

역베타 요인을 이용한 차입제약과 주식수익률의 관계에 대한 실증연구

김태형
한재훈*

한국전력공사
연세대학교 경영대학 부교수

요약

본 연구는 차입제약과 베타, 그리고 주식수익률의 관계에 대한 Frazzini and Pedersen (2014)의 이론과 방법론을 바탕으로 한국주식시장에서 차입제약과 주식수익률의 관계를 역베타(betting against beta) 요인을 통해서 실증적으로 분석한 논문이다. 역베타 요인은 고베타 주식을 공매도하고 차입을 이용해 저베타 자산을 매수하되 그 비율을 조정하여 사전적 베타가 0이 되도록 하는 베타중립적인 포트폴리오이며 차입제약으로 인해서 저베타 주식이 저평가되고 고베타 주식이 고평가되는 현상이 존재한다면 역베타 요인은 시장균형 하에서 양(+)의 기대수익률을 가지게 된다. 또한 차입제약의 정도가 완화되면 역베타 요인은 양(+)의 수익률을 실현하고 그 기대수익률은 낮아지게 된다. 한국 유가증권시장의 주식을 대상으로 역베타 요인을 구성하여 실증분석을 수행한 결과 역베타 요인의 월평균 수익률과 위험조정 초과수익률이 통계적으로 유의적인 양(+)의 값을 가지는 것을 확인했다. 또한 차입제약의 관련지표와 역베타 요인 수익률과의 관계를 분석해본 결과 차입제약의 정도가 완화되면 역베타 요인의 실현수익률이 증가한다는 것을 알 수 있었다. 본 연구의 결과는 차입제약으로 인해서 저베타 주식이 저평가되고 고베타 주식이 고평가되는 현상이 한국에서도 유의적으로 존재하며 역베타 요인의 수익률을 통해서 차입제약과 주식수익률의 관계를 포착할 수 있음을 시사한다.

주요단어

CAPM, 베타, 위험조정 초과수익률, 차입제약, 역베타(BAB) 요인

투고일

2015년 03월 30일

수정일

2015년 06월 18일

게재확정일

2015년 07월 22일

* 교신저자. 주소 : 03722, 서울시 서대문구 연세로 50, 연세대학교; E-mail : hahnji@yonsei.ac.kr; 전화 : 02-2123-5457.

On the Relationship between Leverage Constraints and Stock Returns: An Empirical Investigation using the “Betting against Beta” Factor in Korea

Taehyung Kim
Jaehoon Hahn*

Korea Electric Power Corporation
Associate Professor, School of Business, Yonsei University

Received 30 Mar. 2015
Revised 18 Jun. 2015
Accepted 22 Jul. 2015

Abstract

We construct the “betting against beta” (BAB) factor in Frazzini and Pedersen (2014) using Korean stock market data, and investigate the relationship between leverage constraints and stock returns. Frazzini and Pedersen (2014) extend Black’s (1972) capital asset pricing model (CAPM) with restricted borrowing by explicitly considering leverage and margin constraints that vary across investors and time. According to their model, investors who cannot use leverage overweight the high-beta assets in their portfolios, leading to the overpricing of those assets and subsequent lower returns. Unconstrained investors, in contrast, underweight (or short-sell) overpriced high-beta assets and buy low-beta assets with leverage. Frazzini and Pedersen (2014) show that their model with leverage constraints produces a security market line that is flatter than that predicted by the CAPM, with the slope depending on the tightness of the leverage constraints that investors face on average.

Frazzini and Pedersen (2014) derive several testable predictions from their model, and they propose a BAB factor as a central portfolio whose pattern of returns captures the asset pricing effect of leverage constraints implied by

* Corresponding Author. Address: Yonsei University, 50 Yonsei-ro, Seodaemun-gu, Seoul 03722, Korea;
E-mail: hahnj@yonsei.ac.kr; Tel: 82-2-2123-5457.

their model. The BAB factor is a portfolio that holds low-beta assets, leveraged to a beta of one, and shorts high-beta assets, de-leveraged to a beta of one. The returns on the BAB factor correspond to a zero-cost (self-financing) investment strategy that longs low-beta assets and shorts high-beta assets, with the weights on the long and short positions adjusted in combination with leverage to ensure that the factor's ex ante beta is zero. Frazzini and Pedersen's (2014) model predicts the BAB factor to have a positive expected return and a realized return that decreases when leverage constraints become more binding. They test their model's predictions by constructing BAB factors in a wide range of asset classes, including 20 international equity markets, Treasury markets, and corporate bonds and futures markets, and find evidence to support its predictions.

We construct a BAB factor using the stocks listed on the Korea Stock Exchange, and investigate whether the relationship among leverage constraints, the beta, and risk-adjusted returns exhibits patterns consistent with the predictions of Frazzini and Pedersen's (2014) model. The sample period is from April 1990 to March 2014. We find the average monthly return on the BAB factor to be significant both economically (1.32%) and statistically (t-statistic of 2.85). Its alphas (risk-adjusted abnormal returns) are also of sizable magnitude (CAPM alpha of 1.33% and Fama-French three-factor alpha of 1.25%) and statistically significant. These findings are consistent with the overpricing of high-beta stocks and underpricing of low-beta stocks arising from leverage constraints, as predicted by Frazzini and Pedersen's (2014) model.

The BAB factor is constructed using beta-ranked portfolio weights: lower-beta stocks have greater weight in the low-beta portfolio (a long position in the BAB factor), and higher-beta stocks have greater weight in the high-beta portfolio (short position in the BAB factor). This weighting scheme is designed to strengthen the beta's effect on the alpha (i.e., the alpha is decreasing in the beta) in returns on the BAB factor. We examine the effect of different portfolio weighting schemes on the average returns on the BAB factor by constructing the factor using more conventional value-weighting and equal-weighting schemes. The results show the risk-adjusted return on the BAB factor to be substantially reduced in size and to lose its statistical significance when value-weighting is used, which indicates that the effect of leverage constraints on the underpricing of low-beta stocks is likely to be concentrated in small capitalization stocks in Korea. Accordingly, we classify stocks into three groups by market capitalization and construct a BAB factor within each group. We find that the BAB factor constructed within the small capitalization group shows a larger average (and risk-adjusted) return with stronger statistical significance. Moreover, when the proportion of trading by institutional and foreign investors is considered in addition to market capitalization when forming the BAB factor, we find the risk-adjusted return on the factor to be sizable and statistically significant when it is constructed using small capitalization stocks with a lower proportion of trading by institutional and foreign investors. These results suggest that the pricing effects of leverage constraints in Korea are concentrated primarily in small capitalization stocks heavily traded by individual investors.

We also investigate the hypothesis of Frazzini and Pedersen's (2014) model that the realized return on the BAB factor decreases when leverage constraints become more binding. We find that changes in the 91-day CP-CD spread and 3-year AA-rated corporate bond-government bond spread are negatively associated with contemporaneous returns on the BAB factor in Korea. These results are consistent with Frazzini and Pedersen's (2014) finding that changes in the TED spread are negatively associated with contemporaneous returns on the BAB factor in the U.S. Taken together, our findings suggest that the pattern of returns on the BAB factor in Korea captures the asset pricing effect of leverage constraints faced by investors, as postulated by Frazzini and Pedersen (2014).

Keywords Leverage Constraints, Margin Requirements, CAPM, Beta, Alpha

I. 서 론

Sharpe(1964)와 Lintner(1965)의 Capital Asset Pricing Model(CAPM)에 따르면 최적의 리스크대비 보상비율을 가지는 포트폴리오는 무위험이자율과 시장포트폴리오를 연결하는 자본시장선(Capital Market Line)에 위치한다. 이와 같은 결과를 도출하는 중요한 전제 중 하나는 모든 투자자들이 차입에 대한 제약이 없이 레버리지를 이용한 포트폴리오를 구성할 수 있다는 것이다. 최근의 연구에서 Frazzini and Pedersen(2014)은 보다 현실적으로 차입제약을 명시적으로 고려했을 때 저베타(low beta) 자산의 위험조정 초과수익률이 고베타(high beta) 자산의 위험조정 초과수익률보다 높은 결과가 도출되는 이론적 모형과 그에 대한 실증적 증거를 제시하였다. 본 연구에서는 Frazzini and Pedersen(2014)의 실증연구 방법론을 한국 주식시장에 적용해서 차입제약과 주식수익률이 그들의 이론적 예측에 부합하는 관계를 보이는지 알아보려고 한다. 주식 시장에서 차입제약에 대한 명시적 규제의 예는 미국의 경우 연방준비제도 이사회가 정하는 개시증거금율(initial margin requirement)이며 현재 50%이다. 즉 주식 투자 시 주식매입자금의 최소 50%에 해당하는 현금이 있어야 하고 차입은 50%까지만 가능하다는 것이다. 한국 주식시장의 경우 개시증거금율은 미국과 달리 증권사의 자율결정 사항으로서 증권사에 따라 차이가 있지만 일반적으로 30%~50%를 적용하며 투자종목별 등급을 구분해서 차등 적용하고 있다.

Frazzini and Pedersen(2014)의 이론을 간략히 설명하면 다음과 같다. 차입에 제약이 없는 투자자가 상대적으로 높은 기대수익률을 원할 경우에는 레버리지를 이용하여 자본시장선에 위치한 접점포트폴리오(Tobin(1958)의 tangencyportfolio)에 투자하는 것이 위험 대비 수익률을 최대화하는 투자결정이다. 반면 상대적으로 높은 수익률을 원하지만 차입에 제약이 있는 투자자들의 경우에는 레버리지를 이용하지 못하는 대신 기대수익률이 높은 고베타 자산에 대한 투자 비중을 높이는 포트폴리오를 선택하게 되며 이는 고베타 자산의 가격을 상승시키고 따라서 기대수익률을 낮추게 된다. 고베타 자산이 이와 같이 상대적으로 고평가되어 위험조정 초과수익률이 낮아지면 차입제약이 없는 투자자들은 고베타 자산에 대한 투자 비중을 낮추거나 공매도하고 레버리지를 이용해 저베타 자산을 매수하는 투자전략을 취하게 된다. 이와 같은 이론적 모형 하에서 증권시장선(Security Market Line)의 기울기는 투자자가 평균적으로

직면하는 차입제약의 정도에 영향을 받으며 CAPM의 예측에 비해서 기울기가 상대적으로 완만해지는데 이는 Black, Jensen, and Scholes(1972)의 실증분석 결과와 이에 대한 Black (1972, 1973)의 해석과 주장을 재조명하는 결과라고 할 수 있다.

Frazzini and Pedersen(2014)은 차입제약을 명시적으로 고려한 이론적 모형을 바탕으로 베타가 낮을수록 위험조정 초과수익률(CAPM alpha)이 높다는 가설을 도출하며 차입제약과 베타, 그리고 수익률의 관계를 실증적으로 포착하기 위한 핵심적 포트폴리오로서 역베타 (Betting Against Beta 또는 BAB) 요인을 제시한다. 역베타 요인은 상위 베타포트폴리오를 매도하고 레버리지를 이용해서 하위 베타포트폴리오를 매수하는 소위 무비용(zero cost) 롱/쇼트 투자전략에 해당하며 매수, 매도, 및 차입의 비중을 조정하여 사전적으로 베타가 0이 되도록 하는 베타중립적 투자전략이기도 하다. Frazzini and Pedersen(2014)은 이와 같이 정의된 역베타 요인의 수익률이 상위 베타포트폴리오와 하위 베타포트폴리오의 베타의 차이와 차입제약의 정도에 따라 결정되며 시장균형 하에서 양(+)의 기대수익률을 가진다는 이론적 결과를 도출한다.

역베타 요인의 실현수익률과 기대수익률이 차입제약의 정도가 강해지거나 약해짐에 따라 어떤 영향을 받는지는 다음과 같이 설명될 수 있다. 시장 전체적으로 차입제약이 심해질 경우, 이전에 레버리지를 이용하여 높은 기대수익률을 추구했던 투자자들은 레버리지 이용 정도를 줄이는 대신 목표 기대수익률을 달성하기 위해 고베타 자산의 매수 비중을 늘리게 된다. 즉, 차입제약이 심해질수록 투자자들의 고베타 자산에 대한 매수 쏠림 현상이 심해지는 것이다. 따라서 저베타 자산의 가격은 하락하게 되는 반면, 고베타 자산의 가격은 상승하게 된다. 그러므로 차입제약이 심해질수록 레버리지를 이용하여 저베타 자산을 매수하고 고베타 자산을 매도한 역베타 요인의 당기 실현수익률은 감소하고, 미래 기대수익률은 증가하게 된다. 반대로 차입제약이 완화되면 기존에 레버리지를 이용하지 못하고 고베타 자산을 매수했던 투자자들은 고베타 자산에 대한 투자 비중을 낮추고 레버리지를 이용해 저베타 자산에 대한 투자 비중을 높임으로써 더 높은 위험 대비 기대수익률을 달성하려는 유인을 가지게 된다. 따라서 저베타 자산의 가격은 상승하게 되는 반면 고베타 자산의 가격은 하락하게 되며 따라서 역베타 요인의 당기 실현수익률은 증가하고 미래 기대수익률은 하락하게 된다. 즉, 이론이 제시하는 차입제약이 고베타 및 저베타 자산의 가격 및 위험조정 초과수익률에 미치는 영향을 역베타 요인의 수익률을 통해서 검증해 볼 수 있는 것이다.

Frazzini and Pedersen(2014)은 위와 같이 정의된 역베타 요인을 중심으로 실증분석을 수행하였는데, 베타 값이 낮은 자산일수록 위험조정 초과수익률과 샤프비율이 증가하는 결과를 보였으며 또한 역베타 요인의 월평균 수익률과 위험조정 초과수익률이 통계적으로 유의적인 양(+)의 값을 가짐을 보였다. 또한 차입제약의 대응치로서 TED 스프레드(TED spread)를 사용하여 차입제약이 심해질수록 역베타 요인의 수익률이 감소함을 보였다.¹⁾ 그들의 이와 같은 결과는 미국을 비롯한 20개국의 주식시장을 비롯해 미국의 채권시장, 외환시장 및 실물자산 등 다양한 자산군에서 공통적으로 나타났다.

본 연구에서는 한국 주식시장을 대상으로 역베타 요인을 구성해서 차입제약과 베타, 그리고 위험조정 초과수익률의 관계가 Frazzini and Pedersen(2014)의 이론적 예측과 일관적으로 나타나는지 분석하였는데 주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 먼저 한국 주식시장에서도 역베타 요인의 수익률은 월평균 1.32%로서 상대적으로 크며 통계적으로 유의적(t-값 2.85)일 뿐 아니라 위험조정 초과수익률 또한 1.33%(CAPM alpha)와 1.25%(Fama-French three-factor alpha)로 모두 통계적으로 유의적이었다. 그리고 저베타 포트폴리오들의 위험조정 초과수익률이 고베타 포트폴리오들에 비해서 더 높고 통계적으로도 유의적인 추세를 보이며 이는 역베타 요인의 위험조정 초과수익률의 원천이 차입제약으로 인한 고베타 주식의 고평가와 저베타 주식의 저평가라는 이론적 예측과 일관적인 결과이다. 또한 역베타 요인의 구성을 위해서 필요한 사전적 베타를 추정할 때 Frazzini and Pedersen(2014)의 방식과 함께 보다 일반적인 Lewellen and Nagel(2006)의 방식도 사용해 보았는데 수익률의 크기가 약간 감소하지만 전체적으로는 큰 차이가 없다는 결과를 확인하였다.

역베타 요인은 베타가 낮을수록 위험조정 초과수익률이 높은 효과를 극대화하기 위해서 베타순위에 따라 투자 비중이 결정되는 방식으로 구성되는데 이와 같은 포트폴리오 구성방식과 수익률의 관계를 자세히 살펴보기 위해서 역베타 요인을 동일가중평균 방식과 가치가중평균 방식으로 구성해서 각각의 위험조정 초과수익률을 비교해보았다. 그 결과 가치가중평균 방식으로 구성했을 때에는 위험조정 초과수익률이 현저히 축소될 뿐 아니라 통계적 유의성도 잃어버리는 결과를 확인하였고 이는 차입제약으로 인해서 저베타 주식이 저평가되는 현상이 한국 주식시장에서는 주로 시가총액이 작은 소규모 기업의 주식에 집중되어 있을 가능성이

1) TED 스프레드는 3개월물 LIBOR(London Interbank Offered Rate)와 3개월물 미국 국채(T-bill) 금리 간의 차이로 정의되며 국제금융시장의 단기유동성 및 신용위험을 반영하는 지표로서 널리 사용된다. Frazzini and Pedersen(2014)은 TED 스프레드가 증가하면 차입제약이 더 심해지는 것으로 해석하고 역베타 요인과의 관계를 분석하였다.

높다는 것을 시사한다. 그리고 이에 따라서 역베타 요인을 소형주, 중형주, 대형주의 세 그룹 내에서 각각 구성해본 결과 소형주 그룹 안에서 구성된 역베타 요인의 수익률이 상대적으로 더 크며 통계적 유의성도 더 강하다는 사실을 확인하였다.

역베타 요인과 차입제약의 관계는 91일물 CP-CD 스프레드, 3년 만기 회사채(AA-등급)-국고채 스프레드, 그리고 유가증권시장의 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율의 증감을 차입제약 변화의 대응치로 사용해 분석하였다. 그 결과 CP-CD 스프레드와 회사채(AA-등급)-국고채 스프레드의 증감은 역베타 요인수익률에 대해 통계적으로 유의적인 음(-)의 계수 값을 가지는 것을 확인하였으며 이는 TED 스프레드의 증감을 차입제약 변화의 대응치로 사용한 Frazzini and Pedersen(2014)의 분석결과와 일관적인 결과이다. 또한 시가총액 대비 신용거래용자 잔고 비율의 증감은 역베타 요인 수익률에 대해 통계적으로 유의적인 양(+)의 계수 값을 가지는 것을 확인하였다.²⁾ 신용거래용자는 증권회사가 투자자에게 주식매수 자금을 대여해 주는 것을 말한다. 신용거래 용자잔고가 증가하였다는 것은 신규 차입 금액이 기존의 차입금을 상환한 금액보다 더 크다는 것을 말하며 이는 투자자 입장에서 차입제약의 정도가 약해진 것으로 해석할 수 있다.

이와 같은 결과는 차입제약이 약해지면 당기 역베타 요인의 실현수익률이 증가하고 반대로 차입제약이 심해지면 당기 역베타 요인의 실현수익률은 감소한다는 Frazzini and Pedersen (2014)의 가설을 지지하는 결과이다. 그리고 이와 같은 차입제약으로 인한 베타와 주식수익률의 관계는 개인 투자자들의 거래비중이 상대적으로 높은 주식들에서 더 강하게 나타난 반면 기업고유변동성과 역베타 요인의 수익률의 관계는 상대적으로 강하지 않은 결과를 보였다. 마지막으로 역베타 요인의 양(+)의 위험조정 초과수익률은 차입제약의 정도가 완화되는 기간, 즉 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율이 증가한 기간에서 현저히 더 크고 통계적 유의성도 더 강하다는 것을 알 수 있었다.

본 연구와 관련된 최근 국내 연구로서 고봉찬, 김진우(2014)의 연구가 있는데 이들은 Baker, Bradley, and Wurgler(2011)가 미국 주식시장에서 확인한 저변동성 이상현상(low volatility anomaly)과 저베타 이상현상(low beta anomaly)이 한국에도 존재하는 지를 검증하였다.³⁾

2) TED 스프레드의 증가와 차입제약의 관계에 대한 Frazzini and Pedersen(2014)의 해석과 마찬가지로 CP-CD 스프레드와 회사채(AA-등급)-국고채 스프레드의 증가는 차입제약이 강해진 것으로 해석할 수 있는 반면 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율의 증가는 차입제약이 완화된 것으로 해석할 수 있다.

3) 저변동성 이상현상에 대한 연구는 Ang, Hodrick, Xing, and Zhang(2006, 2009), Bali and Cakici(2008), Fu(2009) 등이 있다.

그 결과 한국 주식시장에서 기업고유변동성이 높을수록 수익률이 낮은 저변동성 이상현상은 유의적으로 나타났지만 베타가 낮을수록 수익률이 높은 저베타 이상현상은 존재하지 않는다고 보고하였다. 하지만 이들의 포트폴리오 구성방식은 레버리지를 이용하지 않고 베타 중립적 이지도 않다는 점에서 역베타 요인과 차이가 있으며 본 연구와 달리 차입제약과 위험조정 초과수익률의 관계를 명시적으로 분석하지 않았다.⁴⁾

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 연구자료와 역베타 요인의 구성방법에 대해서 설명하고 제III장에서는 실증분석 결과 및 이에 대한 해석과 논의를 제시한다. 마지막으로 제IV장에서는 결론을 제시한다.

II. 연구자료와 역베타 요인의 구성

1. 연구자료

본 연구의 실증분석은 한국증권선물거래소(KRX)의 유가증권시장에 상장되고 KOSPI 지수에 포함되는 모든 기업의 보통주를 대상으로 하며 분석기간은 1990년 4월부터 2014년 3월까지이다.⁵⁾ 개별주식의 일별 및 월별 수익률, 일별거래량, 상장주식수, 시가총액과 기타 재무제표 자료는 FnGuide에서 제공하는 자료를 사용하였다. 개별주식의 수익률은 배당이 반영된 일별 수정수익률을 사용하였고, 시장포트폴리오 수익률의 대용치로서 배당이 반영된 일별 KOSPI 지수 수익률을 이용하였다. 무위험이자율의 대용치는 91일물 CD금리의 일별 및 월별 환산 수익률을 사용하였다. 차입제약의 관련지표 중 하나로서 사용되는 유가증권시장의 신용거래 용자 잔고는 금융투자협회의 종합통계서비스에서 제공하는 자료이며 소비자물가지수는 한국은행 경제통계시스템의 자료이다.

4) 역베타 요인을 고봉찬, 김진우(2014)의 방식대로 가치중평균의 방식으로 구성하면 유의적인 수익률을 보이지 않는다는 것은 본 연구에서도 확인되었으며 이는 차입제약으로 인한 저베타 주식의 저평가가 한국에서는 주로 소형주에 집중되어있기 때문이라고 생각할 수 있다.

5) 사전적 베타 추정 시 과거 5년 동안의 개별주식의 일별 수익률과 일별 시장수익률이 필요하기 때문에 역베타 요인의 실증분석 기간은 1995년 4월부터 2014년 3월까지이다. 그리고 실증분석에 차입제약의 관련지표를 고려하는 경우 유가증권시장의 신용거래 용자잔고 자료가 1999년 이후부터 이용 가능하기 때문에 분석기간은 1999년 4월부터 2014년 3월까지이다.

2. 사전적 베타의 추정

Frazzini and Pedersen(2014)의 역베타 요인은 하위(low) 베타포트폴리오를 차입(leverage)을 이용해 매수(long)하고 상위(high) 베타포트폴리오는 매도(short)하는 투자전략으로 구성된다. 상위 및 하위 베타포트폴리오를 매월 재구성(rebalance)하기 위해 추정하는 개별주식의 베타를 Frazzini and Pedersen(2014)은 사전적(ex ante) 베타 또는 분류 전(pre-ranking) 베타라고 부른다. Frazzini and Pedersen(2014)의 방법에 따라 사전적 베타는 개별주식의 일별 수익률과 일별 시장수익률을 이용해매일 말 추정하였다. 우선 개별주식 i 의 시계열 베타($\hat{\beta}_i^{TS}$)를 아래와 같이 추정하였다.

$$\hat{\beta}_i^{TS} = \hat{\rho}_{i,m} \frac{\hat{\sigma}_i}{\hat{\sigma}_m} \quad (1)$$

개별주식 i 수익률의 표준편차($\hat{\sigma}_i$)와 시장수익률의 표준편차($\hat{\sigma}_m$)는 과거 1년 동안의 일별 로그수익률을 이용해 매월 계산하였다. 개별주식 i 의 수익률과 시장수익률간의 상관계수($\hat{\rho}_{i,m}$)는 비동시적 거래(nonsynchronous trading)의 문제를 고려해서 과거 5년 동안의 개별주식 i 의 3일 로그 수익률($r_{i,t}^{3day} = \sum_{k=0}^2 \ln(1+r_{i,t+k})$)과 시장포트폴리오의 3일 로그 수익률($r_{mkt,t}^{3day} = \sum_{k=0}^2 \ln(1+r_{mkt,t+k})$)을 사용해 매월 계산하였다. 또한 표준편차 계산 시 과거 1년간 수익률 자료가 6개월(120거래일) 미만인 종목은 표본에서 제외하였고 상관계수 계산 시 과거 5년간 수익률 자료가 3년(750거래일) 미만인 종목은 표본에서 제외하였다.

이와 같이 시계열 베타($\hat{\beta}_i^{TS}$)를 추정한 후 Frazzini and Pedersen(2014)은 극단치(outlier)의 영향을 최소화하기 위해 시계열 베타 $\hat{\beta}_i^{TS}$ 를 횡단면 평균 베타($\hat{\beta}^{XS}$)의 방향으로 아래와 같이 축소(shrink)한다.

$$\hat{\beta}_i = w_i \hat{\beta}_i^{TS} + (1-w_i) \hat{\beta}^{XS} \quad (2)$$

Vasicek(1973)이 제안한 이와 같은 가중평균 방식에서 가중치 w_i 는 개별주식과 시점에 따라서 변할 수 있는 것이지만 Frazzini and Pedersen(2014)은 $w_i = 0.6$ 으로 그리고 횡단면

평균 베타($\hat{\beta}^{XS}$)는 1로 단순화해서 적용하며 본 연구도 이들의 방식을 따라서 베타를 추정하였다.⁶⁾

Frazzini and Pedersen(2014)과 같이 1년간의 수익률로 계산한 표준편차와 5년간의 수익률로 계산한 상관계수를 이용해서 시계열 베타를 추정하는 것은 일반적으로 널리 쓰이는 방법이 아니다. 따라서 본 연구에서는 강건성 검증을 위해 Lewellen and Nagel(2006)의 보다 일반적인 회귀분석 방법을 이용해서도 사전적 베타를 추정하였다. 우선 매일 말 개별주식 i 와 시장 포트폴리오의 과거 1년 동안의 일별 수익률을 이용해 아래의 회귀분석을 실행한다.

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i0}r_{MKT,t} + \beta_{i1}r_{MKT,t-1} + \beta_{i2} \left[\frac{r_{MKT,t-2} + r_{MKT,t-3} + r_{MKT,t-4}}{3} \right] + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

이를 통해 추정된 베타 값들의 합($\hat{\beta}_{i, LN}^{TS} = \hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \hat{\beta}_{i2}$)을 시계열 베타의 추정치로 사용하였다. 식 (3)과 같이 베타를 추정하는 것은 비동시적 거래의 문제를 고려한 Dimson(1979)의 베타추정방식을 단순하게 변형한 것으로 이해할 수 있다. 시계열 베타 계산 시 과거 1년간 일별 주식수익률 자료가 6개월(120거래일) 미만인 종목들은 표본에서 제외하였다. 또한 극단치의 영향을 최소화하기 위해 Frazzini and Pedersen(2014)의 방식을 따라 $w_i = 0.6$ 으로 그리고 횡단면 평균 베타($\hat{\beta}^{XS}$)는 1로 단순화해서 개별주식의 시계열베타를 횡단면 평균 베타($\hat{\beta}^{XS}$)의 방향으로 아래와 같이 축소(shrink)하였다.

$$\hat{\beta}_{i, LN} = w_i \hat{\beta}_{i, LN}^{TS} + (1 - w_i) \hat{\beta}^{XS} \quad (4)$$

본 연구에는 Frazzini and Pedersen(2014)의 방식에 따라서 추정된 사전적 베타인 $\hat{\beta}_i$ 와 Lewellen and Nagel(2006)의 방식에 따라서 추정된 사전적 베타인 $\hat{\beta}_{i, LN}$ 을 이용해 두 가지 방식으로 역베타 요인을 구성하였다.

6) 식 (2)와 같이 시계열 베타를 가중평균 방식으로 축소할 때 쓰이는 가중치 w_i 의 크기는 개별주식의 베타순위에는 영향을 미치지 않으며 따라서 상위 및 하위 베타포트폴리오의 분류와도 무관하다. 하지만 역베타 요인을 베타중립적(사전적 베타가 0인) 포트폴리오로 구성하기위해서 쓰이는 상위 및 하위 베타포트폴리오의 사전적 베타의 크기에는 영향을 미친다.

3. 역베타 요인의 구성

역베타 요인의 구성을 위한 첫 단계는 표본주식을 사전적 베타 값의 크기 순으로 정렬하여 개별주식에 베타순위($z_i = rank(\beta_{it})$)를 부여한 후 베타순위(z_i) 값이 평균보다 낮은 주식은 하위 베타포트폴리오로 또 높은 주식은 상위 베타포트폴리오로 분류하는 것이다. 표본에 포함된 개별주식의 종목 수를 n , 베타순위 벡터를 z 로 써주면 베타순위의 평균은 $\bar{z} = 1'_n z/n$ 로 정의되며 하위 베타포트폴리오에 포함된 주식에 대한 가중치 벡터(w_L)와 상위 베타포트폴리오에 포함된 주식에 대한 가중치 벡터(w_H)는 아래와 같이 주어진다.

$$w_L = k \max[0, -(z - \bar{z})], w_H = k \max[0, z - \bar{z}] \quad (6)$$

즉 하위 베타포트폴리오에는 사전적 베타 값이 표본주식들의 평균 베타보다 낮은 주식들만 포함되며 베타순위가 낮을수록 더 높은 가중치를 받게 된다. 반면 상위 베타포트폴리오에는 사전적 베타 값이 표본주식들의 평균 베타보다 높은 주식들만 포함되며 베타순위가 높을수록 더 높은 가중치를 받게 된다. 따라서 이 두 포트폴리오의 수익률은 동일가중평균도 아니고 가치가중평균도 아닌 베타순위 가중평균방식으로 계산되는 것이다. 그리고 식 (6)에서 k 는 상위와 하위 포트폴리오 각각의 가중치의 합이 1이 되도록 하기 위한 표준화 상수로서 $k = 2/1'_n |z - \bar{z}|$ 으로 정의된다. 이와 같이 구성되는 상위 및 하위 베타포트폴리오는 매월 추정되는 개별주식의 사전적 베타를 이용해 재구성된다.

역베타 요인은 차입을 이용하여 하위 베타포트폴리오를 매수하고 상위 베타포트폴리오를 매도하는 무비용 포트폴리오로 정의되며 매수 대비 매도의 비율은 포트폴리오의 사전적 베타가 0이 되도록, 즉 베타중립적 포트폴리오가 되도록 설정된다. 이와 같이 구성된 역베타 요인의 수익률은 아래의 식과 같이 주어진다.

$$r_{t+1}^{BAB} = \frac{1}{\beta_t^L} (r_{t+1}^L - r^f) - \frac{1}{\beta_t^H} (r_{t+1}^H - r^f) \quad (7)$$

식 (7)에서 r^f 는 무위험 이자율, r_{t+1}^L 은 하위 베타포트폴리오의 수익률, 그리고 r_{t+1}^H 는 상위

베타포트폴리오의 수익률을 의미한다. 하위 및 상위 베타포트폴리오의 초과수익률을 각 포트폴리오의 사전적 베타 값(β_t^L , β_t^H)으로 나누어 주는 이유는 역베타 요인의 사전적 베타를 0으로 만들기 위해서이다. 이와 같이 계산되는 역베타 요인의 수익률에 상응하는 투자전략을 보다 쉽게 이해하기 위해서 식 (7)을 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$r_{t+1}^{BAB} = \frac{1}{\beta_t^L} r_{t+1}^L - \frac{1}{\beta_t^H} r_{t+1}^H - r^f \left(\frac{1}{\beta_t^L} - \frac{1}{\beta_t^H} \right) \quad (8)$$

본 연구의 실증분석에 포함된 주식들의 표본기간 동안 β_t^L 과 β_t^H 의 평균값은 각각 0.72와 1.15이다.⁷⁾ 이 값을 적용한 역베타 요인의 수익률은 상위 베타포트폴리오를 0.87원 공매도 하고 0.52원을 무위험 이자율로 차입하여, 하위 베타 포트폴리오를 1.39원 매수하는 투자 전략의 수익률에 해당하는 것으로 이해할 수 있다.

III. 실증분석 결과

1. 베타포트폴리오와 역베타 요인의 수익률

〈표 1〉은 Frazzini and Pedersen(2014)의 사전적 베타 추정방식에 따라 구성된 10개의 베타포트폴리오들의 월평균 초과수익률과 역베타 요인의 월평균 수익률, 위험조정 초과수익률, 변동성, 샤프 비율 등을 보여준다. 매월 말 추정된 사전적 베타의 크기에 따라 P1(low beta)부터 P10(high beta)까지 10개의 포트폴리오로 구성된 베타포트폴리오의 수익률은 동일가중평균 수익률(Panel A), 또는 가치가중평균 수익률(Panel B)로 계산되었고 포트폴리오는 매월 재구성된다.⁸⁾

7) Frazzini and Pedersen(2014)의 미국 주식시장 자료에서 β_t^L 과 β_t^H 의 평균값은 각각 0.71과 1.430이다.

8) 포트폴리오에 주식이 포함된 기업 중 한 기업이 분석기간 중 상장 폐지된 경우 마지막 거래일 종가에 보유 주식을 모두 처분하고, 그 금액을 상장폐지 기업이 속한 포트폴리오 내 다른 기업들의 주식에 재투자할 수 있다는 가정을 하였다. 따라서 포트폴리오의 수익률을 동일가중평균(가치가중평균) 수익률로 계산한 경우에는 처분한 금액을 상장폐지 기업이 속한 포트폴리오 내 다른 기업들에 동일 비율(재투자 시점의 포트폴리오 내에서의 시가총액 구성비율)로 재투자한다는 가정 하에 계산하였다.

<표 1> Frazzini and Pedersen(2014)의 사전적 베타 추정방식에 따라 구성된 베타포트폴리오와 역베타 요인

아래의 표는 Frazzini and Pedersen(2014)의 방식에 따라 사전적 베타를 추정하여 구성된 10개의 베타포트폴리오들의 월평균 초과수익률과 역베타 요인의 월평균 수익률을 보여준다. 사전적 베타 추정 시 과거 5년 동안의 개별 기업의 일별 수익률과 일별 시장수익률이 필요하기 때문에 역베타 요인의 분석기간은 1995년 4월부터 2014년 3월까지이다. 포트폴리오의 월평균 수익률은 동일가중평균 수익률(Panel A)과 가치가중평균 수익률(Panel B)로 계산되었고 포트폴리오는 매월 재구성된다. 초과수익률은 10개 포트폴리오들의 월별 수익률에서 91일물 CD 금리의 월 환산 수익률을 차감한 값이다. 역베타 요인의 수익률은 차입을 이용하여 하위 베타 포트폴리오를 매수하고 상위 베타 포트폴리오를 매도하여 구성된 베타중립적인(사전적 베타가 0인) 롱/쇼트 포트폴리오의 월평균 수익률이며 매월 재구성된다. CAPM alpha와 FF three-factor alpha는 10개 포트폴리오의 월별 초과수익률과 역베타 요인의 월별 수익률의 CAPM 및 Fama-French 3요인 모형의 시계열 회귀분석 절편 값이다. 괄호 안의 값은 t-값이고, 5% 수준에서 유의적인 경우 굵게 표시하였다. Beta(ex_ante)는 각 포트폴리오에 포함된 개별주식들의 사전적 베타 추정치를 동일가중평균(Panel A)거나 가치가중평균(Panel B)한 값이다. Beta(realized)는 10개 포트폴리오의 월별 초과수익률과 BAB 포트폴리오의 월별 수익률을 CAPM으로 시계열 회귀분석하여 구한 베타 값이다. Volatility와 Sharpe ratio는 연간으로 환산한 값이다. Panel C는 각각의 베타포트폴리오에 포함된 기업들의 평균시가총액(ME)과 평균종목 수를 보여준다.

Panel A: Equal-Weighted Portfolio Returns(P1-P10) and Beta-Rank Weighted Returns(BAB)

Portfolio	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10	BAB
	(low beta)					(High beta)					
Excess return	1.09 (1.86)	1.24 (1.85)	1.36 (1.99)	1.40 (1.83)	1.22 (1.73)	1.35 (1.88)	1.16 (1.60)	0.61 (0.84)	0.33 (0.45)	0.23 (0.25)	1.32 (2.85)
CAPM alpha	0.88 (1.92)	0.99 (1.97)	1.10 (2.19)	1.09 (2.00)	0.93 (1.92)	1.03 (2.27)	0.82 (1.91)	0.26 (0.68)	-0.02 (-0.06)	-0.21 (-0.42)	1.33 (2.88)
FF three-factor alpha	0.56 (1.84)	0.63 (2.01)	0.75 (2.36)	0.69 (2.04)	0.61 (2.19)	0.74 (2.68)	0.53 (2.22)	-0.05 (-0.18)	-0.40 (-1.46)	-0.74 (-1.73)	1.25 (3.13)
Beta(ex_ante)	0.62	0.73	0.79	0.84	0.89	0.94	0.99	1.05	1.13	1.30	0.00
Beta(realized)	0.62	0.76	0.80	0.92	0.88	0.94	0.99	1.04	1.08	1.32	-0.04
Volatility	30.53	35.23	35.92	40.08	36.98	37.42	37.92	37.82	38.86	48.38	24.20
Sharpe ratio	0.43	0.42	0.45	0.42	0.40	0.43	0.37	0.19	0.10	0.06	0.65

Panel B: Value-Weighted Portfolio Returns(P1-P10) and Beta-Rank Weighted Returns(BAB)

Excess return	0.32 (0.71)	0.06 (0.10)	0.38 (0.68)	0.60 (0.96)	0.54 (0.86)	0.71 (1.19)	1.19 (1.51)	0.88 (1.33)	0.29 (0.43)	0.58 (0.70)	1.32 (2.85)
CAPM alpha	0.14 (0.43)	-0.16 (-0.43)	0.17 (0.40)	0.33 (0.82)	0.24 (0.72)	0.42 (1.41)	0.82 (1.91)	0.53 (2.05)	-0.07 (-0.28)	0.16 (0.43)	1.33 (2.88)
FF three-factor alpha	-0.11 (-0.35)	-0.50 (-1.46)	-0.10 (-0.24)	0.03 (0.07)	0.08 (0.23)	0.35 (1.17)	0.85 (1.93)	0.42 (1.59)	-0.12 (-0.50)	-0.08 (-0.21)	1.25 (3.13)
Beta(ex_ante)	0.62	0.73	0.79	0.84	0.89	0.94	0.99	1.05	1.13	1.28	0.00
Beta(realized)	0.53	0.66	0.62	0.82	0.92	0.89	1.13	1.04	1.08	1.27	-0.04
Volatility	23.74	28.57	29.17	32.64	33.12	31.28	41.38	34.63	35.57	43.38	24.20
Sharpe ratio	0.16	0.03	0.16	0.22	0.20	0.27	0.35	0.30	0.10	0.16	0.65

Panel C: Average Market Value of Equity(ME) and Average Number of Stocks in Each Portfolio

ME(100 million KRW)	3,264	2,675	2,371	3,531	5,786	9,688	10,618	10,831	12,746	12,034
Number of stocks	66	65	65	65	65	65	65	65	65	66

Panel A를 보면 베타와 평균수익률 간에 양(+)⁹⁾의 선형적 관계가 나타나지 않을 뿐 아니라 베타가 높은 포트폴리오들(P8, P9, P10)의 평균수익률이 상대적으로 현저하게 낮은 것을 알 수 있다. 만약 베타포트폴리오들의 사전적(ex ante) 베타와 사후적(realized) 베타 간에 큰 차이가 있다면 이와 같은 결과가 나올 수도 있을 것이다. 베타포트폴리오의 사전적 베타는 각 포트폴리오에 포함된 개별주식의 사전적 베타를 동일가중 평균한 값이며 사후적 베타는 매월 재구성된 베타포트폴리오의 월별 초과수익률을 전체 표본기간을 대상으로 CAPM에 따라 회귀분석하여 구한 시계열 베타 추정치이다. Panel A에 보고된 바와 같이 사전적 베타와 사후적 베타 모두 P1(low beta)에서 P10(high)으로 갈수록 지속적으로 높아지는 추세를 보일 뿐 아니라 둘 간의 차이도 거의 없음을 알 수 있다. 따라서 상대적으로 베타가 높은 포트폴리오들의 현저히 낮은 수익률이 베타추정의 오류로 인한 것이라고 하기는 어렵다.⁹⁾ 또한 베타가 낮은 포트폴리오들의 상대적으로 높은 평균수익률은 Panel A에 보고된 바와 같이 양(+)⁹⁾의 위험조정 초과수익률로 드러나며 위험조정에 쓰인 모형(CAPM 또는 Fama and French(1993)의 3-요인 모형)과 무관하게 대부분의 하위 베타포트폴리오들에서 통계적으로 유의하며 그 크기도 유의미하게 나타난다.¹⁰⁾

〈그림 1〉은 CAPM alpha와 Fama-French alpha를 보여주는데 베타가 낮은 포트폴리오들의 경우 Fama and French(1993)의 3-요인 모형이 CAPM의 위험조정 초과수익률을 낮추지만 베타가 높은 포트폴리오들(P9과 P10)의 음(-)의 위험조정 초과수익률은 그 절댓값이 더 커지는 것을 알 수 있다. 변동성은 베타가 낮은 포트폴리오들이 상대적으로 낮고 샤프비율은 베타가 낮은 포트폴리오들이 상대적으로 높은 추세를 보이며 따라서 역베타 요인은 상대적으로 낮은 변동성(24.2%)과 높은 샤프비율(0.65)을 보여준다.

Frazzini and Pedersen(2014)의 이론모형에 따르면 차입제약 하에서 저베타 주식은 상대적으로 저평가되고 고베타 주식은 상대적으로 고평가되며 이는 역베타 요인의 양(+)⁹⁾의 수익률로 귀결된다. Panel A를 보면 한국 주식시장에서도 역베타 요인의 수익률은 월평균 1.32%(t-값 2.85)로서 상대적으로 클 뿐 아니라 통계적으로도 유의적인 것을 알 수 있다.

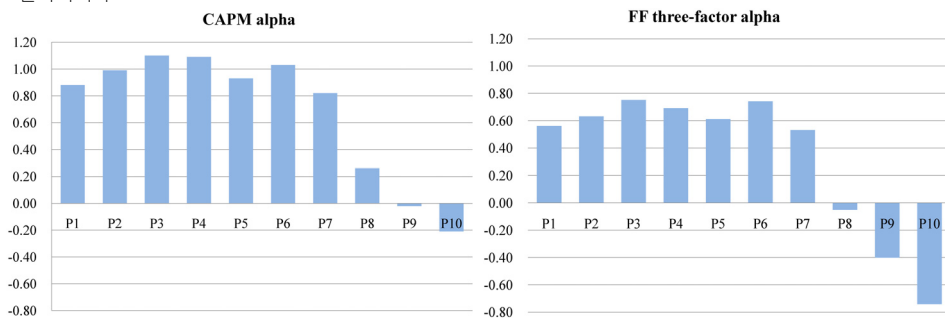
9) 베타포트폴리오들의 사전적(사후적) 베타 값은 P1의 경우 0.62(0.62)이고 P10의 경우 1.30(1.32)인데 Frazzini and Pedersen(2014)의 미국 주식시장의 결과를 보면 P1은 0.64(0.67)이고 P10은 1.70(1.85)로서 P1의 베타 값은 비슷하지만 P10의 베타 값은 한국 주식시장이 상대적으로 낮음을 알 수 있다.

10) Fama and French(1993)의 3요인 모형의 기업규모 요인(SMB)과 장부가치 대 시장가치 비율요인(HML)의 구성에 대한 자세한 설명은 부록의 〈표 1, A〉에 대한 설명에 제시되어 있다.

역베타 요인의 위험조정 초과수익률은 1.33%(CAPM alpha)와 1.25%(Fama-French three-factor alpha)로 모두 통계적으로 유의적이다. 이는 CAPM과 Fama-French 3-요인 모형이 역베타 요인의 수익률을 충분히 설명하지 못한다는 것을 의미한다.¹¹⁾ 저베타 포트폴리오들의 위험조정 초과수익률이 대체적으로 유의적인 양(+)의 값을 가지는 것을 고려하면 한국 주식시장에서 역베타 요인의 위험조정 초과수익률의 원천이 Frazzini and Pedersen(2014)의 미국 주식시장의 경우와 마찬가지로 저베타 포트폴리오의 위험조정 초과수익률에 있음을 알 수 있다.

〈그림 1〉 Frazzini and Pedersen(2014)의 사전적 베타 추정방식에 따라 구성된 베타포트폴리오의 위험조정 초과수익률

아래의 그림은 Frazzini and Pedersen(2014)의 방식에 따라 사전적 베타를 추정하여 구성된 10개의 베타포트폴리오들의 위험조정 초과수익률을 보여준다. CAPM alpha와 FF three-factor alpha는 10개 포트폴리오의 월별 초과수익률에 대한 CAPM 및 Fama-French 3요인 모형의 시계열 회귀분석 절편 값이다. 분석기간은 1995년 4월부터 2014년 3월까지이다



Panel B는 베타포트폴리오의 수익률을 가치중평균방식으로 계산한 결과를 보여주며 동일가중평균방식으로 수익률을 계산한 Panel A의 결과와 큰 차이를 보인다. 위험조정 초과수익률의 크기가 현저히 축소되었을 뿐 아니라 대부분 통계적으로 비유의적임을 알 수 있다. 또한 베타포트폴리오에 포함된 주식의 평균시가총액(억 원)과 개별종목 수가 보고된 Panel C를 보면 미국의 경우와 다르게 고베타 포트폴리오에 포함된 주식의 기업규모가 저베타 포트폴리오에 포함된 주식의 기업규모 보다 평균적으로 더 큰 추세를 보인다. 이와 같은 결과는 차입계약으로 인해서 저베타 주식이 저평가되는 현상이 한국 주식시장에서는 주로 시가총액이 작은 주식들에 집중되어 있을 가능성이 높다는 것을 시사한다.

11) Fama-French 3-요인 모형에 모멘텀(momentum) 요인을 추가한 4-요인 모형으로 위험조정초과 수익률을 추정해도 결과는 크게 다르지 않으며 이 결과는 〈표 3〉에 제시되어 있다.

<표 2> Lewellen and Nagel(2006)의 사전적 베타 추정방식에 따라 구성한 베타포트폴리오와 역베타 요인

아래의 표는 Lewellen and Nagel(2006)의 방식에 따라 사전적 베타를 추정하여 구성된 10개의 베타포트폴리오들의 월평균 초과수익률과 역베타 요인의 월평균 수익률을 보여준다. 사전적 베타 추정 시 과거 5년 동안의 개별 기업의 일별 수익률과 일별 시장수익률이 필요하기 때문에 실제 실증분석 기간은 1995년 4월부터 2014년 3월까지이다. 포트폴리오의 월평균 수익률은 동일가중평균 수익률(Panel A)과 가치가중평균 수익률(Panel B)로 계산되었고 포트폴리오는 매월 재구성된다. 초과수익률은 10개 포트폴리오들의 월별 수익률에서 91일 CD 금리의 월별 환산수익률을 차감한 값이다. 역베타 요인의 수익률은 차입을 이용하여 하위 베타 포트폴리오를 매수하고 상위 베타 포트폴리오를 매도하여 구성된 베타중립적인(사전적 베타가 0인) 롱/쇼트 포트폴리오의 월평균 수익률이며 매월 재구성된다. CAPM alpha와 FF three-factor alpha는 10개 포트폴리오의 월별 초과수익률과 역베타 요인의 월별 수익률의 CAPM 및 Fama-French 3요인 모형 시계열 회귀분석 절편 값이다. 괄호 안의 값은 t-값이고, 5% 수준에서 유의적인 경우 굵게 표시하였다. Beta(ex_ante)는 각 포트폴리오에 포함된 개별주식들의 사전적 베타 추정치를 동일가중평균(Panel A)거나 가치가중평균(Panel B)한 값이다. Beta(realized)는 10개 포트폴리오의 월별 초과수익률과 BAB 포트폴리오의 월별 수익률을 CAPM으로 시계열 회귀분석하여 구한 베타 값이다. Volatility와 Sharpe ratio는 연간으로 환산한 값이다. Panel C는 각각의 베타포트폴리오에 포함된 기업들의 평균시가총액(ME)과 평균종목 수를 보여준다.

Panel A: Equal-Weighted Portfolio Returns(P1-P10) and Beta-Rank Weighted Returns(BAB)

Portfolio	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10	BAB
	(low beta)					(High beta)					
Excess return	0.71 (1.20)	1.20 (1.93)	1.03 (1.52)	1.32 (1.88)	1.37 (1.99)	1.09 (1.62)	1.09 (1.55)	1.43 (1.77)	0.73 (0.91)	0.01 (0.01)	1.19 (2.94)
CAPM alpha	0.49 (1.10)	0.95 (2.15)	0.74 (1.64)	1.01 (2.32)	1.07 (2.50)	0.78 (1.98)	0.78 (1.77)	1.06 (2.23)	0.36 (0.77)	-0.38 (-0.68)	1.12 (2.90)
FF three-factor alpha	0.17 (0.56)	0.48 (1.68)	0.19 (0.64)	0.64 (2.31)	0.68 (2.78)	0.45 (2.08)	0.46 (1.93)	0.71 (2.37)	0.11 (0.37)	-0.55 (-1.41)	0.81 (2.28)
Beta(ex_ante)	0.51	0.70	0.79	0.87	0.94	1.01	1.08	1.17	1.28	1.51	0.00
Beta(realized)	0.66	0.75	0.86	0.94	0.92	0.93	0.94	1.11	1.09	1.16	0.21
Volatility	30.77	32.62	35.33	36.67	36.08	35.18	36.82	42.16	41.63	45.82	21.18
Sharpe ratio	0.28	0.44	0.35	0.43	0.46	0.37	0.36	0.41	0.21	0.00	0.67

Panel B: Value-Weighted Portfolio Returns(P1-P10) and Beta-Rank Weighted Returns(BAB)

Excess return	1.06 (1.76)	0.68 (1.10)	0.59 (1.05)	0.88 (1.30)	0.70 (1.08)	0.63 (0.92)	-0.07 (-0.10)	0.72 (0.92)	0.53 (0.63)	-0.14 (-0.15)	1.19 (2.94)
CAPM alpha	0.82 (1.90)	0.40 (1.10)	0.32 (1.08)	0.54 (1.63)	0.38 (1.14)	0.29 (0.89)	-0.40 (-1.11)	0.32 (0.95)	0.12 (0.27)	-0.57 (-1.08)	1.12 (2.90)
FF three-factor alpha	0.87 (1.95)	0.23 (0.62)	0.19 (0.62)	0.45 (1.34)	0.32 (0.94)	0.04 (0.12)	-0.74 (-2.14)	0.05 (0.17)	-0.17 (-0.42)	-0.67 (-1.43)	0.81 (2.28)
Beta(ex_ante)	0.54	0.70	0.79	0.87	0.94	1.01	1.08	1.17	1.28	1.50	0.00
Beta(realized)	0.72	0.86	0.81	1.00	0.95	1.04	0.99	1.21	1.24	1.29	0.21
Volatility	31.58	32.37	29.29	35.36	33.99	36.07	35.61	41.06	44.17	48.06	21.18
Sharpe ratio	0.40	0.25	0.24	0.30	0.25	0.21	-0.02	0.21	0.14	-0.03	0.67

Panel C: Average Market Value of Equity(ME) and Average Number of Stocks in Each Portfolio

ME(100 million KRW)	3,768	5,886	6,455	7,083	7,669	7,939	9,709	10,120	8,735	6,195
Number of stocks	66	65	65	65	65	65	65	65	65	66

〈표 2〉는 Lewellen and Nagel(2006)의 베타 추정방식으로 매월 말 시점에 추정된 사전적 베타를 기준으로 구성된 10개의 베타포트폴리오들의 월평균 초과수익률과 역베타 요인의 월평균 수익률을 보여준다. 베타포트폴리오의 월평균 수익률은 동일가중평균 수익률(Panel A)과 가치가중평균 수익률(Panel B)로 계산되었고 포트폴리오는 매월 재구성된다. 〈표 2〉의 전체적인 결과를 보면 Frazzini and Pedersen(2014)의 사전적 베타 추정방식에 따른 〈표 1〉의 결과에 비해 베타와 위험조정 초과수익률의 관계가 상대적으로 약한 편이다. 베타 포트폴리오들의 사후적 베타는 사전적 베타와 같은 추세를 보이지만 〈표 1〉에 비해서 둘 간의 차이가 상대적으로 크게 나타난다. 실증분석의 핵심적인 대상인 역베타 요인의 수익률은 1.19%로 〈표 1〉의 1.32%에 비해서 상대적으로 작기는 하지만 2.94의 t-값으로 여전히 통계적으로 유의하며 위험조정 초과수익률도 CAPM의 경우에는 1.12%(t-값 2.90)이고 Fama-French 3-요인 모형의 경우 0.81%(t-값 2.28)로 모두 유의적임을 알 수 있다. 이와 같이 사전적 베타의 추정방식에 따라 역베타 요인의 위험조정 초과수익률의 크기 및 통계적 유의성이 크게 달라지지 않기 때문에 이 후의 실증분석에서는 Frazzini and Pedersen(2014)의 사전적 베타 추정방식에 따라서 구성한 역베타 요인을 사용하였다.

2. 동일가중 및 가치가중 방식으로 구성한 역베타 요인

역베타 요인을 구성하는 하위 베타포트폴리오와 상위 베타포트폴리오의 수익률은 베타 순위 가중치에 따라 계산되며 하위 및 상위 포트폴리오에 대한 매수/매도 비율은 역베타 요인이 베타중립적인(베타가 0인) 포트폴리오가 되도록 차입을 이용해서 설정된다. 본 절에서는 베타순위 가중치의 방식과 매수/매도 비율이 역베타 요인의 평균수익률 및 위험조정 초과 수익률에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

동일가중 및 가치가중 역베타 요인은 다음과 같이 구성하였다. 우선 매월 말 개별주식을 기업규모(시가총액, ME)와 사전적 베타에 따라 각각 그 크기순으로 정렬한 후, 하위 30%(Small, Low), 중위 40%(Middle, Middle), 그리고 상위 30%(Big, High)로 나누는 기준점을 구하였다. 그리고 그 기준점에 따라 9개의 Size-Beta 포트폴리오(SL, SM, SH, ML, MM, MH, BL, BM, BH)를 구성하였다. 9개 포트폴리오의 수익률과 베타 값은 동일가중 역베타 요인 (BAB_EW)의 경우에는 동일가중평균 수익률 계산방식을 사용하였고, 가치가중 역베타 요인

(BAB_VW)의 경우에는 가치가중평균 수익률 계산 방식을 이용하였다. 9개 포트폴리오는 매월 말 시점에 재구성된다. 하위 베타 포트폴리오의 월별 수익률과 사전적 베타 값은 각각 $r_{t+1}^L = (r_{t+1}^{SL} + r_{t+1}^{ML} + r_{t+1}^{BL})/3$, $\beta_t^L = (\beta_t^{SL} + \beta_t^{ML} + \beta_t^{BL})/3$ 식과 같이 계산하였고, 상위 베타 포트폴리오의 월별 수익률과 사전적 베타 값은 각각 $r_{t+1}^H = (r_{t+1}^{SH} + r_{t+1}^{MH} + r_{t+1}^{BH})/3$, $\beta_t^H = (\beta_t^{SH} + \beta_t^{MH} + \beta_t^{BH})/3$ 식과 같이 계산하였다. 이와 같이 구성된 상위(하위) 베타포트폴리오는 기업규모 중립적인, 즉 소규모 기업의 주식에서 대규모 기업의 주식까지 고르게 포함하되 베타가 높은(낮은) 주식들만을 포함하는 포트폴리오라고 해석할 수 있다.

BAB_EW(won-neutral)와 BAB_VW(won-neutral)는 하위 베타포트폴리오들(SL, ML, BL)과 상위 베타포트폴리오들(SH, MH, BH)을 1:1의 비율로 매수/매도하는 롱/쇼트 포트폴리오로서 수익률은 $r_{t+1}^{BAB(won-neutral)} = r_{t+1}^L - r_{t+1}^H$ 로 계산된다. 따라서 이 두 가지 요인의 수익률에는 무위험 이자율을 이용한 차입효과가 반영되지 않으며 사전적 베타도 0으로 설정되지 않는다. 반면 BAB_EW(beta-neutral)와 BAB_VW(beta-neutral)는 차입을 이용하여 하위 베타 포트폴리오를 매수하고 상위 베타 포트폴리오를 매도하여 구성하되 사전적 베타가 0이 되도록 매수/매도 비율을 설정하는 롱/쇼트 포트폴리오이며 수익률은

$$r_{t+1}^{BAB(beta-neutral)} = \frac{1}{\beta_t^L}(r_{t+1}^L - r^f) - \frac{1}{\beta_t^H}(r_{t+1}^H - r^f) \text{로 계산된다.}$$

〈표 3〉은 이와 같이 다양한 방식으로 구성한 역베타 포트폴리오들의 월평균 수익률, 위험조정 초과수익률, 변동성, 샤프비율 등을 보여준다. 위험조정 초과수익률은 CAPM, Fama-French 3-요인 모형, 그리고 Fama-French 3-요인 모형에 모멘텀(momentum) 요인을 추가한 4-요인 모형을 이용해 세 가지 방식으로 추정하였는데 〈표 3〉에 보고된 비와 같이 역베타 요인의 위험조정 초과수익률은 위험조정 방식에 따라 크게 달라지지 않는다는 것을 알 수 있다.¹²⁾

BAB_EW(beta-neutral) 요인과 BAB_EW(won-neutral) 요인의 위험조정 초과수익률을 보면 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지지만 BAB 요인에 비해 상대적으로 작다는 것을 알 수 있다. CAPM alpha의 경우 BAB 요인의 1.33%와 BAB_EW(beta-neutral) 요인의

12) Fama-French 3-요인과 모멘텀 요인에 대한 기초통계량은 부록의 〈표 1, A〉에 제시되어 있다. 표본기간을 2008년 금융위기 전후로 나누어서 역베타 요인의 위험조정 초과수익률을 계산해 본 결과 금융위기 이후 기간의 위험조정 초과수익률이 이전 기간에 비해 상대적으로 작기는 하지만 두 기간 모두 통계적으로 유의적임을 확인하였다.

1.07%의 차이는 대부분 상위 및 하위 베타포트폴리오의 수익률을 베타순위 가중치 방식과 동일가중평균 방식으로 계산하는 차이에서 비롯된 것이라고 생각할 수 있다. 그리고 BAB_EW(beta-neutral) 요인의 1.07%와 BAB_EW(won-neutral) 요인의 0.67%의 차이는 대부분 매수/매도 비율의 차이, 즉 차입효과에 기인한 것이라고 생각할 수 있다. 상위 및 하위 베타 포트폴리오의 수익률을 가치가중평균 방식으로 계산한 BAB_VW(beta-neutral) 요인과 BAB_VW(won-neutral) 요인의 경우에는 위험조정 초과수익률이 상대적으로 더 작을 뿐 아니라 통계적으로도 비유의적임을 알 수 있다. 이와 같은 결과는 차입제약으로 인해서 저베타

〈표 3〉 동일가중 및 가치가중 방식으로 구성된 역베타 요인

아래의 표는 Frazzini and Pedersen(2014)의 방식으로 구성된 역베타 요인과 함께 동일가중 및 가치가중 방식으로 구성된 역베타 요인의 수익률을 보여준다. 역베타 요인의 수익률은 차입을 이용하여 하위 베타 포트폴리오를 매수하고 상위 베타 포트폴리오를 매도하여 구성된 베타중립적인(사전적 베타가 0인) 롱/쇼트 포트폴리오의 월평균 수익률이 매월 재구성된다. 매월 말에 추정된 사전적 베타의 중앙값을 기준으로 상위 베타포트폴리오와 하위 베타포트폴리오가 구성되며 상위 및 하위 베타포트폴리오의 수익률은 베타순위가중평균 수익률로 계산된다. 동일가중 역베타(BAB_EW) 요인과 가치가중 역베타(BAB_VW) 요인은 다음과 같이 구성된다. 매월 말 개별주식을 기업규모(ME)와 사전적 베타에 따라 각각 그 크기순으로 정렬한 후, 하위 30%(Small, Low), 중위 40%(Medium, Middle), 그리고 상위 30%(Big, High)를 나누는 기준점을 구하고 그 기준점에 따라 표본주식을 9개의Size-Beta 포트폴리오로 분류하며 매월 말 재구성한다. 9개 포트폴리오의 수익률과 사전적 베타 값은 동일가중 역베타(BAB_EW) 요인의 경우에는 동일가중평균 계산 방식이 사용되며, 가치가중 역베타(BAB_VW) 요인의 경우에는 가치가중평균 계산방식이 사용된다. 하위 및 상위 베타포트폴리오의 월별 수익률과 사전적 베타 값은 각각 $r_{i+1}^L = (r_{i+1}^{SL} + r_{i+1}^{ML} + r_{i+1}^{BL})/3$, $\beta_i^L = \beta_i^{SL} + \beta_i^{ML} + \beta_i^{BL})/3$, $r_{i+1}^H = (r_{i+1}^{SH} + r_{i+1}^{MH} + r_{i+1}^{BH})/3$, $\beta_i^H = (\beta_i^{SH} + \beta_i^{MH} + \beta_i^{BH})/3$ 과 같이 계산한다. BAB_EW(won-neutral)와 BAB_VW(won-neutral)는 하위 베타 포트폴리오들(SL, ML, BL)을 매수하고 상위 베타 포트폴리오(SH, MH, BH)들을 매도하여 구성된 롱/쇼트 포트폴리오이다. BAB_EW(beta-neutral)와 BAB_VW(beta-neutral)는 차입을 이용하여 하위 베타포트폴리오를 매수하고 상위 베타포트폴리오를 매도하여 구성된 베타중립적인(사전적 베타가 0인) 롱/쇼트 포트폴리오이다. CAPM alpha 및 FF 3-factor alpha 값은 각각의 역베타 요인의 월별 수익률의 CAPM 및 Fama-French 3요인 모형의 시계열 회귀분석 절편 값이다. Four-factor alpha값은 Fama-French 3요인 모형에 모멘텀 요인을 추가한 4-요인 모형의 시계열 회귀분석 절편 값이다. $\mathbb{W}Short(\mathbb{W}Long)$ 는 각각의 역베타 요인에서 상위(하위) 베타포트폴리오를 매도(매수)한 금액의 시계열 평균이다. 괄호 안의 값은 t-값이고, 5% 수준에서 유의적인 경우 굵게 표시하였다. Volatility와 Sharpe ratio는 연간으로 환산한 값이다. 실증분석 기간은 1995년 4월부터 2014년 3월까지이다.

	Excess return	Alpha CAPM	Alpha FF3-factor	Alpha Four-factor	$\mathbb{W}Short$	$\mathbb{W}Long$	Volatility	Shape ratio
BAB	1.32 (2.85)	1.33 (2.88)	1.25 (3.13)	1.29 (3.24)	0.87	1.39	24.20	0.65
BAB_EW(beta-neutral)	1.06 (2.76)	1.07 (2.77)	0.98 (2.66)	0.95 (2.57)	0.87	1.40	20.05	0.63
BAB_EW(won-neutral)	0.55 (1.42)	0.67 (2.10)	0.72 (2.20)	0.68 (2.07)	1	1	20.21	0.33
BAB_VW(beta-neutral)	0.67 (1.81)	0.70 (1.88)	0.59 (1.61)	0.50 (1.41)	0.87	1.40	19.37	0.42
BAB_VW(won-neutral)	0.27 (0.69)	0.40 (1.27)	0.40 (1.24)	0.31 (1.01)	1	1	20.29	0.16

주식이 저평가되는 현상은 한국 주식시장에서는 주로 소형주에 집중되어 있을 가능성이 높다는 것을 시사한다.

3. 차입제약과 역베타 요인의 관계

Frazzini and Pedersen(2014)의 모형에 따르면 투자자가 직면하는 차입제약이 완화되면 역베타 요인의 실현수익률이 증가하는데 그 이유는 다음과 같이 간략하게 설명할 수 있다. 차입제약의 정도가 약해지면 전에 레버리지를 이용하지 못하고 고베타 자산을 매수했던 투자자는 기존의 고베타 자산을 매도하고 레버리지를 이용하여 저베타 자산을 매수함으로써 기존의 고베타 주식에 비해 더 높은 위험 대비 수익률을 달성하려는 유인을 가지게 된다. 따라서 차입제약의 정도가 약해지면 저베타 자산의 가격은 상승하고 고베타 자산의 가격은 하락하여 역베타 요인의 당기 실현수익률은 증가하게 된다. 그들은 차입제약의 대응치로서 TED 스프레드를 사용하여 역베타 요인의 실현수익률과의 관계를 분석하였다. TED 스프레드는 3개월물 LIBOR (London Interbank Offered Rate)와 3개월물 미국 국채(T-bill) 금리 간의 차이로 정의되며 국제금융시장의 단기유동성 및 신용위험을 반영하는 지표로서 널리 사용된다. Frazzini and Pedersen(2014)은 TED 스프레드가 증가하면 차입제약이 더 심해지는 것으로 해석하고 역베타 요인과의 관계를 분석하였는데 TED 스프레드의 변화가 역베타 요인의 실현수익률과 음(-)의 관계를 가지는 것을, 즉 차입제약이 약해질수록 역베타 요인의 수익률이 증가함을 보였다.

본 연구에서는 차입제약의 대응치로서 91일물 CP-CD 스프레드, 3년 만기 회사채(AA-등급)-국고채 스프레드, 그리고 유가증권시장의 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율의 증감을 차입제약 변화의 대응치로 사용해 분석하였다. Frazzini and Pedersen(2014)이 TED 스프레드의 증가를 차입제약이 더 심해지는 것으로 해석하는 것과 마찬가지로 본 연구에서는 91일물 CP-CD 스프레드의 증가와 3년 만기 회사채(AA-등급)-국고채 스프레드의 증가를 차입제약이 더 심해지는 것으로 해석하고자 한다.¹³⁾ 시가총액 대비 신용거래 용자잔고의 비율은 매월 말 유가증권시장의 신용거래 용자잔고를 유가증권시장의 총 시가총액으로 나눈 값이며 시가총액 대비 신용거래 용자잔고의 비율의 증감은 이 비율의 당기 값에서 전기 값을

13) TED 스프레드를 구성하는 미국의 3개월 만기 T-bill과 같은 단기국채가 국내에서는 장기간 발행되지 않았기 때문에 91일물 CP-CD 스프레드와 3년 만기 회사채(AA-등급)-국고채 스프레드를 차입제약의 대응치로 사용하였다.

차감한 값이다. 신용거래용자는 증권회사가 투자자에게 주식매수 자금을 대여해 주는 것을 말한다. 신용거래 용자잔고가 증가하였다는 것은 신규 차입 금액이 기존의 차입금을 상환한 금액보다 더 크다는 것을 말하며 이는 투자자 입장에서 차입제약의 정도가 약해진 것으로 해석할 수 있다. 반대로 신용거래 용자잔고가 감소하였다는 것은 신규 차입 금액보다 기존의 차입금을 상환한 금액이 더 크다는 것을 말하며 이는 투자자입장에서 차입제약의 정도가 더 강해진 것으로 해석할 수 있다. 유가증권시장의 신용거래 용자잔고 자료가 1999년 이후부터 이용 가능하기 때문에 이 후의 실증분석은 1999년 4월부터 2014년 3월까지의 기간을 대상으로 하였다.¹⁴⁾

91일물 CP-CD 스프레드, 3년 만기 회사채(AA-등급)-국고채 스프레드, 그리고 유가증권시장의 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율이 차입제약의 대응치로 적당하다면, 91일물 CP-CD 스프레드의 변화와 3년 만기 회사채(AA-등급)-국고채 스프레드의 변화는 당기 역베타 요인의 실현수익률과 음(-)의 관계를 가지며 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율의 증감과 당기 역베타 요인의 수익률은 양(+)의 관계를 가질 것이라는 가설이 성립된다.

〈표 4〉의 Panel A의 첫 번째 행은 역베타 요인의 수익률을 종속변수로 하고 전기의 91일물 CP-CD 스프레드와 당기의 그 스프레드의 변화를 설명변수로 한 회귀분석의 결과를 보여주는데 스프레드의 변화에 대한 계수가 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 가지는 것을 알 수 있다. Panel A의 두 번째 행은 통제변수로서 ex ante beta spread, 역베타 요인의 전기 수익률, 전년도 물가상승률, 그리고 시장초과수익률을 추가하여 회귀분석한 결과를 보여준다. Ex_ante beta spread는 $(\beta^H - \beta^L) / (\beta^H \beta^L)$ 로 정의된다. β^L 과 β^H 은 각각 하위 및 상위 베타 포트폴리오의 사전적 베타 값이며 각 포트폴리오 내 포함된 주식들의 사전적 베타 추정치를 베타순위 가중평균한 값이다. 전년도 물가상승률(lagged annual inflation)은 전달 말 기준 과거 1년간 소비자물가지수(CPI)의 증가율이다. 회귀분석 결과를 보면 통제변수들 중 시장초과수익률의 계수 값은 작지만 통계적으로 유의한 값을 가지며 나머지 통제변수들은 모두 비유의적임을 알 수 있다. 또한 통제변수를 추가하더라도 91일물 CP-CD 스프레드의 변화에 대한 계수 값의 크기나 통계적 유의성에 큰 변화가 없다는 것을 알 수 있다.

14) 차입제약 관련변수들의 기초통계량은 부록의 〈표 2, A〉에 제시되어 있다.

〈표 4〉 역베타 요인의 수익률과 차입제약의 관계에 대한 시계열 회귀분석

아래의 표는 역베타 요인 수익률의 시계열 회귀분석 결과이다. 종속변수인 역베타 요인의 수익률은 차입을 이용하여 하위 베타 포트폴리오를 매수하고 상위 베타 포트폴리오를 매도하여 구성된 베타중립적인(사전적 베타가 0인) 롱/쇼트 포트폴리오의 월평균 수익률이며 매월 재구성된다. 설명변수는 차입제약의 대응치로서 91일물 CP-CD 스프레드(Panel A), 3년 만기 회사채(AA-등급)-국고채 스프레드(Panel B), 시가총액 대비 신용거래 융자잔고 비율(Panel C)과 ex ante beta spread, lagged BAB return, lagged annual inflation, market excess return이다. 투자자의 차입제약 대응치 중 하나로서 사용된 시가총액 대비 신용거래 융자잔고 비율은 매월 말 시점 유가증권시장의 신용거래 융자잔고를 총 시가총액으로 나눈 값이다. 시가총액 대비 신용거래 융자잔고 비율의 증감은 이 비율의 당기 값에서 전기 값을 차감한 값이다. 유가증권시장의 신용거래 융자잔고 자료가 1999년부터 사용가능하기 때문에 실증분석은 1999년 4월부터 2014년 3월까지의 기간을 대상으로 하였다. Ex ante beta spread는 $(\beta^H - \beta^L) / (\beta^H \beta^L)$ 로 정의된다. 하위 및 상위 베타포트폴리오의 사전적 베타 값(β^L, β^H)은 각 포트폴리오 내 개별주식들의 사전적 베타 추정치를 베타순위가중평균 한 값이다. Lagged BAB return은 전기 역베타 요인의 월별 수익률이다. Lagged annual inflation은 전달 말 기준 과거 1년간의 소비자물가지수(CPI) 증가율이다. Market excess return은 시장초과 수익률로서 해당이 포함된 월별 KOSPI 수익률에서 91일 CD 금리의 월 환산 수익률을 차감한 값이다. 괄호 안의 값은 t-값이고, 5% 수준에서 유의적인 경우 굵게 표시하였다.

Panel A

Intercept	CP[91일]와 CD[91일] 스프레드(전기)	CP[91일]와 CD[91일] 스프레드의 변화	Ex ante beta spread	Lagged BAB return	Lagged annual inflation	Market excess return	Adjusted R^2
2.61 (4.55)	-3.92 (-2.64)	-5.46 (-2.32)					0.04
5.67 (1.96)	-3.71 (-2.35)	-5.35 (-2.28)	-5.57 (-1.06)	0.07 (0.95)	-0.01 (-0.04)	-0.12 (-2.28)	0.06

Panel B

Intercept	회사채(3년 AA- 등급)와국고채(3년) 스프레드(전기)	회사채(3년 AA- 등급)와 국고채(3년) 스프레드의 변화	Ex ante beta spread	Lagged BAB return	Lagged annual inflation	Market excess return	Adjusted R^2
2.87 (3.99)	-1.54 (-2.27)	-5.30 (-2.87)					0.05
6.43 (2.16)	-1.76 (-2.32)	-6.86 (-3.52)	-7.34 (-1.37)	0.05 (0.74)	0.27 (0.67)	-0.16 (-2.93)	0.09

Panel C

Intercept	시가총액 대비 신용거래 융자잔고 비율(전기)	시가총액 대비 신용거래 융자잔고 비율의 증감	Ex ante beta spread	Lagged BAB return	Lagged annual inflation	Market excess return	Adjusted R^2
1.99 (2.82)	-2.21 (-0.72)	34.41 (2.49)					0.03
5.39 (1.87)	-1.76 (-0.58)	34.85 (2.54)	-5.22 (-0.98)	0.10 (1.38)	-0.23 (-0.62)	-0.12 (-2.25)	0.06

〈표 4〉의 Panel B는 역베타 요인의 수익률을 종속변수로 하고 3년 만기 회사채(AA-등급)-국고채 스프레드와 당기의 그 스프레드의 변화를 설명변수로 한 회귀분석의 결과를 보여주는데 Panel A의 결과와 마찬가지로 스프레드의 변화에 대한 계수가 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 가지는 것을 알 수 있다. 그리고 Panel C는 시가총액 대비 신용거래 융자잔고 비율과

당기의 그 비율의 증감을 설명변수로 한 회귀분석의 결과를 보여주는데 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율의 증감에 대한 계수 값은 통계적으로 유의적인 양(+)의 값을 가지는 것을 알 수 있다. 또한 통제변수를 추가하더라도 3년 만기 회사채(AA-등급)-국고채 스프레드의 변화와 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율의 증감에 대한 계수 값의 크기나 통계적 유의성에 큰 변화가 없다는 것을 알 수 있다. <표 4>의 결과는 차입제약이 약해지면 당기 역베타 요인의 실현수익률이 증가하고 반대로 차입제약이 심해지면 당기 역베타 요인의 수익률은 감소한다는 가설을 지지하는 것으로 해석될 수 있으며 한국 주식시장에서 차입제약의 정도 변화가 저베타 및 고베타 주식의 수익률에 미치는 영향을 역베타 요인의 수익률 변화를 통해 파악할 수 있음을 시사한다.

Frazzini and Pedersen(2014)의 모형에 따르면 차입제약은 베타의 횡단면적 분포(cross-sectional dispersion)와도 관계를 가진다. 그들은 차입제약의 변동성이 증가하면 베타의 횡단면적 분포가 압축된다는 베타 압축(beta compression) 가설을 모형으로부터 도출하며 그 가설을 지지하는 실증분석 결과를 제시하였다. 그들은 차입제약 변동성의 대용치로서 TED 스프레드의 변동성을 사용하는 데 본 연구에서는 91일물 CP-CD 스프레드의 변동성을 Frazzini and Pedersen(2014)이 TED 스프레드의 변동성을 측정하는 방식과 동일하게 $\sigma_t^{SPREAD} = \sqrt{\sum_{s \in month_t} (\Delta SPREAD_s - \overline{\Delta SPREAD_t})^2}$ 와 같이 측정하였다.¹⁵⁾ 91일물 CP-CD 스프레드의 일별 자료를 이용해서 매월 이와 같이 91일물 CP-CD 스프레드의 일별 변화의 표준편차를 측정한 후 표본기간을 월별 표준편차의 크기에 따라 P1(Low), P2, P3(High)의 세 기간으로 분류하였다. 그리고 각 기간 별로 표본주식 베타의 횡단면적 분포의 정도를 측정하였으며 그 결과는 <표 5>의 Panel A에 제시되어 있다. <표 5>의 Panel A의 결과를 보면 차입제약 변동성이 높을수록 표본주식 베타의 횡단면적 분포가 압축되며 P3(High) 기간의 횡단면적 분포와 P1(Low) 기간의 횡단면적 분포의 차이는 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 보이는 것을 알 수 있다. 이와 같은 결과는 Frazzini and Pedersen(2014)의 실증분석 결과와 일관적으로 베타 압축 가설을 지지하는 것으로 해석할 수 있다.

차입제약의 변동성과 관련해서 Frazzini and Pedersen(2014)은 차입제약의 변동성이 높아지면 역베타 요인의 조건부 베타(conditional beta)가 증가한다는 추가적인 가설을

15) 3년 만기 회사채(AA-등급)-국고채 스프레드를 이용한 경우의 결과도 91일물 CP-CD 스프레드를 이용한 경우와 크게 다르지 않다.

제시하는 데 <표 5>의 Panel B는 그 가설에 대한 실증분석 결과를 보여준다. Frazzini and Pedersen(2014)의 조건부 베타 추정방식과 동일하게 P1(Low), P2, P3(High)의 세 기간에 상응하는 더미변수를 이용해서 차입제약의 변동성이 높은 기간과 낮은 기간의 베타를 추정하였다. CAPM을 이용한 경우 P3(High) 기간의 베타가 P1(Low) 기간의 베타보다 낮지만 Fama-French 3-요인 모형, 또는 모멘텀을 추가한 4-요인 모형을 이용한 경우 P3(High) 기간의 베타가 P1(Low) 기간의 베타보다 높다는 것을 알 수 있다. 하지만 Frazzini and Pedersen(2014)의 결과와 달리 모든 경우에 조건부 베타의 차이는 통계적으로 유의하지 않다는 것을 알 수 있다.

<표 5> 차입제약의 변동성과 베타 압축

아래의 표는 차입제약의 변동성과 베타의 횡단면적 분포(cross-sectional dispersion)의 관계를 보여준다. 차입제약 변동성의 대용치로서 91일물 CP-CD 스프레드의 변동성을 Frazzini and Pedersen(2014)이 TED 스프레드의 변동성을 측정하는 방식과 동일하게 $\sigma_t^{SPREAD} = \sqrt{\sum_{s \in month} (\Delta SPREAD_s - \overline{\Delta SPREAD})^2}$ 와 같이 측정하였다. 91일물 CP-CD 스프레드의 일별 자료를 이용해서 매월 이와 같이 91일물 CP-CD 스프레드의 일별 변화의 표준편차를 측정한 후 표본기간을 월별 표준편차의 크기에 따라 P1(Low), P2, P3(High)의 세 기간으로 분류하였다. Panel A에 제시된 각 기간 별표본주식 베타의 횡단면적 분포의 값은 표본주식베타의 횡단면적 분포의 측정치(cross-sectional standard deviation, mean absolute deviation, or interquintile range)를 종속변수로 하며 상수항이 없이 P1(Low), P2, P3(High)의 세 기간에 상응하는 더미변수를 설명변수로 하는 회귀분석모형의 계수값이다. Panel B에 보고된 조건부 베타 값은 Frazzini and Pedersen(2014)의 조건부 베타 추정방식과 동일하게 P1(Low), P2, P3(High)의 세 기간에 상응하는 더미변수를 이용해서 차입제약의 변동성이 높은 기간과 낮은 기간의 베타를 추정하였다. 분석기간은 1999년 4월부터 2014년 3월까지이다. 괄호 안의 값은 t-값이고, 5% 수준에서 유의적인 경우 굵게 표시하였다.

Panel A

Cross-sectional dispersion	Standard deviation	Mean absolute deviation	Interquintile range
All	0.21	0.16	0.27
P1(Low)	0.23	0.18	0.31
P2	0.21	0.16	0.27
P3(High)	0.19	0.15	0.24
P3-P1	-0.04	-0.03	-0.06
t-Statistics	[-4.58]	[-5.02]	[-5.46]

Panel B

	Alpha	Conditional market beta			
		P1(Low)	P2	P3(High)	P3 - P1
CAPM	1.66 (4.00)	-0.03 [-0.23]	-0.18 [-1.94]	-0.11 [-1.34]	-0.08 [-0.54]
FF three-factor	1.47 (3.82)	-0.04 [-0.36]	-0.11 [-1.36]	0.12 (1.54)	0.16 (1.18)
Four-factor	1.40 (3.65)	-0.05 [-0.43]	-0.10 [-1.22]	0.16 (1.93)	0.21 (1.47)

4. 기관 및 외국인의 거래비중을 고려한 역베타 요인의 수익률

기관과 외국인투자자에 비해 일반 개인 투자자가 직면한 차입제약의 정도는 상대적으로 더 심하다고 볼 수 있다. 그러므로 기관과 외국인투자자의 거래비중이 상대적으로 낮은 종목들, 즉 일반 개인 투자자들이 주로 거래하는 종목들에서 저베타 자산일수록 높은 위험조정 수익률을 보이는 현상이 더 두드러지게 나타날 것이라고 예측해볼 수 있다. 따라서 본 절에서는 표본주식을 기관 및 외국인의 거래비중에 따라 3개 그룹으로 나눈 후, 그들 그룹 내에서 각각의 역베타 요인을 구성하여 그 월평균 수익률이 기관 및 외국인의 거래비중이 낮을수록 높게 나타나는지 살펴본다. 또한 분석기간을 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율이 증가한 기간과 감소한 기간으로 분류하여, 차입제약의 정도가 심해진 기간과 차입제약의 정도가 약해진 기간 간에 역베타 요인이 수익률에 의미 있는 차이를 보이는지 알아보려고 한다.

기관 및 외국인의 거래비중에 따른 역베타 요인의 수익률변화를 살펴보기 위해 매월 표본주식을 기관 및 외국인의 거래비중에 따라 하위 30%(Low), 중위 40%(Middle), 그리고 상위 30%(High) 그룹으로 분류하고 각각의 그룹을 구성하는 주식을 대상으로 역베타 요인을 구성하였다. 1999년 4월부터 2014년 3월까지의 전체 기간을 대상으로 분석한 <표 6>의 Panel A를 보면 기관 및 외국인의 거래비중이 낮을수록 역베타 요인의 월평균 수익률과 위험조정 초과수익률이 높은 것을 확인할 수 있다. 또한 기관 및 외국인 거래비중이 상대적으로 낮은 하위 30% 또는 중위 40% 주식을 대상으로 구성한 역베타 요인의 수익률과 위험조정 초과수익률은 상대적으로 크고 통계적으로도 유의적이지만 상위 30% 주식만을 대상으로 구성한 역베타 요인의 평균수익률과 위험조정 초과수익률은 크기도 현저히 작을 뿐 아니라 통계적으로도 유의적이지 않다는 것을 알 수 있다. 이와 같은 결과는 차입제약으로 인해 저베타 주식이 저평가되는 현상이 주로 개인 투자자들이 상대적으로 높은 거래비중을 차지하는 주식에 집중되어 있음을 시사한다.

1999년 4월부터 2014년 3월까지의 전체기간(180개월)중 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율이 감소한 기간은 96개월이며 증가한 기간은 84개월이다. Panel B(감소기간)와 Panel C(증가기간)의 결과를 보면 역베타 요인의 평균수익률 및 위험조정 초과수익률은 차입제약의 정도가 약해진 기간에 현저하게 더 크며 통계적 유의성도 더 강하다는 것을 알 수 있다. 이와 같은 결과는 역베타 요인의 위험조정 초과수익률의 원천이 차입제약으로 인한 저베타 주식의 저평가에 있으며 차입제약이 완화되는 시기에 역베타 요인이 양(+의) 당기 실현수익률을

가진다는 Frazzini and Pedersen(2014)의 가설에 부합하는 것이다.

〈표 6〉 기관 및 외국인의 거래비중을 고려한 역베타 요인의 수익률

아래의 표는 기관 및 외국인거래 비중을 고려해서 구성된 역베타 요인의 수익률을 보여준다. 매월 말 표본의 개별주식을 기관 및 외국인 투자자의 거래비중에 따라 하위 30%(Low), 중위 40%(Middle), 그리고 상위 30%(High)의 세 그룹으로 분류한 후 각 그룹에 속한 개별주식들을 이용해서 세 개의 역베타 요인을 구성하였다. 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율의 증감에 따른 역베타 요인 수익률의 차이를 살펴보기 위해 실증분석은 1999년 4월부터 2014년 3월까지의 기간을 대상으로 하였다. Panel A는 총 분석기간, Panel B는 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율 증감이 음수인 기간(감소 기간), 그리고 Panel C는 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율 증감이 양수인 기간(증가 기간)의 결과를 보여준다. CAPM alpha 및 FF 3-factor alpha 값은 각각의 역베타 요인의 월별 수익률의 CAPM 및 Fama-French 3요인 모형의 시계열 회귀분석 절편 값이다. Four-factor alpha값은 Fama-French 3요인 모형에 모멘텀 요인을 추가한 4-요인 모형의 시계열 회귀분석 절편 값이다. \sqrt{Short} (\sqrt{Long})는 각각의 역베타 요인에서 상위(하위) 베타포트폴리오를 매도(매수)한 금액의 시계열 평균이다. 괄호 안의 값은 t-값이고, 5% 수준에서 유의적인 경우 굵게 표시하였다. Volatility와 Sharpe ratio는 연간으로 환산한 값이다.

Panel A: 1999. 04~2014. 03

기관 및 외국인 거래비중	Excess return	Alpha			\sqrt{Short}	\sqrt{Long}	Volatility	Shape ratio
		CAPM	FF3-factor	Four-factor				
BAB(Low)	2.60 (4.57)	2.55 (4.46)	2.47 (4.44)	2.40 (4.32)	0.89	1.44	26.41	1.18
BAB(Middle)	1.35 (3.47)	1.43 (3.71)	1.28 (3.31)	1.22 (3.16)	0.84	1.40	18.10	0.90
BAB(High)	0.51 (1.18)	0.71 (1.76)	0.41 (1.06)	0.36 (0.93)	0.87	1.41	20.09	0.30

Panel B: 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율의 감소 기간(총 180개월 중 96개월)

BAB(Low)	1.93 (2.31)	1.83 (2.14)	2.58 (3.11)	2.55 (3.00)	0.89	1.44	28.38	0.82
BAB(Middle)	0.30 (0.54)	0.47 (0.85)	0.71 (1.23)	0.63 (1.08)	0.84	1.39	18.67	0.19
BAB(High)	-0.70 (-1.14)	-0.22 (-0.39)	0.04 (0.07)	-0.11 (-0.19)	0.87	1.40	20.85	-0.40

Panel C: 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율의 증가 기간(총 180개월 중 84개월)

BAB(Low)	3.36 (4.47)	3.38 (4.50)	2.38 (3.04)	2.44 (3.19)	0.88	1.44	23.85	1.69
BAB(Middle)	2.55 (4.89)	2.54 (4.87)	1.74 (3.23)	1.78 (3.44)	0.84	1.41	16.57	1.85
BAB(High)	1.89 (3.30)	1.85 (3.34)	0.75 (1.37)	0.74 (1.36)	0.88	1.42	18.15	1.25

5. 기업규모를 고려한 역베타 요인의 수익률

본 절에서는 기업규모가 역베타 요인의 수익률에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 이미

언급한 바와 같이 <표 1>의 결과를 보면 고베타 포트폴리오에 포함된 주식의 기업규모가 저베타 포트폴리오에 포함된 주식의 기업규모 보다 평균적으로 더 큰 추세를 보이며 베타 포트폴리오의 수익률을 동일가중평균이 아니라 가치가중평균으로 계산하면 저베타 포트폴리오들의 위험조정 초과수익률이 현저히 작아지고 통계적으로도 유의하지 않다는 것을 알 수 있다. 이를 통해 한국 주식시장에서는 주로 소형주에서 베타 값이 작을수록 높은 위험조정 초과수익률을 보일 것이라고 추정해 볼 수 있다. 또한 한국 주식시장에서는 소형주일수록 개인투자자의 거래비중이 높다는 것과 차입제약의 정도가 기관 및 외국인 투자자에 비해 개인 투자자들에게 더 심할 것이라는 점을 고려하면, 차입제약으로 인해서 저베타 주식이 저평가되는 현상이 주로 시가총액이 작은 주식들에 집중되어 있을 가능성이 높을 것이라고 추정할 수 있다. 따라서 본 절에서는 표본주식을 기업규모에 따라 매월 말 하위 30%(Small), 중위 40%(Medium), 그리고 상위 30%(Big)의 세 그룹으로 분류한 후 각 그룹 별로 역베타 요인을 구성하여 그 월평균 수익률이 기업규모가 작을수록 높게 나타나는지 살펴본다.

<표 7>은 기업규모에 따라서 표본주식을 세 그룹으로 분류한 후 각각의 그룹 내에서 구성된 역베타 요인의 평균수익률과 위험조정 초과수익률 등을 보여준다. 전체 기간을 대상으로 분석한 <표 6>의 Panel A를 보면 기업규모가 작을수록 역베타 요인의 월평균 수익률과 위험조정 초과수익률이 높고 통계적 유의성도 상대적으로 강하다는 것을 알 수 있다. 또한 기업규모 상위 30% 주식만을 대상으로 구성한 역베타 요인의 평균수익률과 위험조정초과 수익률은 크기도 현저히 작을 뿐 아니라 통계적으로도 유의적이지 않다는 것을 알 수 있다. 이와 같은 결과는 차입제약으로 인해 저베타 주식이 저평가되는 현상이 주로 소형주에 집중되어 있음을 시사한다.

전체기간 중 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율이 감소한 기간(Panel B)과 증가한 기간(Panel C)의 결과를 보면 기관 및 외국인 투자자의 거래비중을 고려한 <표 6>의 결과와 마찬가지로 역베타 요인의 평균수익률 및 위험조정 초과수익률은 차입제약의 정도가 약해진 기간에 현저하게 더 크며 통계적 유의성도 더 강하다는 것을 알 수 있다.

한국 주식시장에서는 소형주일수록 개인투자자의 거래비중이 높다는 것을 고려하면 기관 및 외국인의 거래비중과 기업규모는 높은 상관관계를 가질 것으로 생각할 수 있다. 따라서 이 두 가지 요인을 동시에 고려한다면 차입제약으로 인해서 저베타 주식이 저평가되는 현상이 소형주이면서도 동시에 기관 및 외국인의 거래비중이 낮은 주식들에 집중되어 있을 가능성이

높을 것이라고 추정할 수 있다.

〈표 7〉 기업규모를 고려한역베타 요인 수익률

아래의 표는 기업규모(시가총액, ME)를 고려해서 구성한 역베타 요인의 수익률을 보여준다. 매월 말 표본의 개별주식을 기업규모에 따라 하위 30%(Small), 중위 40%(Medium), 그리고 상위 30%(Big)의 세 그룹으로 분류한 후 각 그룹에 속한 개별주식들을 이용해서 세 개의 역베타 요인을 구성하였다. 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율의 증감에 따른 역베타 요인의 수익률의 차이를 살펴보기 위해 실증분석은 1999년 4월부터 2014년 3월까지의 기간을 대상으로 하였다. Panel A는 총 분석기간, Panel B는 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율 증감이 음수인 기간(감소 기간), 그리고 Panel C는 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율 증감이 양수인 기간(증가 기간)의 결과를 보여준다. CAPM alpha 및 FF 3-factor alpha 값은 각각의 역베타 요인의 월별 수익률의 CAPM 및 Fama-French 3요인 모형의 시계열 회귀분석 절편 값이다. Four-factor alpha 값은 Fama-French 3요인 모형에 모멘텀 요인을 추가한 4-요인 모형의 시계열 회귀분석 절편 값이다. $\frac{W_{Short}}{W_{Long}}$ 는 각각의 역베타 요인에서 상위(하위) 베타포트폴리오를 매도(매수)한 금액의 시계열 평균이다. 괄호 안의 값은 t-값이고, 5% 수준에서 유의적인 경우 굵게 표시하였다. Volatility와 Sharpe ratio는 연간으로 환산한 값이다.

Panel A: 1999. 04~2014. 03

기업규모 (ME)	Excess return	Alpha			$\frac{W_{Short}}{W_{Long}}$	Volatility	Shape ratio	
		CAPM	FF3-factor	Four-factor				
BAB (Small)	2.09 (3.75)	1.99 (3.58)	1.62 (2.90)	1.55 (2.78)	0.93	1.45	25.83	0.97
BAB (Medium)	0.99 (2.82)	1.05 (2.99)	0.99 (2.70)	0.89 (2.49)	0.89	1.45	16.29	0.73
BAB (Big)	0.63 (1.44)	0.82 (1.98)	0.60 (1.41)	0.51 (1.20)	0.80	1.29	20.22	0.37

Panel B: 시가총액 대비 신용거래용자 잔고비율의 감소 기간(총 180개월 중 96개월)

BAB (Small)	1.55 (1.90)	1.36 (1.64)	1.73 (2.06)	1.74 (2.04)	0.93	1.45	27.76	0.67
BAB (Medium)	0.10 (0.22)	0.27 (0.57)	0.36 (0.73)	0.11 (0.23)	0.89	1.45	15.81	0.08
BAB (Big)	-0.25 (-0.40)	0.20 (0.33)	0.16 (0.26)	-0.03 (-0.04)	0.80	1.29	21.09	-0.14

Panel C: 시가총액 대비 신용거래용자 잔고비율의 증가 기간(총 180개월 중 84개월)

BAB (Small)	2.70 (3.66)	2.73 (3.74)	1.60 (2.11)	1.68 (2.35)	0.93	1.46	23.41	1.38
BAB (Medium)	2.00 (3.91)	1.99 (3.88)	1.56 (2.78)	1.59 (2.84)	0.89	1.46	16.21	1.48
BAB (Big)	1.63 (2.76)	1.59 (2.77)	0.99 (1.59)	1.02 (1.67)	0.81	1.30	18.71	1.05

기관 및 외국인거래 비중과 기업규모(시가총액)를 동시에 고려해서 구성한 역베타 요인의 수익률은 〈표 8〉에 제시되어 있다. 매월 말 표본의 개별주식을 기관 및 외국인투자자의

거래비중과 기업규모에 따라 각각 그 크기순으로 정렬한 후, 하위 50%(Low, Small)와 상위 50%(High, Big)를 나누는 기준점을 구하였다. 그리고 그 기준점에 따라 표본주식을 4개의 그룹으로 분류한 후 각 그룹에 속한 주식들을 이용해서 4개의 역베타 요인을 구성하였다. 분석기간은 1999년 4월부터 2014년 3월까지이다.

<표 8> 기관 및 외국인의 거래비중과 기업규모를 함께 고려한 역베타 요인의 수익률

아래의 표는 기관 및 외국인거래 비중과 기업규모(시가총액)를 동시에 고려해서 구성된 역베타 요인의 수익률을 보여준다. 매월 말 표본의 개별주식을 기관 및 외국인 투자자의 거래비중과 기업규모에 따라 각각 그 크기순으로 정렬한 후, 하위 50%(Low, Small)와 상위 50%(High, Big)를 나누는 기준점을 구하였다. 그리고 그 기준점에 따라 표본주식을 4개의 그룹으로 분류한 후 각 그룹에 속한 주식들을 이용해서 4개의 역베타 요인을 구성하였다. 분석기간은 1999년 4월부터 2014년 3월까지이다. CAPM alpha 및 FF 3-factor alpha 값은 각각의 역베타 요인의 월별 수익률의 CAPM 및 Fama-French 3요인 모형의 시계열 회귀분석 절편 값이다. Four-factor alpha값은 Fama-French 3요인 모형에 모멘텀 요인을 추가한 4-요인 모형의 시계열 회귀분석 절편 값이다. 괄호 안의 값은 t-값이고, 5% 수준에서 유의적인 경우 굵게 표시하였다.

기관 및 외국인 거래비중	기업규모(Small)				기업규모(Big)			
	Excess	Alpha			Excess	Alpha		
	return	CAPM	FF3-factor	Four-factor	return	CAPM	FF3-factor	Four-factor
Low	2.04 (4.37)	1.96 (4.21)	1.77 (3.80)	1.70 (3.66)	0.51 (0.91)	0.51 (0.90)	0.85 (1.50)	0.67 (1.22)
High	0.54 (0.87)	0.66 (1.06)	0.40 (0.61)	0.49 (0.76)	0.47 (1.16)	0.66 (1.74)	0.36 (0.93)	0.28 (0.73)

<표 8>을 보면 소형주이면서도 기관 및 외국인 거래비중이 낮은 주식들로 역베타 요인을 구성했을 때에만 위험조정 초과수익률이 상대적으로 크며 또한 통계적으로 유의적이라는 것을 알 수 있다. 소형주일지라도 기관 및 외국인 거래비중이 높으면 위험조정 초과수익률의 크기가 현저히 작을 뿐 아니라 통계적 유의성도 사라지는 것을 알 수 있다.

6. 기업고유변동성을 고려한 역베타 요인수익률

본 절에서는 기업고유변동성이 역베타 요인의 수익률에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.¹⁶⁾

16) 기업고유변동성과 주식수익률의 관계에 대한 국내 연구에서 윤상용, 구본일, 엄영호(2011)는 고유변동성은 횡단면적으로 주식수익률에 유의한 영향을 미치지 않지만 총변동성은 주식수익률에 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있음을 보였고 김태혁, 변영태(2011)는 고유변동성과 동일가중평균수익률 간에 유의적인 음(-)의 관계를 가지지만, 가치가중평균수익률 간에는 비유의적인 음(-)의 관계를 가짐을 보였으며 엄철준, 이우백, 박래수, 장욱, 박종원(2014)은 고유변동성 퍼즐이 유의하게 존재하고, 특히 1월 외의 달과 시장 하락기에 고유변동성과 주식수익률간의 유의한 음(-)의 관계가 나타난다는 결과를 제시했다.

기업고유변동성은 Lewellen and Nagel(2006)의 베타 추정 모형을 식 (3)에 따라 매월 말 지난 1년의 일별 수익률에 적용하여 구한 잔차항의 표준편차로 측정하였고 그 크기에 따라서 표본주식을 세 그룹으로 분류한 후 각 그룹 내에서 역베타 요인을 구성하였다.

〈표 9〉 기업고유변동성을 고려한 역베타 요인 수익률

아래의 표는 기업고유변동성을 고려해서 구성된 역베타 요인의 수익률을 보여준다. 기업고유변동성은 Lewellen and Nagel(2006)의 일별 베타 추정 모형을 매월 말 지난 1년의 일별 수익률에 적용하여 구한 잔차항의 표준편차로 측정하였다. 매월 말 표본의 개별주식을 기업고유변동성에 따라 하위 30%(Low), 중위 40%(Middle), 그리고 상위 30%(High)의 세 그룹으로 분류한 후 각 그룹에 속한 개별주식들을 이용해서 세 개의 역베타 요인을 구성하였다. 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율의 증감에 따른 BAB 포트폴리오 수익률의 차이를 살펴보기 위해 실증분석은 1999년 4월부터 2014년 3월까지의 기간을 대상으로 하였다. Panel A는 총 분석기간, Panel B는 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율 증감이 음수인 기간(감소 기간), 그리고 Panel C는 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율 증감이 양수인 기간(증가 기간)의 결과를 보여준다. CAPM alpha 및 FF 3-factor alpha 값은 각각의 역베타 요인의 월별 수익률의 CAPM 및 Fama-French 3요인 모형의 시계열 회귀분석 절편 값이다. Four-factor alpha 값은 Fama-French 3요인 모형에 모멘텀 요인을 추가한 4-요인 모형의 시계열 회귀분석 절편 값이다. $\mathbb{W}Short(\mathbb{W}Long)$ 는 각각의 역베타 요인에서 상위(하위) 베타포트폴리오를 매도(매수)한 금액의 시계열 평균이다. 괄호 안의 값은 t-값이고, 5% 수준에서 유의적인 경우 굵게 표시하였다. Volatility와 Sharpe ratio는 연간으로 환산한 값이다.

Panel A: 1999. 04~2014. 03

기업고유변동성 (Idiosyncratic Vol)	Excess return	Alpha CAPM	Alpha FF3-factor	Alpha Four-factor	$\mathbb{W}Short$	$\mathbb{W}Long$	Volatility	Shape ratio
BAB(Low)	0.89 (2.22)	1.06 (2.78)	0.76 (2.16)	0.66 (1.93)	0.98	1.53	18.60	0.57
BAB(Middle)	1.07 (2.43)	1.22 (2.84)	1.15 (2.96)	1.09 (2.81)	0.87	1.35	20.47	0.63
BAB(High)	1.95 (3.11)	1.89 (3.00)	2.22 (3.81)	2.27 (3.89)	0.80	1.30	29.20	0.80

Panel B: 시가총액 대비 신용거래용자 잔고비율의 감소 기간(총 180개월 중 96개월)

BAB(Low)	-0.31 (-0.58)	0.05 (0.10)	0.24 (0.49)	-0.02 (-0.04)	0.98	1.53	18.03	-0.21
BAB(Middle)	-0.10 (-0.17)	0.21 (0.35)	0.75 (1.31)	0.61 (1.05)	0.86	1.35	20.48	-0.06
BAB(High)	1.56 (1.55)	1.31 (1.29)	2.75 (3.03)	3.05 (3.37)	0.80	1.29	33.99	0.55

Panel C: 시가총액 대비 신용거래용자 잔고비율의 증가 기간(총 180개월 중 84개월)

BAB(Low)	2.26 (3.94)	2.23 (3.98)	1.09 (2.09)	1.12 (2.17)	0.98	1.54	18.21	1.49
BAB(Middle)	2.41 (3.91)	2.38 (3.92)	1.27 (2.36)	1.29 (2.40)	0.87	1.36	19.57	1.48
BAB(High)	2.40 (3.37)	2.40 (3.34)	1.58 (2.17)	1.61 (2.22)	0.80	1.30	22.64	1.27

〈표 9〉의 Panel A를 보면 기업고유변동성이 높을수록 역베타 요인의 월평균 수익률과 위험조정 초과수익률이 높고 통계적 유의성도 상대적으로 강하다는 것을 알 수 있다. 또한 기관 및 외국인 투자자의 거래비중이 높은 주식으로만 구성된 역베타 요인과 대형주로만 구성된 역베타 요인의 경우 평균수익률과 위험조정 초과수익률이 통계적으로 유의하지 않지만(〈표 6〉과 〈표 7〉) 기업고유변동성을 고려해 구성된 역베타 요인의 경우에는 모두 통계적으로 유의한 것을 알 수 있다. 이와 같은 결과는 기관 및 외국인 투자자의 거래비중이나 기업규모에 비해서 기업고유변동성과 역베타 요인 수익률의 관계는 상대적으로 강하지 않음을 의미한다고 볼 수 있다. 이는 Panel B와 Panel C의 결과에서도 확인되는 바, 이전의 결과와 마찬가지로 평균수익률 및 위험조정 초과수익률은 차입제약의 정도가 약해진 기간에 현저하게 더 크며 통계적 유의성도 더 강하지만 기업고유변동성의 차이는 큰 영향을 미치지 않는 것을 알 수 있다.

IV. 결 론

Frazzini and Pedersen(2014)은 차입제약을 명시적으로 고려했을 때 시장 균형 하에서 저베타(low beta) 자산의 위험조정 초과수익률이 고베타(high beta) 자산의 위험조정 초과수익률보다 높은 결과가 도출되는 이론적 모형과 그에 대한 실증적 증거를 제시하였다. 본 연구에서는 그들의 실증분석의 핵심인 역베타 요인을 한국 유가증권시장의 주식을 대상으로 구성하여 차입제약과 베타, 그리고 주식수익률의 관계를 실증적으로 분석하였다.

역베타 요인은 차입을 이용하여 하위 베타포트폴리오를 매수하고 상위 베타포트폴리오를 매도하는 무비용 포트폴리오로 정의되며 매수 대비 매도의 비율은 포트폴리오의 사전적 베타가 0이 되도록, 즉 베타중립적 포트폴리오가 되도록 설정된다. Frazzini and Pedersen(2014)의 이론모형에 따르면 차입제약 하에서 저베타 주식은 상대적으로 저평가되고 고베타 주식은 상대적으로 고평가되며 이는 역베타 요인의 양(+)의 수익률로 귀결된다. 또한 차입제약의 정도가 완화되면 역베타 요인은 양(+)의 수익률을 실현하고 그 기대수익률은 낮아지게 된다.

실증분석을 수행한 결과 역베타 요인의 월평균 수익률과 위험조정 초과수익률이 통계적으로

유의적인 양(+의 값)을 가지는 것을 확인했다. 그리고 고베타 포트폴리오와는 달리 저베타 포트폴리오들의 위험조정 초과수익률은 대체적으로 유의적인 양(+의 값)을 보였으며 이는 한국 주식시장에서 역베타 요인의 위험조정 초과수익률의 원천이 Frazzini and Pedersen (2014)의 미국 주식시장의 경우와 마찬가지로 저베타 포트폴리오의 위험조정 초과수익률에 있음을 의미한다. 또한 역베타 요인을 가치중평균 방식으로 구성했을 때에는 위험조정 초과수익률이 현저히 축소될 뿐 아니라 통계적 유의성도 잃어버리는 결과를 확인하였고 이는 차입제약으로 인해서 저베타 주식이 저평가되는 현상이 한국 주식시장에서는 주로 소형주에 집중되어 있을 가능성이 높다는 것을 시사한다. 그리고 이에 따라서 역베타 요인을 소형주, 중형주, 대형주의 세 그룹 내에서 각각 구성해본 결과 소형주 그룹 안에서 구성된 역베타 요인의 수익률이 상대적으로 더 크며 통계적 유의성도 더 강하다는 사실을 확인하였다. 또한 기업규모와 함께 기관 및 외국인의 거래비중도 동시에 고려해서 역베타 요인을 구성해 본 결과 소형주이면서도 기관 및 외국인 거래비중이 낮은 주식들로 역베타 요인을 구성했을 때에만 위험조정 초과수익률이 상대적으로 크며 또한 통계적으로 유의적이라는 것을 알 수 있었다.

역베타 요인과 차입제약의 관계는 91일물 CP-CD 스프레드, 3년 만기 회사채(AA-등급)-국고채 스프레드, 그리고 유가증권시장의 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율의 증감을 차입제약 변화의 대응치로 사용해 분석하였다. 그 결과 차입제약이 약해지면 당기 역베타 요인의 실현수익률이 증가하고 반대로 차입제약이 심해지면 당기 역베타 요인의 수익률은 감소한다는 Frazzini and Pedersen(2014)의 가설을 지지하는 결과를 얻었다. 또한 역베타 요인의 위험조정 초과수익률은 차입제약의 정도가 완화되는 기간, 즉 시가총액 대비 신용거래 용자잔고 비율이 증가한 기간에서 현저히 더 크고 통계적 유의성도 더 강하다는 것을 알 수 있었다. 본 연구의 결과는 차입제약으로 인해서 저베타 주식이 저평가되고 고베타 주식이 고평가되는 현상이 한국에서도 유의적으로 존재하며 역베타 요인의 수익률을 통해서 차입제약과 주식수익률의 관계를 포착할 수 있음을 시사한다.

참고문헌

고봉찬, 김진우, “저변동성 이상현상과 투자전략의 수익성 검증,” 한국증권학회지, 제43권 제3호 (2014), pp. 573-603.

(Translated in English) Kho, B. and J. Kim, “Low Volatility Anomaly and Its Profitability in Korean Stock Markets,” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 43, No. 3 (2014), pp. 573-603.

김태혁, 변영태, “한국 주식시장에서 3요인 모형을 이용한 주식수익률의 고유변동성과 기대수익률 간의 관계,” 한국증권학회지, 제40권 제3호 (2011), pp. 525-550.

(Translated in English) Kim, T. and Y. Byun, “The Relationship between Idiosyncratic Volatility and Expected Returns in the Korean Stock Markets,” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 40, No. 3 (2011), pp. 525-550.

엄철준, 이우백, 박래수, 장 옥, 박종원, “한국주식시장의 고유변동성 퍼즐에 대한 연구,” 한국증권학회지, 제43권 제4호 (2014), pp. 753-784.

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

윤상용, 구본일, 엄영호, “기업변동성과 주식수익률의 횡단면에 관한 연구,” 재무연구, 제24권 제1호 (2011), pp. 91-131.

(Translated in English) Yun, S. Y., B. Ku, and Y. H. Eom, “Empirical Investigation on the Relationship of Firm-Volatility and the Cross-section of Stock Returns,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 24, No. 1 (2011), pp. 91-131.

윤상용, 구본일, 엄영호, 한재훈, “한국 주식시장에서 유동성 요인을 포함한 3요인 모형의 설명력에 관한 연구,” 재무연구, 제22권 제1호 (2009), pp. 1-44.

(Translated in English) Yun, S. Y., B. Ku, Y. H. Eom, and J. Hahn, “The Cross-

- section of Stock Returns in Korea: An Empirical Investigation,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 22, No. 1 (2009), pp. 1–44.
- Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang, “The Cross Section of Volatility and Expected Returns,” *The Journal of Finance*, Vol. 61, No. 1 (2006), pp. 259–299.
- Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang, “High Idiosyncratic Volatility and Low Returns: International and Further US Evidence,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 91, No. 1 (2009), pp. 1–23.
- Baker, M., B. Bradley, and J. Wurgler, “Benchmarks as Limits to Arbitrage: Understanding the Low-volatility Anomaly,” *Financial Analysts Journal*, Vol. 67, No. 1 (2011), pp. 40–54.
- Bali, T. G. and N. Cakici, “Idiosyncratic Volatility and the Cross Section of Expected Returns,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 43, No. 1 (2008), pp. 29–58.
- Black, F., “Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing,” *Journal of Business*, Vol. 45, No. 3 (1972), pp. 444–455.
- Black, F., “Beta and Return,” *Journal of Portfolio Management*, Vol. 20 (1973), pp. 8–18.
- Black, F., M. C. Jensen, and M. Scholes, “The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests,” In Jensen, M. C. ed. *Studies in the Theory of Capital Markets*, New York, Praeger (1972), pp. 79–121.
- Dimson, E., “Risk Measurement When Shares Are Subject to Infrequent Trading,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 7, No. 2 (1979), pp. 197–226.
- Fama, E. F. and K. R. French, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 33 (1993), pp. 3–56.
- Fu, F., “Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Stock Returns,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 91, No. 1 (2009), pp. 24–37.
- Frazzini, A. and L. H. Pedersen, “Betting Against Beta,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 111 (2014), pp. 1–25.

- Hahn, J. and H. Yoon, “Characterizing the Cross-section of Stock Returns in Korea: A Comprehensive Look at the Past Two Decades,” *Working Paper*, Yonsei University (2015).
- Lewellen, J. and S. Nagel, “The Conditional CAPM Does Not Explain Asset-Pricing Anomalies,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 82 (2006), pp. 289–314.
- Lintner, J., “The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, No. 1 (1965), pp. 13–37.
- Sharpe, W., “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk,” *Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3 (1964), pp. 425–442.
- Tobin, J., “Liquidity Preference as Behavior Toward Risk,” *Review of Economic Studies*, Vol. 25 (1958), pp. 65–86.
- Vasicek, O. A., “A Note on Using Cross-sectional Information in Bayesian Estimation on Security Beta’s,” *Journal of Finance*, Vol. 28, No. 5 (1973), pp. 1233–1239.

〈부 록〉

〈표 1〉 역베타 요인과 위험요인들의 기초통계량

아래의 표는 역베타 요인, Fama and French(1993)의 3요인, 모멘텀 요인의 기초통계량을 보여준다. 역베타 요인(BAB)의 수익률은 차입을 이용하여 하위 베타 포트폴리오를 매수하고 상위 베타 포트폴리오를 매도하여 구성된 베타중립적인(사전적 베타가 0인) 롱/쇼트 포트폴리오의 월평균 수익률이며 매월 재구성된다. 매월 말에 추정된 사전적 베타의 중앙값을 기준으로 상위 베타포트폴리오와 하위 베타포트폴리오가 구성되며 상위 및 하위 베타 포트폴리오의 수익률은 베타순위가중평균 수익률로 계산된다. 시장포트폴리오 초과수익률(MKT)은 해당이 반영된 KOSPI 지수 수익률에서 91일물 CD금리를 차감한 값이다. Fama and French(1993)의 3요인 모형에서 기업규모 요인(SMB)과 장부가치 대 시장가치 비율요인(HML)은 윤상용, 구분일, 엄영호, 한재훈(2009)의 방법에 따라 다음과 같이 구성하였다. 매년 4월 말 시점에 개별기업을 기업규모(ME)와 장부가치 대 시장가치 비율(BE/ME)에 따라 각각 그 크기순으로 정렬한 후, 하위 30%(Small, Low), 중위 40%(Middle, Middle), 그리고 상위 30%(Big, High)를 나누는 기준점을 구하였다. 그리고 그 기준점에 따라 9개의 Size/BM 포트폴리오(SL, SM, SH, ML, MM, MH, BL, BM, BH)를 구성하였다. 당해 5월부터 다음해 4월까지 기간의 9개 포트폴리오의 월별 수익률은 가치가중평균수익률을 사용하였고, 매년 4월 말 시점에 포트폴리오를 재구성하였다. SMB는 소규모 포트폴리오들(SL, SM, SH)의 월별 수익률의 평균에서 대규모 포트폴리오들(BL, BM, BH)의 월별 수익률의 평균을 차감한 값이고, HML은 상위 BE/ME 포트폴리오들(SH, MH, BH)의 월별 수익률 평균에서 하위 BE/ME 포트폴리오들(SL, ML, BL)의 월별 수익률 평균을 차감한 값이다. 모멘텀 요인(MOM)은 Hahn and Yoon(2015)의 방법에 따라 다음과 같이 구성되었다. 매월 말 시점에 표본주식을 t-1에서 t-J의 J개월 동안의 수익률에 따라 5개의 포트폴리오로 분류한 후 t+1부터 t+K까지 K개월 동안의 동일가중평균 수익률을 계산한다. 모멘텀 요인의 수익률은 분류기간(ranking period) J개월 동안 수익률 상위 20% 주식들로 구성된 포트폴리오를 매수하고 수익률 하위 20% 주식들로 구성된 포트폴리오를 매도하며 각 주식에 대한 매수/매도 포지션을 K개월 동안 유지하는 투자전략에 대한 수익률이다. 이 표에 보고된 모멘텀 요인은 J = 6, K = 6에 따라 구성되었다.

Panel A: Excess Return

	BAB	MKT	SMB	HML	MOM
Mean	1.32	0.33	-0.41	1.10	0.11
t-statistic	[2.85]	[0.57]	[-0.78]	[3.42]	[0.23]
Standard Deviation	6.98	8.87	7.87	4.86	7.17

Panel B: Correlation

	BAB	MKT	SMB	HML	MOM
BAB		-0.05	0.52	0.09	-0.27
MKT			-0.18	0.06	-0.18
SMB				-0.15	-0.26
HML					-0.19

〈표 2〉 차입계약 대응치 변수들의 기초통계량

아래의 표는 차입계약의 대응치로서 사용된 91일물 CP-CD 스프레드, 3년 만기 회사채(AA-등급)-국고채 스프레드, 그리고 유가증권시장의 시가총액 대비 신용거래 융자잔고 비율의 평균과 표준편차를 보여준다. 시가총액 대비 신용거래 융자잔고 비율은 매월 말 시점 유가증권시장의 신용거래 융자잔고를 총 시가총액으로 나눈 값이다. 시가총액 대비 신용거래 융자잔고 비율의 증감은 이 비율의 당기 값에서 전기 값을 차감한 값이다. 유가증권시장의 신용거래 융자잔고 자료가 1999년부터 사용 가능하기 때문에 분석기간은 1999년 4월부터 2014년 3월까지이다.

	CP(91일)와 CD(91일) 스프레드	CP(91일)와 CD(91일) 스프레드의 변화	회사채 (3년 AA-등급)와 국고채(3년) 스프레드	회사채 (3년 AA-등급)와 국고채(3년) 스프레드의 변화	시가총액 대비 신용거래 융자잔고 비율(%)	시가총액 대비 신용거래 융자잔고 비율(%)의 증감
Mean	0.2711	-0.0019	0.8771	-0.0065	0.1890	-0.0007
Standard Deviation	0.2886	0.1829	0.6077	0.2235	0.1351	0.0299