

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

• 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건 을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer 🖃





경영학석사 학위논문

위험프리미엄과 구조변화위험에 관한 연구

2023년 2월

서울대학교 대학원 경영학과 재무금융 전공 김문회

위험프리미엄과 구조변화위험에 관한 연구

지도교수 이 종 섭

이 논문을 경영학석사 학위논문으로 제출함 2022년 12월

> 서울대학교 대학원 경영학과 재무금융 전공 김 문 회

김문회의 경영학석사 학위논문을 인준함 2023년 1월

위 원 장 이 관 휘 (인) 부위원장 박 소 정 (인) 위 원 이 중 섭 (인)

초 록

본 논문은 한국 주식 시장에서 요인 위험프리미엄이 시간에 따른 변화를 확인하기 위해, Bai and Perron(1998, 2003)의 방법론으로 6요인모형의 구조변화 시기를 검증하여, 각각의 구조변화 시점으로 나눈하위기간에서의 요인 위험프리미엄의 변화를 확인한다. 그리고 Smith and Timmermann(2022)의 방법론에 따라, 기업의 구조변화에 대한 노출도인 변화위험요인을 구성한다. 변화위험요인이 수익률에 대한 유의한 설명 변수임을 파마-맥베스 회귀분석으로 확인하고, 변화위험요인을 이용한 롱숏 포트폴리오가 초과수익을 얻는지 연구한다.

연구 결과로는, 한국 주식시장에서 1997년, 2000년 두 번의 구조변화를 검증하였고, 이는 규모, 가치, 투자도, 수익성 요인 위험프리미엄에 영향이 있었음을 확인했다. 변화위험요인은 파마-맥베스 회귀분석을 통해 수익률에 대한 유의미한 설명변수임을 확인하였고, 이를 기반으로 구성한 롱숏 포트폴리오는 평균 월 2.3%의 수익을 얻었다.

주요어 : 위험프리미엄, 구조변화, 변화위험요인(break risk factor),

한국시장

학 번:2021-24531

목 차

제	1 장 시	서 론	1
제	2 장 연	연구방법 및 표본구성	3
	제 1 절	<u>.</u> Bai−Perron 다중 구조변화 검정	3
	제 2 절	过 구조변화를 고려한 수익률 모형	4
	제 3 절	<u>보</u> 변화위험요인의 구성	6
	제 4 절	<u> </u> 표본구성	8
제	3 장 실	실중분석 결과	13
	제 1 절	d 한국 주식시장에서의 구조변화 검증	13
	제 2 절		
	제 3 절	<u> </u> 변화위험요인의 측정	17
	제 4 절	<u>번화위험요인의 파마-맥베스 회귀분석</u>	18
	제 5 절	<u>번화위험요인의 롱숏 포트폴리오 수익률</u>	20
제	4 장 결	열 론	22
٦L	그 ㅁ >)		0.4
召、	卫世纪		24
At	stract.		27

표 목차

[표 1] 기업특성 변수의 기초통계량11
[표 2] 6 요인 위험프리미엄의 기초통계량12
[표 3] Bai-Perron 다중구조변화 검정 결과14
[표 4] 하위 기간들의 위험프리미엄 및 절편16
[표 5] 변화위험요인의 기초통계량17
[표 6] 변화위험요인의 파마-맥베스 회귀분석 결과19
[표 7] 변화위험요인과 다른 변수들간의 상관관계19
[표 8] 변화위험요인 롱숏 포트폴리오의 수익률20
그림 목차
[그림 1] 변화위험요인의 시계열 데이터17
[그림 2] 변화위험요인 롱숏 포트폴리오 수익률 추이21

제1장서 론

위험프리미엄은 주식 시장에서의 투자 전략에 대해서 핵심적인역할을 수행한다. 장부가/시가 비율, 시가총액, 모멘텀, 수익성, 투자도등 주식의 특성이 위험프리미엄과 관련한다는 실증연구들은 수많은펀드가 주식특성에 기반한 투자전략을 전문적으로 진행하게끔 만들어투자산업에 지대한 영향을 끼쳤다. 이러한 투자전략들의 매력은,위험프리미엄의 크기와 안정성에 기반을 두었다. 만약에 위험프리미엄이시간 경과에 따라 변하였다면, 투자자들은 이러한 변화 때문에 지금처럼많은 투자 비율을 할당하지 않았을 것이며, 동시에 이러한 변화의 존재는 또다른 위험으로 인식되었을 것이다.

대부분 실증연구에선 전체기간 중 위험프리미엄의 크기에 대해 연구를 진행하여, 위험프리미엄이 충분히 크고 안정적이다는 결과를 제시하였다. 하지만 요인 위험프리미엄이 특정 시점을 기준으로 변화한 경우(Fama and French, 2021), 거시경제적 사건 전후로 요인 위험프리미엄이 큰 차이가 존재할 수 있다 가정한 연구(이웅기, 손범진, 2016)도 존재한다.

Pastor and Stambaugh (2001)는 처음으로 구조변화를 고려하여, 미국 시장수익률에 대한 요인모형의 구조변화[®] 시점을 기준으로, 각각하위기간에서의 요인 설명력 및 위험프리미엄에 대해 어떠한 영향을 주는지 연구한 바 있다. Smith and Timmermann (2022)은 요인모형의 구조변화 시점을 검증하고, 해당 변화 시점이 위험프리미엄에 어떤 영향을 끼쳤는지 확인하였다. 또한, 검증된 구조변화 시점이 과거에 발생하였던 경제위기, 금융위기와 관련되었다는 점에서 착안하여,

① 구조변화(structural break)는 회귀모형에서 시간의 흐름에 따라 발생하는 매개변수 (parameter)의 큰 변화를 뜻한다.

구조변화 시점에 대한 기업의 노출도(exposure)인 변화위험요인(break risk factor)을 구성하여, 변화위험요인의 위험프리미엄에 대한 실증분석도 진행하였다.

본 논문은 요인 위험프리미엄의 시간에 따른 변화를 확인하기 위해, Bai and Perron (1998, 2003)의 방법으로 6요인모형의 구조변화 시점을 검증하여, 각각의 구조변화 시점으로 나눈 하위기간에서의 요인 위험프리미엄의 변화를 확인한다. 그리고 Smith and Timmermann (2022)의 방법론에 따라, 기업의 구조변화에 대한 노출도인 변화위험요인을 구성한다. 변화위험요인이 수익률에 대한 유의한 설명 변수임을 파마-맥베스 회귀분석으로 확인하고, 변화위험요인을 이용한 롱숏 포트폴리오가 초과수익을 얻는지 연구한다.

실증 분석에선, 한국 전체 주식시장을 대상으로 연구를 진행하였다. 한국 주식시장에서, Bai-Perron 검정법으로 1997년, 2000년 두 번의 구조변화가 있음을 확인하였으며, 이는 규모, 가치, 투자도, 수익성 요인 위험프리미엄에 영향을 주었다. Smith and Timmermann (2022)의 방법론을 이용하여, 변화위험요인은 수익률 예측모형에서 구조변화를 고려한 예측과 구조변화를 고려하지 않은 예측의 차이값으로 구성한다. 변화위험요인은 파마-맥베스 회귀분석을 통해 기존 6 요인과 비슷하거나 조금 더 좋은 설명력을 가진 것을 확인하였다. 변화위험요인을 기준으로 주식들을 정렬하여, 요인이 높은 주식을 매수하고, 낮은 주식을 매도하는 롱숏포트폴리오가 평균 2.3%의 월간 수익률을 기록하는 것을 확인하였다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 연구방법과 표본 구성에 대해 논의한다. 제3장에서는 실증 분석 결과를 보고하며, 제4장에서는 결론을 제시한다.

제 2 장 연구방법 및 표본구성

제 1 절 Bai-Perron 다중 구조변화 검정

구조변화의 검정 방법에 대해서는 현재까지도 많은 연구가 활발히 진행된다 (김재영, 2007). 대표적인 방법으로는 Chow (1960)가 제시한 잔차제곱합(SSE, sum of squared errors)을 통한 구조변화 검증법이 존재한다. 다만 차우 검정은 사전에 알려진 1개의 구조변화 시점에 대해서만 검증을 진행하는 한계점이 존재한다. 보다 최근의 연구인 Zivot and Andrews (1992), Banerjee 등 (1992), Perron (1997) 등에서 이러한 한계를 극복하고자 구조변화 시점이 사전에 결정되는 것이 아닌, 모형 내에서 내생적으로 결정되는 모형으로 전개되고 있다.

본 논문에서는 Bai and Perron (1998, 2003)이 제시한 다중구조변화모형을 이용하여 한국 주식시장의 구조변화 존재 및 시점을 검증한다.^②

Bai and Perron (1998, 2003)의 다중구조변화모형은 구조변화가 m번 발생하여 체제(regime, 구조변화로 인하여 나뉜 하위 기간)가 m+1개인 다음과 같은 모형으로 표현된다.

$$y_t = x_t' \delta_{m+1} + u_t, t = T_{m+1}, ..., T$$
 (1)

여기서 y_t 는 관찰된 종속변수, x_t' 는 $q \times 1$ 의 독립변수로 구성된 벡터, δ_j (j=1,...,m+1)는 체제별 독립변수의 회귀계수, u_t 는 확률교란항 (stochastic disturbance term)이다. 구조변화의 수 m과 구조변화의 시점 $T_1,...,T_m$ 은 알려져 있지 않다 간주한다. 또한, 각 체제별로 충분한 표본수를 확보하기 위하여, $T_{b(i)}-T_{b(i+1)}\geq |\epsilon T|$ 에서 $\epsilon\in(0,1)$ 의 제약조건

② 본 장의 자세한 부분은 Bai, Perron(1998, 2003)을 참조.

을 부과하여, $\epsilon = 0.08$ 을 설정하였다³.

Bai and Perron (1998)은 최소자승법에 의한 추정방법을 제시하고 구조변화가 m개 있는 잔자최승합을 최소화하는 구조변화의 수와 시점을 구하였다.

검정방법에서 $UDmaxF_T(M,q)$ 통계량과 $WDmaxF_T(M,q)$ 은 '구조변화가 없다'는 귀무가설과 '구조변화가 있다'는 대립가설로 검정한다. 만약검정통계량이 유의하여 귀무가설이 기각된다면 구조적 변화가 있는 것으로 간주한다. 반대로 검정통계령이 유의하지 않다면 구조변화가 없는 것으로 간주한다. 순차적 검정(sequential procedure test)은 '구조변화가 l+1개'라는 귀무가설과 '구조변화가 l1개'라는 대립가설로 구성되며, 검정통계량 supF(l+1|l)로 표현된다. supF(l+1|l)의 귀무가설은 '구조변화가 l+11개'이고, 대립가설은 '구조변화가 l1개'이다. 만약 검정통계량이 유의하다면 구조변화는 l+11개라고 판단한다. 이러한 순차적 검정은 귀무가설 supF(l+1|l)이 유의하지 않을 때까지 반복된다. 이런 경우 구조변환점 수는 l1개이다. 또한 구조변화의 수는 Yao (1988)가 제시한 베이지안 정보기준(BIC, Bayesian Information Criterion)이나 Liu, Wu, and Zidek (1997)의 제시한 개량된 베이지안 정보기준 LWZ에 의해서도 선택될 수 있다.

제 2 절 구조변화를 고려한 수익률 모형

요인에 대한 시계열 평균 수익률은 종종 위험 프리미엄을 추정하는

[®] Bai and Perron (1998)은 $\epsilon=0.15$ 로 설정하는 것을 권장하나, 본 논문에서 연구하는 한국 주식시장은 분석기간이 짧아 $\epsilon=0.15$ 일시 IMF 전후의 구조변화를 분석할 수 없다. 이러한 이유로 인하여 $\epsilon=0.08$ 로 설정하였고, 체제별 표본 수는 최소 30개(2.5년에 해당)이다.

데 사용된다. 예시로, 시장포트폴리오의 과거 평균수익률은 일반적으로 자산요인(Equity factor)의 위험프리미엄의 추정치로 사용된다. Fama and French (2020)가 제시한 모형은 미국 주식시장에서 기존 시계열 모형보다 평균수익률에 대한 설명력이 더 뛰어났다. 본 논문은 이를 고려하여 Fama and French (2020)의 모형을 실증연구에 반영했다.

 $i=1,...,N_t$ 개의 기업이 샘플 기간 t=1,...,T동안의 무위험이자율을 초과한 월별 주식수익률 r_{it} 의 패널 데이터를 관찰한다고 가정한다. 또한, X_{it-1} 은 t-1시점에 관측된 기업의 특성(characteristic)벡터를 나타낸다. 특성은 기업특성인 규모, 장부-시장가치비율, 투자도, 수익성 등과주식특성인 베타, 수익모멘텀 등을 포함한다. 주식수익률과 과거의 특성을 횡단면적 회귀(cross-sectional regression)한 후, 이를 시간 t에 대해 누적하면 시계열 정보를 사용하여 추정 가능한 일종의 요인 모형이된다. 이러한 방법을 적용하면 식 (2)와 같은 수익률 모형이 도출된다.

$$r_{it} = \alpha_i + r_{zt} + \lambda_t' X_{it-1} + \epsilon_{it}, \qquad \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2)$$
 (2)

Fama and French (2020)에 의하면, 기울기 추정치(slope estimate) λ_t' 는 사전 특정(pre-specified)된 시간에 따라 변하는(time-varying) 요인적재량(factor loading)으로, 해당 특성 포트폴리오의 수익률이다. r_{zt} 는 모든 설명변수를 0으로 설정한 일반 포트폴리오의 월별 수익률이다. 따라서 r_{zt} 는 모든 주식에 공통적이다. α_i 는 자산 i에 대해 r_{zt} 마저도 설명하지 못하는 가격괴리(mispricing) 부분을 보여준다.

위험 프리미엄이 특정 기간 내에서 일정하게 유지되지만 기간의 변화에 따라 같이 변화가 일어난다면, 위험 프리미엄은 동일한 기간 내의데이터로만 계산되어야 한다. 따라서 위험프리미엄의 기간별 변화를 포착하기 위해, 알려지지 않은 m 번의 구조변화 및 변화가 일어난 시점

 $\tau = \tau_1, ..., \tau_m$ 를 고려하여 식 (3)과 같이 모형에 반영했다.

$$\begin{aligned} r_{it} &= \alpha_{im} + r_{zt} + \lambda'_m X_{it-1} + \epsilon_{it}, \\ \epsilon_{it} &\sim N \left(0, \sigma_i^2 \right), \quad t = \tau_{m-1} + 1, \dots, \tau_m \end{aligned} \tag{3}$$

이 중, λ_m 는 m 번째 기간(m=1,...,M+1)의 요인 별 기대위험프리 미엄이다. α_{im} 는 m 번째 기간에서 자산 i에 대한 가격괴리이다.

본 논문에서 사용할 기업특성을 고려하여, 식 (3)은 이렇게 표현할 수 있다:

$$\begin{split} r_{it} &= \alpha_{im} + r_{zt} + \lambda_{MKT,m} Beta_{it-1} + \lambda_{BM,m} BM_{it-1} \\ &+ \lambda_{SIZE,m} SIZE_{it-1} + \lambda_{MOM,m} MOM_{it-1} \\ &+ \lambda_{INV,m} INV_{it-1} + \lambda_{PRF,m} PRF_{it-1} + \epsilon_{it}, \\ &\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2) \end{split} \tag{4}$$

제 3 절 변화위험요인의 구성

Smith and Timmermann (2022)은 위험프리미엄이 만연하고 경제적으로 큰 변화(pervasive and economically large breaks)에 의해 영향을 받는다고 주장하였다. 이러한 위험 프리미엄의 변화에 노출되면, 개별 주식 수익뿐만 아니라 특정 투자 스타일에 초점을 맞춘 포트폴리오 수익률에 대한 별도의 위험이 발생한다. 예를 들어, 소액 가치 주식을 보유한 투자자들은 규모, 가치 프리미엄이 변화한다는 사실만으로 위험 프리미엄이 일정했을 때보다 수익률 분포를 추정하고 예측하기 더 어렵다는 위험에 노출될 것이다. 포트폴리오 비율을 자주 조정하지 않는 장기 투자자가 위험을 차단하는 것도 중요하지만, 구조변화를 감지하고 위험 프리미엄의 추정치를 실시간으로 업데이트하기 위해서 단기투자자에게도 중요할 수 있다.

이러한 주장은 위험프리미엄의 변화 자체가 변화위험요인(break

risk factor)을 발생시킬 수 있는 위험의 원천임을 시사한다. 이는 선행연구에서 확인되었던 구조변화가 해당 국가의 경제위기, 금융위기와 높은 상관관계를 가지기에 타당한 주장이라 볼 수 있다. 이러한 위기에 더 많이 노출된 주식은 위험에 대한 보상으로 더 높은 수익을 얻을 것으로 예상할 수 있다.

기존 선행연구들에 의하면, 구조변화 시점의 두 가지 특징으로, 소비증가율(comsumption growth)의 큰 변화와 거시경제적 변동성의 증가가 존재한다. 변화위험에 대한 민감도를 측정하기 위해, 우리는 구조변화 시점의 특징을 가격/배당비율과 같은 변수의 변화와 연결하는 기존 선행연구를 기반으로 한다. 예를 들어 Barro (2009), Gabaix (2012), Martin (2013) 및 Wachter (2013)등이 제시한 재해 위험 모형(disaster risk model)은, 재해[®] 발생 시 가격이 하락하는 자산이 재해에 더 많이 노출되므로 기대 수익률이 더 높을 것이라 암시한다. 이는 본 논문에서 고려하는 구조변화위험에 더 많이 노출된 주식이 더 높은 위험프리미엄을 얻는 매커니즘과 유사하다. 마찬가지로, Berkman 등 (2011)은 위기 심각도 지수(crisis severity index)가 수익/가격비율 및 배당성장율(dividend growth rate)과 양의 상관관계가 있음을 발견한 반면, Lettau and Van Nieuverburgh (2008)는 배당성장율의 구조변화가 배당수익률의 수익률 회귀에서 계수의 변화를 초래한다설명했다.

Paye and Timmermann (2006)과 Rapach and Wohar (2008)의 실증연구에 의하면 수익률을 설명하기 위한 배당수익률의 회귀모형에서 구조변화가 존재한다. Smith and Timmermann (2021)의 연구도 이런

④ 재해(rare disaster)는 확률은 낮으나, 규모가 커서 발생 시 경제에 부정적인 영향을 미치는 일종의 경제적 붕괴를 뜻한다.

배당수익률과 수익률의 관계를 지지하는 결론을 확인한 바 있다.

국내 선행연구에선 배당수익률의 구조변화에 대한 연구는 없으나, 배당수익률과 주식수익률의 관계성이 미국 시장과 동일함을 입증한 연구는 존재한다 (오명, 2021).

상술한 선행연구들을 고려하여 본 논문에서는 Smith and Timmermann (2022)의 방법론을 따라 식 (5)과 같은 과거의 배당수익률 자연로그값(lagged value of the aggregate log dividend—price ratio) dp_{t-1} 을 사용하는 수익률 예측모형을 사용한다.

$$r_{it} = \alpha_{im} + \beta_{im} dp_{t-1} + \epsilon_{it}, \qquad t = \tau_{m-1} + 1, ..., \tau_m$$
 (5)

그 다음, 구조변화를 고려한 경우와 그러지 않은 경우의 표본 내 예측수익률을 계산하여 식 (6) 처럼 이들의 차이값을 계산한다.

$$BRK_{it} = \hat{r}_{it,Brk} - \hat{r}_{it,NoBrk}, \qquad i = 1, ..., N_t, \qquad t = 1, ..., T$$
 (6)

 BRK_{it} 는 구조변화위험에 노출이 높은 주식일수록 크며, 이 변수를 주식 i의 시점 t에서의 변화위험요인으로 규정한다.

제 4 절 표본구성

1. 연구표본

본 논문은 코스피와 코스닥에 상장된 보통주를 대상으로 진행하였다. 금융업에 속한 기업은 표본에서 제외되었다. 한국 주식시장 분석에 필요한 표본 기간은 1987년 1월부터 2021년 12월까지로 선택하였다. 이기간을 전체 기간으로 두고, 모형에 사용될 시장 베타, 규모, 가치, 모멘텀, 투자도, 수익성 요인들을 계산한다. (단, 우선주와 관련된 부분은 제외하였다.) 주식의 가격, 수익률에 대한 자료, 주요 변수 구성에 필요한

재무 정보 및 회계 정보는 ㈜에프앤가이드에서 제공하는 DataGuide 데이터베이스를 이용하여 수집하였다.

2. 기초 변수

기초 변수로는, 연구에서 사용되는 수익률 모형에 포함된 6가지 요 인을 구성하기 위해 사용되는 기업특성(firm characteristic)이 있다.

시장 베타는 개별 기업 월간수익률의 산술평균으로 시장 수익률을 구한 후, 아래 등식과 같은 회귀모형으로 베타값을 측정한다.

$$r_i - r_f = \alpha + \hat{\beta} (r_{MKT} - r_f) + \varepsilon \tag{7}$$

이 때, 시장 베타는 3년(36개월)의 베타평균치를 사용하며, 최소한 12개월의 데이터가 존재해야 한다.

시가총액은 매년 12월을 기준으로 보통주 종가와 보통주 발행주식 수를 곱하여 자연로그를 취한 값을 사용한다.

$$ME = MC = 보통주 종가(회계연도 말)* 보통주 발행주식수$$
 (8)

$$Size = ln(MC) \tag{9}$$

장부-시장가치비율은 매년 12월을 기준으로 장부가치를 계산하여, 시장가치를 나눈 값을 사용한다.

$$BM = \frac{3 + 7 + 3}{3 + 3 + 3} = \frac{BE}{ME} \tag{11}$$

Fama and French (1992, 2015)와 같이, 장부-시장가치비율이 0보다 작은 경우 표본에서 제외하였다.

모멘텀은 t-2 월부터 t-12월까지의 11개월간의 누적수익률로 측정한다.

투자도는 1년 동안의 유형자산과 재고자산의 변화량을 합한 뒤, 과 거 1년의 총자산으로 나눈 값을 사용한다. t는 연도를 나타낸다.

$$INV = \frac{(\hat{\mathcal{H}} \partial \mathcal{N} \mathcal{U}_t - \hat{\mathcal{H}} \partial \mathcal{N} \mathcal{U}_{t-1}) + (\mathcal{M} \mathcal{N} \mathcal{N} \mathcal{U}_t - \mathcal{M} \mathcal{N} \mathcal{N} \mathcal{U}_{t-1})}{\hat{\mathcal{S}} \mathcal{N} \mathcal{U}_{t-1}}$$
(12)

수익성은 해당 연도의 매출액에서 매출원가, 판매비와 관리비, 비영업 이자비용을 빼고 장부가치로 나눈 값을 사용한다.

$$PRF = \frac{m \dot{g} - m \dot{g} \partial r -$$

그 외로, 변수 구성에 사용되는 무위험이자율은 통화안정증권 364 일의 이자율을 월별 이자율로 조정한 값이다.

표 1은 본 논문의 실증 연구에서 사용되는 기업특성의 기초통계량이다. 본 논문에서 월별 요인 수익률은 중요한 연구 대상이다. 월별 기업특성에 존재하는 이상값(outlier)이 해당 변수에 영향을 주고, 1% 원저화로 모든 이상값이 조절되지 않는 것을 확인하여, 본 논문은 기업특성에 대해 월별 5% 윈저화를 하였다.

<표 1> 기업특성 변수의 기초통계량

표 1은 본 논문의 실증분석에서 사용되는 기업특성 변수에 대한 기초통계량이다. Beta는 Fama, Macbeth(1974)의 방법으로 계산한 36개월간의 평균시장베타, BM은 회계연도 말 장부가치와 시장가치를 나눈 값, SIZE는 시가총액의 자연로그, MOM은 t-2 월부터 t-12월까지의 11개월간 누적수익의 평균, INV는 1년 동안의 유형자산과 재고자산의 변화량을 합한 뒤, 과거 1년의 총자산으로 나눈 값, PRF는 해당 연도의 매출액에서 매출원가, 판매비와 관리비, 비영업 이자비용을 빼고 장부가치로 나눈 값을 사용했다. 모든 변수는 월별 5% 윈저화(winsorization)를 진행한 후의 수치이다. 표본 기간은 1990년 1월부터 2021년 12월까지이다.

	mean	std	min	P1	Р5	P10	P25	Median	P75	P90	P95	P99	max
Beta	0.99	0.50	-0.73	0.00	0.22	0.35	0.63	0.96	1.31	1.67	1.90	2.29	2.58
BM	1.46	1.28	0.14	0.17	0.27	0.37	0.64	1.11	1.87	2.91	3.67	6.89	10.24
SIZE	18.11	1.36	14.22	15.38	16.08	16.45	17.16	17.98	18.92	19.98	20.80	21.45	21.72
MOM	0.02	0.05	-0.17	-0.09	-0.05	-0.04	-0.02	0.01	0.04	0.08	0.11	0.18	0.51
INV	0.04	0.10	-0.24	-0.15	-0.10	-0.07	-0.02	0.02	0.08	0.18	0.24	0.39	0.51
PRF	0.10	0.27	-0.94	-0.58	-0.26	-0.15	-0.01	0.07	0.19	0.36	0.55	1.05	1.98

Number of firm-month observation 456945

표 2는 본 논문의 실증 연구에서 사용되는 6 요인 위험프리미엄의 기초통계량을 보여준다. 요인 위험프리미엄의 유의성은 선행 연구^⑤들과 동일하지만, 구체적인 위험프리미엄의 값은 어느정도 차이가 존재했다. 특히, 투자도, 수익성 두 요인의 위험프리미엄이 기존 선행 연구보다 높게 나타났는데, 이는 수익률 모형의 차이에 따른 것으로 추측된다.

<표 2>6요인 위험프리미엄의 기초통계량

표 2는 실증 연구에서 사용되는 6 요인 위험프리미엄의 기초통계량이다. 아래 6개의 요인은 Fama and French (2020)의 6 요인 모형에서 사용하는 기업특성의 기울기(요인수익률)이다. Mean과 Std. dev.는 월별 요인수익률의 평균값과 표준편차이며, t-stat은 이러한 평균값의 t통계량이다.

	Equity	Value	Size	Momentum	Investment	Profitabilty
Mean	-0.34	0.56	-0.90	-4.24	3.26	4.50
Std. dev.	0.06	0.02	0.03	0.62	0.09	0.07
t-stat	-1.09	6.32	-6.71	-1.35	7.36	12.18

12

⑤ 이웅기, 손범진 (2016), 류호영 등 (2016)이 파마-프렌치 5 요인 모형에 대한 연구를 진행했다.

제 3 장 실증분석 결과

본 장에서는 기간의 변화에 따른 위험프리미엄의 변화를 알아보기위해, Bai-Perron 검증을 통해 한국 주식시장에서의 구조변화 시점을확인하고, 해당 시점을 기준으로 하위 기간을 분리하여 위험프리미엄의변화를 알아보고자 한다. 또한, 기업의 구조변화에 대한 노출도를 대변하는 변화위험요인을 구성하여, 이에 대응하는 위험프리미엄을 검증하고자 파마-맥베스 회귀분석을 통해 변화위험요인이 다른 특성 변수에 의해 설명되는지 확인한다. 마지막으로, 변화위험요인을 기준으로 표본을정렬하여 구성한 롱숏 포트폴리오가 유의한 수익률을 가질 수 있는지도살펴본다.

제 1 절 한국 주식시장에서의 구조변화 검증

표 3은 Bai-Perron 검증의 결과이다. *UDmax*와 *WDmax* 검정에서 유의하게 나타나 한국 주식시장을 대표하는 시장수익률에서 최소한 한번의 구조변화는 일어났음을 의미한다. 순차적 검정은 *supF*(3|2)에서 기각되며 *supF*(2|1)은 받아들이고 있어 구조변화가 3번 일어났다는 귀무가설은 기각되었으며, 2번 일어났다는 귀무가설을 받아들인 것을 확인했다. BIC 기준에 의하면 2번의 구조변화가 있었음을 나타내었고, 이는 순차적 검정으로 확인한 구조변화의 수와 일치한다. ^⑥ 구조변화의 시점은 1997년 7월, 2000년 4월로 나타났다. 이러한 결과는 직관적으로 IMF사태의 발발 시점, 회복국면 진입 시점과 연결되며, 기존 한국 주식시장

[®] LWZ 기준은 모형에 사용된 변수의 개수에 대하여 검정통계량에 많은 페널티를 부여하는 특징이 있다. 본 논문은 6 요인 모형을 사용하기에, 구조변화 검정에서 LWZ 기준은 순차적 검정이나 BIC 기준에 비해 더욱 낮은 구조변화의 수를 제시한 것으로 고려된다.

에 대한 선행연구에서 정의하였던 'IMF 기간' (이웅기 & 손범진, 2016) 과도 근접하다.

<표 3> Bai-Perron 다중구조변화 검정 결과

표 3은 Bai-Perron 검정의 결과를 보여준다, 패널 A는 Bai-Perron 검정에 관한 검정통계량을 보여준다. *UDmax* 와 *WDmax* 는 '구조변화가 없다'를 귀무가설로, '구조변화가 있다'를 대립가설로 표현하는 검정통계량이며, 유의한 경우 귀무가설을 기각한다. *supF(l+1|l)*은 '구조적 변화가 L+1개'를 귀무가설을, '구조적 변화가 L개'를 대립가설로 표현하는 검정통계량이며, 유의한 경우 귀무가설을 지지한다. BIC는 Yao (1988)가 제시한 베이지안 정보기준(Bayesian Information Criterion)이며, LWZ는 Liu, Wu, and Zidek(1997)이 제시한 개량된 BIC이다. *는 10% 수준에서, ***는 5% 수준에서, ***는 1% 수준에서 유의성을 나타낸다.

패널 A: Bai-Perron 검정	결과	
구조변화 검정통계량		
검정통계량	supF값	P값
UDmax	137.02***	<0.0001
WDmax	146.87***	<0.0001
순차적 검정(Sequencial F	Procedure Test)	
L	supF(L+1 L)	P값
0	137.02***	<.0001
1	63.92***	<.0001
2	19.07	0.5894
선택된 구조변화 횟수		
Sequential	2	
BIC	2	
LWZ	0	
패널 B: 구조변화 시점 및	신뢰구간	
구조변화 순서	시점	5% 유의수준 신뢰구간
1	1997Jul	1997Apr – 1997Oct
2	2000Apr	2000Feb - 2000Jun

제 2 절 구조변화의 영향

앞선 제 1 절에서 Bai-Perron 검정을 통해 1997년, 2000년에 존재하는 구조변화 시점을 확인하였다. 표 4의 패널 A에서는, 두 번의 구조변화 시점으로 전체 기간을 나누어 각각의 하위기간에서 6 요인 위험프리미엄의 변화를 확인하였다. 패널 B에서는 추가적으로 구조변화가 6요인 모형의 가격괴리(mispricing)의 정도에도 영향을 미쳤는지 확인하였다.

먼저, 자본 요인은 모든 하위기간에서 유의하지 않은 설명력을 가진 것으로 나타났다. 모멘텀 요인은 하위기간 3에서만 10% 유의수준의 약한 설명력을 가진 것으로 나타났다.

다음, 구조변화는 요인 위험프리미엄 크기에 영향을 미쳤다. 구체적으로, 첫 구조변화 이후 가치, 규모 요인 위험프리미엄은 각각 0.80%에서 0.94%, -0.84%에서 -2.69%로 증가했다. 두번째 구조변화이후, 가치 규모 요인 위험프리미엄은 0.43%, -0.70%로 하락하였으며, 투자도, 수익성 요인 위험프리미엄은 3.68%, 5.70%로 상승하였다.

셋째로, 구조변화는 요인 위험프리미엄의 유의함에도 영향을 끼쳤다. 구체적으로, 첫 구조변화에 의하여 가치 요인은 t통계량이 3.70에서 1.93으로(1% 유의수준에서 10%), 규모 요인은 t통계량이 -3.07에서 -2.46으로(1% 유의수준에서 5%), 투자도와 수익성 요인은 유의성이 사라졌다. 두번째 구조변화 이후, 가치, 규모, 투자도와 수익성 요인 위험프리미엄은 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다.

넷째로, 구조변화는 요인 모형의 가격괴리에도 영향을 미쳤다. 'IMF 시기'에 해당하는 하위기간 2에서 가격괴리 현상이 두드러지는 ${\rm Z}(\alpha_2=9.65)$ 으로 나타났으며, IMF를 극복한 후에도 이전 $(\alpha_1=1.57)$ 에 비해 높은 가격괴리 $(\alpha_3=2.64)$ 를 나타냈다.

〈표 4〉하위 기간들의 위험프리미엄 및 절편

표 4는 전체 기간을 구조변화 시점으로 나눈 하위 기간들의 6 요인 위험프리미엄과 절편 α_i 의 횡단면 분포를 나타낸다. 패널 A에서, 요인 위험프리미엄은 기업 월별수익률에 대해 6개의 기업특성으로 횡단면 회귀를 하여 얻은 기울기(요인 월별수익률)의 평균값이다. 괄호 안은 T통계량이며, 위험프리미엄의 평균값을 기준으로 산출하였다. *는 10% 수준에서, **는 5% 수준에서, ***는 1% 수준에서 유의성을 나타낸다. 패널 B에서, α_i 는 동일한 횡단면 회귀에서 얻은 절편 값에 대한 횡단면 분포이다. Mean은 해당 기간의 절편 평균값이며, Std, Dev,는 해당 기간의 절편 표준편차이다.

패널 A: 하위 기간의 6 요인 위험프리미엄									
하위 기간	E	Equity	Value	Siz	e	Momentum	Investme	ent P	rofitability
1	_	-0.60		-0.84	4***	-8.27	1.58**	*	2.58***
1	(-	-0.97)	(3.70)	(-3.0)	07)	(-0.79)	(2.77)		(3.81)
2	-	-2.71	0.94*	-2.6	9**	1.42	4.41		0.24
Δ	(-	-0.98)	(1.93)	(-2.	46)	(0.08)	(1.61)		(0.18)
2		0.04	0.43***	-0.70)***	-3.58*	3.68**	*	5.70***
3	(0.19)	(4.91)	(-7.0)	02)	(-1.79)	(7.18)		(12.86)
패널 B: α _i 의	횡단면 분	<u> </u>							
하위기간	Mean	Std.Dev.	P5	P10	P25	Median	P75	P90	P95
1	1.57	0.19	-2.01	-1.24	-0.17	1.14	2.85	4.54	5.88
2	9.65	0.66	-6.92	-1.57	4.31	8.65	12.03	16.67	22.4
3	2.64	1.17	-0.84	-0.53	-0.09	0.51	1.48	3.43	5.26
전체기간	2.84	1.07	-1.03	-0.59	-0.08	0.62	1.93	4.66	7.31

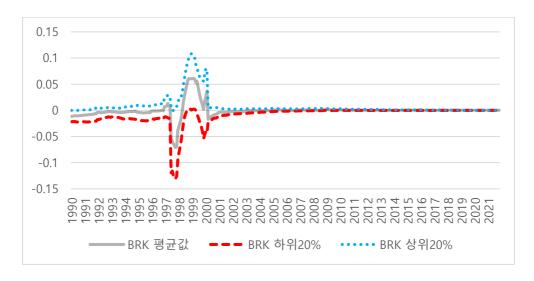
제 3 절 변화위험요인의 측정

제 2 장에서 설명한 바와 같이, 식 (5)와 식 (6)을 이용하여 변화위험요인 BRK_{it} 의 값을 계산하였다.

그림 1은 BRK_{it} 의 평균, 상위 20%, 하위 20% 값의 변화를 보여주는 그래프이다. 세로 축은 BRK_{it} 의 값을 나타내며, 가로 축은 시간 t 를 나타낸다. 2차례의 구조변화 전후로는 BRK_{it} 의 평균값이 0에 가까우며, 두 번의 구조변화 사이의 기간에서만 보다 큰 요인 값을 보여주었음을 확인하였다. 이러한 변화위험요인의 분포는 변화위험요인이 기업 특성에서 파생된 것이 아닌, 구조변화가 초래한 위험이라는 가설과도 부합한다.

표 5는 BRK_{it} 에 대한 요약통계량이다.

<그림 1> 변화위험요인의 시계열 데이터



<표 5> 변화위험요인의 기초통계량

	mean	std	P5	P10	P25	Median	P75	P90	P95
BRK	0.00	0.03	-0.02	-0.01	-0.00	0.00	0.00	0.01	0.02
obs	252664								

제 4 절 변화위험요인의 파마-맥베스 회귀분석

제 4 절에서는 파마-맥베스 회귀분석을 통해 변화위험요인 BRK_{it} 가주식수익률에 대해 통계적으로 유의미한 설명력을 가지고 있는지에 대해 검증한다. 표 6은 이러한 파마-맥베스 회귀분석의 결과를 나타낸다. (1)번 열에서는 변화위험요인 BRK_{it} 의 수익률에 대한 설명력을 확인하며, (4)번 열은 Carhart (1997) 4 요인 모형을, (5)번 열은 Fama and French (2015)에 모멘텀 요인을 추가한 6 요인 모형으로 BRK_{it} 에 대해 분석하였다.

결과적으로, BRK_{it} 는 수익률에 대한 독자적인 설명력이 있음을 보여주었으나, 기존 연구에서 자주 사용된 Fama and French (2015)의 5 요인과 Jegadeesh and Titman (1993)의 모멘텀 요인을 대체할 수는 없는 것으로 확인되었다.

표 7은 BRK_{it} 와 다른 변수들간의 상관관계를 나타낸다. 상관계수를 확인한 결과, BRK_{it} 는 다른 6 요인들과 작은 상관관계를 가진 것으로 나타났다.

<표 6> 변화위험요인의 파마-맥베스 회귀분석 결과

표 6은 변화위험요인 BRK_{it} 에 대한 Fama and Macbeth (1973) 회귀분석 결과이다. 종속변수는 개별 주식수익률 r_{it} 이다. 표본 기간은 1990년 1월부터 2021년 12월 까지이다. 괄호 안의 수치는 t통계량으로, Newey and West (1987)의 방법으로 조정하였다. t통계량에 대한 조정에서는 12개월의 시차를 적용하였다. *는 10% 수준에서, **는 5% 수준에서, ***는 1% 수준에서 유의성을 나타낸다.

$y = r_{it}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Intercent	0.01***	0.11***	0.12***	0.09***	0.09***
Intercept	(3.09)	(2.76)	(3.00)	(3.06)	(3.26)
BRK	0.36***			0.34***	0.32***
BKK	(8.00)			(8.71)	(7.97)
Doto		0.00	0.00	-0.00	-0.00
Beta		(-0.19)	(-0.15)	(-0.09)	(-0.09)
Log(BM)		0.01***	0.00***	0.01***	0.01***
Log (DM)		(4.84)	(2.61)	(5.53)	(3.12)
SIZE		-0.01**	0.00***	-0.00***	0.00**
SIZE		(-2.60)	(-3.07)	(-2.85)	(-2.41)
MOM		0.05	0.00	-0.01	-0.05
MOM		(1.51)	(-0.06)	(-0.25)	(-1.63)
INV			0.03***		0.02***
IIN V			(5.93)		(5.70)
PRF			0.06***		0.06***
			(9.46)		(9.34)

<표 7> BRK와 다른 변수들간의 상관관계

	beta	BM	size	mom	inv	prf	BRK
		Corre	lations w	vith fact	ors		
beta	1	-0.08	-0.16	0.09	0.04	-0.02	-0.00
Log(BM)		1	-0.35	0.04	-0.06	0.53	0.10
Size			1	0.10	-0.02	-0.21	-0.01
Mom				1	0.06	0.12	0.09
Inv					1	0.10	-0.00
Prf						1	0.10
BRK							1

제 5 절 변화위험요인의 롱숏 포트폴리오 수익률

제 5 절에서는 변화위험요인 BRK_{it} 를 기준으로 5분위수 단일 정렬을 진행한다. 이 중 BRK_{it} 값이 가장 낮은 1분위수 그룹에 속한 주식 종목을 매도하고, BRK_{it} 값이 가장 높은 5분위수 그룹에 속한 주식 종목을 매수하는 롱숏 포트폴리오를 구성하여 분석을 진행하였다. 또한, 결과의 강건성을 위해 동일가중 포트폴리오 수익률과 시가총액에 기반한 가치가중 포트폴리오 수익률을 모두 확인하였다.

표 8은 전체 표본의 포트폴리오 수익률 분석 결과를 나타낸다. 패널 A는 동일가중 포트폴리오 수익률을 나타내며, 월 평균 2.62%의 유의미한 수익률이 존재함을 확인하였다. 패널 B는 시가총액에 기반한 가치가중 포트폴리오 수익률을 나타내며, 월 평균 2.32%의 유의미한 수익률이존재함을 확인하였다. 이는 변화위험요인 BRK_{it} 가 실질적으로 존재함을 증명하였고, 이를 기반으로 구성한 포트폴리오가 높은 평균수익률을 보여줄 수 있다는 것을 확인하였다.

<표 8> 변화위험요인 롱숏 포트폴리오 수익률

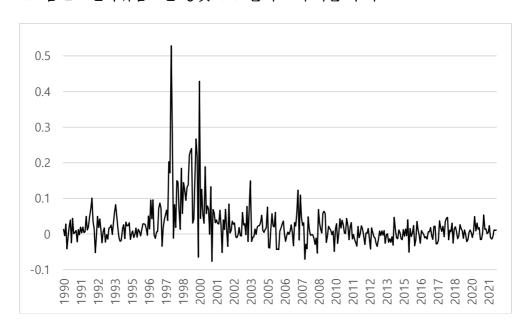
표 8은 변화위험요인 BRK_{it} 를 기준으로 5분위수 단일 정렬을 진행하여, 이 중 BRK_{it} 값이 가장 낮은 1분위수 그룹에 속한 주식 종목을 매도하고, BRK_{it} 값이 가장 높은 5분위수 그룹에 속한 주식 종목을 매수하는 롱숏 포트폴리오를 구성하여 분석을 진행하였다. 패널 A는 동일가중 포트폴리오의 수익률을 보여준다. Monthly return은 포트폴리오의 월 수익률을 나타낸다. 패널 B는 시가총액에 기반한 가치가중 포트폴리오의 수익률을 보여준다.

패 딜	Α:	Equal	-weighte	d portto	lio returns
-----	----	-------	----------	----------	-------------

BRK	Low	2	3	4	High	High-Low
Monthly Return	0.21	0.63	1.16	1.44	2.83	2.62
t-stat	(0.49)	(1.04)	(2.62)	(3.06)	(4.99)	(6.72)
패널 B: Val	lue-weight	ed portfol	io returns			
BRK	Low	2	3	4	High	High-Low
Monthly Return	-0.39	0.20	0.56	1.12	1.93	2.32
t-stat	(-0.94)	(0.34)	(1.36)	(2.38)	(3.80)	(7.66)

그림 2는 전체 기간에서의 변화위험요인 롱숏 포트폴리오 수익률 분포를 보여준다. 앞서 연구한 위험프리미엄의 변화와 같이, 롱숏 포트폴리오의 수익률도 기간에 따라 크게 다른데, 1997년 이전과 2000년 이후의 두 기간은 평균적으로 월 1% 수준의 포트폴리오 수익률을 기록하였다. 두 구조변화 시점 사이의 기간에서는, 이러한 포트폴리오 수익률이 월 평균 13%의 수준을 기록하였다. 만약 구조변화 시점의 5% 유의수준 신뢰구간까지 고려하여 해당 기간을 늘린다면, 포트폴리오 평균수익률은 월 15%의 수준까지 도달할 수 있다. 이는 변화위험요인 BRK_{it} 가 구조변화에 따른 위험을 잘 설명한다는 점을 재차 강조하는 결과이다.

<그림 2> 변화위험요인 롱숏 포트폴리오 수익률 추이



제 4 장 결 론

본 논문은 한국 주식시장에서 요인 위험프리미엄의 시간에 따른 변화를 확인하기 위해, Bai and Perron (1998, 2003)의 방법으로 6요인 모형의 구조변화를 검증하여, 구조변화 시점에 의한 요인 위험프리미엄의 변화를 확인하였다. 그리고 Smith and Timmermann (2022)의 방법론에 따라, 기업의 구조변화에 대한 노출도인 변화위험요인을 구성하여, 변화위험요인이 수익률에 대한 유의한 설명 변수임을 파마-맥베스 회귀분석으로 확인하였고, 변화위험요인을 이용한 롱숏 포트폴리오가 초과수익을 얻는지 연구하였다.

Bai-Perron 검정으로, 한국 주식시장에서 1997년, 2000년 두 번의 구조변화를 확인하였다. 1997년의 구조변화는 규모 요인 위험프리미엄을 대폭 증가시키고(-0.84%에서 -2.69%), 가치 요인 위험프리미엄은 소폭 증가시켰다(0.80%에서 0.94%). 투자도, 수익성 요인은 구조변화에 의해 설명력을 잃어버렸다. 2000년의 구조변화는 규모, 가치 요인 프리미엄을 감소시켜 97년 이전보다 낮아졌으며, 투자도, 수익성 요인 위험프리미엄은 증가시켜 97년 이전보다도 높아졌기에, 미국 주식시장의 위험프리미엄 변화와는 사뭇 다른 양상을 보여주었다.

기업의 구조변화에 대한 노출도를 나타낸 변화위험요인은, 파마-맥베스 회귀분석을 통해 수익률에 대한 셜명력이 기존 6요인보다 더 강한 것으로 확인되었다. 또한, 변화위험요인을 기준으로 표본에 속한 주식을 5개 그룹으로 나누어, 변화위험요인이 가장 높은 그룹을 매수하고, 가장 낮은 그룹을 매도하는 롱숏 포트폴리오를 구성하여 월 2.3%의 수익률을 확인하였다.

본 논문은 다음 측면에서 의의가 있다. 첫째, 최초로 한국

주식시장의 위험프리미엄에 대한 연구에서 구조변화 시점을 기준으로 하위 기간을 나눈 점이다. 둘째, 최초로 한국 주식시장에서 기업의 구조변화에 대한 노출도인 변화위험요인을 구성하였으며, 변화위험요인에 기반한 포트폴리오가 유의미한 평균 수익률을 기록한다는 것을 확인한 점이다.

다만, 본 논문에서 변화위험요인의 구성은 기존 선행연구를 기반으로 과거의 배당수익률을 사용하였다. 이는 실제 한국 주식시장과의 괴리가 존재할 수 있는 부분이기에, 향후 연구에서 이를 고려하여 다양한 측면에서 분석할 필요가 있다.

참고 문헌

- 김재영. (2007). "일반적 계량경제학모형에서 구조변화현상의 분석 (연구과제번호 B00075)." 한국연구재단, 기초학문자료센터. https://www.krm.or.kr/krmts/link.html?dbGubun=SD&m201_i d=10011680&local_id=10013897에서 검색됨
- 류호영, 정대성, & 김대혁. (2016). 5요인 모형의 한국 주식시장에서의 설명력에 관한 연구. "Journal of the Korean Data Analysis Society", 18(5), 페이지: 2535-2546.
- 오명. (2021). 주식수익률과 배당성장률에 대한 배당수익률의 예측력: 한국, 중국, 대만 주식시장의 비교. "재무관리연구", 38(2), 페이지: 105-127.
- 이웅기, & 손범진. (2016). 한국 주식시장의 5 요인 모형 설명력과 기대수익률에 대한 고유변동성 효과. "한국재무학회 학술대회", (페이지: 1829-1862).
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, (pp. 47-78).
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. Journal of applied econometrics.

 *Journal of applied econometrics, 18(1), pp. 1-22.
- Barro, R. J. (2009). Rare disasters, asset prices, and welfare costs.

 American Economic Review, 99(1), pp. 243-64.
- Berkman, H., H., Jacobsen, B., & Lee, J. (2011). Time-varying rare disaster risk and stock returns. *Journal of Financial Economics*, 101(2), pp. 313-332.
- Chow, G. C. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in

- two linear regressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, (pp. 591–605).
- Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of financial economics*, 116(1), pp. 1-22.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2020). Comparing cross-section and time-series factor models. *The Review of Financial Stides*, 33(5), pp. 1891-1926.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2021). The value premium. *The Review of Asset Pricing Studies*, 11(1), pp. 105–121.
- Fama, E. F., & Macbeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of political economy*, 81(3), pp. 607–636.
- Gabaix, X. (2012). Variable rare disasters: An exactly solved framework for ten puzzles in macro-finance. *The Quarterly journal of economics*, 127(2), pp. 645-700.
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of finance*, 48(1), pp. 65-91.
- Lettau, M., & Van Nieuwerburgh, S. (2008). Reconciling the return predictability evidence: The review of financial studies: Reconciling the return predictability evidence. *The Review of Financial Studies*, 21(4), pp. 1607–1652.
- Liu, J., Wu, S., & Zidek, J. V. (1997). On segmented multivariate regression. *Statistica Sinica*, (pp. 497-525).
- Martin, I. W. (2013). Consumption-based asset pricing with higher

- cumulants. Review of Economic Studies, 80(2), pp. 745-773.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3), pp. 703-708.
- Pástor, E., & Stambaugh, R. F. (2001). The equity premium and structural breaks. *The Journal of Finance*, *56(4)*, pp. 1207–1239.
- Smith, S. C., & Timmermann, A. (2021). Break risk. The Review of Financial Studies, 34(4), 2045-2100. *The Review of Financial Studeis*, 34(4), pp. 2045-2100.
- Smith, S. C., & Timmermann, A. (2022). Have risk premia vanished?

 Journal of Financial Economics, 145(2), pp. 553-576.
- Wachter, J. A. (2013). Can time-varying risk of rare disasters explain aggregate stock market volatility? *The Journal of Finance*, 68(3), pp. 987-1035.
- Yao, Y. C. (1988). Estimating the number of change-points via Schwarz'criterion. *Statistics & Probability Letters*, *6(3)*, pp. 181-189.

Abstract

A study on risk premium and break risk

Moonhoe Kim
Department of Finance
The Graduate School
Seoul National University

I use method of Bai and Perron (1998, 2003) to verify the structural break point to confirm the change of risk premia in the Korean stock market. In addition, according to the methodology of Smith and Timmermann (2022), I construct 'break risk factor', which is the degree of firm's exposure to structural break. I use Fama—Macbeth regression analysis to show that break risk factor earns a premium comparable to that of commonly used risk factors.

As a result of the study, I confirm two structural changes in 1997 and 2000, which affect the size, value, investment, and profitability factors. I also confirm that the break risk factor is significant through the Fama-Macbeth regression analysis, and the long-short portfolio by sorting break risk factor earns a monthly return of 2.3%.

Keywords: risk premium, structural break, break risk factor, Korean

stock market

Student Number : 2021-24531