

## 한국의 시장위험 프리미엄: 분석과 시사점\*

권세훈  
상명대학교 경영학부 교수

한상범  
경기대학교 경제학부 교수

## Market Risk Premium in Korea: Analysis and Policy Implications

Se-hoon Kwon<sup>a</sup>, Sang-Buhm Hahn<sup>b</sup>

<sup>a</sup>Division of Business Administration, Sangmyung University, South Korea

<sup>b</sup>Division of Economics, Kyonggi University, South Korea

*Received 30 May 2024, Revised 21 June 2024, Accepted 27 June 2024*

### Abstract

**Purpose** - This study provides an overview of existing research and practices related to market risk premiums(MRP), and empirically estimates the MRP in Korea, particularly using the related option prices. We also seek to improve the current MRP practices and explore alternative solutions.

**Design/methodology/approach** - We present the option price-based MRP estimation method, as proposed by Martin (2017), and implement it within the context of the Korean stock market. We then juxtapose these results with those derived from other methods, and compare the characteristics with those of the United States.

**Findings** - We found that the lower limit of the MRP in the Korean stock market shows a much lower value compared to the US. There seems to be the possibility of a market crash, exchange rate volatility, or a lack of option trading data. We investigated the predictive power of the estimated values and discovered that the weighted average of the results of various methodologies using the Principal Component Analysis (PCA) is superior to the individual method's results.

**Research implications or Originality** - It is required to explore various methods of estimating MRP that are suitable for the Korean stock market. In order to improve the estimation methodology based on option prices, it is necessary to develop the methods using the higher-order(third order or above) moments, or consider additional risk factors such as the possibility of a crash.

**Keywords:** Dividend Growth Model, Market Risk Premium (MRP), Principal Component Analysis (PCA), Risk Neutral Moments, Volatility Index (VIX)

**JEL Classifications:** G12, G13, G17, G24, G32

\* We would like to extend our gratitude to everyone who provided valuable comments at the Korean Securities Association's Fall Workshop in Sokcho on October 23, 2023, and at the Capital Market Forum on November 10, and to FN-GUIDE for their financial support and provision of data for the research. This work was supported by Kyonggi University Research Grant 2021.

<sup>a</sup> First Author, E-mail: sehoon38@smu.ac.kr

<sup>b</sup> Corresponding Author, E-mail: sbhahn@kgu.ac.kr

© 2024 The Institute of Management and Economy Research. All rights reserved.

## I. 서론

시장자산(market portfolio)의 초과기대수익률, 즉 충분히 분산된 포트폴리오 자산에 요구되는 기대수익률에서 무위험수익률을 차감한 값인 시장위험프리미엄(MRP: market risk premium)의 산정은 이론적으로나 실무적으로도 매우 중요하다. 주요한 예로 현행 자본시장법에 따르면 회사의 합병 또는 영업양수도 등에 있어 자산가치 평가가 요구되는데, 그 과정에서 시장위험프리미엄 산정이 요구된다.

시장위험프리미엄 산정에는 설문조사 방법, 역사적 방법, 내재적 방법, 성숙시장 등을 이용한 적산법, 서비스 업체 이용 등이 있는데, 각각 장단점을 가지며, 특정한 방법이 절대적으로 우수하다는 보장은 없다. 참고로 이은정(2015)의 연구에서는 자본시장법에 따른 영업양수도나 합병 시 가치평가에서 할인율을 직접 계산하는 경우의 비중은 약 24%, 서비스기업이 제공하는 할인율을 사용하는 경우는 약 72%로 조사되었다.

한편 한국공인회계사협회는 2022년부터 매년 시장위험프리미엄에 대한 가이드라인을 발표하여 평가법인 이 과도한 재량권을 사용하지 못하도록 하고 있다. 그러나 할인율 사용의 근거는 충분하지 못한 것으로 보이며, 특히 1년에 한 번 발표되므로 중간에 변화된 정보는 반영되기 어려운 실정이다. 그리고 블룸버그나 에프엔가이드 등 서비스업체를 이용하는 경우 업체별 시점별로 제공되는 자료의 값에 차이가 상당한데, 이를 완화하고자 적절한 스무딩(smoothing) 방법을 적용하는 것으로 보인다. 그런데 새로운 정보를 적절히 반영할 수도 있어야 하므로 연속성과 적시성 등 상충적인 목표들을 통합적으로 고려할 수 있는 균형잡힌 방법론 개선이 필요하다.

이에 본 연구에서는 기존의 시장위험프리미엄 관련 연구와 실무에 대해 개관하고, 특히 최근 옵션가격을 이용하는 시장위험프리미엄 추정법을 제시한 Martin(2017)과 여러 방법론들의 실증 결과들을 주성분분석법(이하 PCA: principal component analysis)으로 가중평균한 Duarte & Rosa(2015)의 연구 결과를 자세히 소개하고, 이들 방법론을 한국 주식시장에 적용하여 분석한다. 결론적으로 본 논문은 기업의 주주가치를 훼손하지 않으며, 산출과정이 투명하며, 한국적 시장 상황에 적합한 시장위험프리미엄 정보 제공이 가능하도록 현행 시장위험프리미엄 산출 방법의 개선 및 대안 방안을 모색하고자 한다.

본 논문의 순서는 제2장에서 시장위험프리미엄 추정법의 이해를 위해 주요 방법론을 개관하고, 제3장에서는 특별히 옵션가격 기반 추정법을 자세히 소개한다. 제4장에서는 한국 및 미국의 시장위험 프리미엄에 대한 실증 연구를 개관하고 실무 현실의 추정 로직에 대해 소개한다. 제5장에서는 국내 옵션가격을 이용하여 기초자산 기대수익률을 추정하고 주성분분석 실증분석 결과에 대해서도 논의한다. 마지막으로 제6장에서 결론을 맺는다.

## II. 시장위험프리미엄 추정법의 개관

기본적으로 시장위험프리미엄  $\{E(R_m) - R_f\}$ 은 시장자산 기대수익률과 무위험수익률의 차로 구성되므로 이들 두 값에 대한 산정이 필요하다. 먼저 무위험수익률  $R_f$ 은 10년 만기 국채수익률 또는 91일 CD수익률 등을 사용하는 경우가 많다.

참고로 한국은 2021년 11월 26일부터 「금융거래지표의 관리에 관한 법률」에 따라 예탁결제원에서 한국무위험지표금리(KOFR)를 공시하고 있는데, 이 지표금리는 국채·통안증권을 담보로 하는 익일물 RP금리를 사용하여 산출되며, 초단기물이므로 시장위험프리미엄 추정에 사용하기에는 적합하지는 않으나 30일, 90일, 180일 평균 등도 같이 공시되므로 이를 참고할 수도 있다. 한편 van Binsbergen et al.(2022) 등의 연구에 따르면 금융시장에서 거래되는 무위험자산의 수익률은 현금대용 등의 보유편익 수익률이 차감되므로 진정한 무위험수익률 계산에 대한 보정이 필요할 수도 있다.

시장자산 기대수익률  $E(R_m)$ 은 이론적으로 해당 확률변수  $R_m$ 의 확률분포로부터 계산되나, 현실에서는 관찰되지 않으므로, 여러 방법론을 이용하여 추정한다. 먼저 다수의 전문 서비스 회사들이 시장위험프리

미업 정보 등을 제공하므로 이들의 유료 서비스를 이용하는 방안을 고려할 수 있다. 그러나 서비스 제공 회사들이 보안 등의 이유로 정확한 산출 과정이나 로직에 대한 정보를 공개하지 않는 경우가 많다.

시장위험프리미엄을 직접 산정하는 방안으로 설문조사(survey)를 생각할 수 있다. 이해당사자나 투자자나 전문가 집단을 선정하여 적정 요구수익률 수준에 대한 의견을 직접 취합하는 것으로서, 이론적으로 적합한 추정 방법이라 할 수 있다. 그러나 대상 집단별로 그리고 질문 방식(framing)에 따라 답변 내용이 달라지는 등 객관성 담보가 어렵다는 단점이 있다.

다음으로 과거 자료를 이용한 표본조사(sampling)가 있다. 즉 종합주가지수 같은 시장자산에 대한 대용자산(proxy)을 선정하여 과거 수익률 자료의 평균값을 계산하는 것으로, 비교적 객관적이고 계량적인 추정이 가능하다는 장점이 있다. 그러나 과거 자료에 입각하므로 현재 및 미래의 변화를 반영하기 어렵고, 구체적인 방법론에 있어 산술평균, 기하평균, 이동평균 등 평균법의 선택과 가중치 설정 등의 기술적 이슈가 존재한다.

그리고 내재적(implied) 방법론은 자산의 현재가격과 자산으로부터 향후 발생할 것으로 추정되는 기대 현금흐름 사이의 현재가치할인 관계식이 성립하는 할인율, 즉 내부수익률(이하 IRR: Internal Rate of Return)을 산정하여 위험프리미엄을 구한다. 많은 경우 미래 현금흐름은 재무분석가들의 수익(earning) 예측을 이용하며, 이에 적정 배당률을 곱하여 배당 현금흐름을 산정한다. 이때 배당 성장률(growth rate)을 추정하여 반영하는 고든 모형(Gordon model)을 이용하는 경우가 많다.

그리고 자본자산가격모형(CAPM) 등 전통적인 가격결정모형을 이용할 수도 있다. 근래에는 대안 내지 보완적 방안으로 Fama-French 3-요인 모형 등을 이용하여 베타위험 프리미엄뿐만 아니라 장부가 대비 시장가치(Book to Market) 비율이나 규모위험에 대한 프리미엄(size premium) 등 여러 유형의 위험프리미엄을 각각 계산하여 누적하는 적산방식으로 시장프리미엄을 추정하기도 한다. 대표적인 적산법에는 이봇슨법(Ibbotson method), 더프-펠프스법(Duff and Phelps method), 위험율성분모형(risk rate component model) 등이 있다.

한편 경우에 따라 외국의 시장위험프리미엄이나 비상장 소규모 기업에 대한 가치평가를 위한 위험프리미엄 추정이 필요할 수도 있다. 외국 기업에 대한 가치평가 시에는 자국의 시장위험프리미엄에 해당 국가 부도위험(CDS 요율 등)을 고려한 CRP(country risk premium)을 추정하여 가산하는 방법론을 고려할 수 있다. 소규모 기업의 경우는 규모위험프리미엄(SRP: small size risk premium)을 추정하여 이를 가산하기도 한다(김종일 등, 2022; 오세경과 박기남, 2015; 엄철준 등, 2014).

최근에는 종합주가지수 등 주가자료를 직접 활용하기보다 이에 대한 옵션의 가격을 이용하는 방법론도 있는데, 옵션의 가치는 기초자산 가격의 변동성을 반영하므로 미래지향적 정보 반영에 더 유리할 수 있다. 대표적으로 Martin(2017), Martin & Wagner(2019), Tetlock(2023) 등의 연구가 있으며, 이들은 기존 방법론보다 더 정확한 시장위험프리미엄 예측이 가능하다고 주장한다.

그리고 여러 모형들의 추정 결과를 적절히 가중평균하는 주성분분석 같은 하이브리드(hybrid) 방식도 가능하다(Duarte & Rosa, 2015).

그런데 이러한 시장위험프리미엄 추정 결과를 실무에 적용하려면 객관성, 안정성, 적시성 등의 요건이 상당 수준 충족되어야 하는데, 문제는 이들 요건이 상충적 경향이 있다는 점이다. 최근의 정보를 즉각적으로 반영하다 보면 시점별로 결과가 크게 달라져 추정의 안정성이 저해된다. 안정성과 적시성의 균형을 맞추려면 적절한 절충이 필요할 수 있으나, 이 경우는 다시 방법론상 객관성을 확보하기 어려워질 수 있다.

시장위험프리미엄 추정의 안정성을 확보하는, 즉 지나친 변동성을 완화하는 방안으로는 먼저 이동평균 등과 같은 시계열 스무딩, 여러 지수를 평균하는 횡단면 스무딩, 그리고 조건부 기댓값에서 무조건부 기댓값으로 변환하는 등의 방안을 고려할 수 있다. 그리고 시장위험프리미엄 추정의 객관성을 확보하기 위해서는 기본적으로 산출 로직을 투명하게 공개하고, 다양한 방식에 따른 산출 결과를 모두 공개하여 사용자가 직접 선택하여 사용하도록 하고, 시장위험프리미엄 산출의 확실성을 고려하여 범위나 분위수 방식으로 공개하는 방안 등을 고려할 수 있을 것이다.

### III. 옵션가격 기반 위험프리미엄 추정법

어떤 자산에 대한 옵션이 거래되는 경우는 그 자산의 위험프리미엄을 옵션가격에 기반하여 추정할 수 있다. 대표적으로 Martin(2017)은 무차익거래 조건과 음의 상관관계(이하 NCC: Negative Correlation Condition) 조건만을 가정하여 다음과 같이 시장위험프리미엄의 상하한을 도출하였다.

$$R_f \cdot SVIX^2 \leq E(R) - R_f \leq R_f \cdot \sigma(m) \cdot \sigma(R) \quad (1)$$

식 (1)에서 상한 부등식은 Hansen & Jagannathan(1991)의 결과이며, 각 기호들의 정의는 다음과 같다. 먼저  $m$ ,  $R$ ,  $R_f$ 는 각각 “확률적 할인요소(이하 SDF: stochastic discount factor)”, “1+시장수익률”, “1+무위험수익률”을,  $E(\cdot)$ ,  $\sigma(\cdot)$ 는 각각 기댓값과 표준편차를 뜻한다. 그리고 변동성 추정치로 다음의 식 (2)와 같이  $SVIX$  변수를 정의한다.

$$SVIX^2 = \text{Var}^* \left( \frac{R}{R_f} \right) = \frac{2}{R_f S^2} \left( \int_0^F \text{put}(K) dK + \int_F^\infty \text{call}(K) dK \right) \quad (2)$$

여기서  $\text{Var}^*(\cdot)$ 는 위험중립분산을 뜻하며,  $S$ ,  $F$ ,  $K$ 는 각각 기초자산의 현물가격과 선물가격 및 옵션행사가격을, 그리고  $\text{put}(\cdot)$  및  $\text{call}(\cdot)$ 은 각각 풋옵션과 콜옵션의 가격을 뜻한다. 단, 모든 자산의 만기 또는 투자기간은 동일하다.

앞에서 언급한 NCC 조건은  $\text{Cov}(mR, R) \leq 0$  임을 뜻하며, 대개의 경우 성립하는 것으로 알려져 있다(Martin, 2017). 참고로 이와 비슷한 내용으로  $\text{Cov}(m, R) \leq 0$ , 즉 SDF( $m$ )과 자산수익률( $R$ ) 사이의 상관관계가 음(-)이라는 조건을 생각할 수 있다. 그 직관적 의미는 수익률이 낮은 상황(예: 불경기)의 단위수익은 수익률이 높은 상황(예: 호경기)의 단위수익보다 더 높은 현재가치를 지닌다는 것이다. 참고로  $\text{Cov}(mR, R) = 0$  이면 하한 부등식은 등식으로 성립하는데, Martin(2017)은 그러한 경우로 한계투자자가 로그 효용함수를 가지는 등 여러 경우를 제시하고 있다.

그리고 위험중립분산 값을 구하기 위해 수익률 제곱, 즉 만기가격의 제곱을 제공하는 자산을 복제할 필요가 있다. 참고로 수치(payoff)가 만기시점 기초자산 가격의 함수  $f(S_T)$ 인 자산은 콜옵션들의 적절한 가중합(적분)으로 복제 가능하며, 이때 각 옵션의 가중치  $w$ 는 행사가격  $K$ 의 함수로서  $w(K) = f''(K)$ 로 구해진다. 앞의 식 (2)는 수익률 제곱, 즉 만기가격의 제곱을 복제하므로 이계미분으로 구해지는 가중치는 상수이며, 따라서 모든 행사가격의 옵션을 동일가중치로 적분하는 것이 된다. 한편 내가격(in the money option) 옵션은 거래가 잘 안되는 경향이 있으므로 풋-콜 패리티(put-call parity) 공식을 이용하여 내가격 콜옵션 부분을 외가격 풋옵션으로 대체한 것이다.

Martin(2017) 및 Martin & Wagner(2019)의 이러한 SVIX 지표는 시카고상업거래소(CME)의 변동성 지수인 CVOL과 개념이 동일하다.<sup>1)</sup> 참고로 시카고옵션거래소(CBOE)의 변동성 지수인 VIX 개념은 로그 수익률을 복제한 것으로 엔트로피(entropy) 측정치인 반면, SVIX나 CVOL은 위험중립분산을 측정하기 위해 제곱 수익률을 복제한 것이다. 엔트로피(entropy)와 분산(variance) 모두 변동성(variability)을 측정하는 수단인데, 상대적으로 엔트로피는 낮은 값 표본에, 분산은 높은 값 표본에 더 많은 가중치를 부여하여 변동성을 측정한다. 로그 수익률 복제는 이계미분값으로 구해지는 옵션 가중치가 행사가격 제곱의 역수로 구해지기 때문이다. 따라서 로그수익률을 복제하는 VIX는 급락 변동성을, 수익률제곱을 복제하는 SVIX는 급등 변동성을 상대적으로 더 잘 측정한다고 볼 수 있다.

1) CVOL을 포함한 변동성 지수 일반에 관한 개관은 권세훈(2023)을 참고하라.

### IV. 시장위험프리미엄 실증연구의 개관

#### 1. 국내 시장위험프리미엄 연구의 개관

먼저 윤주영·신현한(2018)은 다음의 <표 1>과 같이 상장사들의 자기자본비용을 측정하였다. 이들은 자본비용이 투자의사결정에 미치는 영향을 분석하면서 CAPM 방법으로 추정된 자본비용보다는 내재적 방법으로 추정된 자본비용이 투자의사결정을 더 잘 설명하는 것으로 판단하였다. 자본비용과 신규투자는 음(-)의 관계를 보여야 정상인데, CAPM 보다는 내재적 방법에 의한 자본비용 추정치에서 이러한 음(-)의 관계가 더 잘 관찰됨을 발견한 것이다.

<표 1>에서 CAPM의 경우 자기자본비용 평균이 9.1%이므로 무위험수익률 4% 정도를 차감하면 시장위험프리미엄은 5% 정도로 추정되었다. 코스피 상장사와 코스닥 상장사의 자기자본비용 평균은 각각 8.7% 및 9.4%이므로 시장위험프리미엄 역시 약 0.7%포인트 차이가 났다. 내재적 방법론을 사용한 경우는 자기자본비용 평균이 방법론에 따라 10%대 초반부터 후반까지 상당한 차이를 보였으며, 기업집단기업의 자기자본비용은 독립기업 표본에 비해 평균적으로 2% 이상 더 낮은 것으로 조사되었다.

한편 박경도·안성필(2018)은 윤주영·신현한(2018)이 제시한 자기자본비용 추정치가 기존 연구들이 국내 기업들의 내재적 자기자본비용을 추정한 결과와 대체로 유사한 것으로 평가하였다.

**Table 1.** 상장사 자본비용의 추정 (2002 ~ 2016)

COD(cost of debt)는 타인자본(부채)비용을 말하며, COE(cost of equity)는 CAPM 방법에 따라 추정된 자기자본비용으로,  $COE_i = R_f + \beta_i (E[R_m] - R_f)$ 이다. COEg는 고든성장모형(Gordon model)에 따라 추정된 자기자본비용으로,  $COE_g = \frac{EPS_{t+1}}{P_t}$ 이다. COEa는 Ohlson and Juettner-Nauroth(2005)의 초과이익성장모형(abnormal earnings growth model)에 따라 추정된 자기자본비용으로,  $COE_a = A + \sqrt{A^2 + \frac{EPS_{t+1}}{P_t}(g - (\gamma - 1))}$ 이다. 여기서  $A \equiv 0.5 \left( (\gamma - 1) + \frac{DPS_{t+1}}{P_t} \right)$ 이며,  $g \equiv \frac{EPS_{t+2} - EPS_{t+1}}{EPS_{t+1}}$ 이다. 주당순이익의 장기성장률  $(\gamma - 1)$ 은 무위험수익율에서 3% 차감한 값을 이용하였다.

| 모형     | 구분 | 개수   | 평균     | 표준 편차 | 1%  | 25% | 50%  | 75%  | 99%  |      |
|--------|----|------|--------|-------|-----|-----|------|------|------|------|
| CAPM   | C  | 상장사  | 10,693 | 4.4   | 4.6 | 1   | 2.4  | 3.8  | 5.3  | 19.1 |
|        | O  | KSPI | 5,064  | 4.5   | 4.6 |     |      |      |      |      |
|        | D  | KDAQ | 5,629  | 4.3   | 4.5 |     |      |      |      |      |
|        | C  | 상장사  | 10,693 | 9.1   | 2.9 | 3.0 | 7.0  | 9.0  | 11.0 | 16.0 |
|        | O  | KSPI | 5,064  | 8.7   | 2.7 |     |      |      |      |      |
|        | E  | KDAQ | 5,629  | 9.4   | 3.0 |     |      |      |      |      |
| 내재적 방법 | C  | 전체   | 2,810  | 3.6   | 2.8 | 0.1 | 2.0  | 3.3  | 4.6  | 11.2 |
|        | O  | 독립   | 1,754  | 3.6   | 2.9 |     |      |      |      |      |
|        | D  | 집단   | 1,056  | 3.7   | 2.8 |     |      |      |      |      |
|        | C  | 전체   | 2,810  | 11.2  | 7.3 | 0.7 | 6.3  | 10.0 | 14.5 | 35.9 |
|        | O  | 독립   | 1,754  | 12.1  | 7.5 |     |      |      |      |      |
|        | Eg | 집단   | 1,056  | 9.7   | 6.5 |     |      |      |      |      |
|        | C  | 전체   | 2,810  | 18.1  | 7.6 | 4.6 | 12.6 | 17.0 | 22.3 | 40.6 |
|        | O  | 독립   | 1,754  | 19.1  | 7.6 |     |      |      |      |      |
|        | Ea | 집단   | 1,056  | 16.3  | 7.3 |     |      |      |      |      |

Source: 윤주영·신현한(2018)

한편 오세경·박기남(2015)은 1987년부터 2013년까지의 상장사 자료를 사용해서 규모 프리미엄과 자기자본비용을 추정하였는데, 무위험이자율이 주식위험프리미엄 추정에 있어서 시장포트폴리오 못지않게 중요하며, 주식위험프리미엄과 규모효과 간의 상호작용을 고려하는 것이 중요하며, 동일가중치/1개월 보유/5년추정/sum-베타 방식의 수정 CAPM 추정법이 가장 적합하며, 이 경우 자기자본비용은 30.24%, 규모 프리미엄은 10.4%로 추정되는 것으로 보고하였다.

이러한 연구와 달리 Park & Kim(2009)은 한국 주식시장의 초과수익률을 3%로 추정하였다. 미국시장의 경우는 일반적으로 6% 수준에 이르는 것으로 알려져 있으며, 이는 일반적인 경제모형으로 설명하기 어려운 높은 수준이므로 이를 일컬어 주식시장 초과수익률퍼즐(Equity Premium Puzzle)이라고 한다. 한국시장의 경우에도 주식시장 초과수익률퍼즐이 존재하지만 그 정도는 크지 않은 것으로 보이며, 한국시장에서의 주식시장초과수익률 현상의 주요한 원인으로는 소비의 변동성이 낮고 소비와 자산가격 사이의 상관관계가 낮기 때문으로 판단하였다.

김인수·홍정훈(2008)은 1980년~2004년의 자료를 이용하여 한국의 역사적 시장위험프리미엄을 추정하였는데, Park & Kim(2009)의 연구 결과와 유사하게 한국 주식시장의 초과수익률을 1.41%에서 5.32%로 낮게 추정하였다. 즉 한국은 미국을 비롯한 주요 시장의 주식프리미엄에 비해 현저히 낮은 수준이며 주식시장 초과수익률퍼즐 현상이 관찰되지 않았는데, 그 이유로는 국내 주식시장의 실현수익률이 기대수익률보다 낮게 형성되어 왔을 가능성이 있다고 보았다.

한편 이은정(2015)는 2013년 및 2014년 2개 연도에 “합병 및 자산양수도등”을 이유로 “주요사항보고서”를 공시한 회사들의 자산가치 평가방법 유형별 건수와 “현금흐름할인법”을 선택한 경우 적용된 자본비용(할인율)의 출처 및 계산법 유형별 건수를 분석하였다. 주요 평가법으로는 현금흐름할인법 사용 건수 비중이 74.89%, 수익가치는 이익할인법을 적용한 본질가치법이 13.5% 등이다. 무위험이자율 출처를 밝힌 경우는 건수 비중으로 주요 출처는 Bloomberg 76.09%, 한국은행 10.78%, 금융투자협회 7.25% 등이며, 무위험이자율 기준으로 사용된 국고채 만기는 건수 비중으로 5년이 48.45%, 10년이 39.18%, 3년이 8.25%이다. 무위험이자율산출을 위해 사용된 기간으로는 건수 비중으로 1년이 46.67%, 5년이 20%, 2년과 10년이 각각 13.33%, 1개월이 6.67%이다. 그리고 시장위험프리미엄 출처나 근거는 건수 비중으로 Bloomberg 71.95%, 직접계산 24.39% 등이다. 시장위험프리미엄 추정기간은 건수 비중으로 30년 이상 25.93%, 10년 22.22%, 1~2년 20.37%, 5년 12.96%, 6개월이하 11.11%, 10~30년 7.41%이다. 자기자본비용평균은 직접 계산한 경우는 12.04%, Bloomberg 인용한 경우는 13.28%, ISE Business School 인용한 경우는 9.8%이다. 위험이 높다고 판단되는 일부 회사들에 대해 추가 적용한 특정위험프리미엄(이하 SRP: specific risk premium)은 건수 비중으로 3%인 경우가 23.26%, 3~5%가 18.6%, 5%가 15.12%, 2%가 12.79%, 2~3%가 10.47%, 등이며 특히 5% 이상인 경우도 9.3% 비중을 차지하였다. SRP를 반영하는 경우는 86건으로 이 가운데 20건만 구체적인 근거를 제시하고 있으며, 나머지는 일반적인 서술만<sup>2)</sup> 제시하였다.

이러한 연구 결과들을 종합하면, 국내 기업의 자기자본비용이나 시장위험프리미엄 추정에 있어 다양한 출처별로 다양한 방법론이 적용되고 있으며 평균적인 추정치 또한 매우 큰 편차를 보임을 알 수 있다. 따라서 향후 시장위험프리미엄 추정 방법론을 개선함에 있어 객관성, 안정성, 적시성 등이 중요함을 알 수 있다.

## 2. 미국 시장위험프리미엄 연구의 개관

Duarte & Rosa(2015)는 기존 시장위험프리미엄 연구를 5개 범주로 구분하고 총 20개 모형에 대해 1960년 1월부터 2013년 6월까지 월별 수익률자료(단, 써베이 모형은 분기별자료)를 이용하여 시장위험프리미엄을 직접 추정하였는데, 구체적인 세부 모형은 다음과 같다.

2) 중소기업 변동성, 비체계적위험, 소규모 비상장사, 업종 특성 등

**1) 역사적 평균에 근거(Based on historical mean)**

모형 1-1: 장기평균(Long-run mean)

모형 1-2: 직전 5개년도 평균(Mean of previous five years )

**2) 배당할인모형(DDM: Discounted dividend model)**

모형 2-1: Gordon (1926): E/P minus nominal 10yr yield

모형 2-2: Shiller (2005): 1/CAPE minus nominal 10yr yield

모형 2-3: Gordon (1962): E/P minus real 10yr yield

모형 2-4: Gordon (1962): Expected E/P minus real 10yr yield

모형 2-5 Gordon (1962): Expected E/P minus nominal 10yr yield

모형 2-6: Panigirtzoglou & Loeys (2005): Two-stage DDM

모형 2-7: Damodaran (2012): Six-stage DDM

모형 2-8: Damodaran (2012): Six-stage free cash flow DDM

**3) 횡단면회귀분석(Cross-sectional regressions)**

모형 3-1: Fama & French (1992)

모형 3-2: Carhart (1997): Fama-French and momentum

모형 3-3: Duarte (2013): Fama-French, momentum and inflation

모형 3-4: Adrian, Crump & Moench (2014)

**4) 시계열회귀분석(Time-series regressions)**

모형 4-1: Fama & French (1988): D/P

모형 4-2: Best predictor in Goyal & Welch (2008)

모형 4-3: Best predictor in Campbell & Thompson (2008)

모형 4-4: Best predictor in Fama & French (2002)

모형 4-5: Baker & Wurgler (2007) sentiment measure

**5) 써베이(Surveys)**

모형 5-1: Graham & Harvey (2012) survey of CFOs

〈표 2〉는 이러한 Duarte & Rosa(2015)의 시장위험프리미엄 추정 결과들이 사용하는 모형과 추정 기간에 따라 얼마나 민감한지를 잘 보여준다. 가장 낮은 추정값을 보인 모형은 2-6모형(Panigirtzoglou & Loeys(2005), Two-stage DDM)으로 -1%로 추정되었다. 반대로 가장 높은 추정값은 4-2모형(Best predictor in Goyal & Welch(2008))으로 14.5%이다. 한편 20개 모형 추정치에 대한 주성분분석(PCA)의 제1성분(first component)을 도출하였는데, 그 평균은 5.7%, 표준편차는 3.2%이다. 그리고 Duarte & Rosa(2015)는 해당 기간의 주식시장 초과수익률 상승에 대한 요인으로 주식시장 수익률 상승보다 무위험수익률 하락을 더 중요한 요인으로 판단하였다.

**Table 2.** 미국 주식시장 시장위험프리미엄 추정 결과

| 모형         | 평균(%) | 표준편차(%) | 주성분분석 추정치 | Exposure to PC |
|------------|-------|---------|-----------|----------------|
| 1-1        | 9.3   | 1.3     | 0.78      | -0.065         |
| 1-2        | 5.7   | 5.8     | 0.42      | -0.160         |
| 2-1        | -0.1  | 2.1     | -0.01     | 0.001          |
| 2-2        | -0.4  | 1.8     | -0.10     | 0.011          |
| 2-3        | 3.5   | 2.1     | 0.69      | -0.077         |
| 2-4        | 5.3   | 1.7     | -0.78     | 0.208          |
| 2-5        | 0.4   | 2.3     | -0.79     | 0.077          |
| 2-6        | -1.0  | 2.3     | 0.07      | -0.011         |
| 2-7        | 3.4   | 1.3     | -0.26     | 0.032          |
| 2-8        | 4.0   | 1.1     | -0.62     | 0.053          |
| 3-1        | 12.6  | 0.7     | 0.80      | -0.040         |
| 3-2        | 13.1  | 0.8     | 0.81      | -0.042         |
| 3-3        | 13.1  | 0.8     | 0.82      | -0.044         |
| 3-4        | 6.5   | 6.9     | -0.05     | 0.114          |
| 4-1        | 2.4   | 4.0     | -0.27     | 0.069          |
| 4-2        | 14.5  | 5.2     | -0.07     | 0.023          |
| 4-3        | 3.1   | 9.8     | -0.12     | 0.081          |
| 4-4        | 11.9  | 6.8     | -0.72     | 0.321          |
| 4-5        | 3.0   | 4.7     | -0.32     | 0.184          |
| 5-2        | 3.6   | 1.8     | 0.72      | 0.264          |
| all models | 5.7   | 3.2     | 0.78      | -0.065         |

Soure: Duarte & Rosa(2015)

### 3. 시장위험프리미엄 추정 실무의 개관

국내 시장위험프리미엄 관련 실무에서는 Bloomberg 및 Fn-guide의 추정치를 많이 사용하는데, Bloomberg의 경우 산출 과정을 공개하지 않는 것으로 알려져, 여기서는 Fn-guide의 로직에 대해 개관한다. Fn-guide의 경우 애널리스트(analysts)의 이익 및 배당 예측 자료를 이용하는 배당할인모형의 내부수익률(IRR)로 시장위험프리미엄 A(섹터) 및 B(종목) 두 유형의 지표를 산출한다.

시장위험프리미엄 A 지표(MRP\_A)는 전체시장 및 WICS 대분류 10개 섹터별로 3단계 배당할인모형을 통해 요구수익률(내부수익률)을 계산한다. 시장위험프리미엄 B 지표(MRP\_B)는 개별 종목별로 3단계 배당할인모형을 통해 요구수익률(내부수익률)을 산출한 뒤 이를 시가총액 기준으로 가중평균하여 시장위험프리미엄을 산정한다. 무위험수익율은 두 지표 모두 국고채10년물을 사용한다. 한편 B 지표는 지표 산출법을 변경하였는데, 새로운 지표는 종목별 가중평균이 아닌 시장컨센서스 자료에 기반하여 시장위험프리미엄을 산출한다.

Fn-guide 시장위험프리미엄 지수의 구체적인 추정법은 다음과 같다. 먼저 시장요구수익률에서 무위험수익률을 차감한 값으로 시장위험프리미엄을 정의한다. 시장요구수익률은 전체 시장에 대해서 FnGuide의 3단계 배당할인모형을 통해 산출된 요구수익률(내부수익률, IRR)로서, 전체 시장으로부터 기대되는 미래현금흐름(배당)의 현재가치를 시가총액과 일치시켜주는 할인율로 계산된다. 3단계 배당할인모형은 미래 추정기간을 성장, 이행, 성숙의 3단계로 구분하고, 성장국면을 초저성장, 고성장, 평균성장, 고성장, 초고성장의 5개로 구분한다. 구체적인 산출 과정의 설명을 위해 일곱 단계(step)로 나누어 설명하면 다음과 같다.

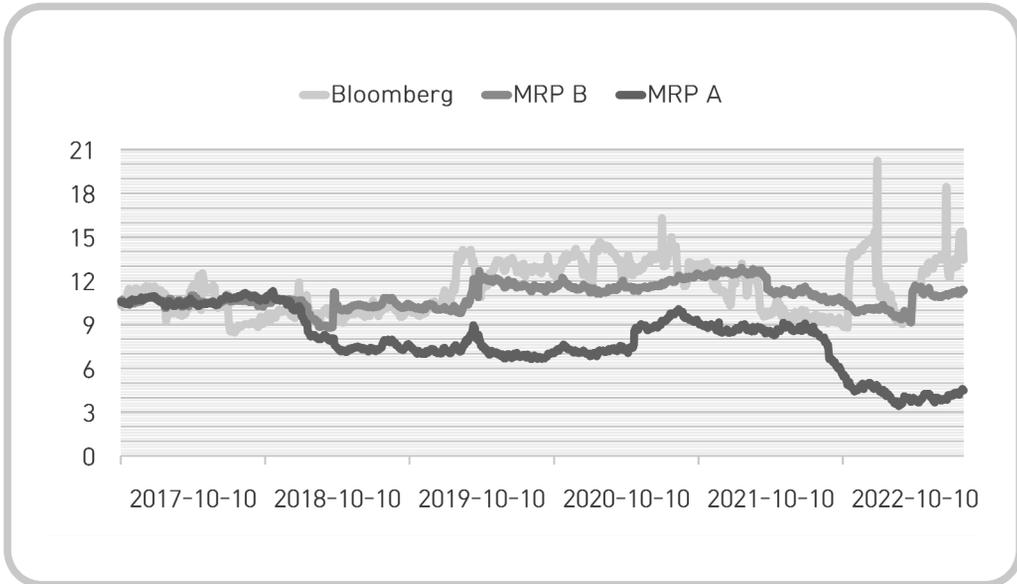
- 1) 배당할인모형 적용을 위해 필요한 기본 자료를 산출한다. 즉 컨센서스 자료 등을 활용하여 섹터별로 배당수익률, 섹터 장기성장률, 섹터 배당, 섹터 지수, 무위험수익률 등 기초 데이터를 마련한다.
- 2) 장기성장률(이하 LTGR: Long-Term Growth Rate)을 산출하는데, 향후 4년 동안의 주당이익(이하 EPS) 성장률의 단순평균, 이의 12개월 평균, 과거 10년간 LTGR의 평균 세 값을 베이지안(Bayesian) 방법론을 적용하여 가중평균한다.
- 3) 성장국면별 3단계 적용 기준 및 기간을 설정한다. 즉 성장국면을 10년간 LTGR의 표준편차를 고려하여 초저성장, 저성장, 평균성장, 고성장, 초고성장 등 5개로 구분하고, 성장국면별로 3단계(성장, 이행, 성숙) 기간을 나눠 배당할인모형을 적용한다.
- 4) 성숙 단계 시장 장기성장률을 다음의 식 (3)과 같이 산출한다. 여기서 알파( $\alpha$ )는 채권발행비용, 회사채의 기간수익률 차이(term spread), 법인세 등을 감안해 정한다.

$$\text{장기성장률} = 20\text{년만기 국고채} + (\text{무보증3년회사채 BBB}-\text{무보증3년회사채 AA}) \times \alpha \quad (3)$$

- 5) 성장국면별로 성장, 이행, 성숙 기간별 EPS와 배당성장(이하 DIVP) 추정치를 산출한다. 애널리스트 추정치가 없는 4년차 또는 5년차 이후 성장률은 5년차 또는 6년차 이후부터 시장성숙성장률에 선행 수렴한다고 가정해 EPS와 DIVP를 산출한다.
- 6) IRR을 산출한다. 즉 추정기간 동안의 현금흐름(배당)의 현재가치를 시가총액(섹터 지수)와 일치시켜 주는 할인율을 목표값찾기 과정을 통해 계산한다.
- 7) IRR에서 무위험(국고채 10년)수익률을 차감해 시장위험프리미엄을 산출한다.

다음 <그림 1>은 Bloomberg 추정치와 Fn-guide 시장위험프리미엄 A 및 B 추정치의 시계열을 비교한 것이다. 이들 지표에 따르면 한국 주식시장의 시장위험프리미엄은 대체로 10% 안팎의 비교적 높은 값을 보이고 있다. 참고로 미국 주식시장의 경우는 대체로 6% 안팎 수준으로 알려져 있다(Mehra & Prescott, 1985). 세 지표 가운데 Fn-guide 시장위험프리미엄 B 지표가 A 지표보다는 Bloomberg 지표와 상대적으로 더 유사한 추이를 보인다. 한편 Bloomberg 지표의 경우 급격한 변동을 보이는 경우가 상대적으로 더 많은 것으로 보인다. 참고로 시장위험프리미엄 추정에 있어 회계적 추정법이 시장가격 기반 추정방식보다 산출지표의 변동성을 더 낮추는 경향이 있을 수 있다. Fn-guide 지표는 1년후 회계적 이익 추정값을 근거로 배당평가모형을 이용하고 있다. 따라서 Bloomberg 지표는 산출과정 로직이 공개되지는 않았으나 산출 결과를 볼 때 시장가격 기반 방법론이 사용되는 것으로 판단된다. 참고로 시장가격 기반 지표에 비해 회계적 추정 지표는 상대적으로 더 안정적인 추세를 보이는 장점이 있는 반면, 동전의 양면으로, 시장상황 변화를 적시에 반영하지 못하는 단점을 지닌다.

Fig. 1. Bloomberg 및 Fn-guide의 추정치의 비교



한편 Fn-guide 시장위험프리미엄 지표는 2019년 6월 및 2021년 8월 두 차례에 걸쳐 로직 개선을 실시하였다.<sup>3)</sup> 2019년부터 시장위험프리미엄 A 지표는 현저히 하락하고 시장위험프리미엄 B 지표는 현저히 상승하여 주 사용자 비교대상인 Bloomberg 값과 괴리가 확대되었는데, 그 원인으로는 2020년 이후 EPS 증가율 추정치의 급격한 상승으로 장기성장률 역시 급격히 상승한 결과로 파악되었다. 이에 2019년 6월 로직 1차 개선을 실시하여, 4개연도(FY1~ FY4) EPS 증가율 평균을 12개월(12M) 일별 평균하여 장기성장률(EPS증가율)의 급상승분을 이연하도록 하고, 시장위험프리미엄 B 산출 방식을 기업에서 섹터로 변경하였다. 그러나 이후에도 EPS 증가율 추정치의 지속적 상승으로 2020년 9월부터 시장위험프리미엄 B 지표가 재상승하여 2021년부터 연구를 통해 2차 로직개선을 실시하였다. 이때 장기성장률 및 성숙성장률 로직을 변경하고, 배당할인모형 체계를 조정하고, A, B 구분없이 단일 지표만을 산출하기 시작하였다. 이러한 개선 결과로 Fn-guide 시장위험프리미엄 지표가 이전보다 하향 안정화되고 벤치마크 지수와의 괴리도 낮은 수준을 유지하고 변동성도 축소되었다.

## V. 국내 시장위험프리미엄의 추정

### 1. Martin(2017) 방식의 응용

본 논문은 Martin(2017) 및 Martin & Wagner(2019) 방법론을 사용하여 국내 주식시장의 시장위험프리미엄을 추정하였다. 즉 시장자산의 제곱 수익률을 복제하고 위험중립분산을 계산하여 시장위험프리미엄 하한을 추정하였다. 자료 기간은 2015년 1월부터 2023년 9월20일까지이며, 이 기간 동안 상장된 모든 KOSPI200 옵션시장의 등가가격(ATM) 및 외가가격(OTM) 옵션 자료를 사용하였다. 옵션가격이 존재하지 않는 행사가격 구간에서는 한국거래소(KRX)에서 제공하는 내재변동성을 이용하여 블랙-숄즈 모형으로 옵션가격을 산정하였다. 한편 만기 30일 기준의 시장위험프리미엄 하한을 산출하기 위해 최근월물과 차근

3) Fn-guide 시장위험프리미엄(Market Risk Premium) 로직 개선 결과(2021)

월물을 이용하였으며, 구체적인 위험중립분산(이하 *KVOL*) 산출방법은 다음의 식 (4)와 같다.

$$KVOL = \sqrt{\sigma_1^2 \left[ \frac{N_{T_2} - N_{30}}{N_{T_2} - N_{T_1}} \right] + \sigma_2^2 \left[ \frac{N_{30} - N_{T_1}}{N_{T_2} - N_{T_1}} \right]} \quad (4)$$

단, 식 (4)에서 최근월물 및 차근월물의 변동성은 각각 다음의 식 (5)와 같이 산출하였다.

$$\sigma_i^2 = \frac{2}{F_t^2} \sum_i^n \Delta K_i e^{rt} Q(K_i) - \frac{1}{t} \left[ \frac{F_t}{K_0} - 1 \right]^2 \quad (5)$$

여기서  $N_{T_1}$ 은 최근월물의 잔존만기,  $N_{T_2}$ 는 차근월물의 잔존만기,  $N_{365}$ 는 연 기간수,  $N_{30}$ 은 월 기간수이며,  $T_1 = \frac{N_{T_1}}{N_{365}}$ 이고,  $T_2 = \frac{N_{T_2}}{N_{365}}$ 이며,  $t = T_1$  또는  $T_2$ 이다.  $r$ 은 91일 CD물의 전일 수익률이며,  $F_t = S_t + e^{rt} \times [C_t - P_t]$ 는 최근월물 또는 차근월물의 선도지수를,  $S_t$ 는 최근월물 또는 차근월물의 콜옵션 가격( $C_t$ )과 풋옵션가격( $P_t$ )의 차이가 최소인 행사가격을 뜻한다.  $K_0$ 는 선도지수  $F_t$ 와 같거나 낮은 행사 가격 중 선도지수와 가장 가까운 행사가격이며,  $K_i$ 는  $K_0$ 보다  $i$ 번째 높은 콜옵션의 행사가격 및  $i$ 번째 낮은 풋옵션의 행사가격이다.  $Q(K_i)$ 는 행사가격이  $K_i$ 인 옵션의 직전 체결가격인데, 단 행사가격이  $K_0$ 인 경우에는 당해 콜옵션과 풋옵션의 평균가격이다. 최종적으로 국내 시장위험프리미엄(이하 *KMRP*)의 하한은 다음 식 (6)과 같이 *KVOL*의 제곱에 무위험수익률(1+무위험이자율)을 곱해 정해진다.

$$KMRP \geq R_f \times KVOL^2 \quad (6)$$

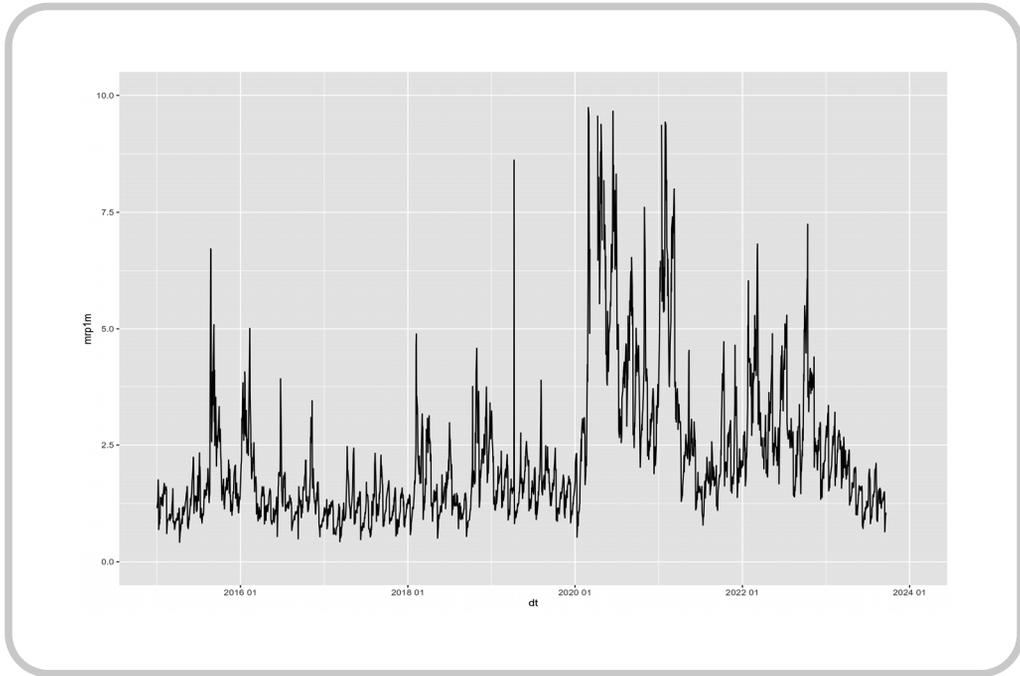
한편 만기 30일 이상, 즉 3개월, 6개월, 12개월 기준의 시장위험프리미엄 추정 역시 동일하게 Martin(2017) 방식으로 추정하였다. 즉 기준 만기 전후로 가장 가까운 옵션 월물을 선정하고 각 월물의 변동성을 내삽하는 방식으로 산출하였다. 다만 3개월 이상 만기 기준의 경우는 옵션 거래가 미미하므로 주로 한국거래소가 제공하는 내재변동성에 근거하여 블랙숄츠 모형을 이용하여 산출된 가격을 이용하는 경우가 많다.

## 2. Martin(2017) 방식의 시장위험프리미엄 추정 결과

다음의 <그림 2>에서 <그림 5>는 각각 1, 3, 6, 12개월 기준으로 연율화 시장위험프리미엄 값을 일단위로 추정한 것인데, 기준 만기가 길수록 평활화(smoothing) 효과로 인해 값들의 범위가 축소되는 모습을 보이고 있다. 추정치의 가장 큰 특징으로는 코로나 기간(2020년~2022년)을 제외하면 대체적으로 매우 낮은 값을 보이는데, 이는 Martin(2017) 방식의 시장위험프리미엄 추정이 이론적으로 하한값에 근거하기 때문이다. 다만 미국의 경우 Martin(2017)은 하한값이 거의 바인딩된다고 간주할 정도로 비교적 적절한 수준의 값을 보이는 반면, 한국의 경우는 미국의 경우보다도 상당히 낮은 값을 보이는데, 그 원인에 대해서는<sup>4)</sup> 향후 더 엄밀한 분석이 필요할 것으로 판단된다.

4) 한국 주식시장의 위험프리미엄이 낮은 이유로, 먼저 미국 주식시장과 비교해 특별히 한국 주식시장의 폭락위험이 더 크고, 외국인 투자자로 인한 환율위험 등이 추가로 고려되어야 하기 때문일 수 있다.

**Fig. 2.** 연율화 시장위험프리미엄 (1개월 기준)(2015.1.1~2023.9.20.)



**Fig. 3.** 연율화 시장위험프리미엄 (3개월 기준)(2015.1.1~2023.9.20.)

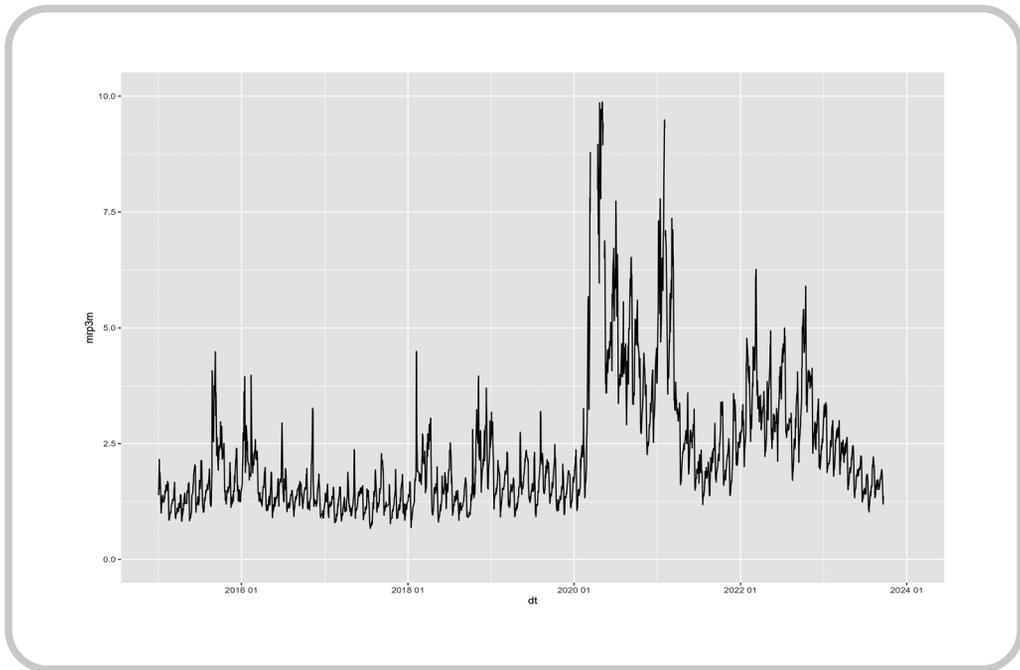


Fig. 4. 연율화 시장위험프리미엄 (6개월 기준)(2015.1.1.~2023.9.20.)

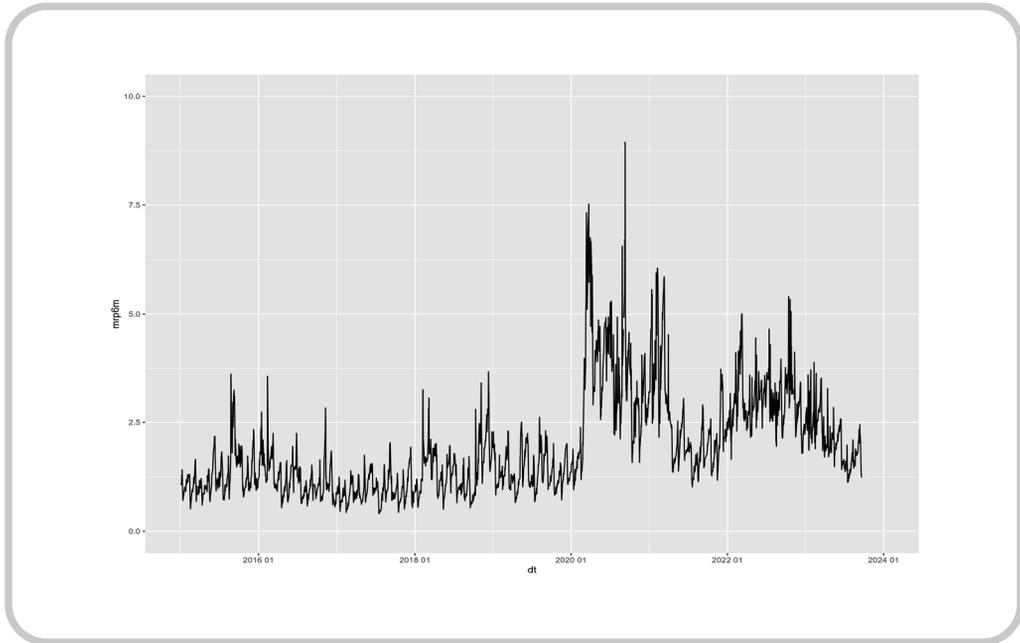
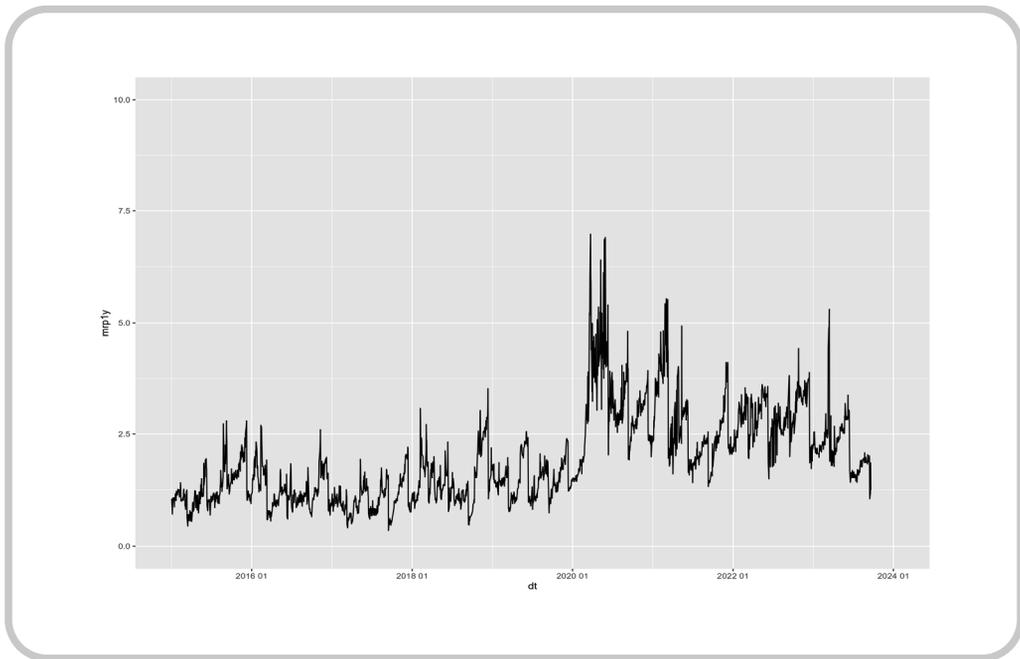


Fig. 5. 연율화 시장위험프리미엄 (12개월 기준)(2015.1.1.~2023.9.20.)



한편 <표 3>은 각각 1, 3, 6, 12개월 기준 연율화 시장위험프리미엄 추정값의 기술통계량을 정리한 것이다. <그림 2>부터 <그림 5>에서 본 바와 같이 기준 기간이 길어질수록 평활화 효과로 인해 값의 평균과 표준편차와 범위와 왜도, 첨도 모두 축소됨을 알 수 있다. 전반적으로 해당기간 시장위험프리미엄 수준이 평균 2% 내외로 추정되며, 표준편차 역시 대략 1~2% 수준이다. 다만 기준기간이 6개월 이하인 경우에는 최대값이 10%를 초과하는 모습을 보인다.

**Table 3.** 연율화 시장위험프리미엄(%) 추정치 기술통계량 (2015.1.1.~2023.9.20.)

| 통계량  | 1개월 기준 | 3개월 기준 | 6개월 기준 | 1년 기준 |
|------|--------|--------|--------|-------|
| 표본수  | 2,149  | 2,149  | 2,149  | 2,149 |
| 평균   | 2.39   | 2.39   | 1.93   | 1.95  |
| 표준편차 | 2.31   | 1.77   | 1.15   | 0.99  |
| 중앙값  | 1.75   | 1.85   | 1.62   | 1.74  |
| 최소값  | 0.43   | 0.68   | 0.42   | 0.36  |
| 최대값  | 26.95  | 16.74  | 10.86  | 6.99  |
| 범위   | 26.52  | 16.06  | 10.44  | 6.63  |
| 왜도   | 5.00   | 3.32   | 1.64   | 1.10  |
| 첨도   | 35.98  | 15.80  | 4.17   | 1.48  |

### 3. 시장위험프리미엄의 예측력 비교

시장위험프리미엄의 예측력을 비교·평가하기 위하여 Martin(2017)에서와 같이 미래  $T$  기간 시장수익률을 종속변수로 하고 독립변수를 시장위험프리미엄으로 하는 회귀모형을 다음의 식 (7)과 같이 고려할 수 있다.

$$R_T - R_{f,t} = \alpha + \beta \times R_{f,t} \cdot KVOL_t^2 + \varepsilon_T \tag{7}$$

여기서  $R_T$ 는 주어진 시점에서 기준 기간 이후 시점에 실현된 수익률 값이며,  $\alpha$ 와  $\beta$ 는 회귀계수,  $\varepsilon_T$ 는 교란항이며, 이론적인 예상값은  $\alpha = 0$  이고  $\beta = 1$  이다. 한편 본 논문은 회귀분석에 있어 종속변수와 독립변수 모두 일별 자료를 월별로 평균하여 월별 자료로 전환한 값을 이용하였다. 다음의 <표 4>는 회귀분석 추정 결과를 정리한 것이다.

Martin(2017)의 *SVIX* 추정방법의 경우, 기준기간이 1, 3, 6개월인 경우 시장위험프리미엄이 비록 불편예측량은 아니지만 기울기가 유의미하게 추정되어 상당한 예측력을 가지는 것으로 나타났다. 특히, 1개월 기준기간의 예측은 절편값( $\alpha$ )이 거의 0의 값을 가지며 많은 경우 기울기 값( $\beta$ ) 역시 양의 값을 보인다. 한편 국내 주식시장에 대해 분석한 <표 4>의 결과에서 MRP\_A 지수를 이용한 경우는 기울기가 모두 음수로 추정되어 통상적으로 기대되는 방향으로의 예측력이 없는 것으로 나타났으며, MRP\_B 지수는 1개월 및 3개월의 미래수익률에 대한 예측력이 어느 정도 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 모든 추정방법에서 1년 미래 주식수익률의 예측에서는 기울기 부호가 음수(-)로 나타나 이론이 기대하는 방향으로의 예측력을 보여주지는 못하고 있다.

<표 4>의 회귀분석 같은 검정 방법은 시장위험프리미엄의 정보적시성이라는 측면에서 예측력의 정도를 살펴본 것으로, 표본외 예측은 그 결과가 다르게 나올 수 있으며, 안정성 측면에서의 평가를 시도하는 것도 필요하다. Martin(2017)의 시장위험프리미엄 추정방식은 회계정보 이용없이 온전히 시장 자료만을 사용하여 시장위험프리미엄을 추정하므로, 회계자료와 이익예측에 근거한 다른 추정방식에 비해 시장예측

력이 우월하게 나온 것으로 판단된다. 그러나, 진정한 시장위험프리미엄은 사전적으로나 사후적으로나 명확히 알 수 없으므로 이러한 시장위험프리미엄 추정치들의 정확성(accuracy)을 객관적으로 평가하기는 어렵다. 이에 본 논문은 추가적으로 Duarte & Rosa(2015) 방법을 따라 이 논문에서 고려한 다양한 시장위험프리미엄 추정치를 모두 조합하여 PCA 방법으로 스무딩하여 예측력을 평가하였다.

먼저 <표 5>는 주성분분석의 각 성분의 고유해(eigenvalue)가 가지는 기여도를 추정한 것이고, <표 6>은 PCA 방법으로 구한 제1성분을 독립변수로 하여 예측회귀모형을 추정한 결과이다. 앞서의 개별 시장위험프리미엄 추정치를 사용하여 예측한 결과와 다르게 1, 3, 6, 12개월의 기준기간 모두 강한 예측력이 발견되며, 1년 기준기간을 제외하고는 절편이 모두 원점을 지나는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 다양한 시장위험프리미엄 추정법들이 각각 장단점을 가지고 있고 특정한 방법이 다른 방법보다 절대적으로 우수하다는 보장이 없으며, 오히려 각 추정치가 가진 주식시장의 기대 정보를 모두 조합하여 시장위험프리미엄을 산정하는 경우 더 예측력이 좋은 추정치를 생성해 낼 수 있음을 시사한다.

**Table 4.** 시장위험프리미엄 예측 회귀모형의 추정결과

| 독립변수        | 기준기간 | 절편     | t-값    | 기울기    | t-값    | 적합계수  | 표본수 |
|-------------|------|--------|--------|--------|--------|-------|-----|
| KVOL<br>추정법 | 1개월  | 0.037  | 0.640  | 6.297  | 3.228  | 0.122 | 224 |
|             | 3개월  | -0.190 | -5.217 | 10.658 | 6.876  | 0.236 | 172 |
|             | 6개월  | -0.180 | -3.646 | 11.286 | 4.016  | 0.203 | 100 |
|             | 1년   | -0.104 | -1.873 | 7.104  | 2.133  | 0.097 | 93  |
| MRP_A       | 1개월  | 0.837  | 2.894  | -7.448 | -2.453 | 0.038 | 68  |
|             | 3개월  | 0.474  | 3.080  | -5.179 | -3.324 | 0.058 | 68  |
|             | 6개월  | 0.566  | 3.925  | -6.535 | -4.334 | 0.165 | 65  |
|             | 1년   | 0.852  | 5.395  | -9.704 | -5.972 | 0.311 | 58  |
| MRP_B       | 1개월  | -1.095 | -1.097 | 12.112 | 1.287  | 0.018 | 70  |
|             | 3개월  | -0.981 | -1.487 | 9.457  | 1.502  | 0.033 | 70  |
|             | 6개월  | -0.438 | -0.952 | 4.219  | 0.955  | 0.014 | 67  |
|             | 1년   | 0.049  | 0.112  | -0.305 | -0.075 | 0.000 | 60  |

**Table 5.** 주성분(PCA)의 추정

|      | PC1     | PC2     | PC3      | PC4     | PC5      | PC6      |
|------|---------|---------|----------|---------|----------|----------|
| 표준편차 | 0.02326 | 0.01214 | 0.006712 | 0.0034  | 0.002807 | 0.001308 |
| 분산비중 | 0.71694 | 0.19536 | 0.05968  | 0.01531 | 0.01044  | 0.00227  |
| 누적   | 0.71694 | 0.9123  | 0.97198  | 0.98729 | 0.99773  | 1        |

**Table 6.** 주성분(PCA) 시장위험프리미엄의 예측 회귀모형의 추정결과

| 기준기간 | 독립변수 | 기준기간 | 절편     | t-값    | 기울기   | t-값   | 적합계수  | 표본수 |
|------|------|------|--------|--------|-------|-------|-------|-----|
| 1개월  | PCA  | -    | 0.120  | 1.365  | 6.769 | 1.699 | 0.060 | 51  |
| 3개월  | PCA  | -    | 0.000  | -0.002 | 7.298 | 2.907 | 0.160 | 51  |
| 6개월  | PCA  | -    | -0.037 | -1.181 | 5.507 | 3.385 | 0.250 | 51  |
| 1년   | PCA  | -    | -0.042 | -1.893 | 2.294 | 2.190 | 0.102 | 51  |

#### 4. K-시장위험프리미엄 퍼즐

미국 주식시장을 분석한 Martin(2017)의 경우는 시장위험프리미엄 시계열 평균이 약 5%로 추정되는데, 이와 비교할 때 본 연구의 국내 추정값은 상당히 낮은 값을 보인다. 즉 <표 3>에서 1, 3개월 기준으로 시장위험프리미엄 시계열 평균이 2.39%로 Park & Kim(2009)과 김인수·홍정훈(2008)과 유사하게 낮은 값을 가지는 것으로 보인다.

일반적으로는 미국보다 한국 주식시장의 시장위험프리미엄 수준이 훨씬 더 클 것으로 생각되므로, 본 연구의 결과는 하한과 실제 값 사이의 바인딩 갭이 한국의 경우 훨씬 더 큰 것을 의미한다고 해석될 수 있다. 한국 주식시장의 하한 바인딩 갭이 큰 이유로 주식시장 전반의 불안정성 및 폭락 가능성이 높거나 또는 외국인 투자자들의 영향력을 고려할 때 환율 변동성의 효과일 수도 있다. 한편 Martin(2017)은 자신이 제안하는 하한이 실제 시장위험프리미엄에 근접하므로 거의 바인딩된다고 주장하였으나, Tetlock(2023)은 위험중립분산 외에 3차 이상의 고차적률(higher order moments)의 효과를 고려한다면 추가적인 위험프리미엄 추산이 필요하다고 주장하였다. 폭락위험이나 환율변동성 등 위험도 이러한 고차적률 효과에 반영될 가능성도 있다.

한편 한국 옵션시장의 경우 최근월 외의 장기물 거래는 거의 미미한 실정이다. 본 논문에서 기준기간 3개월 이상 시장위험프리미엄 추정을 위해 사용한 자료는 실제 옵션거래가격이 아니라 한국거래소(KRX)에서 제공하는 내재변동성 값을 이용하여 역산된 이론가이다. 거래소에서 제공되는 내재변동성은 단기물 실거래 가격의 영향을 클 것으로 판단된다. 따라서 본 논문의 추정치는 단가가격에 포함된 위험에 대한 시장전망을 근거로 장기위험에 대한 프리미엄을 추정한 것으로 이해할 수 있다. 따라서 이러한 전망기간 불일치로부터 추가적으로 발생하는 불확실성에 대한 기간위험 프리미엄이 더 추가될 필요가 있을 수도 있다.

한편 Duarte & Rosa(2015)에 따라 PCA 방법으로 다양한 시장위험프리미엄 추정치를 조합하여 스무딩된 값을 사용하는 경우의 미래 실현 주식수익률 예측력이 가장 이론에 부합하는 것으로 나타났다. 따라서 시장에서 이용가능한 다양한 정보를 보완적으로 조합하여 사용하는 방안을 모색할 필요가 있다고 판단된다.

## VI. 결론 및 시사점

시장자산(market portfolio)에 기대되는 요구수익률 내지 평균적인 초과기대수익률을 의미하는 시장프리미엄(시장위험프리미엄: market risk premium) 산정은 이론적으로뿐만 아니라 실무적으로도 매우 중요하다. 시장위험프리미엄 산정에는 설문조사 방법, 역사적 방법, 내재적 방법, 성숙시장 시장위험프리미엄 이용방법 등이 있는데 각각 장단점을 가지고 있으며 특정한 방법이 다른 방법보다 절대적으로 우수하다는 보장은 없다.

향후 기업의 주가가치를 훼손하지 않으며, 산출과정이 투명하며, 한국적 시장 상황에 적합한 시장위험프리미엄 정보 제공이 가능하도록 학계와 업계가 공동으로 노력할 필요가 있을 것이다. 먼저 가장 문제가 되는 부분은 시장위험프리미엄의 급격한 변화로 인해 가치평가 결과 역시 평가 시점별로 큰 차이를 보여 가치평가의 연속성, 객관성, 신뢰성 등에 문제가 발생하므로 적절한 스무딩 방법을 적용할 필요가 있다. 그러나 다른 한편으로는 새로 주어지는 정보를 가치평가에 적절히 반영할 수도 있어야 하므로 연속성과 적시성 등 상충적인 목표들을 통합적으로 고려할 수 있는 균형잡힌 방법론의 개선이 필요하다.

따라서 본 연구에서는 기존의 다양한 시장위험프리미엄 산정 방식을 통계적 관점에서 분석하여 주요 이슈를 파악하고, 새로운 추정법과 구체적인 대안적 방안을 모색하였다. 특히 본 연구는 기존의 실무에서 주로 사용하는 회계적 예측 모형에 근거한 방법론 외에도 Martin(2017) 등의 최신 이론에 사용되는 옵션가격 기반 시장위험프리미엄 추정법을 자세히 소개하고 실증분석하였다. 옵션의 가격은 기초자산 가격의

변동성을 반영하므로 미래지향적 정보반영에 더 유리할 수 있기 때문이다. 특히 본 연구는 시장과 업계에서 이용가능한 모든 추정법을 조합하는 주성분 분석법을 적용하여 시장위험프리미엄 추정하는 경우 예측력이 더 향상되는 것을 확인하였다.

본 연구의 시사점으로는 첫째, 미국과 한국 주식시장 모두 모형에 따라 매우 상이한 시장위험프리미엄 추정결과를 보인다는 점이다. 따라서 다양한 추정방법을 연구하여 비교분석하고 이들 추정결과를 상호보완적으로 활용하는 방안을 마련할 필요가 있을 것이다. 둘째, 한국 주식시장에 Martin(2017)의 하한 추정법을 적용한 결과, 미국의 경우와 달리 하한과 실제와의 차이가 훨씬 더 큰 것으로 보인다. 이러한 바인딩갭의 주요 요인으로는 폭락위험, 환율변동성, 전망기간 불일치 위험 등이 존재하기 때문으로 판단된다. 셋째, 향후 보완되어야 할 추가 연구와 관련하여, 시장위험프리미엄 추정에 있어 위험중립분산뿐만 아니라 3차 이상의 고차 위험중립적률을 이용하는 것과, 화폐대용 등의 보유편익수익을 고려하여 금융 관점의 실효 무위험수익률을 추정하는 방안 등을 통합적으로 고려할 필요가 있을 것이다.

## References

- 권세훈 (2023), “변동성 지수의 진화”, *재무관리연구*, 40(6), 217-236.
- 김종일·정남철·정준희 (2022), “기업 특유 위험프리미엄의 할인율 적용에 관한 실태연구: 규모위험을 중심으로”, *세무회계저널*, 23(4), 159-187.
- 김인수·홍정훈 (2008), “우리나라 주식시장에서의 주식프리미엄 퍼즐에 관한 연구”, *재무연구*, 21(1), 1-32.
- 박경도·안성필 (2018), “블룸버그(Bloomberg)를 이용한 한국기업의 자기자본비용추정에 대한 타당성 분석”, *아태비즈니스연구*, 9(4), 29-47.
- 엄철준·이우백·박종원 (2014), “한국 주식시장의 규모효과에 대한 재검증”, *재무관리연구*, 31(3), 13-151.
- 오세경·박기남 (2015), “한국 주식시장의 규모 프리미엄과 자기자본비용의 추정”, *한국증권학회 학술발표회*.
- 윤주영·신현한 (2018), “자본비용과 투자 의사결정: 자기자본비용 추정방식과 내부자본시장을 고려한 분석”, *재무연구*, 31(3), 351-398.
- 이은정 (2015), “DCF 적용시 사용된 할인율의 적정성 분석-자본시장법 상 합병 및 영업양수도 등을 중심으로”, *ERRI 이슈&분석*, 2015-01.
- 이중욱·김성수 (2021), 기업가치평가와 재무실사, 삼일인포마인.
- 황이석·이우중·임승연 (2008), “Korean Evidence on the Implied Cost of Equity”, *회계학연구*, 33(1), 97-125.
- Fn-guide 퀀트전략팀 (2021), “MRP(Market Risk Premium) 로직 개선 결과”, 발표자료(2021.11.1.)
- Acharya, V. V. and L. H. Pedersen (2005), “Asset Pricing with Liquidity Risk”, *Journal of Financial Economics*, 77(2), 375-410.
- Banz, R. W. (1981), “The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks”, *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18.
- Chaibi, A., S. Alioui, and B. Xiao (2015), “On the Impact of Firm Size on Risk and Return: Fresh Evidence from the American Stock Market over the Recent Years”, *Journal of Applied Business Research*, 31(1), 29-36.
- Cooper, L. A., J. A. DiGabriele, R. A. Riley, and T. L. Sorensen (2021), “Company-Specific Risk and Small Company Valuation Company-Specific Risk and Small Company Valuation”, *Journal of Forensic Accounting Research*, 6(1), 33-56.
- Damodaran, A. (2023), “Damodaran Online: Current Data”, from [http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/New\\_Home\\_Page/datacurrent.html](http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/New_Home_Page/datacurrent.html)
- Damodaran, A. (2015), “Equity Risk Premiums (ERP): Determinants, Estimation and Implications - The 2015 Edition”.
- Fama, E. F. and K. R. French, (1992), “The Cross-Section of Expected Stock Returns”, *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.

- Fama, E. F. and K. R. French, (2002), "The Equity Premium", *Journal of Finance*, 57(2), 637-659.
- Duarte, F. and C. Rosa, (2015), "The Equity Risk Premium: A Review of Models", *Economic Policy Review*, 21(2), 39-57.
- Gode, D. and P. Mohanram (2003), "Inferring the Cost of Capital Using the Ohlson-Juettner Model", *Review of Accounting Studies*, 8, 399-431.
- Hitchner, J. R. (2017), *Financial Valuation : Application and Model*, Jhn Wiley & Sons. Inc. New Jersey, USA.
- Ibbotson, R., and Rex A. Sinquefeld (2022), *SBB@ Yearbook: Stocks, Bonds, Bills, and Inflation@: U.S. Capital Markets Performance by Asset Class 1926-2022*, Duff & Phelps.
- Martin, I. W. (2017), "What is the Expected Return on the Market?", *Quarterly Journal of Economics*, 132(1), 367-433.
- Martin, I. W. and C. Wagner (2019), "What is the Expected Return on a Stock?", *Journal of Finance*, 74(4), 1887-1929.
- Mehra, R. and E. C. Prescott (1985), "The Equity Premium: A Puzzle", *Journal of Monetary Economics*, 15(2), 145-161.
- National Association of Certified Valuation Analysts (NACVA) (2015), *Business Valuations: Fundamentals, Techniques, and Theory*, Salt Lake City, UT: Consultants' Training Institute.
- Ohlson, J. and B. Juettner-Nauroth (2005), "Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value", *Review of Accounting Studies*, 10, 349-365.
- Park, K. Y. and K. H. Kim (2009), "Explaining the Equity Premium in Korea", *Journal of the Korean Economy*, 10(2), 151-176
- Schwert, G. W. (2003), "Anomalies and Market Efficiency", *Handbook of the Economics of Finance*, 1, 939-974.
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley (1983), "Transaction Costs and The Small Firm Effect", *Journal of Financial Economics*, 12(1), 57-79.
- Tetlock, P. C. (2023). "The Implied Equity Premium", Available at SSRN 4373579.
- Trugman, G. R. (2017), *Understanding Business Valuation: A Practical Guide to Valuing Small to Medium Sized Businesses*, John Wiley & Sons.
- Van Binsbergen, J. H., W. F. Diamond, and M. Grotteria (2022), "Risk-free Interest Rates," *Journal of Financial Economics*, 143(1), 1-29.
- Van Dijk, M. A. (2011), "Is Size Dead? A Review of the Size Effect in Equity Returns", *Journal of Banking and Finance*, 35(12), 3263-3274.