

재무적 제약이 주가수익률에 미치는 영향

이병주 고려대학교 경영대학 박사과정
김동철* 고려대학교 경영대학 교수

요약 본 연구는 국내 주식시장에서 재무적 제약과 주가수익률의 관계를 분석하였다. 외국 문헌에서는 재무적 제약이 주가수익률에 미치는 영향에 대한 상당수의 연구가 이루어 졌지만 일치된 결론을 얻지 못하고 있다. 국내에서는 재무적 제약과 주가수익률의 관계를 실증적으로 밝히는 연구가 없다. 이에 본 연구는 국내 주식시장을 대상으로 재무적 제약이 주가에 체계적으로 반영이 되는 위험요인 인지를 실증적으로 분석하였다. 분석 결과, 국내 주식시장에서 기업의 재무적 제약이 강할수록 향후 주가수익률이 상승 하였으며, 재무적 제약이 강한 기업과 재무적 제약이 약한 기업 간의 수익률의 차이가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보였다. 특히 과거 KOSPI의 수익률을 통해 시장 호황 국면과 시장하강국면으로 나누어 분석한 결과, 시장호황국면에서 재무적 제약이 강한 기업과 약한 기업 간의 수익률 차이가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보이는 것으로 나타났다. 이에 대해 CAPM과 Fama-French 3요인 모형에 대한 초과수익률을 살펴본 결과, 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이가 CAPM에 의해서 설명되지 않지만, Fama-French 3요인 모형에 의해서는 설명되었다. 따라서, 재무적 제약 요인이 기존의 위험요인과 차별되는 새로운 위험요인은 아닌 것으로 나타났다.

주요단어 재무적 제약, 체계적 위험, 주가수익률, 요인포트폴리오, 초과수익률

투고일 2017년 03월 15일

수정일 2017년 08월 08일

게재확정일 2017년 08월 28일

* 교신저자. 주소 : 02841, 서울특별시 성북구 안암로 145, 고려대학교; E-mail : kimdc@korea.ac.kr ;
전화 : 02-3290-2606.

김동철은 고려대학교 경영대학 연구비를 지원받아 본 연구를 수행하였음.

본 논문의 질적 개선을 위해 유익한 조언을 해주신 익명의 심사자와 채준 편집위원장에게 깊은 감사의 뜻을 전합니다.

The Effect of Financial Constraints on Stock Returns in Korea

Byeung-Joo Lee Ph.D. Candidate, Business School Korea University
Dongcheol Kim* Professor, Business School, Korea University

Received 15 Mar. 2017

Revised 08 Aug. 2017

Accepted 28 Aug. 2017

Abstract

This study examines the effect of financial constraints on stock returns in the Korean stock market from April 2002 to March 2016. Several studies have examined the relation between financial constraints and stock returns. The main issue in these studies is whether financial constraints are an undiversifiable risk and, if so, whether this risk is priced. However, the results have been inconsistent, and there is no consensus on this issue in the literature. Moreover, only a few studies have examined this issue specifically with respect to the Korean stock market. In this study, we thoroughly examine the relation between financial constraints and stock returns in the Korean stock market.

Financial constraints arise due to frictions in the process of raising funds from capital markets. If firms have difficulty raising enough funds to invest in profitable projects or are financially constrained, they lose profitable investment opportunities, and then the value of such financially constrained firms declines. Thus, investors perceive financial constraints as risk and demand a premium for such risk.

Lamont, Polk, and Saa-Requejo (2001) test whether financial constraints can be a common risk factor that affects stock prices. These authors construct a factor based on the degree of financial constraint by buying

* **Corresponding Author.** Address: Korea University Business School, 45 Anam-ro, Seongbuk-gu, Seoul, 02841, Korea; E-mail: kimdc@korea.ac.kr; Tel: 82-2-3290-2606.

Kim was supported by the Korea University Business School Faculty Research Grant
We are grateful to anonymous referees and Editor June Chae for their insightful comments.

long financially constrained firms and selling short financially unconstrained firms. They find a negative relation between financial constraints and stock return. That is, financially constrained firms earn lower stock returns than do financially unconstrained firms. By decomposing the sample period into expansion and contraction periods, Campello and Chen (2010) find that the stock price of financially constrained firms rises more than that of financially unconstrained firms during expansion periods, whereas it falls more than that of financially unconstrained firms during contraction periods. They thus conclude that financial constraints can affect stock prices.

To measure financial constraints, previous studies use an index, such as the Kaplan and Zingales (1997) (KZ) index, or individual proxy variables. Those researchers that use the KZ index use the estimated coefficients listed in it to directly compute the index value and in turn use this index value to measure the degree of financial constraint. However, Farre-Mensa and Ljungqvist (2016) argue that this method is problematic. Almeida, Campello, and Weisbach (2004) therefore suggest an approach to determine whether a given measure, such as the KZ index, precisely represents the degree of financial constraint. This approach is to use the sensitivity of cash flows to cash holdings. We use this approach to select the variables to be included in the index that we then use to measure the degree of financial constraint in the Korean stock market. We select the following variables for the index: R&D growth rate, cash and cash equivalents ratio, and sales growth rate. To our knowledge, this index is the first to measure financial constraints in the Korean literature.

We construct five portfolios by sorting all Korean firms based on our index values, and we find that average stock returns tend to increase across the portfolios. In other words, more (less) financially constrained firms tend to earn higher (lower) returns. This result is somewhat different from those of Lamont et al. (2001), who examine the U.S. market. Furthermore, the difference in average return between the most and least financially constrained portfolios is positive and statistically significant. However, this significant difference is observable only during up-markets and not during down-markets.

To examine whether financial constraints are a priced factor, we use two kinds of test: time-series and cross-sectional. To conduct time-series tests, we regress the financial constraint factor on the factors included in the well-known factor models, such as the CAPM and Fama and French (1993) three-factor model. We construct the financial constraint factor using a zero-investment strategy based on the degree of financial constraint. The time-series regression results show that the CAPM factor does not explain the financial constraint factor, although it is satisfactorily explained by the three-factor model. This indicates that financial constraints are subsumed by the factors related to size and especially the book-to-market ratio. In the cross-sectional regression tests, we find that the coefficient estimates on the financial constraint variable are statistically insignificant. In other words, financial constraints are not priced into stock returns in Korea.

In summary, we find a positive relation between financial constraints and stock returns in Korea. However, it is hard to claim that financial constraints are a priced risk. This study contributes to the literature as follows. First, we provide an alternative way to construct the financial constraints index to measure the degree of financial constraint for Korean firms. Second, this study is the first in the Korea literature to test whether financial constraints are a priced risk in Korea.

Keywords Financial Constraints, Systematic Risk, Stock Returns In The Korean Stock Market, Factor Portfolios, Abnormal Returns

I. 서론

Modigliani and Miller(1958)는 거래비용, 정보의 비대칭, 세금 등이 없는 완전 자본시장을 가정하고 기업의 자본조달방법과 자본구조의 차이가 기업가치에 미치는 영향이 없음을 밝혔다. 완전 자본시장에서는 기업이 외부자본시장으로 접근할 때 제약이 없기 때문에 외부자본과 내부자본간에 자본비용차이가 없지만, 현실에서는 기업이 외부자본시장에서 자금을 조달할 때 정보의 비대칭으로 인해 자본조달에 제약이 따를 수 있다. 파산위험이 큰 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 더 엄격한 대출 심사가 이루어지며, 은행은 해당기업에게 담보를 요구하게 된다. 담보물이 충분치 않은 기업은 은행으로부터 자금조달이 원활하지 않을 수 있다. 자금조달의 어려움을 겪는 회사는 적시에 투자를 못하게 되고, 이는 수익의 저하로 이어질 수 있다. 따라서, 투자자는 자금조달이 어려운 회사에 대해 더 높은 기대수익률을 요구하게 된다. Gomes, Yaron, and Zhang(2006)은 비마찰적 시장(frictionless market)에서는 자금조달이 회사가치에 영향을 미치지 않지만 불완전요소가 존재할 때 투자자의 기대수익률이 증가함을 이론적으로 보였다.¹⁾

본 연구는 Gomes et al.(2006)이 제시한 이론적 배경을 바탕으로 재무적 제약(financial constraints)과 추가수익률간의 관계를 밝히고, 재무적 제약이 한국 주식시장에서 위험요인으로써 추가수익률에 영향을 미치는 요소가 될 수 있는지 살펴보고자 한다. 재무적 제약이란 개별 기업이 갖는 특성으로 인해 자본시장으로의 접근성의 저하와 그에 따른 자금조달의 어려움을 겪는 정도를 뜻한다. Keynes(1936)는 기업의 유동성확보가 중요한 이유는 가치 있는 투자처가 발견되었을 때 기업이 이에 즉각적인 투자를 할 수 있는지를 판가름하기 때문이라고 밝혔다. 또한 기업의 유동성은 외부자본시장으로의 접근성의 정도에 따라 결정된다고 하였다. Myers(1984)는 기업이 자금조달 할 때 정보의 비대칭으로 인해 외부자금조달 시 자본비용이 상승하기 때문에 내부자금을 외부자금보다 선호한다는 자본조달 순서이론(pecking order theory)을 소개하였다. Myers and Majluf(1984)는 자본시장으로의 접근성의 제약으로 인해 기업이 외부로부터 자금을 조달할 때 비용이 발생하고, 이로 인해 내부자금이 부족한 기업일수록 좋은 투자기회를 놓칠 확률이 높다고 주장하였다. Campello, Graham,

1) Gomes et al.(2006)이 제시한 이론적 배경은 부록에 설명하였다.

and Harvey(2010) 역시 재무적 제약에 처한 기업들의 경우 투자계획을 연기하거나 취소한다는 것을 밝혔다. 또한 이런 현상은 미국뿐만 아니라 유럽과 아시아에서도 동일하게 나타난다고 밝혔다. 따라서, 재무적으로 제약을 받는 기업은 수익성 높은 투자처가 있음에도 불구하고 적시에 자금조달이 어렵기 때문에 투자의 시기를 놓치게 된다. 이는 기업가치의 하락으로 이어지기 때문에 주가에 부정적인 영향을 미치게 된다.

외국문헌의 경우 재무적 제약이 가격결정요인으로서 주가수익률에 영향을 미치는지에 대한 상당수의 연구가 진행되었다. Chan and Chen(1991), Perez-Quiros and Timmermann (2000), Lamont, Polk, and Saa-Requejo(2001), Whited and Wu(2006), 그리고 Hahn and Lee(2009)는 미국 기업을 대상으로 재무적 제약이 주가수익률에 영향을 미치는 위험요인 인가를 검증하였다. 이들은 재무적 제약이 주가수익률에 영향을 미치는 위험요인이라면, 투자자들이 재무적 제약에 따른 위험프리미엄을 요구할 것이기 때문에 재무적 제약이 강한 기업일수록 주가의 기대수익률(expected return)도 높아질 것으로 보았다. Whited and Wu (2006)는 재무적 제약과 주가수익률간의 양(+)의 관계가 있음을 보였다. Chan and Chen (1991)과 Perez-Quiros and Timmermann(2000)은 기업규모가 작은 기업은 상대적으로 외부로부터의 자금조달이 어려워지고, 기업규모가 큰 기업에 비해 체계적 위험이 증가한다고 주장하였다. Hahn and Lee(2009) 역시 재무적 제약 요인이 체계적 위험요인임을 밝혔다. 재무적 제약과 주가수익률간의 양(+)의 관계가 존재한다는 기존의 결과와는 달리, Lamont et al.(2001)은 재무적 제약의 정도가 강할수록 향후 주가수익률(realized return)이 감소하는 퍼즐(puzzle) 현상이 있음을 주장하였다. Campello and Chen(2010)은 퍼즐현상을 설명하기 위해 경제상황을 호황과 불황으로 나누어 재무적 제약과 주식수익률의 관계를 살펴보았다. 그 결과, 경기가 호황일 때는 재무적 제약의 정도가 강할수록 포트폴리오의 평균 주식수익률이 더 큰 폭으로 상승하는 반면 경기가 불황이고 신용경색의 국면에 처했을 때 재무적 제약이 강한 포트폴리오가 약한 포트폴리오에 비해 평균 주식수익률이 더 큰 폭으로 하락하였다. 따라서 Campello and Chen(2010)은 재무적 제약요인이 주가수익률에 영향을 미치는 위험요인이 될 수 있음을 밝혔으며 경제상황에 따라 재무적 제약의 주가수익률에 미치는 영향이 다를 수 있음을 밝힘으로써 퍼즐현상이 완화될 수 있음을 보였다. Gomes et al.(2006)은 재무적 마찰(financial friction)이 경제가 불황인 시기에 비해 호황인 시기에 주가에 미치는 영향력이 더 컸음을 밝혔다.

재무적 제약에 관한 국내연구는 재무적 제약의 정도에 따른 현금흐름의 민감도와 재무적 제약하에서 현금보유가 기업의 가치와 투자에 미치는 영향에 대한 연구가 주로 이루어졌다. 라영수, 이윤구(2012)는 재무적 제약에 처한 기업들은 사내 현금흐름으로 투자보다는 현금보유량을 증가시켰으며, 특히 소규모 기업일수록 현금보유량을 증가시켰다고 주장하였다. 임병균, 손판도, 감동석(2011)은 기업이 재무적 제약 혹은 유동성 위험에 처할 경우, 기업이 보유한 현금이 기업가치와 투자에 어떤 영향을 미치는지를 밝혔다. 재무적 제약에 처한 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 더 많은 현금을 보유하며, 재무적 제약에 처한 기업일수록 현금보유와 기업가치 간에 양(+)의 관계가 더 유의함을 주장하였다.

국내 연구에서는 재무적 제약의 정도를 측정하기 위해 다양한 변수와 지수(Index)를 사용하였다. 라영수, 이윤구(2012)와 임병균 외(2011)는 기업규모, 배당성향, 채권등급을 통해 재무적 제약의 정도를 측정하였다. 라영수, 이윤구(2012)는 재무적 제약을 측정하기 위해 Kaplan and Zingales(1997)가 제시한 KZ 지수(KZ Index)를 사용하였고, 임병균 외(2011)는 Altman, Eom, and Kim(1995)의 K-Score를 사용하였다.

하지만, 기존 국내 연구에서 재무적 제약을 측정한 방법에는 몇 가지 문제가 있다. 첫째, KZ 지수에서 사용되는 계수 값들은 미국 기업을 대상으로 한 연구를 통해 얻은 값이기 때문에 국내 기업에 그대로 적용한다는 것은 문제가 있다. Farre-Mensa and Ljungqvist(2016) 역시 KZ 지수에서 제시한 각 변수의 계수 값은 Kaplan and Zingales(1997)에서 사용한 특정 표본집단과 표본기간에 대하여 구한 값이기 때문에 아무런 조정없이 다른 표본집단과 표본기간에 동일하게 적용하는 것은 적절하지 않다고 주장한 바 있다. 따라서, KZ 지수의 변수와 계수값을 조정없이 사용하여 국내 기업의 재무적 제약을 측정하는 것은 적합한 측정 방법이라 할 수 없다. 둘째, K-Score는 도산가능성을 측정하는 모형이기 때문에 재무적 제약을 측정할 때 사용하는 것은 적절하지 않다. 셋째, 재무적 제약의 대리변수들(기업규모, 배당성향, 채권등급 등) 중 하나의 변수만으로 개별 기업의 재무적 제약의 정도를 구분하는 방법에도 문제가 있다. 예를 들어, 기업규모는 작지만 실제로 외부로부터의 자금조달이 용이한 기업을 기업 규모만으로 재무적 제약이 강한 집단으로 분류하는 것은 해당기업의 재무적 제약을 정확히 측정한 것이 아니다. 따라서, 국내 기업에 적합한 재무적 제약 측정방법이 필요하다.

재무적 제약에 대한 국내 연구는 재무적 제약의 정도에 따른 현금흐름의 민감도와 재무적 제약 하에서 현금보유가 기업의 가치와 투자에 미치는 영향 등에 관한 연구결과만 있을 뿐,

재무적 제약과 주식수익률의 관계를 밝히는 연구는 진행되지 않았다. 또한, 재무적 제약과 주식수익률이 양(+)의 관계를 보인다면 재무적 제약요인이 주가수익률에 영향을 미치는 기존의 위험요인과 차별되는 새로운 위험요인인가에 대한 연구 역시 진행되지 않았다.

이러한 문제 인식에서 본 연구는 다음과 같은 논의를 진행하였다. 첫째, 국내 기업의 재무적 제약을 측정하기 위해 재무적 제약지수(Composite Index)를 구성하였다. 먼저, 매년 3월 말에 각 대리변수 별로 상위 30%와 하위 30%를 기준으로 구간을 나누고 각 구간별로 Almeida, Campello, and Weisbach(2004)가 제시한 현금보유-현금흐름 민감도 분석을 실시하여 재무적 제약을 측정하기에 적합한 대리변수를 선별한다. 선별된 대리변수들에 대하여 각 기업에 부여된 점수의 평균값이 해당 기업의 재무적 제약지수가 된다. 이는 기존 문헌에서 제시한 모형을 그대로 국내 기업에 적용하거나 재무적 제약의 대리변수들 중 하나의 변수만으로 재무적 제약을 측정하는 방법의 대안이 될 수 있다. 둘째, 본 연구에서 제시한 재무적 제약지수로 재무적 제약에 따라 포트폴리오를 구성하고, 각 포트폴리오의 평균수익률을 살펴보았다. 또한, 재무적 제약이 강한 포트폴리오일수록 향후 주가 수익률이 높은지 확인하고, 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 가장 약한 포트폴리오의 수익률의 차이가 유의한 양의 값을 나타내는지 검증하였다. 셋째, 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오를 매입하고 가장 약한 포트폴리오를 매도하는 전략을 통한 포트폴리오를 구성하여 재무적 제약 요인을 구성하였다. 마지막으로, 재무적 제약 요인을 Fama-French 3요인 모형과 함께 시계열 회귀분석을 실시하였고, Fama and Macbeth(1973) 2단계 회귀분석(Fama-MacBeth two-step regression) 방법을 통해 재무적 제약요인에 주가수익률에 체계적으로 반영되는지 검증하였다.

분석 결과, 첫째, 한국 주식시장에서 재무적 제약이 강한 기업일수록 향후 주가수익률이 상승하였다. 또한, 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 가장 약한 포트폴리오의 수익률의 차이가 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 둘째, 재무적 제약이 기존 위험요인과 차별화 되는 새로운 위험요인인가를 분석한 결과, CAPM으로는 재무적 제약 요인이 충분히 설명되지 않았지만 Fama-French 3요인으로 설명되는 것으로 나타나, 재무적 제약 요인은 새로운 위험요인으로 볼 수 없었다. 다시 말해, 재무적 제약에 관한 정보가 기업규모요인과 장부가-시가비율요인에 포함되어 있으며, 특히 장부가-시가비율요인과 연관이 높은 것으로 나타났다. 마지막으로, 재벌기업과 비재벌기업을 비교하여 분석한 결과 비재벌기업의 경우 재무적 제약의 정도가 강할수록 주가수익률이 상승하는 관계가 재벌기업에 비해 상대적으로 뚜렷한 것으로 나타났다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 재무적 제약의 대리변수에 관한 기존 문헌들을 소개하고, 본 연구에서 표본 기업들의 재무적 제약의 정도를 측정할 재무적 제약지수를 제시하였다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용한 데이터와 재무적 제약과 관련된 변수들의 기초통계량을 제시하였다. 제Ⅳ장에서는 제Ⅱ장에서 제시한 재무적 제약지수를 바탕으로 재무적 제약에 따른 포트폴리오를 구성하고, 포트폴리오별 월 평균수익률을 살펴보았다. 또한, 포트폴리오별로 CAPM과 Fama-French 3요인 모형에 대한 초과수익률(abnormal return or Jensen's alpha)이 유의한지 살펴보았다. 다음으로, 재무적 제약 요인을 구성하고, Fama-Macbeth 2단계 회귀분석 결과를 통해 재무적 제약요인의 가격반응여부에 대한 횡단면 검증을 실시한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 결론을 제시하였다.

Ⅱ. 재무적 제약의 대리변수 및 재무적 제약지수(Composite Index)

1. 재무적 제약의 대리변수에 관한 문헌고찰

Kaplan and Zingales(1997)는 각 기업의 재무적 제약을 측정하기 위하여 Management Discussion and Analysis(MD&A)에서 재무적 제약과 관련된 단어가 언급된 횟수를 기준으로 기업을 재무적 제약이 강한 기업부터 재무적 제약이 약한 기업까지 총 5개의 그룹으로 나누고 회계변수와의 순위로짓모형(ordered logits model)을 통해 총 자산대비 현금흐름(cashflow to total asset), 토빈의 Q(tobin's q), 총 자산 대비 부채비율(debt to total capital), 총 자산 대비 배당비율(dividends to total capital), 총 자산 대비 현금비율(cash to total capital) 변수들의 계수 값을 추정하였다. 이후 재무적 제약에 관한 연구에서는 재무적 제약의 정도를 측정하기 위해 KZ 지수(KZ Index)의 계수 값들을 그대로 차용하기 시작하였다.

재무적 제약을 측정하는 또 다른 방법으로는 기업의 특징을 나타내는 변수들로 재무적 제약이 강한 기업과 약한 기업을 나누는 방법이 있다. Farre-Mensa and Ljungqvist(2016), Hadlock and Pierce(2010)와 Devereux and Shiantarelli(1990)는 재무적 제약을 측정하는 요인으로 기업의 규모(firm size)와 업력(firm age)을 사용하였다. 기업의 규모가 크고 기업의 업력이 오래될수록 재무적 제약의 정도는 낮아진다고 보았다. Fazzari, Hubbard, and

Petersen(1988), Bond and Meghir(1994)와 Campello and Chen(2010)은 배당성향에 따라 재무적 제약의 정도를 측정할 수 있다고 주장하였으며 배당성향이 낮은 기업이 높은 기업에 비해 상대적으로 정보의 비대칭성이 높기 때문에 재무적 제약의 정도가 클 것으로 보았다. 이는 정보의 비대칭성이 심한 기업일수록 배당수준을 낮추는 부(-)의 영향관계를 보인다는 Li and Zhao(2008)의 결과에 근거한다. Himmelberg and Himmelberg(1995)는 기업규모와 배당성향 외에도 채권평가등급을 사용을 통해 재무적 제약의 정도를 측정하였다. Whited(1992), Cantillo and Wright(2000), Faulkender and Petersen(2006)은 신용평점이 낮은 기업일수록 채권시장에서 더 높은 비용으로 자금을 조달해야 하기 때문에 신용평점이 낮은 기업은 재무적 제약이 강한 기업에 해당함을 밝혔다. Campello et al.(2010)과 노정희, 최종서(2014), 라영수, 이윤구(2012)는 신용등급이 좋은 기업일수록 자금시장에서 자금조달이 용이하다고 밝혔다. Lamont et al.(2001)은 재무적 제약이 강한 포트폴리오의 레버리지가 재무적 제약이 약한 포트폴리오보다 높음을 밝혔다. 기업의 레버리지가 높을수록 기업은 채권을 발행하거나 대출을 통한 자금조달 시 레버리지가 낮은 기업에 비해 높은 자금조달비용을 지불해야 한다. 따라서 기업의 레버리지가 높을수록 재무적 제약이 강한(strong) 기업이라 할 수 있다. 연구개발비의 성장률의 경우, 전기 대비 성장률이 높을수록 재무적 제약의 정도는 약해(weak)질 것으로 보았다. 연구개발 투자는 기업의 가치를 증가시켜 기업의 지속성장을 가능하게 때문이다. Campello and Chen(2010)은 재무적 제약의 정도가 강한 기업은 약한 기업에 비해 연구개발 비용과 인건비를 줄일 유인이 크다고 밝혔다. Myers(1984)의 자본조달 순서이론(pecking order theory)에 따르면, 기업은 외부자금보다 내부자금을 선호한다. 현금 및 현금성 자산을 많이 보유할수록 외부로부터의 자금조달의 필요성이 줄어들 뿐만 아니라 자금부족으로 인한 좋은 투자기회를 놓칠 위험이 감소한다. 또한, 기업이 유동성 위기에 처했을 때 보유자산을 헐값에 처분하지 않아도 된다. 즉, 현금 및 현금성 자산을 많이 보유한 기업일수록 재무적 제약에 처할 가능성도 낮아진다. 마지막으로, Whited and Wu(2006)와 Cleary(1999)는 재무적 제약의 정도가 강한 기업의 매출액 증가율이 재무적 제약의 정도가 약한 기업의 매출액 증가율보다 낮음을 보였다. 투자자들의 투자의사결정시 기업의 성장성을 고려하기 때문에 기업의 매출액 증가율이 높은 기업일수록 자본시장에서의 자금조달이 용이할 것이다. <표 1>은 기존문헌에서 사용한 재무적 제약의 대리변수와 재무적 제약의 관계를 요약한 것이다. 본 연구에서도 재무적 제약의 대리변수와 재무적 제약의 예상되는 영향이 기존문헌과

동일하다고 보았다.

〈표 1〉 변수 별 재무적 제약에 미치는 영향

본 표는 재무적 제약과 관련된 변수가 기업의 재무적 제약에 미치는 영향을 요약한 것이다. Total Asset은 재무제표상의 총 자산이며, Market Value는 보통주의 시장가치를 뜻한다. Debt to Equity ratio는 부채자본의 비율이다. Cash and Cash Equivalents ratio는 현금 및 현금성 자산을 총자산으로 나눈 비율이다. R&D growth rate는 기업의 전년도 대비 연구개발비의 증가율, Sale growth rate는 전년도 대비 매출액의 증가율이다.

변 수	예상되는 영향	변 수	예상되는 영향
Total Asset	-	Payout	-
Market Value	-	Age	-
Debt to Equity ratio	+	Cash and Cash Equivalents ratio	-
CP rate	-	R&D growth rate	-
Bond rate	-	Sale growth rate	-

2. 재무적 제약지수(Composite Index)

본 연구에서는 재무적 제약의 정도를 측정하기 위해 기존문헌에서 제시된 대리변수들 중 국내 기업에 적합한 대리변수를 선별하여 매년 3월 말을 기준으로 각 기업의 재무적 제약지수(Composite Index)를 구하였다. 재무적 제약 지수를 구성하는 대리변수는 다음의 과정을 통해 선별되었다. 먼저, 각 대리변수별로 재무적 제약의 정도에 따라 3개의 포트폴리오(상위 30%, 중간 30%, 하위 30%)로 나누고 각 포트폴리오별로 현금보유-현금흐름의 민감도를 분석하였다.²⁾ 이는 재무적 제약의 정도가 강한 기업이 현금보유와 현금흐름의 민감도가 유의한 양의 값을 보이며, 재무적 제약의 정도가 약한 기업은 유의하지 않은 값을 보인다는 Almeida et al.(2004)의 주장에 근거한다.

현금보유-현금흐름의 민감도 분석을 위해 각 대리변수별로 재무적 제약의 정도에 따라 재무적 제약이 약한 포트폴리오(FC1)부터 재무적 제약이 강한 포트폴리오(FC3)로 나눈다. 채권등급의 경우 신용평가회사들이 제공한 등급 중 가장 보수적으로 측정한 등급을 기준으로 사용하여 AAA+부터 A+ 등급에 해당할 경우 FC1, A부터 BBB 등급에 해당할 경우 FC2, BBB- 이하의 등급은 FC3으로 나누었다. 기업어음(CP rate)의 경우 A1부터 A2 등급에 해당할

2) 본 연구에서 현금보유-현금흐름의 민감도 분석을 사용한 이유는, 기존 문헌에서 재무적 제약에 따른 투자-현금흐름의 민감도에 대한 주장이 일치하지 않았기 때문이다. 반면, 현금보유-현금흐름의 민감도는 재무적 제약이 강한 포트폴리오에서만 유의한 양의 관계를 보이고 재무적 제약이 약한 포트폴리오에서는 일관되게 유의하지 않은 관계를 보였다. Hadlock and Pierce(2010) 역시 현금보유-현금흐름의 민감도를 통해 자신들이 제시한 지수의 우수함을 입증한바 있다.

경우 FC1, A2-부터 A3 등급에 해당할 경우 FC2, A3- 이하의 등급은 FC3으로 구분하였다. 각 대리변수로 재무적 제약에 따라 포트폴리오를 구성한 후, 현금보유-현금흐름의 민감도가 재무적 제약이 강한 포트폴리오에서 유의한 양의 값을 갖는지 살펴보기 위하여 패널회귀분석을 시행한다. 회귀식은 다음과 같다.

$$\Delta Cash_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CashFlow_{i,t} + \alpha_2 Q_{i,t} + \alpha_3 Size_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

각 변수의 정의는 다음과 같다.

$\Delta Cash_{i,t}$ = 기업 i의 t시점에서 현금보유비율($\frac{CashHoldings_{i,t}}{Total Asset_{i,t}}$)의 변화.

$CashFlow_{i,t}$ = 기업 i의 t시점에서의 현금흐름

= (영업이익+비영업이익+감가상각비-비영업비용-배당)/전기 총자산

$Q_{i,t}$ = 기업 i의 t시점에서의 토빈 Q

= (총자산+보통주의 시장가치-보통주의 장부가치)/총자산

$Size_{i,t}$ = 기업 i의 t시점에서의 로그-시장가치

식 (1)에서 기업규모(Size)를 통제하는 이유는 기업의 규모가 클수록 현금관리에서의 규모의 경제가 발생할 수 있기 때문이며, Tobin's Q를 통제하는 이유는 기업의 현금정책이 미래의 성장성에 대한 정보를 반영하기 때문이다.³⁾

재무적 제약의 정도에 따른 현금보유와 현금흐름 간의 민감도를 살펴보기 위해 식 (1)의 패널회귀분석을 시행한 결과를 <표 2>에 요약하였다. 패널회귀분석의 결과, 재무적 제약이 약한 포트폴리오(FC1)의 현금흐름 민감도(α_1)는 통계적으로 유의하지 않고 재무적 제약이 강한 포트폴리오(FC3)의 현금흐름 민감도(α_1)는 유의한 양의 값을 갖는 변수들(연구개발비의 증가율(R&D growth rate), 현금 및 현금성 자산 비율(Cash and Cash Equivalents ratio), 매출액 성장률(Sale growth rate))을 재무적 제약지수를 구성하기 위한 변수로 선정하였다.⁴⁾

3) 식 (1)에 자본적 지출, 순운전 자본의 변화량, 단기부채의 통제변수를 추가하여 민감도분석을 실시한 결과, 기존의 식 (1)을 이용한 민감도 분석과 유사한 결과를 얻을 수 있었다. 이 결과는 요청에 의해 제공될 수 있다.

4) 각 대리변수별로 4분위로 구간을 나누어 분석한 결과, 동일하게 연구개발비의 증가율(R&D growth rate), 현금 및 현금성 자산 비율(Cash and Cash Equivalents ratio), 매출액 성장률(Sale growth rate)이 재무적 제약을 측정하기에 적합한 대리변수로 선정되었다. 이를 통해 구성된 재무적 제약 지수에 대해 현금보유와 현금흐름 간의 민감도 분석을 실시한 결과, 동일하게 재무적 제약이 약한 포트폴리오(1분위)의 현금흐름 민감도(α_1)는 통계적으로 유의하지 않고 재무적 제약이 강한 포트폴리오(4분위)의 현금흐름 민감도(α_1)만이 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이 결과는 요청에 의해 제공될 수 있다.

선정된 각 대리변수별로 재무적 제약의 정도에 따라 각각 3점(상위 30%)부터 1점(하위 30%)까지 점수를 부여한 후, 각 변수에 대하여 각 기업에 부여된 점수의 평균값이 해당 기업의 재무적

〈표 2〉 현금보유와 현금흐름 민감도 분석

본 표는 재무적 제약 대리변수들로 재무적 제약의 정도에 따라 포트폴리오를 구성하고, 각 포트폴리오별로 현금보유와 현금흐름 민감도를 다음의 회귀식을 통해 분석한 결과를 보고한다. $\Delta Cash_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CashFlow_{i,t} + \alpha_2 Q_{i,t} + \alpha_3 Size_{i,t} + \epsilon_{i,t}$. 포트폴리오 1(3)은 재무적 제약이 가장 약한(강한) 기업을 포함하고 있다. 괄호안의 숫자는 t-값을 의미한다.

Proxy for financial constraints	Portfolio sorted on the proxy	Explanatory variable			R-Square
		Cashflow	Tobin's Q	Size	
Total Asset	1	0.0562(7.15)	0.0008(1.95)	-0.0049(-2.37)	0.0828
	2	0.0323(4.63)	0.0018(2.51)	0.0017(0.56)	0.1446
	3	0.0034(0.79)	0.0036(3.60)	-0.0116(-2.52)	0.1397
Market Value	1	0.0350(4.45)	0.0022(3.45)	-0.0031(-1.37)	0.1884
	2	0.0034(0.81)	0.0010(1.22)	-0.0078(-2.72)	0.1665
	3	-0.0001(-0.01)	0.0016(2.11)	-0.0027(-0.74)	0.2031
Debt-to-Equity ratio	1	0.0151(2.17)	0.0068(3.84)	-0.0071(-1.64)	0.1789
	2	0.0146(1.81)	0.0031(2.64)	-0.0057(-2.28)	0.1960
	3	0.0066(2.06)	0.0008(2.13)	-0.0050(-2.16)	0.2351
CP rate	1	0.1239(4.38)	-0.0046(-3.27)	0.0087(2.29)	0.1615
	2	0.0612(1.47)	0.0004(0.17)	-0.0079(-1.15)	0.1829
	3	-0.0025(-0.06)	0.0006(0.49)	-0.0021(-0.23)	0.1261
R&D growth rate	1	0.0036(0.68)	0.0016(1.45)	-0.0043(-1.02)	0.3659
	2	-0.0123(-0.87)	0.0020(1.71)	-0.0002(-0.06)	0.2685
	3	0.0345(3.48)	0.0019(1.85)	-0.0077(-1.76)	0.3709
Payout	1	-0.0043(-1.18)	0.0044(2.25)	-0.0044(-1.00)	0.2995
	2	0.0458(2.04)	-0.0039(-2.28)	-0.0037(-1.10)	0.3095
	3	0.0306(2.25)	0.0031(1.57)	-0.0022(-0.62)	0.3675
Age	1	0.0087(1.04)	0.0013(3.18)	-0.0067(-3.67)	0.0494
	2	0.0232(4.52)	0.0007(1.10)	-0.0043(-1.94)	0.1005
	3	0.0045(0.97)	0.0043(3.87)	-0.0086(-2.23)	0.1117
Cash and Cash Equivalents ratio	1	-0.0005(-0.09)	0.0028(2.48)	-0.0173(-4.02)	0.2198
	2	-0.0149(-2.62)	0.0007(1.37)	0.0088(4.93)	0.3656
	3	0.0248(5.03)	-0.0002(-0.45)	0.0083(5.12)	0.4564
Credit rate	1	0.0584(2.05)	-0.0061(-3.61)	-0.0041(-0.93)	0.1285
	2	0.0287(1.23)	0.0007(0.07)	-0.0087(-2.08)	0.1772
	3	-0.0184(-0.64)	0.0006(0.41)	-0.0119(-1.36)	0.2909
Sale growth rate	1	0.0050(1.11)	0.0032(2.92)	-0.0047(-1.54)	0.2821
	2	-0.0008(-0.08)	0.0003(0.65)	-0.0019(-0.86)	0.2890
	3	0.0237(3.06)	0.0024(3.23)	-0.0108(-3.09)	0.2954
Composite Index	1	0.0004(0.08)	0.0038(3.30)	-0.0142(-4.08)	0.2333
	2	-0.0361(-4.31)	0.0011(1.61)	-0.0031(-1.27)	0.2946
	3	0.0124(2.52)	0.0006(1.39)	0.0020(1.01)	0.4402

제약지수(Composite Index)가 된다.⁵⁾ 마지막으로, 매년 3월 말을 기준으로 개별 기업의 재무적 제약지수 구하고 FC3(상위 30%), FC2(중간 40%), FC1(하위 30%)의 3개의 포트폴리오를 구성한다.

본 연구의 재무적 제약지수를 이용하여 현금보유-현금흐름의 민감도를 분석 한 결과, 재무적 제약의 정도가 약한 포트폴리오의 경우 유의하지 않은 계수 값을 나타냈지만, 재무적으로 제약이 강한 포트폴리오에서 유의한 양의 계수 값(0.0124)을 보였다. 이 계수 값은 기업의 현금흐름이 1단위 증가하였을 때 현금보유비율은 0.0124 단위만큼 증가함을 나타낸다. 이는 재무적 제약의 정도가 강할수록 현금보유-현금흐름의 민감도가 높다는 Almeida et al.(2004)과 Hadlock and Pierce(2010)의 주장과 일치한다. 따라서 재무적 제약지수가 국내 기업의 재무적 제약의 정도를 측정함에 적합하다고 볼 수 있다.

III. 자료

본 연구의 표본기간은 2002년 4월부터 2016년 3월까지이며, 회계자료와 주가자료를 결합할 때 3개월의 시차를 두었다. 주가자료의 경우 월별 데이터, 회계자료는 연간데이터를 이용하였으며, 회계자료는 개별재무제표를 기준으로 추출하였다. 표본대상은 KOSPI와 KOSDAQ에 상장된 2809개의 기업 중 금융업종을 제외한 1873개의 기업을 최종 표본으로 선정하였다.⁶⁾ 주가자료, 회계자료 및 회사채의 신용등급 자료는 FN GUIDE에서 제공하는 DATA GUIDE를 통해 데이터를 수집하였다. 개별기업집단에 속하는 기업을 구분하기 위한 상호출자제한기업 집단 자료는 한국상장회사협의회 TS 2000으로부터 추출하였다. 개별기업의 현금보유량의 변화율($\Delta cash$), 현금흐름비율(Cash flow), Tobin's Q, 부채자본비율(D/E ratio), 현금 및 현금성 자산 비율(Cash and Cash Equivalents)은 이상치(outlier)를 제거하기 위해 1%와

5) 선정된 각 대리변수 별로 10개의 구간으로 나누어 1점(하위 10%)부터 10점(상위 10%)까지 점수를 부여한 후, 각 변수에 대하여 각 기업에 부여된 점수의 평균을 구한 값을 해당 기업의 재무적 제약지수(Composite Index)로 사용하여도 3개의 구간에 따른 점수(1, 2, 3)를 부여한 결과와 비슷한 결과를 얻을 수 있었다. 이 결과는 요청에 의해 제공될 수 있다.

6) 매년 4월 말 시점을 기준으로 자산의 장부가치와 현금 및 현금성 자산이 0보다 작은 508개의 기업을 표본대상에서 제외하였다. 동일하게 4월 말 시점을 기준으로 주가가 1,000원 이하(Penny Stock)이거나 일일 거래량이 500주 이하인 267개의 기업, 사용가능한 회계자료가 2년 미만인 161개의 기업은 표본대상에서 제외하였다.

99% 수준에서 Winsorizing을 시행하였으며, 현금배당율(Payout)이 100% 이상인 기업의 경우 현금배당율을 100%로 조정하였다. 본 연구에서 사용한 자료의 기초통계량을 <표 3>에서 보고한다.

<표 3> 재무적 제약과 관련된 변수들의 기초통계량

본 표는 재무적 제약과 관련된 변수들의 기초통계량을 보고한다. 현금보유비율의 변화는 다음과 같이 구한다. $\Delta cash = \text{현금보유비율}_t - \text{현금보유비율}_{t-1}$. 여기서 현금보유비율은 (현금 및 현금성 자산+유가증권)/총자산이다. $cash\ flow = (\text{영업이익} + \text{비영업이익} + \text{감가상각비} - \text{비영업비용} - \text{배당}) / \text{총자산}_{t-1}$. Tobin's $q = (\text{총자산} + \text{보통주의 시장가치} - \text{보통주의 장부가치}) / \text{총자산}$. 보통주의 시장가치는 현금 배당을 반영한 수정주가와 총 발행주식수의 곱을 구한다. $size$ 는 총 자산에 자연로그를 취한 값이며 $size_m$ 은 보통주의 시장가치에 자연로그를 취한 값이다. $payout$ 은 현금배당성향을 뜻하며, $D/E\ ratio$ 는 부채자본비율이다. Sales growth와 R&D growth는 해당변수의 growth rate를 의미한다. Age 는 기업의 업력을 뜻하며, $return$ 은 주가수익률이다.

변수 (Variable)	평균 (Avg.)	표준편차 (Std dev)	최소값 (Min)	25 백분위 (25%)	중위수 (Median)	75 백분위 (75%)	최대값 (Max)
$\Delta cash$	-0.00	0.08	-0.76	-0.02	0.00	0.02	0.62
Cash flow	0.04	0.26	-22.77	0.01	0.05	0.10	17.52
Tobin's q	2.40	2.24	0.37	1.24	1.85	2.78	39.58
Sales growth	0.14	0.41	-0.81	-0.05	0.09	0.22	3.69
R&D growth	0.68	3.73	-1.00	-0.21	0.08	0.44	65.92
Cash & equiv return	0.07 0.04	0.08 0.18	0.00 -0.77	0.02 -0.06	0.05 0.01	0.10 0.10	0.46 4.07

IV. 실증분석 결과

1. 재무적 제약 포트폴리오 수익률

본 절에서는 재무적 제약에 따라 포트폴리오를 구성하여 각 포트폴리오별 수익률과 그 차이를 살펴보고자 한다. 먼저, 앞서 제시한 재무적 제약지수(Composite Index)를 이용하여 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오부터 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오까지 재무적 제약에 따른 5개의 포트폴리오를 구성하고 각 포트폴리오의 월 평균수익률과 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)를 <표 4>에 보고하였다. 분석 결과, 재무적 제약의 정도가 가장 약한 포트폴리오(FC1)의 월별 평균수익률이 1.29%($t = 2.22$)이며, 가장 강한 포트폴리오(FC5)의 월 평균수익률이

1.88%($t = 3.33$)이었다. 재무적 제약지수를 기반으로 포트폴리오를 구성했을 때 재무적 제약이 강할수록 주가수익률이 일정하게 증가함을 볼 수 있었으며, 재무적 제약의 정도가 가장 강한 포트폴리오와 약한 포트폴리오간의 차이(FC5-FC1)도 0.58%($t = 2.93$)로 통계적으로 유의하였다. <표 4>의 결과는 투자자가 재무적 제약이라는 위험을 감수했을 때, 투자자는 보다 높은 기대수익률을 얻게 됨을 나타낸다.

<표 4> 재무적 제약지수(Composite Index)에 따른 포트폴리오 별 평균수익률

본 표는 재무적 제약지수(composite index)에 따른 각 포트폴리오의 월 평균수익률(%)을 보고한다. "FC5-FC1"은 재무적 제약이 가장 강한(strong) 포트폴리오와 약한(weak) 포트폴리오의 월 평균수익률(%)의 차이를 의미한다. 괄호안의 숫자는 t -값을 의미한다.

Portfolio sorted on the Composite Index	Ave. return
1	1.29(2.22)
2	1.53(2.57)
3	1.59(2.92)
4	1.64(2.89)
5	1.88(3.33)
FC5-FC1	0.58(2.93)

재무적 제약에 따른 포트폴리오의 수익률의 차이를 기업규모별로 살펴보기 위하여 재무적 제약과 기업규모로 독립적으로 결합(a two-way independent sorting)한 5×5 포트폴리오의 월 평균수익률을 <표 5>에 보고하였다. 동일한 방법으로 재무적 제약과 장부기-시가비율을 통해 독립적으로 결합한 5×5 포트폴리오의 월 평균수익률을 <표 6>에 보고하였다. 또한, 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)가 기존의 모형(CAPM, Fama-French 3요인 모형)으로 설명되는지 살펴보기 위해 기존의 가격 결정모형(CAPM, Fama-French 3요인 모형)에 대한 초과수익률(%) (abnormal return or Jensen's alpha)을 분석하였다. 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)가 기존의 가격 결정모형으로 설명되지 않는다면 각 모형에 대한 초과수익률(%)이 0과 같다는 귀무가설을 기각할 것이다.

재무적 제약에 따른 포트폴리오의 수익률의 차이를 기업규모별로 살펴보기 위하여 기업규모와 재무적 제약으로 상호독립적으로 5×5 포트폴리오를 구성하여 25개의 포트폴리오의 월 평균수익률(%)을 <표 5>의 Panel A에 보고하였다. 기업규모별로 재무적 제약에 따른 포트폴리오

별 수익률의 차이를 살펴보면, 기업규모에 따른 일정한 패턴을 보이지 않았다. 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)는 기업 규모에 따른 포트폴리오 3과 기업규모가 가장 큰 포트폴리오(포트폴리오 5)에서 각각 0.84%($t = 2.53$)과 0.52%($t = 1.98$)로 통계적으로 유의하였다.

기업규모와 재무적 제약에 따른 포트폴리오의 CAPM과 Fama-French 3요인 모형에 대한 각각의 초과수익률(%)을 각각 <표 5>의 Panel B와 Panel C에 보고하였다. 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-

<표 5> 기업규모와 재무적 제약에 따른 포트폴리오 별 평균수익률

본 표는 기업규모와 재무적 제약을 통해 상호독립적으로(two-way independent sorting) 구성된 5×5 포트폴리오의 월별 평균수익률(%)을 보고한다(Panel A). 또한 25개의 포트폴리오의 CAPM에 대한 초과수익률(%) (abnormal return or Jensen's alpha)(Panel B)과 Fama-French 3-factor 모형에 대한 초과수익률(%) (Panel C)을 보고한다. 포트폴리오는 매년 3월 말을 기준으로 재구성된다. 기업규모(시가총액 = 현금배당이 반영된 주가×총 발행주식수)에 따른 5개의 포트폴리오를 나누는 구간은 매년 3월 말을 기준으로 KOSPI 시장에 속한 기업들의 규모를 기준으로 삼았다. 재무적 제약(financial constraints)에 따른 5개의 포트폴리오는 3월 말 각 기업의 재무적 제약지수(Composite Index)를 기준으로 구성하였다. 25개의 포트폴리오는 매년 3월 말을 기준으로 재구성되며, 보유기간은 t-1기의 4월부터 t기 3월까지이다. "FC5-FC1"는 재무적 제약이 가장 강한(strong) 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한(weak) 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이를 의미한다. 괄호 안의 숫자는 t-값을 의미한다.

Size port- folio	FC portfolio sorted on the Composite Index					FC5-FC1	All
	1(weak)	2	3	4	5(strong)		
Panel A: Raw return							
1(small)	2.99(4.80)	3.55(4.18)	2.86(4.74)	3.15(4.69)	2.98(4.89)	-0.01(-0.05)	3.00(5.06)
2	1.64(2.61)	1.65(2.31)	2.02(3.31)	1.45(2.36)	2.09(3.62)	0.44(1.34)	1.80(3.09)
3	0.81(1.30)	1.30(2.00)	1.56(2.51)	1.10(1.74)	1.65(2.66)	0.84(2.53)	1.32(2.22)
4	0.77(1.22)	1.00(1.56)	0.94(2.51)	1.13(1.68)	1.06(1.68)	0.29(1.03)	0.95(1.60)
5(large)	0.66(1.12)	0.96(1.71)	0.94(1.67)	1.22(2.33)	1.18(1.93)	0.52(1.98)	0.99(1.85)
All	1.29(2.19)	1.53(2.57)	1.59(2.92)	1.64(2.89)	1.88(3.33)	0.58(2.93)	
Panel B: CAPM							
1(small)	2.68(5.62)	3.18(4.54)	2.56(5.51)	2.83(5.35)	2.67(5.71)	-0.01(-0.02)	2.68(6.21)
2	1.33(2.73)	1.29(2.35)	1.69(3.79)	1.10(2.59)	1.77(4.32)	0.44(1.32)	1.48(3.63)
3	0.49(1.04)	0.95(1.99)	1.22(2.78)	0.76(1.66)	1.31(2.95)	0.83(2.48)	0.98(2.40)
4	0.41(0.96)	0.67(1.39)	0.60(1.65)	0.77(1.57)	0.71(1.61)	0.30(1.06)	0.60(1.54)
5(large)	0.28(0.85)	0.59(1.95)	0.63(2.33)	0.88(3.12)	0.77(2.40)	0.50(1.90)	0.62(2.40)
All	0.95(2.48)	1.18(3.03)	1.26(3.68)	1.29(3.68)	1.54(4.24)	0.59(2.95)	
Panel C: Fama-French 3 factor model							
1(small)	2.02(5.85)	2.68(4.76)	1.98(6.48)	2.14(5.30)	1.83(5.59)	-0.19(-0.51)	2.01(8.61)
2	0.76(2.37)	0.81(2.05)	0.98(4.06)	0.49(1.65)	1.08(4.05)	0.33(0.96)	0.84(4.16)
3	0.08(0.28)	0.46(1.45)	0.75(2.91)	0.15(0.44)	0.49(1.82)	0.41(1.23)	0.44(2.20)
4	0.04(0.15)	0.13(0.35)	-0.01(-0.04)	0.16(0.41)	0.06(0.18)	0.01(0.05)	0.04(0.16)
5(large)	0.20(0.70)	0.43(1.50)	0.49(1.94)	0.54(2.04)	0.38(1.25)	0.18(0.70)	0.40(1.73)
All	0.56(2.55)	0.75(3.34)	0.75(4.34)	0.73(3.39)	0.83(4.16)	0.27(1.44)	

FC1)의 CAPM에 대한 초과수익률(Panel B)은 0.59%($t = 2.95$)로 통계적으로 유의하며 Panel A의 0.58%($t = 2.93$)와 현저한 차이를 보이지 않았다. 하지만, Fama-French 3요인 모형에 대한 초과수익률(Panel C)을 살펴본 결과, 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)가 0.27%($t = 1.44$)로 통계적으로 유의하지 않았다. 기업규모별 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)는 모든 기업규모 포트폴리오에서 Fama-French 3요인 모형에 대한 초과수익률의 유의성이 현저히 떨어짐을 보였다.

다음으로, 장부가-시가비율에 따라 재무적 제약이 강한 포트폴리오와 약한 포트폴리오의 수익률차이를 살펴보기 위하여, 장부가-시가비율과 재무적 제약으로 상호독립적으로 5×5 포트폴리오를 구성하여 각 포트폴리오의 월 평균수익률(%)을 <표 6>의 Panel A에 보고하였고, CAPM과 Fama-French 3요인 모형에 대한 초과수익률(%)은 각각 Panel B와 Panel C에 보고하였다. 장부가-시가비율에 따른 모든 포트폴리오(포트폴리오 1에서 포트폴리오 5)에서 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)가 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 또한, 장부가-시가비율이 증가에 따른 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)의 일정한 패턴을 보이지 않았다. CAPM과 Fama-French 3요인 모형에 대한 초과수익률을 살펴본 결과, Panel A에서 보고한바와 같이 장부가-시가비율을 기반으로 한 모든 포트폴리오에서 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)가 모두 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 5>와 <표 6>의 실증분석 결과, 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)가 0.58%($t = 2.93$)로 유의하였고, 이를 CAPM과 Fama-French 3요인 모형에 대한 초과수익률을 살펴본 결과 각각 0.59%($t = 2.95$)와 0.27%($t = 1.44$)로 나타났다. 다시 말해, 재무적 제약을 기반으로 한 차익거래 포트폴리오(zero-investment portfolio)(FC5-FC1)의 수익률이 CAPM의 위험요인으로는 설명되지 않지만, Fama-French 3요인 모형의 위험요인으로 설명됨을 시사한다. 뿐만 아니라, 기업규모와 장부가-시가비율이 증가함에 따른 차익거래 포트폴리오(FC5-FC1) 수익률의 일정한 패턴이 발견되지 않았다. 따라서, <표 5>와 <표 6>의 결과는 재무적 제약 요인이 가지는 정보가 기업규모요인과 장부가-시가비율요인에 포함됨을 시사한다.

〈표 6〉 장부가-시가비율과 재무적 제약에 따른 포트폴리오 별 평균수익률

본 표는 장부가-시가비율과 재무적 제약을 통해 상호독립적으로(Independent sorting) 구성된 5×5 포트폴리오의 월별 평균수익률을 보고한다(Panel A). 또한 25개의 포트폴리오의 CAPM에 대한 초과수익률(%) (abnormal return or Jensen's alpha)(Panel B)과 Fama-French 3-factor 모형에 대한 초과수익률(%) (Panel C)을 보고한다. 포트폴리오는 매년 3월 말을 기준으로 재구성된다. 장부가-시가 비율에 따른 5개의 포트폴리오를 나누는 구간은 매년 3월 말을 기준으로 KOSPI 시장에 속한 기업들의 규모를 기준으로 삼았다. 재무적 제약(Financial Constraints)에 따른 5개의 포트폴리오는 3월 말 각 기업의 재무적 제약지수(Composite Index)를 기준으로 구성하였다. 25개의 포트폴리오는 매년 3월 말을 기준으로 재구성되며, 보유기간은 t-1기의 4월부터 t기 3월까지이다. "FC5-FC1"는 재무적 제약이 가장 강한(strong) 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한(weak) 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이를 의미한다. 괄호 안의 숫자는 t-값을 의미한다.

BM portfolio	FC portfolio sorted on the Composite Index					FC5-FC1	All
	1(weak)	2	3	4	5(strong)		
Panel A: Raw return							
1(low)	0.31(0.51)	0.59(0.98)	0.43(0.71)	0.80(1.02)	0.52(0.76)	0.20(0.67)	0.44(0.74)
2	1.05(1.65)	1.36(2.05)	1.37(2.32)	1.31(2.23)	1.32(2.39)	0.27(0.85)	1.25(2.15)
3	1.69(2.71)	1.63(2.66)	1.77(3.11)	1.40(2.41)	1.80(2.90)	0.11(0.31)	1.67(2.93)
4	2.29(3.83)	2.60(3.48)	1.98(3.68)	2.43(4.14)	2.21(3.83)	-0.08(-0.26)	2.21(3.98)
5(high)	2.08(3.32)	2.57(3.69)	2.47(4.23)	2.07(3.31)	2.52(4.33)	0.45(1.34)	2.38(4.17)
All	1.29(2.19)	1.53(2.57)	1.59(2.92)	1.64(2.89)	1.88(3.33)	0.58(2.93)	
Panel B: CAPM							
1(low)	-0.04(-0.10)	0.25(0.59)	0.11(0.24)	0.39(0.67)	0.14(0.29)	0.19(0.61)	0.09(0.23)
2	0.70(1.54)	1.00(2.09)	1.03(2.59)	0.99(2.39)	1.00(2.37)	0.30(0.94)	0.91(2.38)
3	1.36(2.97)	1.29(3.00)	1.43(3.86)	1.07(2.64)	1.44(3.47)	0.08(0.22)	1.33(3.61)
4	1.96(4.63)	2.22(3.87)	1.67(4.66)	2.09(5.37)	1.88(4.72)	-0.08(-0.24)	1.88(5.27)
5(high)	1.75(3.74)	2.18(4.43)	2.13(5.51)	1.72(3.98)	2.20(5.36)	0.45(1.34)	2.04(5.54)
All	0.95(2.48)	1.18(3.03)	1.26(3.68)	1.29(3.68)	1.54(4.24)	0.59(2.95)	
Panel C: Fama-French 3 factor model							
1(low)	-0.16(-0.55)	0.11(0.35)	-0.16(-0.48)	0.08(0.15)	-0.15(-0.41)	0.01(0.03)	-0.10(-0.39)
2	0.40(1.35)	0.66(1.85)	0.83(3.14)	0.81(2.44)	0.63(1.94)	0.23(0.70)	0.63(2.79)
3	0.89(2.94)	0.71(2.29)	0.90(3.81)	0.62(2.31)	0.68(2.34)	-0.21(-0.61)	0.77(3.79)
4	1.39(4.53)	1.66(3.96)	1.11(5.02)	1.48(5.17)	1.21(4.23)	-0.18(-0.50)	1.28(6.62)
5(high)	0.71(2.02)	1.43(3.40)	1.17(5.38)	0.63(2.12)	0.12(4.47)	0.45(1.26)	1.02(5.63)
All	0.56(2.55)	0.75(3.34)	0.75(4.34)	0.73(3.39)	0.83(4.16)	0.27(1.44)	

기존 연구에서는 재무적 제약이 시장상황에 따라 기업에 미치는 영향이 다르며, 경제가 불황인 시기에 비해 호황일 때 주가에 미치는 영향력이 더 강하다고 주장하였다. 국내 주식시장에서도 시장상황에 따라 재무적 제약의 영향력이 다른지 살펴보기 위해 시장상황별로 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)의 CAPM과 Fama-French 3요인 모형에 대한 초과수익률을 〈표 7〉에 보고하였다. 시장의 상황은 KOSPI 수익률(36개월, 24개월, 12개월)을 통해 시장호황국면(UP State)과 시장하강국면(Down State)로 구분하였다. 과거 36개월 전의 KOSPI와 0시점의

KOSPI를 통해 수익률을 계산하여, 수익률이 양의 값을 가질 경우, 시장호황국면(UP State), 음의 수익률을 가질 경우, 시장하강국면(Down State)로 구분하였으며, 동일한 방법으로 과거 24개월간의 KOSPI 수익률과 12개월간의 KOSPI 수익률을 통해 시장의 상황을 나누었다.

앞서 밝힌 바와 같이, 전 표본기간에 대한 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)는 0.58%(t = 2.93)로 통계적으로 유의함을 보였다. 이를 시장상황별로 나누어 살펴본 결과, 시장호황국면(UP State)기간에 속했을 때 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)가 과거 36개월에서 0.78%(t = 3.26), 과거 24개월에서 0.87%(t = 3.53), 과거 12개월에서는 0.93%(t = 3.69)로 통계적으로 유의하였다. 반면, 시장하강국면(Down State)기간에서는 모든 시장상황 분류에서 재무적 제약에 따른 포트폴리오 수익률의 차이가 유의하지 않았다. 또한, CAPM과 Fama-French 3요인 모형에 대한 초과수익률을 살펴본 결과, 시장호황국면에서 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)의 CAPM에 대한 초과수익률은 모두 통계적으로 유의한 값을 보였으며, 과거 24개월과 과거 12개월에서는 Fama-French 3요인 모형에 대한 초과수익률도 통계적으로 유의하였다. 따라서, <표 7>의 실증분석 결과는 기존 연구에서 경제가 호황일 때 재무적 제약요인이 주가에 미치는 영향력이 강하다고 밝힌 것과 일치한다.

〈표 7〉 시장상황별 분석

본 표는 표본기간을 시장호황국면(UP State)과 시장하강국면(Down State)로 구분하여 기간별로 재무적 제약이 가장 강한(strong) 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한(weak) 포트폴리오의 월 평균수익률(average raw return)의 차이(FC5-FC1)의 CAPM과 FF3 Model에 대한 초과수익률(%) (abnormal return or Jensen's alpha)을 보고한다. 시장상황은 과거 36개월, 24개월 12개월의 시장수익률을 기준으로 시장호황국면(UP State)과 시장하강국면(Down State)으로 구분하였다. 과거 N개월(N = 36, 24, 12)의 시장수익률이 양의 값이면 시장호황국면(UP State)로 음의 값이면 시장하강국면(Down State)로 정의하였다. 괄호안의 숫자는 t-값을 의미한다.

Model	Whole period	과거 36개월		과거 24개월		과거 12개월	
		UP state	DOWN state	UP state	DOWN state	UP state	DOWN state
FC5-FC1	0.58(2.93)	0.78(3.26)	-0.03(-0.10)	0.87(3.53)	-0.24(-0.87)	0.93(3.69)	-0.26(-0.96)
CAPM $\hat{\alpha}$ t($\hat{\alpha}$)	0.59(2.95)	0.77(3.18)	-0.06(-0.19)	0.88(3.54)	-0.25(-0.91)	0.97(3.79)	-0.27(-0.99)
FF3 $\hat{\alpha}$ t($\hat{\alpha}$)	0.27(1.44)	0.33(1.48)	-0.10(-0.30)	0.50(2.19)	-0.31(-0.92)	0.48(2.02)	-0.25(-0.85)

2. 재무적 제약요인 구성

본 연구에서는 Fama and French(1993)의 3-요인 모델을 참고하여 공통요인(common factor)을 구성하였다. 시장요인(MKT)은 전체기업(KOSPI와 KOSDAQ)을 대상으로 월별 수익률의 가중평균에서 무위험 이자율을 차감하여 구하였다.

무위험 이자율(riskless return)을 구하기 위해서는 단기 국채의 월별 거래가격을 통해 국채의 월별 수익률을 구해야 하지만, 해당 데이터의 부족으로 인해 김동철, 신성호(2006), Kim and Kim, Shin(2012)의 방법에 따라 1년 만기 통안증권을 이용하였다. 1년 만기 통안증권의 액면가격이 1원이고 만기 수익률은 y_{t-1} 이라 가정한다면, 투자자는 만기로부터 12개월이 남은 시점에서의 가격(P_{t-1})은 다음과 같다.

$$P_{t-1} = \frac{1}{(1+y_{t-1})} \quad (2)$$

동일한 조건에서 만기로부터 11개월이 남은 시점에서의 통안증권의 가격, P_t 은 t시점에서의 만기 수익률, y_t 를 통해 다음과 같이 구할 수 있다.

$$P_t = \frac{1}{(1+y_t)^{11/12}} \quad (3)$$

따라서 t시점에서 1개월간 통안증권의 보유수익률을 구하면 t시점에서 실현된 무위험 수익률을 구할 수 있다.

$$R_{ft} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{\frac{1}{(1+y_t)^{11/12}} - \frac{1}{(1+y_{t-1})}}{1/(1+y_{t-1})} \quad (4)$$

식 (4)로부터 구한 수익률을 무위험이자율로 사용하도록 한다.

기업규모요인(SMB)과 장부가-시가비율요인(HML)을 구성하는 과정은 다음과 같다. 기업 규모에 따른 두 개의 포트폴리오(B, S)는 매년 t기의 3월 말 KOSPI 기업들의 시가총액 중위수

(Median)를 기준으로 나누고, BM(Book-to-market)비율에 따라 구성한 H(상위 30%), M(중위 40%), L(하위30%)의 포트폴리오는 t-1기의 12월 말의 KOSPI 기업의 BM(Book-to-market)비율을 기준으로 구성한다. 기업규모에 따른 포트폴리오(B, S)와 장부가-시가 비율을 기준으로 구성한 포트폴리오(H, M, L)는 상호 독립적으로 구성하며, 이후 기업규모 포트폴리오와 BM 포트폴리오를 교차하여 6개의 포트폴리오(BH, BM, BL, SH, SM, SL)를 구성한다. 6개의 포트폴리오를 통해 기업규모요인(SMB)은 기업규모가 작은 3개의 포트폴리오(SL, SM, SH)의 동일가중평균(equal-weighted average)한 월 평균수익률에서 기업규모가 큰 3개의 포트폴리오(BL, BM, BH)의 동일가중평균(equal-weighted average)한 월 평균 수익률을 차감하여 구한다 $((SL+SM+SH)/3-(BL+BM+BH)/3)$. 장부가-시가비율요인(HML)의 경우, 장부가-시가비율이 상위 30%에 해당하는 2개의 포트폴리오(SH, BH)의 동일가중평균(equal-weighted average)한 월 평균수익률에서 장부가-시가비율이 하위 30%에 해당하는 2개의 포트폴리오(SL, BL)의 동일가중평균(equal-weighted average)한 월 평균수익률을 차감하여 구한다 $((SH+BH)/2-(SL+BL)/2)$.

재무적 제약요인(CMU)은 다음과 같이 구성하였다. t기 3월 말을 기준으로 재무적 제약에 따라 5분위로 나누어 상위 20%에 속하는 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오(FC5)부터 하위 20%에 속하는 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오(FC1)까지 구성하며, 포트폴리오는 t기의 4월부터 t+1기의 3월까지 보유한다고 가정하고 매년 재구성한다. 기업규모에 따른 포트폴리오(B, S)와 재무적 제약에 따른 포트폴리오(FC5, FC4, FC3, FC2, FC1)를 교차하여 10개의 포트폴리오(B5, B4, B3, B2, B1, S5, B4, B3, B2, B1)를 구성한다. 다음으로, 재무적 제약이 가장 강한 2개의 포트폴리오(B5, S5)의 동일가중평균(equal-weighted average)한 월 평균수익률에서 재무적 제약이 가장 약한 2개의 포트폴리오(B1, S1)의 동일가중평균(equal-weighted average)한 월 평균수익률을 차감하여 재무적 제약요인(CMU)을 구한다 $((B5+S5)/2-(B1+S1)/2)$.

3. 시계열 분석

3.1 요인 포트폴리오 기초통계량

본 연구는 Fama-French의 3요인인 시장요인(MKT), 기업규모요인(SMB), 장부가-시가

비율요인(HML)에 재무적 제약요인(CMU)을 추가한 4요인 모형으로 시계열 분석을 실시하였다. 재무적 제약 요인과 장부가-시가비율요인과의 상관관계수 값이 0.4631로 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났으며, 기업규모요인과의 상관관계수 값은 -0.2627로 유의한 음(-)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다.⁷⁾ 또한 재무적 제약 요인의 월 평균수익률은 0.49%(t = 2.63)로 통계적으로 유의하였다. <표 5>과 <표 6>에서 재무적 제약 요인이 가지는 정보가 기업규모요인과 장부가-시가비율요인에 포함됨을 보여준바 있는데, 상관관계분석에서도 이 두 요인과 연관이 높음을 확인할 수 있었다.

<표 8> 재무적 제약 요인에 대한 회귀분석

본 표는 재무적 제약요인(CMU)에 대한 Fama-French 3 factor의 시계열 회귀식의 추정치를 보고한다: $CMU_t = a + bMKT + sSMB_t + hHML_t + e_t$. 여기서 MKT는 시장요인($R_{m_t} - R_f$)이며, SMB와 HML은 각각 기업 규모와 장부가-시가비율요인이다. 괄호 안의 숫자는 t-값을 의미한다.

모형	Explanatory variables				R-square
	Intercept	MKT	SMB	HML	
1	0.0021 (1.19)	-0.0025 (-0.09)	-0.0746 (-1.92)	0.2634 (5.89)	0.2177
2	0.0049 (2.62)	0.0020 (0.06)			-0.0060
3	0.0021 (1.19)		-0.0747 (-1.93)	0.2633 (5.97)	0.2224
4	0.0016 (0.93)	-0.0047 (-0.16)		0.2889 (6.71)	0.2050

요인 포트폴리오(factor portfolio)의 기초통계량을 살펴본 결과, 재무적 제약 요인의 월 평균수익률이 통계적으로 유의한 것으로 나타났기 때문에, 재무적 제약 요인이 기존의 CAPM 이나 Fama-French 3요인(MKT, SMB, HML)으로 설명되지 않는 새로운 요인인지를 살펴보기 위해, 재무적 제약요인을 시장요인, 기업규모요인, 장부가-시가비율요인에 대해 회귀분석을 실시하고, 그 결과를 <표 8>에 보고하였다. 시장요인(MKT)만을 고려한 모형 2에서는 초과 수익률이 0.49%(t = 2.62)로 통계적으로 유의한 값을 보였으나, 장부가-시가비율요인을 포함한 모형 1, 모형 3, 모형 4에서는 장부가-시가비율요인의 계수는 통계적으로 유의하며,

7) 시장요인(MKT), 기업규모요인(SMB), 장부가-시가비율요인(HML), 그리고 재무적 제약요인(CMU)의 기초통계량은 <부록 2>에 제시하였다.

기업규모요인도 모형 1과 모형 3에서 각각 통계적으로 유의한 계수를 나타냈다. 또한, 모형 1, 모형 3, 모형 4에서 각 모형에 대한 재무적 제약요인의 초과수익률은 통계적으로 유의한 값을 갖지 못하였다. 따라서 <표 8>의 결과는 재무적 제약요인이 기업규모요인과 장부가-시가 비율요인에 의해 대부분 설명됨을 시사한다고 볼 수 있다.

3.2 재무적 제약요인의 가격반응여부 횡단면 검증

본 절에서는 횡단면(cross-section) 분석을 통해 재무적 제약요인이 국내 주식의 주가에 체계적으로 반영이 되는지 검증하고자 한다. 횡단면 검증에 앞서, 재무적 제약요인의 베타(factor loading)가 주가수익률과 어떠한 관계가 있는지 사전검증(preliminary test)을 하기 위해서 검증자산(test assets)으로 기업규모(Size)와 장부가-시가비율(BM)로 구성된 25개의 포트폴리오를 구성하였다. 각 포트폴리오의 수익률에 대해 시장요인(MKT), 기업규모요인(SMB), 장부가-시가 요인(HML), 재무적 제약요인(CMU)을 포함한 4요인 모형을 시계열 회귀분석하여 그 결과를 <표 9>에 보고하였다. 검증자산(test asset)은 기업규모를 기준으로 구성된 5개의 포트폴리오와 장부가-시가비율(BM)을 기준으로 구성된 5개의 포트폴리오를 독립적으로 결합(a two-way independent sorting)하여 각 검증자산(test asset)에 대한 수익률을 구하여 이들을 민감도 분석에 사용한다. 각 포트폴리오는 매년 3월 말을 기준으로 재구성되며 개별종목의 기업규모를 기준으로 가중치를 두어 투자(Value-weighted)한다고 가정하였다. 따라서 각 포트폴리오는 4월부터 다음해 3월까지 유지되며, 총 168개의 월별 평균수익률을 계산하였다.

먼저, 25개의 검증자산의 기초통계량(Panel A)를 살펴보면 대부분 장부가-시가비율이 증가할수록 검증자산의 월 평균수익률도 증가하며, 기업규모가 가장 작은 포트폴리오가 기업규모가 가장 큰 포트폴리오에 비해 수익률이 높은 것으로 나타났다. 다음으로, 시계열 분석 결과(Panel B), 각 검증자산의 시장요인의 요인 민감도(factor loading)는 1에 가까운 값을 보였으며 기업규모와 장부가-시가 비율에 따라 일정한 패턴을 보이지 않았다. 기업규모요인의 경우, 같은 장부가-시가비율 내에서 기업의 규모가 증가할수록 요인 민감도가 감소하는 것으로 나타났다. 하지만, 검증자산의 월 평균수익률의 경우 기업규모가 가장 작은 포트폴리오의 수익률이 가장 큰 포트폴리오의 수익률보다 큰 값을 갖지만, 같은 장부가-시가 비율 내에서 기업규모가 작아짐에 따라 검증자산의 수익률이 일정하게 증가하는 패턴을 보이지

〈표 9〉 시계열 분석 결과

본 표는 기업규모(Size)와 주식의 장부가-시가비율(BM)에 의해 구성된 25개 포트폴리오의 수익률의 기초통계량 (Panel A)과 포트폴리오 수익률에 대한 Fama and French(1993) 3요인과 재무적 제약요인(CMU)의 시계열 회귀분석 결과(Panel B)를 보고한다: $R_{it} - R_{ft} = \alpha + \beta_{MKT}MKT_t + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \beta_{CMU}CMU_t + e_t$. 여기서 MKT는 시장요인($R_{m,t} - R_{f,t}$), SMB는 기업규모요인, HML은 장부가-시가 비율요인, 그리고 CMU는 재무적 제약 요인이다. 표본기간은 2002년 4월부터 2016년 3월까지 총 168개월이다.

Size portfolio	Book-to-market portfolios									
	1(low)	2	3	4	5(high)	1(low)	2	3	4	5(high)
Panel A: Basic statistics										
	월평균수익률[%]					표준편차[%]				
Small	1.04	2.60	2.43	2.76	2.77	11.52	10.47	8.37	9.12	8.30
2	0.73	1.23	1.30	1.81	2.29	10.13	8.80	8.08	8.25	7.77
3	0.29	1.02	1.04	2.01	1.75	9.50	9.15	8.51	7.68	7.72
4	-0.02	0.82	1.13	1.37	2.04	8.66	9.01	7.89	7.23	8.55
Big	0.47	0.93	1.19	1.59	1.77	6.57	5.79	7.24	6.90	8.76
Panel B: Time-series regression estimation results										
	$\hat{\alpha}(\times 100)[\%]$					$t(\hat{\alpha})$				
Small	0.38	1.92	1.52	1.81	1.52	0.59	3.60	4.04	4.39	4.10
2	-0.22	0.58	0.34	1.10	0.81	0.44	1.62	1.08	3.57	3.44
3	-0.28	0.58	0.30	1.11	0.26	-0.69	1.81	1.02	3.49	1.01
4	-0.57	0.26	0.31	0.28	0.40	-1.50	0.54	1.01	0.97	1.21
Big	0.38	0.78	0.48	0.91	0.32	1.64	3.05	1.51	2.89	0.80
	β_{MKT}					$t(\beta_{MKT})$				
Small	1.038	1.012	0.793	0.936	0.897	9.69	11.43	12.67	13.69	14.57
2	0.777	0.927	0.930	0.970	0.963	9.25	15.53	18.13	18.96	24.57
3	1.059	1.104	0.975	0.938	0.898	15.43	20.87	20.31	17.82	21.38
4	1.003	1.033	1.013	0.884	1.065	16.07	13.15	19.70	18.49	19.36
Big	1.016	0.853	1.048	0.975	1.057	26.34	20.14	19.74	18.59	15.97
	β_{SMB}					$t(\beta_{SMB})$				
Small	1.267	1.275	1.189	1.221	1.071	8.87	10.52	13.87	13.05	12.71
2	1.415	1.185	1.087	1.068	0.989	12.32	14.51	15.49	15.26	18.43
3	1.137	1.093	1.161	0.880	1.046	12.11	15.11	17.66	12.22	18.20
4	0.989	0.782	0.840	0.813	0.832	11.58	7.28	11.94	12.43	11.05
Big	0.104	-0.073	0.123	0.092	0.083	1.96	-1.25	1.69	1.28	0.92
	β_{HML}					$t(\beta_{HML})$				
Small	0.181	0.191	0.465	0.400	0.440	0.99	1.26	4.34	3.42	4.17
2	0.224	0.238	0.386	0.184	0.657	1.56	2.33	4.39	2.10	9.79
3	0.096	0.065	0.314	0.359	0.676	0.81	0.72	3.82	3.99	9.40
4	0.083	0.130	0.315	0.545	0.763	0.77	0.96	3.58	6.66	8.11
Big	-0.360	-0.192	0.257	0.344	1.134	-5.45	-2.65	2.83	3.83	10.02
	β_{CMU}					$t(\beta_{CMU})$				
Small	-0.430	-0.377	-0.363	-0.231	0.383	-1.48	-1.57	-2.14	-1.25	2.29
2	-0.721	-0.462	-0.103	-0.178	0.337	-3.16	-2.85	-0.74	-1.28	3.16
3	-0.353	-0.542	-0.464	-0.085	0.352	-1.90	-3.77	-3.56	-0.59	3.08
4	-0.268	-0.247	-0.174	-0.046	0.421	-1.58	-1.16	-1.24	-0.35	2.82
Big	0.250	0.190	0.257	-0.139	-0.465	2.39	1.65	2.83	-0.98	-2.59
	R-square									
Small	0.530	0.612	0.696	0.695	0.701					
2	0.627	0.750	0.782	0.791	0.862					
3	0.717	0.818	0.827	0.745	0.839					
4	0.718	0.587	0.769	0.762	0.775					
Big	0.813	0.708	0.708	0.686	0.690					

않고 있다. 즉, 검증자산의 수익률의 변동에 대한 기업규모요인의 설명력이 높지 않음을 의미한다. 장부가-시가비율요인은 같은 기업규모의 포트폴리오에서 장부가-시가비율이 증가할수록 요인 민감도가 증가하였다. 검증자산의 월 평균수익률 역시 같은 기업규모 내에서 장부가-시가비율이 증가함에 따라 수익률이 증가하는 것을 볼 수 있었다. 이는 장부가-시가비율요인이 검증자산의 수익률변동에 대한 설명력이 높음을 의미한다.

마지막으로, 재무적 제약 요인은 기업규모가 가장 큰 포트폴리오를 제외한 나머지 포트폴리오에서 같은 기업규모 내에서 장부가-시가비율이 커질수록 재무적 제약 요인의 요인 민감도가 증가하지만 그 추세가 일정하지 않으며, 기업규모가 가장 작은 포트폴리오의 요인 민감도가 기업규모가 가장 큰 포트폴리오의 요인 민감도보다 대체로 작은 값을 보이고 있다. 검증자산의 수익률과 요인민감도를 비교해보면, 장부가-시가비율이 증가함에 따라 검증자산의 수익률은 일정하게 증가하고 있는 반면, 재무적 제약요인의 요인민감도는 일정한 추세를 보이지 않고 있다. 기업규모와의 관계에서도, 기업규모가 작은 포트폴리오의 수익률이 기업규모가 큰 포트폴리오의 수익률보다 높은 수익률을 나타내는 반면, 재무적 제약요인의 요인민감도는 오히려 기업규모가 작은 포트폴리오의 요인민감도가 작은 값을 보이며, 그 패턴도 일정하지 못하다. 이는 검증자산의 수익률 변동에 대한 재무적 제약요인의 설명력이 낮음을 암시하고 있다.

재무적 제약요인이 주가에 체계적으로 반영이 되는지 보다 정밀한 검증을 하기 위해서 Fama-MacBeth 2단계 회귀분석(Fama-MacBeth two-step regression)방법을 사용한 횡단면 분석을 시행하고자 한다. 횡단면 회귀식은 다음과 같다.

$$R_{it} - R_{ft} = a + \gamma_{MKT} \hat{\beta}_{MKT,t-1} + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_{SMB,t-1} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_{HML,t-1} + \gamma_{CMU} \hat{\beta}_{CMU,t-1} + e_{pt} \quad (5)$$

여기서 설명변수인 각 베타(betas)는 횡단면 회귀식 식 (5) 추정 월 t에 이용 가능한 과거 60개월의 수익률을 이용하여 시계열 회귀식에서 추정하였다. 즉, 설명변수인 각 베타는 1단계에서 추정한 예측베타(predictive rolling beta)이다. 2단계에서는 1단계에서 구한 각 베타의 추정치들과 각 개별자산들의 초과수익률(excess returns)을 식 (5)의 회귀식을 통해 매 t월의 위험프리미엄(risk premium)을 추정하였다. 이렇게 전체 추정기간에 대하여 식 (5)를 매월 추정한 계수 값(γ)을 시계열 평균치를 <표 10>에 보고하였다. 재무적 제약요인

(CMU)의 횡단면 계수의 경제적 및 통계적 유의성(economic and statistical significance)을 중점적으로 살펴보면, 전체 표본기간(2002년 4월부터 2016년 3월까지)에 대해 분석을 실시한 결과 재무적요인의 위험프리미엄(γ_{CMU})은 0.03%($t = 0.12$)로 통계적으로 유의하지 않았다. 세계금융위기를 기점으로 2002년 4월부터 2009년 3월까지, 그리고 2009년 4월부터 2016년 3월까지 표본기간을 나누어 동일하게 횡단면 분석을 실시한 결과, 두 기간 모두에서도 재무적요인의 위험프리미엄은 유의한 값을 보이지는 않았다. <표 10>에 제시하지 않았지만, 시장호황국면과 시장하강국면으로 시장상황을 구분하여 횡단면 회귀분석을 실시한 결과에서도 재무적요인의 위험프리미엄은 유의한 값을 보이지 않았다. 따라서, 재무적 제약요인이 횡단면 적으로 유의한 위험프리미엄을 갖는다고 보기 어렵다. 다시 말해, 재무적 제약요인이 한국 시장에서 주가에 체계적으로 반영이 된다고 볼 수 없다.

<표 10> Fama-Macbeth Regression 분석결과

본 표는 Fama-MacBeth(1973)의 two-stage 방법을 이용하여 Fama-French 3요인(MKT, SMB, HML)과 재무적 제약요인(CMU)의 위험프리미엄(risk premium)추정치와 시계열 평균치를 보고한다: $R_{it} - R_{ft} = \alpha + \gamma_{mkt}\beta_{mkt,t-1} + \gamma_{SMB}\beta_{SMB,t-1} + \gamma_{HML}\beta_{HML,t-1} + \gamma_{CMU}\beta_{CMU,t-1} + e_{pit}$. 기간은 2002년 4월부터 2016년 3월까지이며, Panel A는 전 기간(2002년 4월부터 2016년 3월까지)에 대한 분석결과이고, Panel B 2002년 4월부터(2009년 3월까지)와 Panel C(2009년 4월부터 2016년 3월까지)는 세계금융위기를 기점으로 기간을 나누어 분석한 것이다. 괄호 안의 숫자는 t-값을 나타낸다.

	α	γ_{mkt}	γ_{SMB}	γ_{HML}	γ_{CMU}	$adj-R^2$
Panel A: 2002. 04~2016. 03						
(1)	0.77(3.06)	0.58(1.26)	0.58(1.46)	0.13(0.37)	0.03(0.12)	0.0802
(2)	1.22(3.44)	0.64(1.33)			-0.03(-0.13)	0.0426
(3)	1.24(2.75)		0.61(1.56)	0.13(0.37)	0.01(0.04)	0.0558
Panel B: 2002. 04~2009. 03						
(1)	0.42(0.98)	0.74(1.00)	0.66(1.10)	0.18(0.33)	0.17(0.51)	0.1230
(2)	0.75(1.30)	1.02(1.35)			0.05(0.15)	0.0710
(3)	0.74(1.00)		0.83(1.41)	0.28(0.51)	0.10(0.30)	0.0857
Panel C: 2009. 04~2016. 03						
(1)	1.01(4.44)	0.41(0.83)	0.70(1.58)	-0.16(-0.45)	-0.04(-0.22)	0.0945
(2)	1.57(4.22)	0.39(0.80)			-0.01(-0.03)	0.0479
(3)	1.51(3.23)		0.71(1.60)	-0.29(-0.83)	-0.00(-0.02)	0.0697

4. 재벌기업과 비재벌기업의 비교

재벌기업은 내부자본시장(internal capital market)이 존재하기 때문에 비재벌기업에

비해 재무적 제약에 처할 가능성이 상대적으로 적다. 따라서 재무적 제약 요인이 재벌기업과 비재벌기업의 주식수익률에 미치는 영향이 다를 수 있다.⁸⁾ 이에 본 절에서는 재무적 제약의 정도와 주식수익률과의 관계를 재벌기업과 비재벌기업으로 나누어 추가 분석하였다.

재무적 제약지수를 기반으로 재벌기업과 비재벌기업, 각각에 대하여 5개의 재무적 제약 포트폴리오를 구성하고 각 포트폴리오의 월 평균수익률을 <표 11>에 보고하였다. 재벌기업의 경우 재무적 제약의 정도가 가장 약한 포트폴리오(FC1)의 월 평균수익률은 1.05%이고 재무적 제약의 정도가 가장 강한 포트폴리오(FC5)는 1.41%였으며, 그 차이(FC5-FC1)는 0.35%($t = 1.10$)로 통계적으로 유의하지 않았다. 반면에, 비재벌기업의 수익률을 살펴본 결과, 재무적 제약의 정도가 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률은 1.36%이고 가장 강한 포트폴리오는 1.97%였으며, 그 차이는 0.61%($t = 2.95$)로 통계적으로 유의하였다. <표 11>의 실증분석 결과, 재벌기업과 달리 비재벌기업의 경우 재무적 제약의 정도가 강해질수록 추가수익률이 일정하게 증가하는 패턴을 보였으며 그 차이도 통계적으로 유의하였다.

<표 11> 재무적 제약 포트폴리오 별 평균수익률 비교

본 표는 전체기업을 재벌기업과 비재벌기업으로 나누고, 각각에 대하여 재무적 제약지수(composite index)에 따른 각 포트폴리오의 월 평균수익률(%)을 보고한다. “FC5-FC1”은 재무적 제약이 가장 강한(strong) 포트폴리오와 약한(weak) 포트폴리오의 월 평균수익률(%)의 차이를 의미한다. 괄호안의 숫자는 t-값을 의미한다.

FC portfolios sorted on the Composite Index	Ave. return	
	재벌기업	비재벌기업
1(weak)	1.05(1.75)	1.36(2.30)
2	1.42(2.51)	1.55(2.46)
3	1.14(2.20)	1.72(3.06)
4	1.55(2.56)	1.66(2.88)
5(strong)	1.41(2.31)	1.97(3.44)
FC5-FC1	0.35(1.10)	0.61(2.95)

위험을 조정한 후에도 재벌기업집단 소속여부에 따라 차이가 나는지를 살펴보기 위해 자산가격결정모형(CAPM, Fama-French 3요인 모형)에 대한 초과수익률을 분석하고 <표 12>에 보고하였다. 또한 재벌기업(Panel A)과 비재벌기업(Panel B)에 대하여 시장상황에 따라 재무적 제약이 추가수익률에 미치는 영향이 달라지는지 분석하였다.

재벌기업의 경우 CAPM과 Fama-French 3요인 모형에 대한 초과수익률이 모두 통계적으로

8) 해당 기업이 상호출자제한기업집단에 속하였다면 재벌기업, 그렇지 않다면 비재벌기업으로 구분하였다.

유의하지 않았으며, 시장호황국면 기간에 속했을 때 재무적 제약이 가장 강한(strong) 포트폴리오와 약한(weak) 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)가 양(+)의 값을 보였지만 그 값이 모두 유의하지 않았다. 시장불황국면 기간에서도 모두 유의하지 않은 음(-)의 값을 나타냈다. 반면에, 비재벌기업의 경우 CAPM에 대한 초과수익률이 0.62%(t = 2.97)로 통계적으로 유의한 값을 나타냈다. Fama-French 3요인 모형에 대한 초과수익률은 0.32%(t = 1.59)로 통계적으로 유의성이 아주 높지 않았지만, 어느 정도 유의하다고 볼 수 있다. 시장 상황별로 살펴보면, 시장호황국면 기간에 재무적 제약이 가장 강한(strong) 포트폴리오와 약한(weak) 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)는 모두 통계적으로 유의하였으며, CAPM에 대한 초과수익률도 모두 유의한 양(+)의 값을 나타냈다. Fama-French 3요인 모형에 대한 초과수익률의 경우 과거 24개월과 과거 12개월에서 각각 0.54%(t = 2.18)와 0.54%(t = 2.09)로 통계적으로 유의한 값을 나타냈다.

〈표 12〉 시장상황 별 재벌기업과 비재벌기업의 비교

본 표는 전체기업을 재벌기업(Panel A)과 비재벌기업(Panel B)으로 나누고 각각에 대하여 재무적 제약이 가장 강한(strong) 포트폴리오(FC5)와 재무적 제약이 가장 약한(weak) 포트폴리오(FC1)의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)의 CAPM과 FF3 Model에 대한 초과수익률(%) (abnormal return or Jensen's alpha)을 보고한다. 또한 표본기간을 시장호황국면(UP State)과 시장하강국면(Down State)으로 구분하여 기간별로 대하여 재무적 제약이 가장 강한(strong) 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한(weak) 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)와 CAPM과 FF3 Model에 대한 초과수익률(%)을 보고한다. 시장상황은 과거 36개월, 24개월 12개월의 시장수익률을 기준으로 시장호황국면(UP State)과 시장하강국면(Down State)으로 구분하였다. 과거 N개월(N = 36, 24, 12)의 시장수익률이 양의 값이면 시장호황국면(UP State)로 음의 값이면 시장하강국면(Down State)로 정의하였다. 괄호안의 숫자는 t-값을 의미한다.

Model	Whole period	과거 36개월		과거 24개월		과거 12개월	
		UP state	DOWN state	UP state	DOWN state	UP state	DOWN state
Panel A: 재벌기업							
FC5-FC1(raw return)	0.35(1.10)	0.59(1.58)	-0.40(-0.70)	0.52(1.36)	-0.11(-0.19)	0.61(1.53)	-0.29(-0.58)
CAPM- α	0.35(1.08)	0.55(1.45)	-0.43(-0.75)	0.48(1.26)	-0.14(-0.24)	0.59(1.45)	-0.31(-0.61)
FF3- α	-0.03(-0.08)	0.10(0.27)	-0.61(-1.03)	0.11(0.28)	-0.75(-1.12)	0.07(0.15)	-0.21(-0.41)
Panel B: 비재벌기업							
FC5-FC1(raw return)	0.61(2.95)	0.77(3.08)	0.10(0.30)	0.89(3.42)	-0.17(-0.63)	0.95(3.59)	-0.22(-0.79)
CAPM- α	0.62(2.98)	0.76(3.03)	0.07(0.23)	0.90(3.46)	-0.18(-0.66)	1.00(3.73)	-0.24(-0.85)
FF3- α	0.32(1.59)	0.34(1.41)	0.07(0.21)	0.54(2.18)	-0.09(-0.28)	0.54(2.09)	-0.24(-0.83)

재벌기업과 비재벌기업을 구분하여 분석한 결과, 재벌기업에 비해 비재벌기업에서 재무적 제약의 정도가 강할수록 향후 추가수익률이 상승하는 관계가 상대적으로 뚜렷함을 보였다.

표를 통해 제시하지 않았지만 비재벌기업의 경우 재무적 제약 요인이 주가에 체계적으로 반영되는지 횡단면 검증을 실시한 결과 재무적 제약 요인(CMU)의 위험프리미엄은 유의한 값을 보이지 않았다.

V. 결어

본 연구는 재무적 제약과 주식수익률의 관계를 분석하였다. 재무적 제약이란 자본시장으로의 접근성의 저하와 그에 따른 자금조달에 어려움을 겪는 정도를 나타낸다. 외부로부터의 자금 조달과 내부 현금흐름을 통한 자금조달이 완전히 대체되지 않기 때문에 외부로부터 자금조달이 어려운 기업은 상대적으로 그렇지 않은 기업에 비해 적시성 있는 투자가 어려워지고 그에 따라 기업가치의 하락으로 이어질 수 있다. 이런 재무적 제약에 대해 기존 문헌에서는 주식 수익률에 영향을 미치는 위험요인인지에 대해 분석하였으나, 일관된 결론을 보이지 않고 있다. 특히 국내문헌에서는 재무적 제약이 주식 수익률에 미치는 영향에 대한 연구가 없었다. 재무적 제약이 강한 기업일수록 적시에 투자가 이뤄지기 어렵기 때문에 향후 기업가치의 하락으로 이어질 수 있다. 이에 대해 투자자들은 재무적 제약이 강한 기업에 대해 더 높은 기대수익률을 요구할 것이다. 따라서, 재무적 제약과 주가 수익률의 관계를 밝히는 것은 의미가 있다고 판단하고 본 연구에서는 재무적 제약이 주가 수익률에 체계적으로 영향을 미치는 위험요인인지를 분석하였다.

먼저, 재무적 제약을 측정하기 위해 연구개발비 증가율, 현금 및 현금성 자산 비율, 매출액 성장률의 대리변수를 이용하여 재무적 제약지수(Composite Index)를 구하였다. 여기서 구한 재무적 제약지수를 바탕으로 표본기업들을 재무적 제약이 가장 강한(strong) 포트폴리오(FC5)와 재무적 제약이 가장 약한(weak) 포트폴리오(FC1)로 나누어 각 포트폴리오의 월별 평균수익률을 살펴보았다. 그 결과, 재무적 제약이 강한 포트폴리오일수록 평균수익률이 상승하는 것으로 나타났다. 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)가 통계적으로 유의한 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 Risk-return trade-off의 기존 통념과 일치하는 결과였기 때문에 재무적

제약(financial constraint)이 주가의 변동에 영향을 미치는 체계적 위험(systematic risk)인지 분석하였다.

재무적 제약요인(CMU)이 기존의 위험요인으로 설명되지 않는 새로운 요인인지 분석하기 위해 CAPM과 Fama-French 3요인(MKT, SMB, HML) 모형에 대해 재무적 제약요인이 유의한 초과수익률(abnormal return or Jensen's alpha)을 갖는지 살펴보았다. 그 결과 CAPM에 대한 초과수익률은 통계적으로 유의한 값을 보였지만, Fama-French 3요인 모형에 대한 초과수익률은 통계적으로 유의하지 않았기 때문에 재무적 제약요인이 Fama-French 3요인으로 충분히 설명되는 요인임을 알 수 있었다. 특히 재무적 제약요인과 기업규모요인(SMB)과의 상관관계가 통계적으로 유의한 음의 관계는 갖는 것으로 나타났고, 장부가-시가비율요인(HML)과는 통계적으로 유의한 양의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 또한 재무적 제약요인을 종속변수로 한 회귀분석에서 기업규모요인의 위험 민감도는 유의한 음의 값을 갖는 것으로 보였고 장부가-시가비율요인의 위험 민감도가 유의한 양의 값을 나타내, 재무적 제약요인이 Fama-French 3요인 중 기업규모요인과 장부가-시가비율요인에 의해 충분히 설명된다고 볼 수 있다. 시장을 시장호황국면(UP State)과 시장하강국면(Down State)로 구분하여 분석한 결과에서는, 시장하강국면에서는 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)가 통계적으로 유의하지 않았지만, 시장호황국면에서 재무적 제약이 가장 강한 포트폴리오와 재무적 제약이 가장 약한 포트폴리오의 월 평균수익률의 차이(FC5-FC1)가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 기존 외국문헌에서 밝힌 바와 일치하는 결과이다. 하지만 시장상황 별로 재무적 제약요인이 새로운 위험요인인지 분석한 결과에서 Fama-French 3요인으로 재무적 제약요인이 설명되는 것으로 나타났다. 마지막으로 재벌기업과 비재벌기업을 나누어 분석한 결과, 재벌기업에 달리 비재벌 기업에서 재무적 제약의 정도가 강해질수록 주가수익률이 상승하는 관계가 뚜렷한 것으로 나타났다.

요약하자면, 재무적 제약지수를 이용해 포트폴리오를 구성하여 각 포트폴리오별 수익률과 포트폴리오간의 수익률의 차이를 살펴본 결과, 재무적 제약이 강한 기업일수록 높은 주가수익률을 갖는 것을 보였다. 또한 시장호황국면에서 재무적 제약에 따른 주가수익률의 차이가 통계적으로 유의한 값을 보였다. 하지만, 재무적 제약 요인의 초과수익률을 살펴본 결과, 재무적 제약요인의 수익률 변동을 Fama-French 3요인 모형이 상당부분 설명하는 것으로

나타났다. 따라서, 재무적 제약요인은 기존 위험요인과 차별화 되는 새로운 위험요인으로 볼 수 없다.

본 연구는 국내 기업의 재무적 제약의 정도를 측정하기 위한 재무적 제약지수를 구성하는 방법과 본 연구의 표본에 적합한 재무적 제약지수를 제시하였다. 또한, 재무적 제약지수를 바탕으로 기존 국내연구에서 이뤄지지 않은 재무적 제약과 주가수익률의 관계를 실증적으로 분석했다는 점에서 의미가 있다. 하지만, 재무적 제약의 정도를 측정하는 과정에서의 한계가 있다. 미국의 경우 사업보고서상의 경영진의 분석논의 부분(Management Discussion and Analysis: MD&A)을 별도로 보고하며, 이를 바탕으로 재무적 제약의 정도를 측정한다. 반면, 국내에서는 경영진의 분석논의 부분에 대한 별도 보고의 의무가 없기 때문에 본 연구에서는 국내 기업의 재무적 제약의 정도를 회계자료를 바탕으로 간접적으로 측정할 수밖에 없었다. 향후 연구에서는 재무적 제약의 정도를 보다 정확히 측정할 수 있는 방법에 대한 논의가 진행될 필요가 있다고 생각된다. 또한, 국가별로 자본시장의 발달정도에 따른 재무적 제약과 주가수익률의 관계를 분석하는 것도 중요할 것으로 생각된다.

참고문헌

김동철, 신성호, “한국주식시장의 이익정보 불확실성 위험과 1월효과,” 증권학회지, 제35권 제4호 (2006), pp. 71-102.

(Translated in English) Kim, D. and S. H. Shin, “The Risk of Earnings Information Uncertainty and the January Effect in Korean Stock Markets,” *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 35, No. 4 (2006), pp. 71-102.

노정희, 최종서, “CSR 활동이 재무적 제약에 미치는 영향,” 대한경영학회지, 제27권 제9호 (2014), pp. 1329-1349.

(Translated in English) No, J. H. and J. S. Choi, “The Relationship between CSR and Financial Constraints,” *Korean Journal of Business Administration*, Vol. 27, No. 9 (2014), pp. 1329-1349.

라영수, 이윤구, “재무적 제약이 기업의 재무구조에 미치는 영향,” 대한경영학회지, 제25권 제3호 (2012), pp. 1439-1460.

(Translated in English) Ra, Y. and Y. G. Lee, “Influences of Financial Constraints on Corporate Financial Structure,” *Korean Journal of Business Administration*, Vol 25, No. 3 (2012), pp. 1439-1460.

임병균, 손판도, 감동석, “재무제약 하에서 기업가치 및 투자에 현금보유가치가 어떻게 영향을 주는가?,” 금융공학연구, 제10권 제2호 (2011), pp. 75-98.

(Translated in English) Ihm, B., P. Sohn, and D. Kam, “How Do Cash Holdings Affect on the Firm Value and Investment Under Financial Constraint?,” *The Korean Journal of Financial Engineering*, Vol 10, No. 2 (2011), pp. 75-98.

Altman, E., Y. H. Eom, and D. W. Kim, “Failure Prediction: Evidence from Korea,” *Journal of International Financial Management & Accounting*, Vol. 6, No.3 (1995), pp. 230-249.

Almeida, H., M. Campello, and M. Weisbach, “The Cash Flow Sensitivity of Cash,”

- The Journal of Finance*, Vol. 59, No. 4 (2004), pp. 1777–1804.
- Bond, S. and C. Meghir, “Financial Constraints and Company Investment,” *Fiscal Studies*, Vol. 15, No. 2 (1994), pp. 1–18.
- Cantillo, M. and J. Wright, “How do Firms Choose Their Lenders? An Empirical Investigation,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 13, No. 1 (2000), pp. 155–189.
- Campello, M., J. R. Graham, and C. R. Harvey, “The Real Effects of Financial Constraints: Evidence from a Financial Crisis,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 97, No. 3 (2010), pp. 470–487.
- Campello, M. and L. Chen, “Are Financial Constraints Priced? Evidence from Firm Fundamentals and Stock Returns,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 42, No. 6 (2010), pp. 1185–1198.
- Chan, K. C. and N. F. Chen, “Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms,” *The Journal of Finance*, Vol. 46, No. 4 (1991), pp. 1467–1484.
- Cleary, S., “The Relationship between Firm Investment and Financial Status,” *The Journal of Finance*, Vol. 54, No. 2 (1999), pp. 673–692.
- Devereux, M. P. and F. Schiantarelli, “Investment, Financial Factors, and Cash Flow: Evidence from U. K. Panel Data,” in R. G. Hubbard (ed.), *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*, University of Chicago Press, (1990), pp. 276–306.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth, “Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests,” *The Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3 (1973), pp. 607–636.
- Fama, E. F. and K. R. French, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1 (1993), pp. 3–56.
- Farre-Mensa, J. and A. Ljungqvist, “Do Measures of Financial Constraints Measure Financial Constraints?,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 29, No. 2 (2016), pp. 271–308.
- Faulkender, M. and M. A. Petersen, “Does the Source of Capital Affect Capital

- Structure?,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 19, No. 1 (2006), pp. 45–79.
- Fazzari, S., G. Hubbard, and B. Petersen, “Financing Constraints and Corporate Investment,” *Brookings Papers on Economic Activity 1*, Vol. 1988, No. 1 (1988), pp. 141–195.
- Gilchrist, S. and C. P. Himmelberg, “Evidence on the Role of Cash Flow for Investment,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 36, No. 3 (1995), pp. 541–572.
- Gomes, J. F., A. Yaron, and L. Zhang, “Asset Pricing Implications of Firms’ Financing Constraints,” *Review of Financial Studies*, Vol. 19, No. 4 (2006), pp. 1321–1356.
- Hadlock, C. J. and J. R. Pierce, “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index,” *Review of Financial Studies*, Vol. 23, No. 5 (2010), pp. 1909–1940.
- Hahn, J. and H. Lee, “Financial Constraints, Debt Capacity, and the Cross-Section of Stock Returns,” *The Journal of Finance*, Vol. 64, No. 2 (2009), pp. 891–921.
- Kaplan, S. and L. Zingales, “Do Investment–Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 1 (1997), pp. 169–215.
- Keynes, I. M., *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London: Macmillan, (1936).
- Kim, S. H., D. Kim, and H. S. Shin, “Evaluating Asset Pricing Models in the Korean Stock Market,” *Pacific–Basin Finance Journal*, Vol. 20, No. 2 (2012), pp. 198–227.
- Lamont, O., C. Polk, and J. Saa–Requejo, “Financial Constraints and Stock Returns,” *Review of Financial Studies*, Vol. 14, No. 2 (2001), pp. 529–554.
- Li, K. and X. Zhao, “Asymmetric Information and Dividend Policy,” *Journal of Financial Management*, Vol. 37, No. 4 (2008), pp. 673–694.
- Modigliani, F. and M. H. Miller, “The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment,” *The American Economic Review*, Vol. 48, No. 3 (1958), pp. 261–297.
- Myers, S. C., “The Capital Structure Puzzle,” *The Journal of Finance*, Vol. 39, No.

3 (1984), pp. 574–592.

Myers, S. C. and N. S. Majluf, “Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors do not Have,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, No. 2 (1984), pp. 187–221.

Perez–Quiros, G. and A. Timmermann, “Firm Size and Cyclical Variations in Stock Returns,” *The Journal of Finance*, Vol. 55, No. 3 (2000), pp. 1229–1262.

Whited, T. M., “Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data,” *The Journal of Finance*, Vol. 47, No. 4 (1992), pp. 1425–1460.

Whited, T. M. and G. Wu, “Financial Constraints Risk,” *Review of Financial Studies*, Vol. 19, No. 2 (2006), pp. 531–559.

〈부록 1〉

1. Gomes et al.(2006)이 제시한 이론적 배경

기업은 기업의 가치 혹은 주주의 부(V_t)를 극대화하기 위해 투자와 배당에 대한 의사결정을 내린다. 투자와 배당에 필요한 자금은 기업의 내부 현금흐름, 새로운 주식의 발행 혹은 채권의 발행을 통해 자금을 조달할 수 있다. 재무적 제약은 주식발행이나 채권발행을 통한 외부로부터의 자금과 잉여현금을 통한 내부자금이 완전히 대체될 수 없다는 점에서 비롯된다. 외부로부터 자금을 조달하는 것이 내부 유보자금을 이용한 자금조달보다 비용이 더 높기 때문이다. 특히, 타 기업에 비해 상대적으로 기업의 규모가 작거나 낮은 신용등급 등으로 재무적 제약이 강한 기업은 외부로부터 자금조달 할 때 더 높은 이자를 지급하거나 채권의 할인율이 높아지는 등의 더 높은 비용을 지불해야 한다. Gomes et al.(2006)은 재무적 제약이 주가 수익률에 미치는 영향을 설명하기 위해 다음과 같은 식을 제시하였다.

$$V(K_t, B_t, U_t) = \max_{D_t, B_{t+1}, K_{t+1}, N_t} \{D_t - W_t N_t + E[M_{t+1} V(K_{t+1}, B_{t+1}, U_{t+1})]\} \quad (1)$$

$$\text{s. t. } D_t = \Pi(K_t, U_t) - I_t - \frac{a}{2} \left(\frac{I_t}{K_t} \right)^2 K_t + N_t + B_{t+1} - R_t B_t \quad (2)$$

$$I_t = K_{t+1} - (1 - \delta) K_t \quad (3)$$

$$D_t \geq D^M, N_t \geq 0 \quad (4)$$

식 (1)은 주주의 가치를 극대화시키기 위한 기업의 의사결정을 나타낸 것이다. D_t 는 배당을 뜻하며, W_t 신주발행에 따른 기존주주들의 지분율이 희석되는 정도를 뜻한다. 비마찰적 시장(frictionless market)에서는 자본조달이 회사가치에 영향을 미치지 않기 때문에 $W_t = 1$ 된다. N_t 와 B_t 는 각각 주식과 채권을 통해 조달되는 자금이며, U_t 는 불확실한 모든 요소를 나타낸다. M_{t+1} 는 t시점과 t+1시점 사이의 확률적 할인요소(stochastic discount factor)이다. 식 (2)는 배당은 기업의 내부현금흐름에서 투자와 조정비용 $\left(\frac{a}{2} \left(\frac{I_t}{K_t}\right)^2 K_t\right)$, 기존의

채권상환금을 차감하고 주식과 채권의 발행을 통해 조달한 자금을 합산한 금액과 같음을 뜻한다. 식 (3)에 따라 t시점의 투자는 t+1시점의 자산과 t시점의 감가상각비를 차감한 자산의 차액으로 정의한다. 마지막으로 배당은 최소 배당금(D^M) 보다 크거나 같고 최소배당금은 0에 가까울 것이며, 신주발행은 0보다 크거나 같다고 가정한다. 식 (1)을 목적함수로 하여 t시점에서의 라그랑지언 함수(Lagrangian function)를 구하면 식 (5)로 표현되며, λ_t 는 t시점에서의 제약 식에 대한 라그랑지언 승수(Lagrangian multiplier)를 나타낸다.

$$L_t = \dots + M_{0t}(1 + \lambda_t) \left\{ \Pi(K_t, U_t) - K_{t+1} + (1 - \delta)K_t - \frac{a}{2} \left[\frac{K_{t+1}}{K_t} - (1 - \delta)K_t \right]^2 K_t + N_t + B_{t+1} - R_t B_t \right\} \quad (5)$$

$$+ E_t [M_{0t+1}(1 + \lambda_{t+1}) \left\{ \Pi(K_{t+1}, U_{t+1}) - K_{t+2} + (1 - \delta)K_{t+1} - \frac{a}{2} \left(K_t + \frac{2}{K_{t+1}} - (1 - \delta)K_{t+1} \right)^2 K_{t+1} + N_{t+1} + B_{t+2} - R_{t+1} B_{t+1} \right\}]$$

식 (5)를 K_{t+1} 에 대하여 first-order condition을 구하면, 식 (6)과 같이 나타낼 수 있다. 식 (6)에서 $\pi(= \Pi/K)$ 는 자산대비 이익비율을 뜻한다.

$$\frac{\partial L_t}{\partial K_{t+1}} = M_{0t}(1 + \lambda_t) \left\{ 1 + a \left(\frac{I_t}{K_t} \right) \right\} \quad (6)$$

$$+ E_t [M_{0t+1}(1 + \lambda_{t+1}) \left\{ \pi(K_t + 1, U_{t+1}) + \frac{a}{2} \left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}} \right)^2 + \left(1 + a \left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}} \right) (1 - \delta) \right) \right\}] = 0$$

식 (6)에서 M_{0t} 과 M_{0t+1} 이 각각 0과 t시점, 0과 t+1시점 사이의 Stochastic discount factor이기 때문에 $M_{0t+1}/M_{0t} = M_{t+1}$ 이다.

$$E_t [M_{t+1} R_{t+1}^I] = 1 \quad (7)$$

식 (7)에서 R_{t+1}^I 은 투자에 대한 수익률을 뜻하며 \tilde{R}_{t+1}^I 는 재무적 제약이 없는 상황에서의 수익률을 나타낸다. R_{t+1}^I 는 π , $\frac{I}{K}$, λ 의 함수이다.

$$R_{t+1}^I = \frac{(1 + \lambda_{t+1}) \left[\pi_{t+1} + \frac{a}{2} \left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}} \right)^2 + \left(1 + a \left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}} \right) \right) (1 - \delta) \right]}{(1 + \lambda_t) \left(1 + a \left(\frac{I_t}{K_t} \right) \right)} = \frac{(1 + \lambda_{t+1})}{(1 + \lambda_t)} \tilde{R}_{t+1}^I \quad (8)$$

식 (8)에서 재무적 제약이 없을 경우, $\lambda_{t+1} = \lambda_t = 0$ 이며 $R_{t+1}^I = \tilde{R}_{t+1}^I$ 이 성립한다. 따라서 시장의 불완전요소는 $(1 + \lambda_{t+1}/1 + \lambda_t)$ 항을 통해 수익률에 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 앞서 λ 가 제약 식에 대한 라그랑지언 승수임을 감안한다면, t+1시점에 재무적 제약이 t시점에 비해 증가했을 때, 재무적 제약을 고려한 수익률(R_{t+1}^I)은 재무적 제약이 없는 상황에서의 수익률(\tilde{R}_{t+1}^I)보다 클 것임을 알 수 있다.

〈부록 2〉

〈표 1〉 요인포트폴리오 기초통계량

본 표는 요인 포트폴리오(factor portfolio)들의 기초통계량을 요약한 표이다. MKT는 시장요인 포트폴리오이며, SMB와 HML은 각각 기업규모와 장부가-시가 비율요인이다. CMU는 재무적 제약요인이다.

Mean	0.34	0.24	1.14	0.49
Std dev	5.71	4.42	3.85	2.40
t	0.78	0.70	3.84	2.63
N	168	168	168	168
Correlation coefficient				
MKT	1			
SMB	0.0277	1		
HML	0.0340	-0.2962	1	
CMU	0.0465	-0.2627	0.4631	1