포트폴리오의 단순수익률 또는 위험조정수익률이 유의한 값을 나타내는지에 초점을 맞추었다.

그러나 이와 같은 포트폴리오 수준의 분석은 방법론이 단순하고 결과를 직관적으로 이해하기 쉬운 장점을 갖고 있는 반면, 단점도 존재한다. 첫째, 전체 표본종목을 특정 변수의 크기를 기준으로 포트폴리오 단위로 그룹화하는 과정에서 개별 종목이 가진 다른 많은 기업특성 정보가 소실된다. 둘째, 본 연구에서 중점적으로 살펴보고 있는 MAX 및 Volume 외에도 개별 종목의 기대수익률에 영향을 미치는 것으로 알려진 많은 기업특성 변수가 있으나, 이들 변수를 한꺼번에 통제하기 어렵다.

이러한 단점을 보완하기 위해 전체 개별종목을 대상으로 Fama-MacBeth 방식의 횡단면 회귀분석을

실행하고 그 결과를 살펴보고자 한다. 구체적으로 매월 다음과 같은 개별종목 수준의 횡단면 회귀분석을 시행한다:

$$R_{i,t+1} = \alpha_{i,t} + \beta_{1,t}MAX_{i,t} + \beta_{2,t}MAX_{i,t} \times VolumeDummy_{i,t} + \beta_{3,t}Log(MV)_{i,t} + \beta_{4,t}BM_{i,t} + \beta_{5,t}BETA_{i,t} + \beta_{6,t}AMIHU_{i,t} + \beta_{7,t}SKEWNESS_{i,t} + \beta_{7,t}MOM_{i,t} + \beta_{8,t}REV_{i,t} + \epsilon_{i,t+1} \quad (4)$$

회귀모형에 사용된 변수들의 정의는 다음과 같다:

- $R_{i,t+1}$: i 종목의 t+1월의 수익률
- $MAX_{i,t}$: i 종목의 t월 한 달간의 일별수익률 중 최대값
- $VolumeDummy_{i,t}$: t월 한 달간의 거래량 회전율이 상위 40% 이내에 속하는 종목은 1, 그렇지 않은 종목은 0의 값을 갖는 더미변수
- $Log(MV)_{i,t}$: i 종목의 t월 말일의 보통주 시가총액(10억원 단위)에 자연로그를 취한 값
- $BM_{i,t}$: Fama and French(1992)의 정의에 따라, i 종목의 전년도말 장부가치를 직전년도 말의 시가총액으로 나눈 값(Book-to-Market ratio)
- $BETA_{i,t}$: i 종목의 t월 한 달간의 일별 수익률을 t월 한 달간의 일별 시장수익률(KOSPI 지수수익률)에 대하여 아래 식과 같이 회귀분석하여 추정된 베타값을 의미한다:

$$R_{i,d} - r_{f,d} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,d} - r_{f,d}) + \epsilon_{i,d} \quad (5)$$

여기서 $R_{i,d}$ 는 i 종목의 d일의 수익률, $r_{f,d}$ 는 무위험자산의 대응치로 선택한 3년 만기 국고채의 d일의 수익률, $R_{m,d}$ 는 KOSPI 지수의 d일의 수익률이다.

- $AMIHU_{i,t}$: Amihud(2002)의 정의에 따른 유동성 지표로, i 종목의 t월 한 달간의 월간 수익률의 절대값을 i 종목의 t월의 총 거래대금으로 나눈 값으로 다음과 같이 정의된다:

$$AMIHU_{i,t} = \frac{|R_{i,t}|}{TRDVAL_{i,t}} \times 10^8 \quad (6)$$

여기서 $R_{i,t}$ 는 i 종목의 t월 한 달간의 월간 수익률이며, $TRDVAL_{i,t}$ 는 i 종목의 t월 한 달간의 총 거래대금(원)을 의미한다. 이 때, 분모가 분자에 비해 커서 전체적으로 매우 작은 값이 되므로, 편의상 10^8 을 곱하여 사용한다.

- $SKEWNESS_{i,t}$: i 종목의 t월 한 달간의 일별수익률의 왜도(skewness)로, 다음과 같이 계산된다:

$$SKEWNESS = \frac{1}{D_t} \sum_{d=1}^{D_t} \left(\frac{R_{i,d} - \mu_i}{\sigma_i} \right)^3 \quad (7)$$

여기서 $R_{i,d}$ 는 i 종목의 d일의 수익률, μ_i 는 i 종목의 t월 한 달간 일별수익률의 평균값, σ_i 는 i 종목의 t월의 한 달간 일별수익률의 표준편차이다.

- $MOM_{i,t}$: i 종목의 [t-12, t-2]월 기간 동안의 누적수익률
- $REV_{i,t}$: i 종목의 t월의 수익률로, Jegadeesh(1990) 및 Lehmann(1990)에 따라 단기간 가격반전(short-term reversal)을 통제하기 위한 항

Table 6. Firm-level Fama-MacBeth Cross-sectional Regression Results

Panel A. OLS regression results				
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
MAX	-0.15 (-3.55)	-0.06 (-1.49)	-0.18 (-4.08)	-0.08 (-1.91)
MAX*VolumeDummy		-0.16 (-7.10)		-0.15 (-6.93)
Log(MV)	-0.42 (-4.46)	-0.48 (-5.16)	-0.40 (-4.39)	-0.45 (-5.06)
BM	0.71 (6.13)	0.59 (5.36)	0.69 (6.57)	0.62 (6.08)
BETA	0.72 (3.61)	0.76 (3.83)	0.62 (3.48)	0.64 (3.60)
AMIHU			0.10 (0.75)	0.03 (0.21)
SKEWNESS			0.25 (3.14)	0.11 (1.42)
MOM			0.00 (2.42)	0.01 (2.63)
REV			-0.01 (-1.83)	-0.01 (-1.56)
Adj. Rsq.	0.067	0.074	0.094	0.099
Panel B. WLS regression results				
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
MAX	-0.16 (-3.66)	-0.07 (-1.71)	-0.18 (-4.16)	-0.09 (-2.06)
MAX*VolumeDummy		-0.16 (-7.05)		-0.15 (-6.91)
Log(MV)	-0.36 (-4.02)	-0.42 (-4.74)	-0.34 (-3.85)	-0.39 (-4.53)
BM	0.70 (5.96)	0.59 (5.22)	0.68 (6.46)	0.61 (5.99)
BETA	0.70 (3.48)	0.74 (3.69)	0.60 (3.31)	0.61 (3.41)
AMIHU			0.12 (0.89)	0.05 (0.36)
SKEWNESS			0.24 (3.07)	0.10 (1.36)
MOM			0.00 (2.48)	0.01 (2.68)
REV			-0.01 (-1.80)	-0.01 (-1.54)
Adj. Rsq.	0.069	0.076	0.096	0.101

〈Table 6〉의 Panel A는 전체 표본종목에 대해 단순 OLS 횡단면 회귀분석을 매월 실시하고, 월별로 추정된 회귀계수의 시계열 값의 평균 및 t-값을 나타낸 것이다.

먼저 Model 1에서, MAX의 회귀계수는 -0.15이며 t-값이 -3.55로 매우 유의하다. 따라서 금월에 MAX가 높은 종목일수록 (고평가가 심하여) 익월에 수익률이 낮아짐을 의미한다. 구체적으로, 개별 종목의

대표적인 기업특성인 기업규모(Log(MV)), 장부가대시장가(BM) 및 CAPM 모형에 의해 추정되는 시장베타(BETA) 등을 통제한 후에도 MAX는 종속변수인 익월수익률에 대해 유의한 음(-)의 설명력을 갖는다. 이러한 금월의 MAX와 익월수익률 간의 음(-)의 상관관계는 Model 3에서 유동성(AMIHUD), 왜도(SKEWNESS), 모멘텀(MOM) 및 단기 가격반전(REV) 등의 기업특성 변수를 추가적으로 통제한 후에도 그대로 유지된다.

다음으로, Model 2에서는 Volume에 의해 High MAX 종목에 대한 고평가 현상이 더욱 증폭되는지를 살펴보기 위해 MAX와 VolumeDummy 간의 교차항(interaction term)을 추가적으로 고려하였다.

결과를 살펴보면, 교차항의 회귀계수는 -0.16이고 t-값이 -7.10으로 매우 유의하다. 주목할 만한 사실은, 교차항을 추가함으로써 기존의 MAX 변수의 회귀계수는 -0.06으로 그 크기(절대값)가 감소하였고, t-값도 -1.49로 더 이상 유의하지 않다는 것이다. 이는, Model 1에서 MAX의 음(-)의 회귀계수가 실제로는 MAX와 VolumeDummy의 교차항으로부터 주로 기인한 것으로서, 이 교차항을 추가하면 MAX 단일변수의 설명력은 사실상 사라지게 됨을 의미한다.

Model 4에서 AMIHU, SKEWNESS, MOM 및 REV 등의 기업특성 변수들을 추가적으로 통제하는 경우에도 MAX*VolumeDummy의 회귀계수는 -0.16이고 t-값이 -6.93으로 유의한 반면, MAX의 회귀계수는 -0.08, t-값은 -1.91로 Model 3과 비교할 때 MAX 단일변수의 통계적 유의성이 대폭 감소하는 현상이 나타난다.

Panel B는 매월 기업규모에 가중치를 두어 WLS 횡단면 회귀분석을 실시한 결과로, Panel A와 유사한 패턴을 나타낸다. 즉 Model 1, 3에서는 MAX에 대해 유의한 음(-)의 회귀계수가 추정되지만, Model 2, 4에서 MAX*VolumeDummy 교차항을 추가하면 MAX 단일변수에 대한 회귀계수의 설명력은 크게 감소하는 반면, MAX*VolumeDummy의 회귀계수는 매우 유의한 음(-)의 값을 나타낸다.

이러한 결과를 종합하면, 개별 종목 수준의 Fama-MacBeth 횡단면 회귀분석에서도 거래량이 많을수록 high MAX 종목에 대한 고평가 현상이 더욱 심화된다는 추론이 실증적으로 지지된다고 볼 수 있다.

6. MAX와 거래량을 기준으로 구성한 이중정렬 포트폴리오의 기대수익률과 경제심리지수(Economic Sentiment Index)

앞에서의 분석결과들은 투자자들간 미래 전망에 대한 의견 불일치가 기대수익률에 대한 편의를 증폭시키는 특성이 있음을 시사한다. 이를 장기 시계열의 관점에서 생각해보면, 투자자들간 미래 전망에 대한 의견 불일치(investor disagreement)의 정도는 시간의 흐름에 따라 변화할 수 있으므로, 이에 따라 기대수익률에 대한 편의(expectation bias) 또한 변할 수 있을 것이다. 그러므로 본 연구에서 살펴보고 있는 “거래량에 의한 가격오류의 증폭효과(volume amplification effect)”의 크기도 시기별로 달라질 가능성이 있다고 예상된다.

Stambaugh et al.(2015) 및 Han et al.(2022)에서는 시간의 흐름에 따라 변화하는 기대수익률에 대한 편의를 대리하는 변수로 Baker and Wurgler(2006)가 제시한 월별 투자자 심리지수(investor sentiment index)를 사용한 바 있다. 이를 참고하여 본 연구에서는 한국은행에서 매월 발표하는 ESI(Economic Sentiment Index: 경제심리지수)를 기대수익률에 대한 편의를 나타내는 대리변수로 사용하기로 한다. 경제심리지수는 기업과 소비자 등 모든 민간 경제주체의 경제상황에 대한 심리를 종합적으로 파악하기 위해 BSI(Business Survey Index: 기업경기 실사지수)와 CSI(Consumer Sentiment Index: 소비자 심리지수)를 가중평균하여 합성한 지수이다. ESI는 장기평균 100을 중심으로 분포하며, ESI가 100 이상(이하)이면 경제심리가 긍정적(부정적)인 상태인 것으로 해석할 수 있다.

Table 7. Economic Sentiment Index (ESI) and FF-5 alphas

Panel A. High Sentiment							
	Low Volume	2	3	4	High Volume	HV - LV	(t-value)
Low MAX	0.20	-0.24	0.04	0.27	-0.11	-0.31	(-0.60)
2	0.34	-0.31	0.33	-0.13	0.31	-0.03	(-0.05)
3	-0.30	-0.24	0.31	1.11	0.30	0.60	(0.94)
4	0.73	0.45	1.08	0.85	0.40	-0.33	(-0.43)
High MAX	0.48	0.66	-0.29	-0.63	-3.00	-3.48	(-2.99)
HM - LM	0.28	0.91	-0.34	-0.89	-2.89	-3.17	(-2.51)
(t-value)	(0.33)	(1.23)	(-0.51)	(-2.11)	(-2.77)		

Panel B. Low Sentiment							
	Low Volume	2	3	4	High Volume	HV - LV	(t-value)
Low MAX	0.44	-0.05	0.19	0.12	-0.36	-0.80	(-0.35)
2	0.41	-0.34	0.25	-0.26	-1.10	-1.51	(-0.25)
3	0.47	0.68	0.56	-0.56	-0.68	-1.15	(-0.96)
4	0.16	-0.77	0.27	0.16	-1.79	-1.96	(-0.64)
High MAX	0.00	-0.45	-0.86	-0.55	-1.16	-1.16	(-1.50)
HM - LM	-0.45	-0.41	-1.05	-0.67	-0.82	-0.38	(-1.53)
(t-value)	(-0.29)	(0.36)	(-1.06)	(-2.01)	(-2.09)		

(Table 7)은 ESI의 시간적 변화에 따라 가격오류의 증폭효과에 영향을 미치는지 검증한 결과이다. 매월, MAX와 Turnover 각 변수의 크기를 기준으로 5x5 포트폴리오를 구성한 후, 각 포트폴리오의 월별 수익률을 종속변수로 하는 아래 회귀분석을 실시하였다:

$$R_{i,t} = \alpha_H D_{H,t} + \alpha_L D_{L,t} + \beta_1 RMRF_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 RMW_t + \beta_5 CMA_t + \epsilon_{i,t} \quad (8)$$

$R_{i,t}$ 는 i 종목의 t 월의 초과수익률이다. $D_{H,t}$ 와 $D_{L,t}$ 는 각각 경제심리지수가 긍정적인 달과 부정적인 달을 나타내는 더미변수로, $D_{H,t}(D_{L,t})$ 는 t 월의 ESI 값이 100보다 높으면(낮으면) 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다.

(Table 7)의 Panel A, B는 25개 포트폴리오에 대해 α_H 및 α_L 의 추정값을 각각 보여준다. Panel A에서, Low Volume 그룹의 HM-LM 포트폴리오의 α_H 는 0.28%이고 t -값도 0.33으로 유의하지 않으나, High Volume 그룹에서는 -2.89%이고 t -값이 -2.77로 통계적으로 유의하다. 특히 거래량 증폭효과는 -3.17%이고 t -값이 -2.51%로 나타나, 경제심리지수가 평균보다 높을 때 거래량 증폭효과가 매우 유의하게 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

반면 Panel B에서는 High Volume 그룹의 HM-LM의 α_L 은 -0.82%로 Panel A와 비교할 때 약 1/3 정도로 그 크기가 작다. 뿐만 아니라 거래량 증폭효과는 -0.38%이고 t -값은 -1.53으로 유의하지 않다.

따라서 거래량에 의한 High MAX 포트폴리오의 고평가 현상은 주로 경제심리지수가 긍정적인 시기일 때 더욱 집중적으로 발생한다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 Stambaugh et al.(2015) 및 Han et al.(2022)에서 고평가 현상이 주로 투자심리지수가 높을 때 발생한다는 분석결과와 부합하는 결과이다.

V. 결론

Bali et al.(2011)에 의하면, 복권특성을 가진 종목은 본질가치보다 고평가되는 경향이 존재한다. 국내 주식시장에서도 강장구·심명화(2014)에 따르면 동일한 현상이 발견된 바 있다. 본 연구는 국내 주식시장에서 기존에 보고된 복권특성 종목의 고평가 현상을 보다 세부적으로 검토하여, 이러한 가격오류가 거래량에 의해 유발되는 것인지를 Han et al.(2022)의 방법론에 따라 검증하였다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 포트폴리오 수준의 분석 결과, 복권특성이 강한 종목 중에서도 거래량이 많은 종목들로 이루어진 포트폴리오는 고평가 현상이 강하게 나타나는 반면, 복권특성이 강한 종목 중에서 거래량이 적은 종목들로 이루어진 포트폴리오에서는 유의한 고평가 현상이 관찰되지 않았다. 이는 복권특성이 강한 종목에서 발견되는 가격오류가, 실제로는 거래량이 많은 종목에 집중됨을 의미한다. 둘째, Fama-MacBeth 횡단면 회귀분석 결과, 개별 종목의 기대수익률에 영향을 미치는 여러 변수들을 동시에 통제된 후에도 금일의 복권특성과 금일의 거래량의 교차항은 익월의 수익률에 대해 유의한 음(-)의 회귀계수를 가지는 것으로 추정되었다. 이는 금일 복권특성이 강한 종목 중에서도 거래량이 많은 종목일수록 익월의 수익률이 더욱 낮아진다는 것을 의미하므로, 개별 종목 수준에서도 거래량이 많을수록 고평가 현상이 더 강하게 나타나는 것으로 볼 수 있다. 셋째, 거래량에 의해 유발되는 고평가 현상의 정도가 시간에 따라 변화하는지를 장기시계열 자료를 통해 분석한 결과, 시장의 경제심리지수(ESI)가 높을 때 고평가 현상이 상대적으로 강하게 나타나는 것을 발견하였다. 이는 Stambaugh et al.(2015) 및 Han et al.(2022)에서 주가의 고평가 현상이 투자심리지수가 높은 시기와 겹치는 것과 비슷한 결과이다.

종합적으로 볼 때, 본 연구의 결과는 Atmaz and Basak(2018)이 이론적으로 예측한 대로, 가격오류가 주로 투자자의 의견불일치가 심한 종목일수록 더욱 증폭되는 경향이 있음을 적어도 부분적으로 지지하는 실증적 증거라 할 수 있다.

본 연구는 국내 주식시장을 대상으로, 복권특성 종목에서 나타나는 것으로 알려진 가격오류 현상이 거래량에 의해 영향을 받는 것인지를 더 상세히 검증하였다는데 의미가 있다. 본 연구의 결과는 복권특성 종목에서의 고평가 현상 뿐만 아니라 다른 가격오류현상에 있어서도 거래량이 숨은 역할을 하고 있을 가능성을 시사하며, 앞으로 이에 대한 다양한 후속연구가 가능할 것으로 기대된다.

References

- 김형규, 신용재 (2012), “과거 거래량과 수익률에 기초한 포트폴리오 투자성과 분석”, *기업경영연구*, 19(1), 243-259.
- 강장구, 심명화 (2014), “복권 성향의 주식에 대한 선호와 주식수익률의 횡단면”, *재무연구*, 27(2), 297-332.
- 이용대, 박현기, 김수욱 (2015), “한국 주식시장에서 주식 수익률과 거래량간의 동적관계 분석”, *산업경제연구*, 28(2), 759-758.
- Albuquerque, R. (2012), “Skewness in Stock Returns: Reconciling the Evidence on Firm versus Aggregate Returns”, *Review of Financial Studies*, 25(5), 1630-1673.
- Amihud, Y. (2002), “Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects”, *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56.
- Atmaz, A. and S. Basak (2018), “Belief Dispersion in the Stock Market”, *Journal of Finance*, 73(3), 1225-1279.
- Baker, M. and J. Wurgler (2006), “Investor Sentiment and the Cross-section of Stock Returns”, *Journal of Finance*, 61(4), 1645-1680.
- Bali, T., N. Cakici and R. Whitelaw (2011), “Maxing out: Stocks and Lotteries and the Cross-section of Expected Returns”, *Journal of Financial Economics*, 99(2), 427-446.

- Banerjee, S. (2011), "Learning from Prices and the Dispersion in Beliefs", *Review of Financial Studies*, 24(9), 3025-3068.
- Barberis, N.C., Greenwood, R., Jin, L., and A. Shleifer, "Extrapolation and Bubbles", *Journal of Financial Economics*, 129(2), 203-227.
- Barberis, N.C. (2018), "Psychology-based Models of Asset Prices and Trading Volume", *Handbook of Behavioral Economics-Foundations and Applications 1*, North Holland, 79-175.
- Boehme, R.D., B.R. Danielsen and S.M. Sorescu (2006), "Short-sale Constraints, Differences of Opinion, and Overvaluation", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41(2) 455-587.
- Campbell, J.Y., S.J. Grossman and J. Wang (1993), "Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns", *Quarterly Journal of Economics*, 108(4), 903-939.
- Carhart, M.M. (1997), "On Persistence of Mutual Fund Performance", *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Cheon, Y-H and K.H. Lee (2018), "Maxing Out Globally: Individualism, Investor Attention, and the Cross-section of Expected Stock Returns", *Management Science*, 64(12), 5807-5831.
- Daniel, K. and D. Hirshleifer (2015), "Overconfident Investors, Predictable Returns, and Excessive Trading", *Journal of Economic Perspectives*, 29(4), 61-88.
- Diether, K.B., C.J. Malloy and A. Scherbina (2002), "Differences of Opinion and the Cross-section of Stock Returns", *Journal of Finance*, 57(5), 2113-2141.
- 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 K.R. French (2015), "A Five-factor Asset Pricing Model", *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22.
- Fama, E.F. and J. MacBeth (1973), "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- Gervais, S., R. Kaniel, and D.H. Mingelgrin (2001), "The High-volume Return Premium", *Journal of Finance*, 56(3), 877-919.
- Han, Y., D. Huang, D. Huang and G. Zhou (2022), "Expected Return, Volume, and Mispricing", *Journal of Financial Economics*, 143(3), 1295-1315.
- Hong, H. and J.C. Stein (2007), "Disagreement and the Stock Market", *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 109-128.
- Jegadeesh, N. (1990), "Evidence of Predictable Behavior of Security Returns", *Journal of Finance*, 45(3), 881-898.
- Lee, C.M.C and B. Swaminathan (2000), "Price Momentum and Trading Volume", *Journal of Finance*, 55(5), 2017-2069.
- Lehmann, B. (1990), "Fads, Martingales, and Market Efficiency", *Quarterly Journal of Economics*, 105(1), 1-28.
- Newey, W. and K. West (1987), "A Simple, Positive Semi-definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55(3), 703-708.
- Kaniel, R. A. Ozoguz and L. Starks (2012), "The High Volume Return Premium: Cross-country Evidence", *Journal of Financial Economics*, 103(2), 255-279.
- Kyle, A.S (1985), "Continuous Auctions and Insider Trading", *Econometrica*, 53(6), 1315-1335.
- Scheinkman, J. and W. Xiong (2003), "Overconfidence and Speculative Bubbles", *Journal of Political Economy*, 111(6), 1183-1120.
- Stambaugh, R.F., J. Yu and Y. Yuan (2015), "Arbitrage Asymmetry and the Idiosyncratic Volatility Puzzle", *Journal of Finance*, 70(5), 1903-1948.
- Wang, J. (1994), "A Model of Competitive Stock Trading Volume", *Journal of Political Economy*, 102(1), 127-168.