

# Tail Risk 의 주가 및 시스템 리스크 예측력 분석

2016. 10. 18.

오세경<sup>†</sup> · 박기남<sup>‡</sup> · 기혁도<sup>§</sup>

## <요 약>

본 연구는 미국 등 선진국에서 논의되고 있는 Kelly and Jiang(2014)의 방법론을 응용하여 우리나라 주식시장에서 tail risk 를 추정하고 이후 주가수익률에 대한 예측력이 있는지, 위험지표로서 유효성이 있는지를 국내에서는 최초로 분석하였다. 아울러 tail risk 가 경기상황과 거시건전성을 종합적으로 평가할 수 있는 한국은행의 금융안정지수(FSI)에 대한 예측력이 있는지를 살펴봄으로써 시스템 리스크 지표로서의 tail risk 의 가능성을 확인하였다. 분석기간은 1990년 1월부터 2015년 10월까지의 총 25년 10개월간이며 기본자료는 금융, 보험업 등을 제외한 KOSPI 및 KOSDAQ 상장종목의 일간 수익률을 사용하였다.

주요한 분석결과는 첫째, 상·하한가의 가격제한 폭이 tail risk 에도 영향을 미쳐 가격제한 폭이 대폭 확대되기 전과 후 tail risk 의 주가예측력에 상당한 차이가 있음을 확인하였다. 둘째, tail risk 가 미국시장과 마찬가지로 우리나라의 주가수익률에 대해서도 예측력이 높은 것으로 나타났다. 셋째, tail risk 에 대한 민감도의 정도에 따라 분류한 소그룹 간의 횡단면 분석 결과에서도 tail risk 가 유의한 위험지표임을 발견할 수 있었다. 넷째, 거시경제와 관련된 시스템 리스크 지표로서의 tail risk 의 유효성을 확인한 결과 6~12개월 후의 시스템 리스크를 예측하는데 유의미함을 확인하였다.

핵심단어: Tail risk, 주가예측력, 가격제한 폭, 시스템 리스크, 금융안정지수

<sup>†</sup> 건국대학교 경영대학 교수, E-mail: skoh@konkuk.ac.kr

<sup>‡</sup> 한국자산평가 부장, E-mail: knpark@koreaap.com

<sup>§</sup> 교신저자, 건국대학교 경영학과 박사과정, E-mail: hdkee@hanmail.net

# I. 서론

2007년부터 2008년 사이 개별 금융기관에서 출발된 위험이 글로벌 금융시장 전체로 급속도로 확산되고 또한 세계 굴지의 금융기관이 연쇄적으로 파산되는 것을 지켜 보면서 전 세계 국가들은 금융시스템의 안정과 시스템 리스크가 얼마나 중요한지를 깨닫게 되었다. 금융과 관련된 리스크를 측정하고 관리하기 위해 학계뿐만 아니라 실무에서도 VaR(value at risk)나 ES(expected shortfall) 등을 광범위하게 사용하고 있으나 이 개념들은 한 금융기관의 리스크를 측정하는데 유용할 뿐 상관관계가 높은 전체 금융시장의 시스템 리스크를 측정하는데 한계가 있다. 개별 금융기관이 아무리 건전하다 하더라도 이들 다른 금융기관과 다양한 형태의 상호 금융거래로 연결되어 있으며 금융기관들의 보유 자산의 성격이 유사하기 때문에 발생하는 자산간 상관된 부도(correlated default) 상황으로 인하여 금융시스템 마비 현상이 발생할 수 있다. 특히 각국의 금융시장이 자본거래, 외환거래, 파생상품거래 등으로 복잡하게 연결되어 있는 상황에서 시스템 리스크의 중요도는 아무리 강조하여도 지나침이 없다는 것을 글로벌금융위기를 겪으면서 확실히 인식하게 되었다. Acharya(2009)는 금융위기는 기본적으로 ‘시스템적(systemic)’ 이라고 전제하고 많은 은행들이 함께 파산하거나 또는 한 은행의 부도가 많은 은행들의 연쇄적인 부도로 전염(contagion)될 수 있는 것이 금융위기라고 설명하고 있다. 정상적인 금융상황하에서는 효율적 자금시장의 작동으로 인하여 자금의 조달과 공급이 원만하게 진행되지만 2008년과 같이 비정상적인 금융시스템 상황하에서는 극심한 유동성 부족으로 인해 자금조달이 불가능하게 되어 금융기관의 연쇄적인 파산 위기에 직면하게 되는 것을 보게 된다. 이는 금융시장에서의 시스템 리스크가 고조된 상황으로 한 금융기관의 문제가 아닌 전체 금융시장의 문제로 부각되는 것이다.

우리는 주식시장이 충격을 받는 상황에서 상장주식들이 공통적인 방식으로 반응하는 것을 경험하였다. 극단적인 주가하락 국면에는 주식의 할인현상이 강하게 진행되면서 전반적으로 하락 동조화 현상을 보이는 것을 자주 목격하게 된다. 1997년부터 1998년까지 진행된 외환 유동성 위기라는 초유의 상황에 직면하였을 때도 시장은 대부분의 종목들이 급락세를 면치 못하였으며 주가 할인 폭은 그 이전 시기보다 훨씬 크게 진행되었다. 또 2000년에는 전세계적으로 진행된 IT 버블의 붕괴 과정에서 주식시장은 전반적으로 큰 폭의 하락을 기록하였고, 2008년에도 미국의 서브프라임 모기지 부실 사태에 이은 글로벌 금융위기 도래에 따라 또 한 번의 폭락장세를 겪게 되었다. 그리고 2011년에는 남유럽 재정위기로 촉발된 금융위기 상황에 따라 단기간 큰 폭의 하락을 기록하는 등 상황에 따라 정도의 차이를 보이지만 주가 폭락현상은 시장 전반적인 현상으로 인식될 만큼 유사한 반응패턴을 보였다. 이러한 광범위한 주가 할인현상이 발생한 시기는 시장의 위험이 고조된 시기이며 이후 일정한 기간이 경과한 후에는 주가회복이 진행되며 안정기를 맞게 된다. 즉 주가의 할인이 깊을수록 향후에는 역설적으로 더 높은 기대수익률을 예상할 수 있다. 주가 할인현상 즉 위험고조 현상을 적절하게 측정하고 분석한다면 주가수익률을 예측하는데 큰 도움이 될 것이다. 과연 주가 동조급락현상에 내포된 공통적 위험요인은 무엇이고 어떻게 측정될 수 있

는가? 이 요인이 주가의 향후 움직임을 적절하게 예측할 수 있는지 그리고 시스템 리스크의 지표로서 거시경제적 상황에 대한 예측력을 가지고 있는가?

주식시장에서 발생하는 주가급락 현상이라고 하는 극단적 사건(event)은 발생가능성은 작지만 한번 발생하면 주식시장뿐만 아니라 경제 전반으로 엄청난 파급효과를 나타낸다. 주식시장의 극단적 사건은 주식시장에 내재되어 있던 꼬리위험이 현실화된 결과라고 할 수 있다. 따라서 매 시점마다 주식시장의 위험지표로서의 tail risk 를 계량적으로 측정하고 이를 전체 주식시장과 연계하여 분석하는 것은 손익 관리 차원 및 시스템 리스크 관리 차원에서 모두 큰 의미가 있다. 이러한 분석이 유의한 결과를 얻게 되면 우리는 위험과 불확실성을 다룰 수 있는 또 하나의 실효적인 수단을 갖게 되는 것이다.

주식시장에서 tail risk 를 측정하는 것은 쉬운 일이 아니지만 개별 주식의 움직임으로부터 위험 지표로서의 tail risk 요인을 추출해 내고 이를 이용해 전체시장의 움직임을 설명하고자 하는 연구가 최근 학계의 주목을 받고 있다. Kelly and Jiang(2014)은 각 시점에서의 전체적인 tail risk 라는 공통요인을 파악하고자 하였다. 그들은 폭락이라는 극단적 사건은 시간변화(time-varying)하는 것이므로 이를 역동적 변동성 추정(dynamic volatility estimation) 방법으로는 제대로 추정해 낼 수 없다고 설명하고 새로운 패널추정방법론을 제시하였다. 그들은 개별기업의 tail 분포가 전체시장의 극단적 사건의 가능성에 대한 정보를 포함하고 있으며 개별 기업의 tail 분포가 동일한 역동성을 보유하고 있다는 전제하에 개별기업의 시계열 자료로부터 각 시점에서의 전체 tail risk 의 공통적 요인을 추정하였다. 분석 결과로 그들은 추정된 tail risk 가 미국 주식시장의 수익률에 대해 강한 설명력을 가질 뿐만 아니라 미래의 극단적인 수익률에 대해서도 예측력이 높다고 보고하였다. 또한 이 tail risk 가 index option 으로부터 추출되는 tail risk 와 높은 상관관계가 있으며 거시경제에 대해서도 예측력이 높은 것으로 보고하였다.

본 연구에서는 이와 같이 미국시장에서 유용한 위험지표인 것으로 논의되고 있는 tail risk 가 우리나라의 주식시장에서는 어떤 유의성이 있는지를 실증 분석하고자 한다. 즉, Kelly and Jiang(2014)이 제시한 방법론을 따른 시변 tail risk 가 우리나라 주식시장에서도 이후 주식수익률의 예측하는데 유의한 설명력을 가지는지를 검정하고자 한다. 우리나라에서는 급격한 주가 변동요인이 발생하였음에도 불구하고 상·하한가의 한도 내에서만 주가가 움직일 수 밖에 없는 가격제한 폭 제도가 존재한다. 가격제한 폭 제도가 존재하는 상태에서는 주가변동폭이 제한될 뿐만 아니라 tail risk 도 왜곡될 수 밖에 없다. 본 연구에서는 미국시장과 다른 이러한 특수 상황이 tail risk 에 어떻게 영향을 미치는 지 살펴 보고자 한다. 그리고 횡단면 분석을 통해 tail risk 의 수익률을 분석하였는데, 각 수익률의 자료로부터 월간 기준으로 tail risk 에 대한 민감도에 따라 개별주식을 5개의 소 그룹으로 나누고 각 그룹별로 CAPM 및 Fama and French 의 3요인 모형을 적용하여 초과수익률을 측정하였다. 이를 통해 tail risk 의 민감도에 따른 초과수익률의 증감 현상을 분석하여 tail risk 가 유의한 수익률 결정요인이 되는지를 횡단면적으로 분석하였다.

아울러 본 연구에서는 개별기업의 주가 변동정보로부터 도출된 tail risk 가 금융시스템 전체에 영향을 미치는 시스템 리스크(systemic risk)를 반영하는 지표로서의 의미가 있는지를 파악하고

자 하였다. 시스템 리스크는 소수의 금융기관에 발생한 위험이 은행, 증권 등의 금융시스템 전체로 위험상황이 확산되는 상황을 지칭한다. 위험지표로서의 tail risk 는 주식시장에 상장된 기업들 중 금융주를 제외한 일반기업들의 주가변동에서 발견된 위험신호인데 이것이 경제시스템 전체의 위험신호로 사용될 수 있는지를 살펴보았다. 이를 위해 우리나라의 경기흐름을 종합적으로 표현하는 지표로 각광을 받고 있는 한국은행의 금융안정지수를 종속변수로 설정하고 설명변수로서 tail risk 의 종속변수에 대한 예측력을 살펴 보았다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 다음 장에서는 본 연구와 관련된 선행 연구들을 살펴본다. 제 III 장에서는 본 연구에 사용된 기초자료들과 연구방법론이 다루어진다. 제 IV 장에서는 우리나라 주식시장이 가진 특징적 제도의 하나인 가격제한 폭 제도가 tail risk 에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴본 후 예측력 분석 결과로서 tail risk 의 주식시장 수익률에 대한 예측력을 기간별로 제시한다. 또한 tail risk 가 아울러 시스템 리스크 지표로서의 tail risk 의 가능성을 점검해 본다. 결론과 향후 연구과제는 제 V 장에서 제시된다.

## II. 선행연구

주식시장에서 개별 주가의 전반적인 움직임을 설명하는 방법 가운데 가장 기본이 되는 모형은 자본자산가격결정모형(CAPM)이다. Sharpe(1964)와 Black(1972) 등에 의해 개발되고 발전된 CAPM 모형에서는 평균과 분산을 기초로 하는 시장 베타만이 유일한 체계적 위험이 되며 모든 위험 자산을 포함한 시장 포트폴리오(market portfolio)가 존재한다고 설명하고 있다. 그러나 모형의 단순성이라는 장점에도 불구하고 이 모형이 전제하고 있는 비현실적인 가정들의 문제점들로 인하여 새로운 실증적인 연구들이 등장하게 되었는데, 이들이 제기한 요인들은 이론적 배경은 빈약하지만 높은 설득력으로 인하여 가격결정의 주요한 요인임을 확인시켜 주고 있다. Banz(1981), Keim(1983)의 기업 규모(size), Fama and French(1992)의 장부가/시가비율(book-to-market ratio), Jaffe, Keim, and Westerfield(1989)의 순이익/주가비율(earning-to-price ratio) 등이 그것들이다. 특히 Fama and French(1992, 1993)는 개별 주식의 수익률이 기업 규모(size) 및 시장가 대비 장부가(book-to-market ratio) 요인들에 의해 유의하게 설명 가능하다고 주장하였다. 또한 기업규모 모방포트폴리오(SMB)와 시장가 대비 장부가 모방 포트폴리오(HML)를 이용한 분석을 통해 시장 포트폴리오(MKT)와 함께 SMB 및 HML 요인이 개별 주식 수익률의 시계열 변동뿐만 아니라 평균 수익률의 횡단면적 차이를 유의하게 설명할 수 있다고 주장하였다.

우리나라에서도 주식수익률을 설명하는 요인과 관련된 연구는 Fama and French(1992, 1993)의 3요인 모형 발표 이후 광범위하게 이루어지고 있다. 김석진과 김지영(2000)은 1990년부터 1997년까지의 주식시장 자료를 통해 한국주식시장에서 규모효과가 존재하며 시장가 대비 장부가(BM)효과도 존재함을 확인하여 국내 주식시장에서도 Fama French 3요인 모형의 유의성을 검증

하였다. 다만 Fama French 3요인 모형의 유의성이 신규상장편의에 의해 다소 영향을 받는 것으로 분석하였다. 윤상용, 구본일, 엄영호, 한재훈(2009)는 우리나라 주식시장의 수익률의 공통적인 변동을 설명하기 위한 모형으로 Fama French 3요인 모형이 부적절함을 검증하고 규모요인과 거래회전율을 동시에 고려하는 새로운 3요인모형을 제시하고 있다. 오세경과 박기남(2015)은 규모프리미엄 추정 과정을 통해 동일가중지수를 시장포트폴리오로 사용하고 sum-베타 방식으로 규모프리미엄을 추정할 때 규모효과가 가장 작아지나 규모 포트폴리오 별 리스크와 수익률의 상반관계가 가장 잘 설명되어지는 반면, 시가가중지수를 사용하고 OLS베타를 사용하면 리스크와 수익률 간의 상반관계가 잘 설명되어 지지 않고 규모 프리미엄이 6.7%p 크게 나오는 것을 보고하고 있다. 이를 통해 주식 위험프리미엄과 규모효과 간의 상호작용을 함께 고려하는 것이 중요함을 지적하고 있다. 그리고 동일가중지수 및 sum-베타방식으로 추정한 수정 CAPM이 자기자본 비용 추정에 있어 가장 적합함을 발견하였다.

생존편의(survivorship bias) 문제와 관련하여, Shumway(1997)은 상장폐지기업의 포함여부와 무관하게 규모효과가 존재함을 실증하였고, Kothari, Shanken, and Sloan(1995)는 규모 효과와 관련하여 생존편의가 존재하지 않음을 보고하였다. 국내의 경우 오세경(1994)은 추정기간 계속 상장 존속된 기업만을 대상으로 하는 분석과 분석일 현재 상장되어 있는 기업을 대상으로 하는 분석의 결과가 큰 차이가 없다고 보고하였고 김석진과 김지영(2000)은 신규상장편의와는 달리 생존편의의 영향이 미미하다고 주장하였으며 생존편의가 주요한 고려요소는 아니라는 것이 지배적인 연구결과이다.

한편, 학계에서 진행되는 시스템 리스크에 대한 연구의 주요한 흐름은 시스템 리스크를 어떤 방식으로 측정할 것이며 이 시스템 리스크가 향후의 경제적 쇼크를 적절히 예측할 수 있는지에 맞춰져 있다. Allen, Bali, and Tang(2012)은 1973년 1월부터 2009년 12월까지 미국의 상장 금융기업들로부터 99%의 신뢰수준의 두 개의 모수적 방법에 의한 VaR와 한 개의 비모수적 방법에 의한 VaR의 산술적 평균으로 금융부문의 시스템 리스크를 측정하는 지표(measure)로 CATFIN을 고안하였다. 그는 시스템 리스크에 관한 새로운 지표로서의 CATFIN이 expected shortfall(Acharya et al., 2010), CoVaR(Adrian and Brunnermeier, 2009), tail risk(Kelly and Jiang, 2014) 등과 같은 미시경제적 지표들보다 실물경제의 하락을 잘 예측한다고 보고하고 있다. 특히 이 지표가 6개월 후의 미국의 경제 상황을 잘 설명한다고 주장하였다.

Kelly and Jiang(2014)은 tail의 관측이 현실상 쉽지 않은 점을 극복하기 위하여 개별주식의 tail risk에 내재되어 있는 공통성(commonality)에 기반하여 개별주식 수익률의 횡단면 자료에 있는 tail과 관련된 위험 정보를 활용하는 방법으로 위험지표로서의 tail risk를 고안하였다. 그들은 만약 개별 기업의 tail 분포가 동일한 역동성을 보유하고 있다면 개별 기업의 주가폭락(event) 자료가 각 시점에서의 전체 tail risk의 공통적 요인을 파악하는데 유용하게 사용될 수 있다고 주장하였다. 이에 따라 극히 낮은 tail threshold(tail 한계치)를 넘어서는 조건 하에 있는 자산수익률이 tail risk dynamic을 따른다는 전제하에 Hill(1975)의 power law estimator(멱함수 추정량)를 적용하여 주식시장에서 수익률 tail risk를 나타내는  $t$  월의 시변 변수  $\lambda_t$ 를 추정하였다. Tail

risk 가 증가하면 위험 증가에 대한 보상심리로 주가가 하락할 것이라고 추정할 수 있으며 합리적인 투자자들은 위험의 증가에 상응하는 높은 기대수익률을 추구하게 된다.

Kelly and Jiang(2014)은 이 tail risk 요인이 시계열 뿐만 아니라 횡단면으로도 미국 주식수익률에 강한 설명력을 가진다는 것을 보여 주었다. 즉 개별주식뿐만 아니라 전체 주식시장의 미래 극단적인 수익률에 대해 강한 예측력을 가지며 tail risk는 횡단면의 자산수익률에 대해서도 상당한 예측력을 가진다는 것을 확인하였다. 또한 tail risk가 deep OTM put option의 프리미엄과 높은 상관관계가 있음도 확인하였다.

우리나라에서는 tail risk를 통한 주식수익률 예측 연구사례는 없었으며 개별주식의 움직임으로부터 시장 전체의 지표를 추출해 내는 Kelly and Jiang(2014)의 접근 방법을 적용한 사례가 존재하지 않았다.

본 연구에서는 Kelly and Jiang(2014)의 tail risk measure 및 그 연구방법론을 채용하여 우리나라 주식시장에서 어느 정도의 설명력이 있는지를 다양한 각도에서 분석하고 tail risk의 주식시장 예측능력을 검증하였다. 또한 회귀분석을 통해 개별주식의 tail risk민감도( $\beta_i$ )를 추정하고 높은  $\beta_i$ 를 가진 주식(top quintile)과 낮은  $\beta_i$ 를 가진 주식(bottom quintile)으로 구성된 모방 포트폴리오의 성과를 측정하였다.

아울러 시스템 리스크의 하나로서 경기의 하강 및 금융불안정 상황을 잘 설명하는지를 살펴보기 위해 Allen et al.(2012)의 분석방법론을 응용하여 다양한 통제변수들을 활용한 분석을 진행하였다. 금융불안정과 경기 관련한 종속변수로는 한국은행이 발표하는 금융안정지수(FSI, Financial Stability Index)<sup>1</sup>를 사용하였다. FSI는 한국은행이 금융안정을 나타내는 다양한 지표들<sup>2</sup>을 하나의 지수로 변환하여 만든 일종의 공포지수로서 우리나라의 거시건전성 상황을 종합적으로 평가할 수 있는 장점이 있다. 또한 금융불균형(financial imbalance) 축적에 기인한 시스템 리스크(systemic risk) 포착 목적으로 거시건전성 상황을 조기 진단하는 지표 중 하나로 활용되고 있다. 2008년 이후 최근까지의 FSI 추이를 살펴보면 <그림 1>과 같다

[Chart 1 is about here.]

### Ⅲ. 자료와 연구방법론

#### 1. 자료

<sup>1</sup> FSI는 선정된 지표들의 표준화 및 가중평균의 과정을 거쳐 상대적 크기비교 방식으로 산출되는데 0(최소)~100(최대) 사이의 값을 갖게 됨으로써 숫자가 클수록 불안정성의 정도가 높아지게 된다.

<sup>2</sup> 2012년 4월 발간 금융안정보고서의 참고 IV-1 자료에 따르면, 은행(연체율 등), 주식·외환·채권시장(주가 및 환율 변동성, 금리스프레드 등), 대외거래 및 대외지급(경상수지, CDS프리미엄 등), 실물경제(성장률, 물가상승률 등), 가계·기업의 경제상황(소비자동향지수, 기업경기지수 등)을 나타내는 지표로 구성되어 있다.

Tail risk의 추정을 위한 본 연구의 분석기간은 1990년 1월 초부터 2015년 10월 말까지의 25년 10개월이다.<sup>3</sup> 분석대상 주식은 한국거래소에 상장 혹은 등록되어 있는 KOSPI 종목 및 KOSDAQ 종목을 일별 주가자료로서 Kelly and Jiang(2014)의 방법론을 준용하여 FnGuide의 data base로부터 추출한 1,621종목이다. 액면분할, 유상증자, 주식배당을 반영한 수정주가를 반영하였으며 부동산투자회사(리츠), 인프라펀드, 선박펀드와 같은 투자회사형 유가증권, 높은 레버리지가 특성인 금융 및 보험업 종목, 우선주 등은 제외하였다. 그리고 NICE평가정보에서 입수한 재무공정기업(부도, 채무재조정, 상장폐지 등)은 표본에서 제외하였다. 분석대상 주가에 대해 별도로 산출하는 주가지수는 각 주식의 시가총액을 반영하여 일별로 별도 산출하였으며 시가총액은 상장된 혹은 상장예정 보통주 주식에 수정주가를 곱하여 계산하였다.

공통위험요인들과의 비교 분석을 위한 자료는 FnGuide가 Fama and French(1992, 1993)의 3요인모형과 동일한 방식으로 산출하고 있는 월별 SMB, HML 자료를 사용하였다. 초과수익률을 구하기 위한 무위험수익률의 대용치로는 한국은행 경제통계시스템(ECOS)상의 통화안정증권 1년 만기 시장수익률을 사용하였다.<sup>4</sup>

한편 tail risk는 앞에서 살펴본 바와 같이 주가예측력이 있을 뿐만 아니라 금융시스템 전반의 건전성과도 깊이 연결되어 있으므로 이를 살펴보기 위해 시스템 리스크 측정 measure의 하나로서의 tail risk가 거시경제 건전성 상황과의 어떠한 정합성을 가지는지 분석하였다. 이 분석에서 종속변수로는 거시건전성을 종합적으로 평가할 수 있는 지표로 한국은행의 금융안정지수(FSI)를 사용하였다. 이 분석의 연구기간은 tail risk의 주가예측력과 관련된 앞의 연구기간과 달리 2008년 1월부터 2015년 10월까지의 기간이 적용되었다. 그 이유는 동 분석에서 사용된 종속변수인 금융안정지수(FSI)의 가용한 자료 기간 때문이다.

본 분석에서는 추가적으로 종속변수에 거시경제지표로 통계청 국가통계포털(KOSIS)의 경기종합지수 가운데 경기의 현재흐름을 파악하는 지표인 경기동행지수<sup>5</sup> 및 경기선행지수를 사용하여 분석하였다. 상기 자료에 대한 기초통계량과 상관계수는 <표 1>에 제시되어 있다.

[Table 1 is about here.]

<sup>3</sup> 1996. 7월 KOSDAQ시장이 개설된 시점 및 아시아 통화위기에 따른 국내 금융시장의 급등락이 나타났던 시점인 1998년을 포함하는 기간이다.

<sup>4</sup> 초과수익률 분석에서 기준수익률을 무위험수익률인 국고채를 사용하는 것이 타당하지만 한국은행 ECOS상 국고채 1년물 수익률을 2000년 2월부터, 3년 및 4년물은 1995년 5월부터 얻을 수 있어 본 연구의 전체 분석기간의 수익률을 얻을 수 있는 통화안정증권 1년물을 불가피하게 사용하였다.

<sup>5</sup> 실제 경기순환과 함께 변동하는 개별지표를 가공·종합하여 만든 지수로 현재 경기상황의 판단에 이용된다. 경기의 현재흐름을 파악하기 위해서 광공업생산지수, 비농림어업 취업자수, 수입액, 서비스업생산지수, 소매판매액지수, 건설기성액, 내수출하지수 등 7개의 항목을 종합하여 월 단위로 작성되는 종합경기지표이다. 본 연구에서는 2016년 6월의 제9차 항목개편을 반영한 동행지수(2010년=100)의 순환변동치를 사용하였다. 참고로 경기의 단기동향을 예측하기 위해 작성되는 선행종합지수는 채고순환지표, 소비자기대지수, KOSPI지수, 장단기금리차, 건설수주액, 기계류내수출하지수, 구인구직비율, 수출입물가비율 등 8개 항목으로 구성된다.

## 2. 연구방법론

### 2.1 Tail risk의 추정

Kelly and Jiang(2014)의 tail risk 추정은, 개별 기업의 시계열 주가 자료로부터 음수한계치(extreme negative threshold,  $u_t$ )를 하회하는 수익률들이 멱함수 법칙(power law)을 나타내며 개별기업의 tail risk는 공통 프로세스  $\lambda_t$ 에 따라 움직인다는 가정에서 출발한다. 즉, 개별 자산의 tail risk는 동일한 역동성을 공유한다는 가정에서 출발한다. 주가수익률이 음수한계치를 하회한다는 것은 주어진 기간 동안의 전체 분포 가운데 수익률 하위 5% 미만에 해당하는 것으로서 주가의 급격한 하락현상이 나타난 것을 의미한다.  $t$ 시점의 tail 분포는 음수한계치 아래에 존재하는 주가급락 사건(event) 수익률들의 집합으로 정의된다. 주어진 정보( $\mathcal{F}_t$ ) 조건 하에서 수익률이 음수한계치( $u_t$ )를 하회하는 조건의 자산 수익률이 아래 식(1)의 tail 확률분포를 따른다는 것을 가정하고 있다. 이 확률분포에서는 각 개별기업들의 기업특유의 tail risk level을 인정하지만 tail risk fluctuation은 단일한 프로세스를 따른다는 것을 가정하고 있다.

$$P(R_{i,t+1} < r \mid R_{i,t+1} < u_t \text{ and } \mathcal{F}_t) = \left(\frac{r}{u_t}\right)^{-\frac{\alpha_i}{\lambda_t}}, \quad (1)$$

여기서  $r < u_t < 0$ 이며  $r$ 은  $u$ 를 하회하는 매일의 수익률 집합을,  $\alpha$ 는 개별 개별주식 별 상수를 나타낸다.

위 식(1)에서  $\lambda_t$ 는  $t$ 시점의 'tail risk'이다.  $\lambda_t$ 는 시간  $t$ (개월)에 따라 변하는 시변(time-varying) tail risk 추정치로서 극단적인 수익률의 발생 확률의 의미를 가진다. 따라서  $-(\alpha/\lambda)$ 는 tail exponent로서 tail의 모양을 결정하며  $\lambda$ 의 대소에 따라 tail risk 분포의 형태는 가파른 혹은 완만한 지수의 형태가 된다. 여기에서  $\alpha$ 는 개별 주식마다 추정되는 상수 값이다. 주식수익률이 이러한 tail 분포를 가진다는 전제 하에 Kelly and Jiang(2014)은 수익률 tail의 일반적인 월별 시변 변수  $\lambda_t$ 를 아래 식(2)에 의해 추정하였다.

$$\lambda_t^{Hill} = \frac{1}{K_t} \sum_{k=1}^{K_t} \ln \frac{R_{k,t}}{u_t}, \quad (2)$$

여기에서  $R_{k,t}$ 는  $t$ 월 동안 음수한계치 아래로 떨어지는  $k$ 번째 일별 수익률이며  $K_t$ 는  $t$ 월 내의 이한계치보다 하락폭이 큰 수익률이 발생하는 횟수를 의미한다.

본 연구에서도 이러한 Kelly and Jiang(2014)의 방법론을 준용하여 tail risk를 추정하였다. 음수한계치는 Kelly and Jiang(2014)과 마찬가지로 개별 수익률 분포의 하위 5%(5th percentile)가 적용되었다. 구체적으로 살펴보면 분석대상인 한국거래소의 상장 주식 및

KOSDAQ 등록 종목 1,621종목의 일별 시계열 주가자료를 종목에 상관없이 월 단위로 묶은 후, 월별로 전체 수익률 집합의 5<sup>th</sup> percentile(하위 5%)에 해당하는 음수의 한계치(extreme negative threshold,  $u_t$ )를 산출하였다. 이어 월 단위로 전체 수익률 가운데 음수의 한계치를 하회하는 극단의 수익률들인  $R_{k,t}$ 를 추출하고 이에 대하여  $\ln \frac{R_{k,t}}{u_t}$ 을 계산하였다. 이후 월 단위로 이 값들의 평균치를 구하는 방법으로 tail risk ( $\lambda_t$ )를 산출하였다.

## 2.2 Tail risk 의 주가에측력 검증

Tail risk 의 위험지표로서의 유효성을 분석하기 위하여 아래의 식(3)을 이용하여 tail risk 의 주가수익률 예측력을 검증하였다. 식(3)은 tail risk 를 나타내는  $t$  시점의 tail risk( $\lambda_t$ )가  $\tau$ 기간 동안 포트폴리오를 보유한 결과인 주가지수 누적수익률(*INDEX*)을 예측하는 능력을 검증하는 의미를 갖는다. 보유기간으로는 중기 및 장기 보유기간을 포함하기 위하여 6, 12, 24, 36, 48 개월을 각각 적용하였다.

$$INDEX_{t+\tau} = \alpha + \beta\lambda_t + \varepsilon_t, \quad \tau = 6, 12, 24, 36, 48 \text{ 개월} \quad (3)$$

여기서  $INDEX_{t+\tau}$ 는 위  $t$  시점 기준으로 계산한  $t$  시점부터  $t+\tau$ 까지 주가지수의 누적수익률이다. 본 연구에서 사용한 주가지수는 분석대상인 1,621 개 기업들에 대해 수정주가와 시가총액을 반영하여 산출한 자체 주가지수이다.

다음으로 tail risk 에 대한 주식  $i$ 의 민감도에 따른 투자자의 기대수익률의 차이를 횡단면적으로 분석하였다. Tail risk 에 대한 높은 민감도를 가진 주식은 높은 tail risk 의 대가로 높은 기대수익을 제공하게 되는지를 검증하는 것이다. 우선 매월 단위로 최근 5년(60 개월)간의 개별주식의 주가 데이터를 이용하여 식(4)에 따라 각 종목별 각 시점의  $\beta_i$ 를 추정하였다.

$$E(r_{i,t+1}) = \mu_i + \beta_i\lambda_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

이어 매월 추정된 tail risk 에 대한 민감도인  $\beta_i$ 의 크기에 따라 전체 주식을 5 분위(quintile) 포트폴리오로 구분 구성하여 각 포트폴리오의 성과를 비교 분석하였다.  $\beta_i$ 가 큰 종목들은 tail risk 에 대한 민감도가 높기 때문에 그에 상응하는 대가로서 높은 수익률을 기대할 것으로 추정해 볼 수 있다. 이와 함께 높은  $\beta_i$ 를 가진 주식(top quintile)를 매입하고 낮은  $\beta_i$ 를 가진 주식(bottom quintile)을 매도하는 모방포트폴리오의 성과가 유의성을 가지는지를 분석하였다. 또한 횡단면 분석 기법을 이용하여 CAPM 및 Fama and French 3 요인 모형으로 분석하였을 경우 tail risk 민감도가 다른 5 개의 각 포트폴리오에 대해 초과수익률 알파( $\alpha$ )가 어떻게 다르게 나타나는지도 살펴 보았다.

한편 Allen et al.(2012)은 금융주만을 대상으로 VaR 를 추정하는 방식으로 CATFIN measure 를 추정하였는데 이 CATFIN 을 비롯하여 tail risk(Kelly and Jiang, 2014), marginal expected shortfall(Acharya et al., 2010), CoVaR(Adrian and Brunnermeier, 2009)와 같은 지표들이 금융시스템 전반의 시스템적 위기상황 발생 가능성을 예측하는 시스템 리스크(systemic risk) 지표로서 유의성이 있으며 동시에 실물경제의 하락에 대한 예측력이 있는 것으로 설명하고 있다. 본 연구에서는 Allen et al.(2012)이 사용한 추정모형을 이용하여 tail risk 가 시스템 리스크 지표로서의 유의성이 있는지를 살펴보았다.

### 3. 분석결과

#### 3.1 가격제한 폭에 따른 영향 가능성

Tail risk의 추가예측력을 살펴보기에 앞서 우선 우리나라의 주식시장이 가지는 특징 중에 하나인 가격제한 폭이 tail risk에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 분석할 필요가 있다. 상한가와 하한가로 표현되는 일간 가격제한 폭 제도는 주가의 시장내재적인 변동욕구를 제약하는 인위적으로 일정범위 이내로 제약하는 장치이기 때문에 tail risk에도 상당한 영향을 미칠 것으로 예측된다. 만약 규제에 따라 가격제한 폭이 작은 상황이라면 시장이 폭락할 외부변수가 발생하여 극단의 하락세를 보여야 하는 주식들도 하한가의 벽에 막혀 추가적으로 하락할 수 없는 상황이 발생하게 된다. 이는 곧 내재된 위험요인이 가격에 제대로 반영되지 못하는 현상이 발생하게 되는 것을 의미한다. 이러한 상황에서 산출되는 tail risk  $\lambda_t$ 는 본연의 risk 특성을 반영하지 못하게 된다. 즉 가격제한 폭이 존재하는 경우 수익률의 급락요인이 발생하더라도 tail risk는 그 급락요인을 제대로 반영하지 못할 경우가 발생하게 되는 것이다.

미국과는 달리 우리나라 주식시장에서는 ‘상장증권의 공정한 가격형성을 도모하고 급격한 시세 변동에 따른 투자자 피해방지 등 공정한 거래질서 확립’을 위해 하루 동안 가격이 변동할 수 있는 폭을 제한하고 있다. <표 2>은 우리나라 주식시장의 가격제한 폭 제도 변천사를 보여준다.

[Table 2 is about here.]

1994년 3월말 이전 우리나라 주식시장에서는 가격의 급등락을 제어할 목적으로 정액기준으로 평균 약 4.6%수준의 강력한 가격제한 폭 제도가 존재하였다. 이러한 거래제동시스템은 시장의 가격발견기능을 방해할 뿐만 아니라 중장기적으로 주가변동성을 저해하는 요인으로 작용하였다. 이에 따라 1994년 4월부터 IMF금융위기 체제가 한창 진행되었던 1998년 12월까지 상하 15%수준으로 점진적으로 가격제한 폭이 확대되어 왔다. 그리고 2015년 6월부터는 종전 15%이던 가격제한 폭을 30%로 대폭 확대하여 시행하고 있다. 이러한 가격제한 폭의 확대에도 불구하고 시

장유동성의 확대와 가격발견기능의 향상으로 인하여 금융시장은 보다 안정적인 모습을 보이고 있다. 우리나라 주식시장이 오랜 기간 동안 좁은 가격제한 폭 내에 갇혀 있었기 때문에 본 연구에서는 이러한 가격제한 폭의 존재가 tail risk 추정에 상당한 영향을 미쳤을 것으로 예상하고 이를 확인하고자 한다.

<그림 2>는 분석대상 기간 중 tail risk( $\lambda_t$ ), 음수한계치( $u_t$ ) 및 가격제한 폭(하한가) 추이를 그래프로 표시한 것이다.

[Chart 2 is about here.]

점진적인 가격제한 폭의 확대에도 불구하고 가격제한 폭이 15%로 확대되기 이전인 1998년까지는 음수한계치가 가격제한 폭에 의해 자주 제약 받는 것을 확인할 수 있다. 음수한계치가 가격제한 폭에 의해 제약을 받는다는 것은 가격발견기능이 제 기능을 수행하지 못하는 것을 의미할 뿐만 아니라 tail risk가 제대로 추정되지 않는다는 것을 의미한다. 즉, 음수한계치가 가격제한 폭에 근접하면서 왜곡되는 것이며 동시에 이 음수한계치를 초과하는 가격하락의 횟수 및 폭이 크지 않다는 것을 의미한다. 1998년 이전에는 음수한계치가 가격제한 폭에 근접하는 경우가 빈번하게 발생하였으나 1998년 3월 2일 가격제한 폭이 12%로 확대된 이후에는 오직 한 번 2008년 10월의 금융위기시점<sup>6</sup>에서만 가격제한 폭의 제한을 받았다는 것과 tail risk가 안정적으로 변화되었다는 것을 확인할 수 있다.

<그림 3>에서는 음수한계치  $u_t$ 의 히스토그램과 기초통계량을 보여주고 있다. 본 연구의 시초인 1990년부터 2015년 6월 이전까지 가격제한 폭에 의한 하한가는 초기 약 -4.6%에서 -6%, -8%, -12%, 그리고 -15%까지 확대되었는데 히스토그램에서도 이들 하한가에 근접한 빈도가 다른 시기에 비해 특히 높다는 것을 발견할 수 있다. 또한 음수한계치의 왜도가 -1.5469로 음(-)의 값을 가지며 왼쪽으로 기울어진(negatively skewed) 모양을 나타내게 되는 것은 하한가의 크기가 확대됨에 따라 음수한계치도 왼쪽 영역에서 더 확대된 것으로 추정할 수 있다. 2015년 6월 이전까지 음수한계치  $u_t$ 의 평균값이 -5.22%이고 최대폭이 -14.75%인 것도 결국 음수한계치  $u_t$ 가 가격제한 폭에 영향을 받았음을 짐작하게 한다.

[Chart 3 is about here.]

이번에는 가격제한 폭이 존재하는 상황에서 랜덤 수익률을 이용한 가상의 시뮬레이션을 진행해 보았다. 10,000 개의 수익률을 랜덤으로 추출하되 임의로 8%, 15% 및 20%의 가격제한 폭을 적용하여 수익률을 산출함으로써 가격제한 폭이 존재할 때의 현실 시장상황과 유사한 조건을 만들었다. 아울러 기준변동성에 일정한 폭으로 변동성을 상승시킨 조건 하에서 가격제한 폭이 적용된

<sup>6</sup> 금융위기가 한창 진행 중이던 2008년 10월 음수한계치가 -0.1475를 기록하여 가격제한 폭에 의한 하한가인 -0.15에 근접하였다.

새로운 수익률의 기초통계량, 음수한계치( $u_t$ )와 tail risk( $\lambda_t$ )를 각각 추정하였다. <표 3>는 그 결과값을 보여주고 있다.

[Table 3 is about here.]

패널 1 과 같이 가격제한 폭이 8%가 적용되는 경우에는, 최대치 및 최소치는 가격제한 폭(상하 8%)과 같았으며 변동성을 증가시킬수록 하한가를 기록하는 수익률의 횟수가 증가함에 따라 음수한계치( $u_t$ )의 값은 하한가 수익률에 근접(-6.50%, -7.16%, -7.81%)하게 되어 tail risk( $\lambda_t$ )는 급격히 하락(0.1391, 0.091, 0.025)하게 된다. 반면 15% 가격제한 폭이 적용되는 패널 2 의 경우에는 가격 하락에 일부만 영향을 받아 음수한계치의 값은 가격제한 폭에 의한 하한선(-15%)과 상당한 간격을 유지하고 있으며(-6.58%, -7.24%, -7.90%), tail risk 는 변동성의 증가에도 불구하고 큰 변화를 보이지 않고 있음(0.219, 0.219, 0.218)을 확인할 수 있다. 그리고 가격제한 폭 15%일 때에는 tail risk 가 8%일 때의 tail risk 보다 명확하게 크며 추가적으로 변동성을 증가시키더라도 안정적인 모습을 보임을 발견할 수 있다. 한편 패널 3 처럼 20%의 가격제한 폭이 적용되는 경우는 15%의 경우에 비해 음수한계치(-6.44%, -7.09%, -7.73%) 및 tail risk(0.222, 0.222, 0.222)가 크게 변화되지 않으며 변동성을 증가시켜도 값의 변화가 거의 없음을 확인할 수 있다.

이러한 결과는 엄경식, 강형철, 이윤재(2008)의 분석결과와도 일치한다. 그들은 한국주식시장에서의 가격제한 폭 제도의 유효성에 관한 연구를 통해, 가격제한 폭이 6%였던 1994 년 4 월부터 12%였던 1998 년 3 월까지 가격제한 폭의 단계적 상승 시마다 일일 변동폭이 점진적으로 상승하였으나 2008 년 12 월 가격제한 폭이 15%로 확대되었을 때는 KOSPI 의 일일 변동폭이 1998 년과 비슷한 수준을 기록하였음을 발견하였다. 또한 상·하한가에 도달한 빈도 및 비율은 가격제한 폭이 8%이었던 기간에서 가장 높았던 반면, 15% 기간에서는 가장 낮게 발생하였다고 보고하고 있다. 즉, 가격제한 폭은 12% 수준까지는 자석효과(주가가 가격제한 폭 근처에 가면 제한 폭에 붙어 버리는 현상) 등의 영향으로 변동성에 영향을 주지만 제한 폭이 15%가 되는 시점부터는 거의 영향을 주지 않는다는 것을 실증 분석하였다.

이상의 분석을 통해 우리는 좁은 범위의 가격제한 폭 제도가 존재할 경우 가격의 변동성이 제약되어 tail risk 도 인위적으로 제약되는 것을 확인할 수 있다. 즉, 일반적인 상황에서는 변동성의 증가가 tail risk 의 크기를 증가시키지만 좁은 폭의 가격제한 폭 제도가 존재하는 경우 오히려 tail risk 의 상승을 억제하는 것을 확인할 수 있다. 이러한 사실은 일본, 대만 등을 비롯한 대부분의 아시아 국가들과 같이 가격제한 폭 제도가 실존하는 국가들에 대한 tail risk 연구에 있어서는 가격제한 폭의 정도를 반드시 고려하여 분석하여야 한다는 것을 시사한다.<sup>7</sup>

<sup>7</sup> 미국 및 대부분의 유럽국가들의 경우에는 시장 전체에 대해서 변동성 완화조치인 '서킷 브레이커 제도'를 운영하고 있을 뿐 개별 종목에 대한 가격제한 폭을 두고 있지 않고 있다.

Kelly and Jiang(2014)가 추정한 음수한계치( $u_t$ )는 주가가 수요와 공급에 따라 결정되는 것으로 가격제한 폭과 같은 인위적인 제약이 존재하지 않는 미국의 시장을 대상으로 설정된 추정치이다. 그러나 우리나라의 주식시장에는 가격제한 폭이 과거부터 존재하여 왔으므로 Kelly and Jiang(2014)의 방법론을 적용하기 위해서는 가격제한 폭의 영향에 대한 세심한 주의가 필요하다. 특히 가격제한 폭이 15%로 확대되기 이전인 1998년 12월 이전의 기간 동안에는 Kelly and Jiang(2014)의 tail risk 를 그대로 적용하는 것은 심각한 오류를 발생시킬 수 있다. 본 연구의 음수한계치( $u_t$ )는 한국거래소의 상장주식 및 KOSDAQ 등록 종목 1,621 종목을 시계열 주가 자료의 월 단위 하위 5th percentile 에 해당하는 값을 말한다. 가격제한 폭이 존재하는 시장에서는 악재 출현에도 불구하고 가격의 추가하락이 제도적으로 용인이 되지 않는 상황이므로 tail risk 가 제대로 시장에서 구현되지 못하는 상황이 발생함을 의미한다. 특히 좁은 가격제한 폭이 주가의 추가적 하락을 제약하는 현상이 다수의 주식에서 발생하는 상황이 문제가 된다.

본 연구에서는 분석대상 기간인 1990년 1월부터의 전체 기간을 분석함과 동시에 15%의 가격제한 폭이 적용된 1998년 12월 7일 이후의 기간을 분리하여 가격제한 폭의 존재가 음수한계치( $u_t$ )와 tail risk 에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

### 3.2 Tail risk의 특성

1990년 1월부터 2015년 10월까지의 25년 10개월간의 개별주가데이터를 이용하여 산출된 음수한계치( $u_t$ )와 tail risk( $\lambda_t$ )의 기초통계량 및 상관계수는 <표 4>과 같다. 전체 분석기간과 함께 가격제한 폭 제도의 영향을 많이 받은 기간과 영향이 거의 없었던 기간을 패널 별로 구분하여 제시하였다.

[Table 4 is about here.]

음수한계치는 수익률 데이터의 하위 5%(5<sup>th</sup> percentile)을 적용하였다. 이 분석결과에 따르면 15%의 가격제한 폭이 적용된 기간을 분석한 패널 C 구간에서는 음수한계치의 값이 15% 미만의 가격제한 폭이 적용된 기간을 분석한 패널 B 구간에 비해 소폭 상승하는데 그친 반면 tail risk 의 평균값은 거의 두 배 가까이 상승한 것을 확인할 수 있다. Tail risk 가 상승하는 것은 극단적인 수익률의 변화가 자주 발생하는 것을 의미한다. 이를 통해 1998년 12월 가격제한 폭 확대 이후에는 시장의 극단적인 가격하락 현상이 빈번하게 발생하였으며 이러한 현상은 tail risk 라는 measure 를 통해 극단적 변동성을 추정하고 예측할 가능성을 높이는 것으로 해석될 수 있다.

또한 두 추정치 간 상관관계가 패널 B 에서 0.36283 에 불과한 반면 패널 C 에서는 0.86016 으로 크게 높아짐을 알 수 있다. Tail risk 가 음수한계치로부터 계산된 추정치라는 점을 감안할 경우 두 추정치 간의 상관관계가 높은 것은 가격제한 폭과 같은 인위적인 제약요인이 약화되었다는 또 하나의 증거가 될 수 있을 것이다. 이와 관련하여 이전 8%에 불과했던 가격제한 폭이

1998년 3월에 12%, 그리고 같은 해 12월에 15%로 대폭 확대되는 조치가 상당한 영향을 미쳤을 것으로 추정해 볼 수 있다. 즉 패널 B에서의 음수한계치와 tail risk가 가격제한 폭 제도로 인해 제약을 받았음을 추측해 볼 수 있다. 또한 1998년 IMF 경제위기 상황의 전개에 따라 국제적인 자본이동이 자유화되고 금융인프라가 개선되는 등 질적인 측면에서의 금융시장변화도 IMF 경제위기기간의 전과 후의 차이를 나타내는데 영향을 미쳤을 것으로 예측할 수 있다.

또한 가격제한 폭이 서로 상이한 패널 B 구간과 패널 C 구간의 분포에서 tail risk 평균값의 동일성 여부에 대한 t-test를 실시해 본 결과는 <표 5>와 같다.

[Table 5 is about here.]

패널 B 구간은 가격제한 폭이 12% 미만의 기간으로 주가가 가격제한 폭의 영향을 많이 받은 구간이다. 반면 패널 C 구간은 가격제한 폭이 15% 혹은 그 이상으로 주가에 대한 영향이 거의 없었던 구간이다. 두 패널의 tail risk 평균값 간에는 t-값이 -15.587로 유의한 차이가 존재한다는 것을 확인할 수 있었다. 즉, 패널 B와 패널 C의 tail risk는 통계적인 측면에서 서로 같다는 귀무가설을 기각함을 확인할 수 있는 바 이는 앞에서 살펴본 바와 같이 가격제한 폭의 확대, 자본이동의 자유화 등과 같은 외생 변수들에 영향을 받았음을 시사하고 있다.

다음으로 <표 6>과 <그림 4>에서는 tail risk와 시황의 대표적인 지표인 KOSPI 지수 일간수익률의 분포특성을 비교해 보았다.<sup>8</sup> <표 6>에서는 tail risk와 KOSPI 지수의 왜도(skewness) 및 첨도(kurtosis)는 -0.19144와 0.04069로 아주 낮은 상관관계를 보이는 것으로 나타났으나 tail risk와 KOSPI 표준편차 간 상관계수는 -0.38987로 상당히 높은 역의 상관관계가 있음을 확인할 수 있다. 특히 가격제한 폭의 영향이 거의 없는 구간인 패널 C 구간에서는 tail risk와 KOSPI 지수의 왜도(skewness) 및 첨도(kurtosis)는 0.02472와 0.00961로 낮았으나 tail risk와 KOSPI 표준편차 간 상관계수는 -0.70373으로 다른 구간에 비해 훨씬 높은 역의 상관관계를 나타내고 있음을 보여주고 있다. <그림 4>는 tail risk와 KOSPI 표준편차 간의 높은 상관관계를 나타낸 그림이다.

[Table 6 is about here.]

[Chart 4 is about here.]

이번에는 tail risk가 지표로서의 지속력이 있는지를 측정하기 위해 AR(auto regression)분석을 실시하였다. 특정 시점의 tail risk가 이전의 tail risk 값에 대해 어느 정도의 지속성을 보유하

<sup>8</sup> KOSPI지수 대신 본 연구에서 분석대상으로 한 1,621개 주식(KOSPI주식에 KOSDAQ주식의 추가)에 대해 시가총액을 가중하여 새로이 생성한 자체지수를 적용한 경우에도 이와 유사한 결과를 도출하였다.

고 있는지를 살펴보기 위해 1 개월 전의 수치에 대해 AR 분석을 실시하였다. 분석결과는 <표 7>과 같다.

[Table 7 is about here.]

Tail risk의 지속성에 대한 분석결과 tail risk는 극히 높은 지속력이 있는 것으로 나타났다. 분석결과는 모든 구간에서 tail risk가 높은 지속성을 보유한 추정치라는 점과 가격제한 폭이 확대된 이후인 패널 C구간에서는 더 높은 지속성을 보인다는 것을 확인할 수 있다.

다음으로 tail risk와 분석대상 주식을 시가총액비중으로 가중하여 산출한 주가지수(*INDEX*)의 월간 수익률과의 관계에 대한 분석이다. 시가가중지수는 분석대상인 1,621종목의 각 발행주식수에 대해 증자 등의 자본변동을 반영한 수정주가를 곱하여 산출하였으며 분석의 시작점인 1990년 1월 3일을 지수 100으로 설정하였다. <표 8>에서 보는 바와 같이 두 변수 간에는 상관관계가 비교적 높은 것으로 나타났다. 특히 패널 B기간은 상관계수가 낮게 나온 반면 패널 C기간의 경우에는 상관계수가 비교적 높게 나타나는 것은 위에서 살펴본 바와 같이 거래제한 폭의 확대에 인하여 가격변동폭이 증가함에 따라 기대수익과 위험이 동시에 증가한 것으로 추정해 볼 수 있다.

[Table 8 is about here.]

### 3.3 Tail risk의 주가에측력 분석

이제 위와 같은 특성을 가진 tail risk( $\lambda$ )가 이후의 주가에 대한 예측력을 가지고 있는지 살펴보고자 한다. 본 실험을 위해 사용된 추정 회귀식은 식(5)와 같다.

$$INDEX_{t+\tau} = \alpha + \beta\lambda_t + \varepsilon_t, \quad \tau = 6, 12, 24, 36, 48\text{개월} \quad (5)$$

여기에서  $INDEX_{t+\tau}$ 는  $t$ 시점부터  $t+\tau$ 까지의 주가지수의 로그수익률이며  $t$ 시점부터  $t+\tau$ 시점까지 보유한 주가지수의 보유수익률을 의미한다. 주가지수는 분석에 사용된 기업들의 시가총액을 반영하여 산출한 시가가중주가지수이다.

식(5)의 추정 회귀식은 tail risk( $\lambda_t$ )가  $t$ 시점부터  $t+\tau$ 까지의 향후 주가수익률을 예측하는 능력을 검증하는 의미를 갖는다. 상대적 비교가 용이하도록 하기 위하여  $\lambda_t$ 와 주가지수변동폭은 평균 0,  $\sigma$ 가 1인 표준화 값을 사용하였다. 추정 회귀식에 따라 tail risk( $\lambda$ )의 주가에측력을 분석한 결과는 <표 9>와 같다.

[Table 9 is about here.]

앞에서 살펴본 바와 마찬가지로 좁은 가격제한 폭이 존재하는 기간이 포함된 패널 B 구간과 가격제한 폭이 넓은 구간인 패널 C 구간은 확연한 차이를 나타내 주고 있다. 패널 A 구간에서는 6개월과 12개월의 단기간을 제외하고는 통계적 유의성이 없었으며 패널 B 구간에서도 48개월을 제외하고는 주가예측력의 유의성을 발견할 수 없었다. 반면 패널 C 구간에서는 모든 기간에 대하여 통계적 유의성을 확인할 수 있었으며 특히 12개월과 36개월에서는 더 뚜렷한 유의성이 발견되었다. 패널 C에서 tail risk의  $1\sigma$  상승은 각 기간에 걸쳐 미래 0.86%, 1.51%, 0.98%, 1.54% 그리고 0.83%의 월 수익률 상승을 예측하고 있다. 이를 통해 가격제한 폭의 제약이 존재하지 않는 상황에서는 tail risk  $\lambda$ 가 이후의 주가수익률에 상당한 예측력을 가지고 있음을 확인할 수 있다.

상기 분석의 결과 중 패널 C 구간의 분석 결과는 Kelly and Jiang(2014)의 분석결과와 유사함을 확인시켜 주고 있다. 즉 우리나라 주식시장에서도 거래제한 폭이 완화된 이후의 경우에는 tail risk가 주가예측력을 가짐을 확인할 수 있다.

그럼에도 불구하고 우리나라 주식시장에서는 미국의 주식시장과는 다른 측면이 발견되었다. 미국 주식시장에서는 예측기간이 길어짐에 따라 결정계수가 점진적으로 상승하며  $adj.R^2$  값도 상승하였으나 우리나라 주식시장에서는 패널 C에서 보듯이 높은 주가예측력에도 불구하고 주가예측기간에 따라 일관된 모습을 보이지 않았다는 점은 특이할 만한 사실이다.

### 3.4 Tail risk와 주식 기대수익률 분석

이제 tail risk에 관한 횡단면 분석을 통해 tail risk( $\lambda_t$ )에 대한 민감도 즉 tail beta(tail  $\beta$ )에 따른 주식수익률의 차이를 살펴보고자 한다.

우선 최근 60개월의 개별주식  $i$ 의 수익률 자료( $r_i$ )에 대하여  $E(r_{i,t+1}) = \mu_i + \beta_i \lambda_t + \varepsilon_t$ 의 회귀식으로 매월 단위로 개별주식  $i$ 의 tail risk에 대한 민감도인 tail beta(tail  $\beta_i$ )를 추정하였다. 이어 매월 전체 분석대상 주식을 이 tail beta의 크기에 따른 5개의 5분위 포트폴리오(Low, 2, 3, 4, High)를 구성하였으며, 이들 포트폴리오에 대해 각각 동일가중과 시가가중 방식의 매월 수익률을 산출한 후 임의로 1개월, 6개월 및 12개월의 보유기간 별 월평균 수익률을 산출하였다. 아울러 5개의 포트폴리오 중에서 매월 tail beta가 높은 High 포트폴리오를 매입하고 tail beta가 낮은 Low 포트폴리오를 매도하는 새로운 포트폴리오인 'High-Low'의 복제 포트폴리오 수익률을 산출하였다. 그 결과는 <표 10>과 같다.

[Table 10 is about here.]

분석결과에서 알 수 있듯이 동일가중 및 시가가중 월평균 수익률에서는 공히 tail risk에 대한 민감도 즉 tail beta의 상승에 따라 평균수익률도 크게 상승하는 것을 확인할 수 있다. 동일가중

평균수익률 기준에서는 5 분위 포트폴리오 중에서 Low 포트폴리오가 극히 낮은 평균수익률을 기록한 반면 High 포트폴리오는 반대로 아주 높게 나타났다. 특히 짧은 보유기간의 월평균 수익률에서 그 차이가 컸으며 보유기간이 길어질수록 그 수익률간 폭이 점차 감소하는 것으로 나타났다. High-Low 의 복제 포트폴리오의 경우에도 짧은 보유기간의 초과 수익률이 크게 나타났다. 시가 가중 평균수익률 기준에서도 마찬가지로 현상이 나타났지만 동일가중 기준보다는 포트폴리오간 수익률 격차는 축소되는 경향을 보였다. 5 개의 5 분위 포트폴리오 가운데 중간인 3 포트폴리오는 2 포트폴리오보다 평균수익률이 소폭 낮아지긴 했으나 tail beta 가 클수록 그리고 보유기간이 짧을수록 평균수익률이 상승하는 전체적인 결과에서 크게 벗어나지는 않았다.

이러한 결과는 risk-return 의 상반관계에 대한 기존의 결론과 정확히 부합하는 것이라고 할 수 있다. 높은 tail beta 를 가진 주식은 tail risk 에 민감한 주식이므로 tail risk 가 높을 때 심하게 할인되어 향후의 기대수익률은 높다. 반면에 낮은 tail beta 를 가진 주식은 tail risk hedge 가 잘 되어 있어 tail risk 가 상승하더라도 그들의 가격은 심하게 할인되지 않아 기대수익률은 낮게 된다. Tail beta 가 높은 종목에 대해 상대적으로 높은 위험을 부담하는 대가로 높은 수익률을 기대하는 투자이론의 기본과 일치하는 결과이다. 또한 tail beta 가 높은 High 포트폴리오를 매입하고 tail beta 가 낮은 Low 포트폴리오를 매도하는 'High-Low'의 복제 포트폴리오가 아주 높은 수익률을 보이는 점에서 볼 때 tail risk 를 위험지표로 한 투자가 현실의 주식투자에도 기여할 수 있음을 의미하기도 한다.

다음으로 5 개의 5 분위 포트폴리오에 대하여 CAPM 과 Fama & French 3 요인 모형에 의한 횡단면분석으로 알파( $\alpha$ )가 유의하게 발생하는지를 살펴보았으며 그 결과는 <표 11>에 제시되어 있다. FnGuide 가 1990 년 7 월부터 SMB 및 HML 을 산출하여 제공하기 때문에 본 분석에 적용된 분석기간은 1990 년 7 월부터 2015 년 10 월까지이다. 본 분석에서 사용한 분석모형 회귀식은 각각 식(6)과 식(7)이며, 5 분위 포트폴리오에 동일하게 회귀분석을 실시하여 1 개월의 보유기간에 대한 알파( $\alpha$ )를 산출하였다.

$$r_{p,t} - r_{f,t} = \alpha_p + \beta_p(r_{M,t-1} - r_{f,t-1}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$r_{p,t} - r_{f,t} = \alpha_p + \beta_{1p}(r_{M,t-1} - r_{f,t-1}) + \beta_{2p}SMB_{t-1} + \beta_{3p}HML_{t-1} + \varepsilon_{t-1} \quad (7)$$

[Table 11 is about here.]

이 분석결과에 따르면 동일가중 수익률의 경우에는 CAPM 및 Fama & French 3 요인모형에서의 알파( $\alpha$ )가 모두 tail beta 의 증가에 따라 점진적으로 상승하는 것으로 나타났으나 유의성은 높지 않았다. 그러나 시가가중 수익률의 경우에는 tail beta 의 상승에 따라 알파도 점진적으로 상승하는 것으로 나타났으며 유의성도 아주 높은 것으로 나타났다. 앞서 살펴본 tail beta 와 주식

기대수익률과의 분석결과에서는 동일가중 기준의 경우가 시가가중의 경우에 비해 훨씬 높은 수익률 격차를 보였는데 CAPM 및 Fama & French 3 요인모형의 알파 분석에서는 시가가중의 경우가 더 유의한 것으로 나타났다는 점에서 차이를 보이고 있다. 그러나 두 가지 분석 방식 모두에서 tail risk 가 수익률 측면에서 위험지표로서의 유의성이 있는 것으로 확인되었다.

### 3.5 Tail risk의 시스템 리스크 예측 지표로서의 유의성 분석

앞서 살펴본 바와 같이 본 연구를 통해 tail risk 가 높은 주가 예측력을 보유하고 있으며 tail risk 의 민감도가 증가함에 따라 기대수익률도 높아지는 것을 확인하였다. 이에 따라 tail risk 가 주식시장의 또 하나의 위험지표로서의 유용성을 확인할 수 있었다. 이제 시스템 리스크(systemic risk)의 하나로서 tail risk 가 거시경제 건전성 상황과의 어떠한 정합성을 가지는지 분석할 필요성이 있다. 즉 tail risk 가 거시경제 상황에 대한 예측 능력이 있는 시스템 리스크 지표로서 유의성이 있는지 살펴볼 필요가 있다. Tail risk 가 주식시장에서의 주가급락 가능성과 연결된 것이라고 한다면 주식시장이 거시경제 상황과 밀접한 상황임을 감안하면 tail risk 가 금융 및 경제시스템 전반의 건전성과도 깊이 연결되어 있을 것으로 생각해 볼 수 있다. 금융시장 특히 주식시장에서 일반기업들의 주가 움직임으로부터 추출한 tail risk 가 거시경제적 측면에서의 경기 하락을 얼마나 예측하는지를 파악하고자 한다.

시스템 리스크로서 tail risk 의 거시경제 지표에 대한 예측력을 검증하기 위해 Allen et al.(2012)의 예측 회귀모형을 참고하여 식(8)을 사용하였다. Allen et al.(2012)은 자신의 연구에서 종속변수로 미국의 거시경제지표인 CFNAI<sup>9</sup> 를 사용하였다. CFNAI 는 시카고 연방준비은행이 발표하는 지표이며 경제활동을 총괄하는 국가활동성지표이다. 우리나라에서는 이와 유사한 지표로 한국은행이 발표하는 금융안정지수(FSI; Financial Stability Index)가 있으며 이 FSI 는 시스템 리스크의 조기 포착에 장점이 있는 것으로 알려져 있다. 본 연구에서는 FSI 의 데이터 기간이 2008 년 1 월부터인 관계로 이날 이후부터 2015 년 10 월말까지 94 개월의 데이터를 이용한 분석이 실시되었다.

$$FSI_{t+n} = \alpha + \gamma TAIL_t + \beta X_t + \sum_{i=1}^{12} \mu_i FSI_{t-i+1} + \varepsilon_{t+n}, \quad (8)$$

여기서, FSI 는 금융안정지수이며  $t$  월 기준으로  $n$  개월 경과 후의 지수를 종속변수로 사용함으로써 FSI 에 대한 예측력을 측정하였다.  $TAIL$  은 앞서 살펴본 주식시장에서 추출된 tail risk 이며  $X$  는

<sup>9</sup> CFNAI는 시카고 연방준비은행이 발표하는 국가활동성지표(Chicago Fed National Activity Index)로서, 미국의 전반적인 경제활동을 총괄하여 단 하나의 지표로 나타낸 것으로 생산과 소득, 고용과 실업, 개인소비와 주택, 판매와 주문 및 재고 등 크게 4가지 항목으로 분류되는 85개의 경제활동지표들을 가중평균한 지수이다. 1999년 시카고 연방준비은행이 인플레이션 예측을 위한 지표로 개발하여 매월 발표하고 있는데, 0을 기준으로 양(+)의 CFNAI는 경제활동의 과열을, 음(-)의 CFNAI는 수축을 나타낸다.

FSI 에 대한 예측력을 측정하기 위해 설정된 5 가지 통제변수들이다. 이 통제변수에는 첫째, 디폴트 스프레드(default spread)로서 5 년 국고채 이자율과 5 년 BBB- 신용등급의 회사채 이자율의 차이(DEF), 둘째, 기간 스프레드(term spread)로서 5 년 국고채 이자율과 1 개월 국고채 이자율의 차이(TERM), 셋째, 상대적 단기이자율(relative short-term interest rate)로서 1 개월 국고채 이자율과 12 개월 이동평균의 1 개월 국고채 이자율의 차이(RREL), 넷째, 리스크 프리미엄(equity risk premium)으로서 KOSPI 1 개월 보유기간 수익률(로그수익률)과 1 개월 국고채 이자율의 차이(ERP), 그리고 마지막으로 일일 리스크 프리미엄(ERP)의 월변동성(MVOL)이 적용되었다. 이들 통제변수들은 주식시장 및 채권시장과 관련된 변수들로서 FSI 내의 금융시장적 요소를 통제하기 위한 목적으로 편입되었다. 본 연구에서는 이 통제변수들이 다른 변수들과의 scale 차이가 큰 것을 감안하여 통제변수의 고유 값에 100 을 곱하여 scale 을 조정하였다. 아울러 이들 통제변수 이외에 12 개의 종속변수의 lag 를 추가하였다.

<표 11>는 통제변수들을 이용해 금융시장 요인을 통제한 상태에서 FSI 에 대한 tail risk 의 예측력을 분석한 결과를 보여주고 있다. 예측기간을 분기별로 구분하여 종속변수 FSI 에 대해 다수의 회귀분석을 실시하였다.

[Table 11 is about here.]

종속변수에서 FSI\_6M 은 분석시점으로부터 6 개월 후의 FSI 를 의미한다. 분석 결과를 살펴보면 6 개월 미만 및 13 개월 이상의 기간에는 예측력이 없는 것으로 나타난 반면 6 개월부터 12 개월까지 대체로 예측력이 있는 것으로 나타났다. 특히 6 개월, 10 개월, 11 개월, 12 개월 후의 FSI 에 대해서는 95%의 신뢰수준에서 유의한 것으로 나타났다.<sup>10</sup> Tail risk 가 시스템 리스크로서 6 개월 후부터 12 개월 후까지의 기간 동안 FSI 에 대해 예측력을 가지는 것을 의미한다. 주식시장에 상장되어 있는 비금융주 개별기업의 주가등락으로부터 추출된 tail risk 가 실물경제의 경기 상황 및 금융안정수준을 나타내는 금융안정지수를 잘 예측하고 있는 것이다.

## IV. 결 론

2008 년 글로벌금융위기 이후 시스템 리스크에 대한 관심이 크게 고조되고 있는 상황에서 최근 개별 주식의 tail 분포가 동일한 역동성을 보유하고 있다는 전제하에 개별주식의 움직임으로부터 tail risk 요인을 추출해 내고 이를 이용해 전체시장의 움직임과 거시경제적 위기상황 예측하고자 하는 tail risk 연구가 주목을 받고 있다. Kelly and Jiang(2014)이 주도하고 있는 이 연구흐름은 시변 tail risk 가 미국의 주식시장의 이후 수익률을 예측하는데 유의한 설명력이 있음을 주장하고

<sup>10</sup> 경기선행적 요소를 통제하기 위하여 위 식(8)에 경기선행지수(CLI) 순환변동치를 통제변수로 추가하여 분석한 경우에도 이와 유사한 결과를 도출하였다.

있다. 우리나라에서는 Fama and French(1992, 1993) 이후 국내에서는 주식수익률을 설명하는 요인에 대한 연구가 대부분인 반면 주식시장의 개별주식의 역동성으로부터 공통요인으로서의 tail risk 를 추출해 내거나 이를 이용해 주가예측력을 측정하는 연구사례는 없는 실정이다.

본 연구에서는 국내 최초로 Kelly and Jiang(2014)의 방법론에 따른 시변 tail risk 를 추출해 내고 이를 이용하여 tail risk 의 주가예측 능력을 검증하고 tail risk 가 가지는 다양한 특성을 확인하였다. 아울러 시스템 리스크의 예측능력을 확인하기 위하여 한국은행이 발표하는 금융안정지수인 FSI 에 대한 예측력을 분석하였다. 본 연구의 tail risk 에 대한 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 강력한 가격제한 폭 제도가 존재하였던 시기에는 시장의 자율적인 가격발견기능이 인위적으로 저해되고 tail risk 의 왜곡현상이 발생되었으나 가격제한 폭이 15%로 대폭 확대된 1998년 12월 이후에는 tail risk 가 안정적 특성을 나타내었고 주가예측력도 크게 향상되었음을 확인하였다.

둘째, tail risk 는 주가지수의 왜도 및 첨도와 아주 낮은 상관관계를 보인 반면 주가지수의 표준편차와 높은 역의 상관관계를 나타내어 tail risk 가 주가변동성과 깊은 관련이 있음을 발견하였다.

셋째, tail risk 가 시장수익률에 대해 유의한 예측력이 있었으며 특히 12개월과 36개월의 보유기간에 대하여 더 뚜렷한 유의성이 발견되었다.

넷째, tail risk 에 대한 민감도(tail beta)의 수준에 따라 분류된 소그룹 간의 횡단면 분석 결과에서 tail beta 가 상승할수록 동일가중 및 시가가중 월평균수익률이 크게 상승하는 것으로 나타나 tail risk 가 유의한 위험지표임을 확인하였다.

다섯째, 한국은행의 금융안정지수(FSI)에 대한 시스템 리스크 지표로서의 tail risk 의 유효성을 확인한 결과 6~12개월 후의 시스템 리스크를 예측하는데 유의미함을 발견하였다.

본 연구의 한계로는 tail risk 의 주가예측력은 유의한 수준인 것으로 분석되었으나 주가예측 기간의 확대에 따라 일관되게 상승하지 않고 등락을 보이고 있는 점에 대한 추가연구가 필요하다는 점이다. 또한 FSI 에 대한 예측력 분석에 있어서도 다양한 통제변수들의 추가를 통해 예측력의 일관성을 확인하는 과정이 미흡하였다.

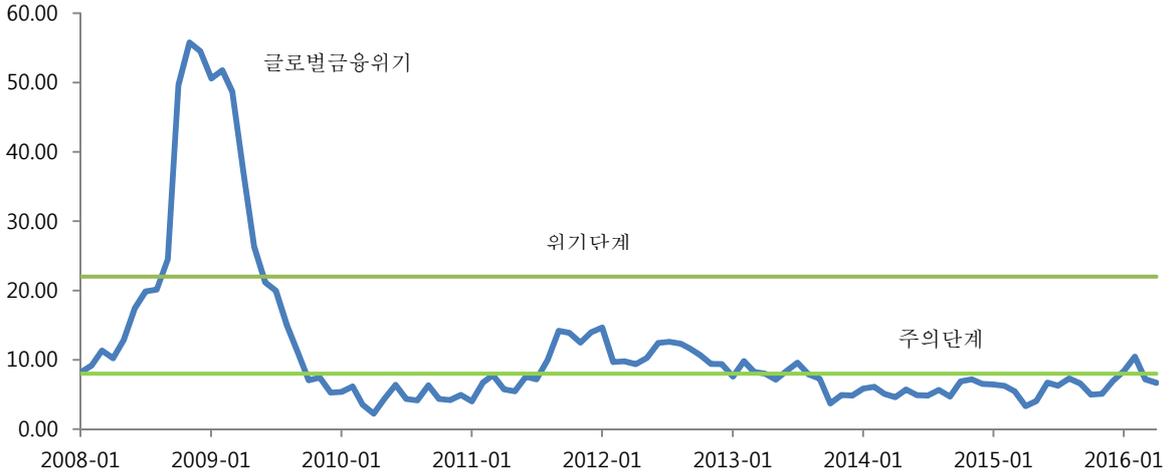
## 참 고 문 헌

- 김석진, 김지영, “기업규모와 장부가/시가 비율과 주식수익률의 관계,” 재무연구, 제 13 권 제 2 호, 2000, 21-27.
- 오세경, “주가수익비율, 기업규모 및 주가의 주가수익률에 대한 경향 분석,” 금융연구, 제 8 권 제 1 호, 1994, 1-29.
- 오세경, 박기남, “한국 주식시장의 규모 프리미엄과 자기자본비용의 추정,” 재무관리연구, 제 32 권 제 3 호, 2015, 107-142.
- 윤상용, 구본일, 엄영호, 한재훈, “한국 주식시장에서 유동성 요인을 포함한 3 요인 모형의 설명력에 관한 연구,” 재무연구, 제 22 권 제 1 호, 2009, 1-44.
- 엄경식, 강형철, 이윤재, “KRX 가격제한 폭 제도의 유효성에 관한 연구,” 한국증권연구원, 연구보고서 08-01, 2008, 1-90.
- 한국은행, “금융안정보고서,” 2012년 4 월호, 2012, 125-127.
- Adrian, T. and M. K. Brunnermeier, “CoVar: A Method for macroprudential regulation,” *Federal Reserve Bank of New York*, Staff report No. 348, 2009.
- Acharya, V. V., “A theory of systemic risk and design of prudential bank regulation,” *Journal of Financial Stability*, Vol. 5, 2009, 224-255.
- Acharya, V. V., L. H. Pedersen, T. Philippon, and M. Richardson, “Measuring systemic risk,” *working paper*, Dept. of Finance, New York University, 2010.
- Allen, L., T. G. Bali, and Y. Tang, “Does systemic risk in the financial sector predict future economic downturns?,” *Review of Financial Studies*, Vol. 25, No. 10, 2012, 3000-3036.
- Banz, R. W., “The relationship between return and market value of common stocks,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, 1981, 3-18.
- Black, F., “Capital market equilibrium with restricted borrowing,” *Journal of Business*, Vol. 45, No. 3, 1972, 444-455.
- Fama, E. F. and K. R. French, “The cross section of expected stock returns,” *The Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, 1992, 427-465.
- Fama, E. F. and K. R. French, “Common risk factors in the returns on stocks and bonds,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 3, 1993, 3-56.
- Hill, B., “A simple general approach to inference about the tail of a distribution,” *The Annals of Statistics*, Vol. 3, No. 5, 1975, 1163-1174.
- Jaffe, J., D. B. Keim, and R. Westerfield, “Earning yields, market values, and stock returns,” *The Journal of Finance*, Vol. 44.1, No. 8, 1989, 135-148.

- Keim, D. B., "Sized-related anomalies and stock return seasonality," *Journal of Financial Economics*, Vol. 12.1, 1983, 13–32.
- Kelly, B. and H. Jiang, "Tail risk and asset prices," *The Review of Financial Studies*, Vol. 27, No. 10, 2014, 2841–2871.
- Kelly, B. and H. Jiang, "Tail risk and hedge fund returns," *working paper*, University of Chicago, 2012.
- Kothari, S. P., J. Shanken, and R. G. Sloan, "Another look at the cross-section of expected stock returns," *The Journal of Finance*, Vol. 50, No. 1, 1995, 185–224.
- Sharpe, W. F., "Capital Asset Prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk," *The Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, 1964, 425–442.
- Santa-Clara, P., and S. Yan, "Crashes, volatility, and the equity premium: Lessons from S&P 500 options," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 92, No. 2, 2010, 435–451.
- Shumway, T. G., "The delisting bias in CRSP data," *The Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1, 1997, 327–340.

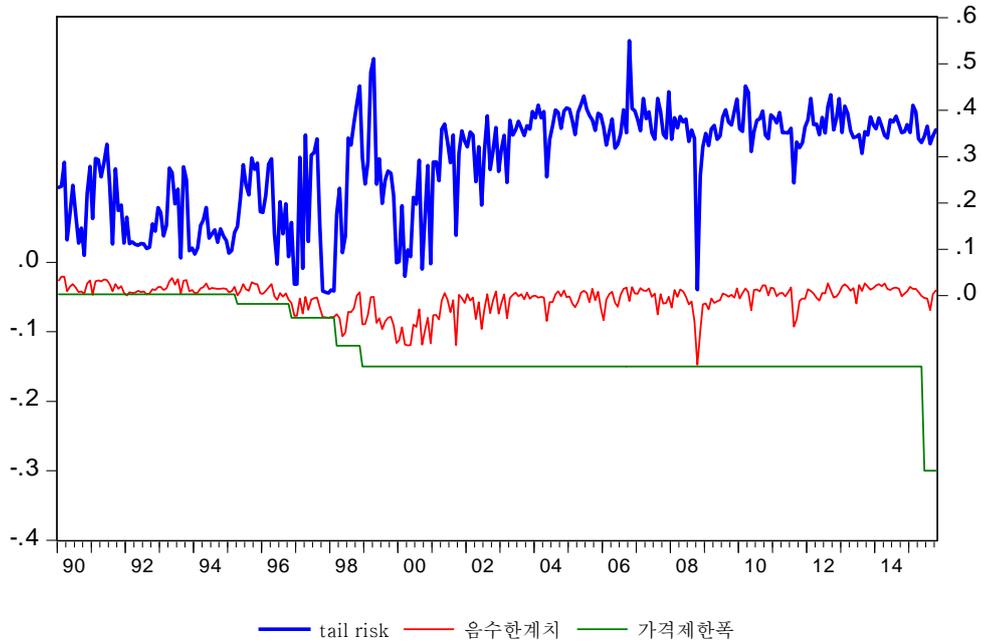
### <그림 1> 금융안정지수 추이

본 그림은 거시건전성 상황의 조기 진단과 금융불균형 축적에 기인하는 시스템 리스크 포착 목적으로 한국은행이 정기적으로 발표하는 지수로서 우리나라의 거시건전성 상황을 종합적으로 평가할 수 있는 장점이 있다. 한국은행의 금융안정 보고서에 따르면 FSI는 1)은행(연체율 등), 주식·외환·채권시장(주가 및 환율 변동성, 금리스프레드 등), 2)대외거래 및 대외지급(경상수지, CDS프리미엄 등), 3)실물경제(성장률, 물가상승률 등), 4)가계·기업의 경제상황(소비자동향지수, 기업경기지수 등)을 나타내는 지표로 구성된다. FSI는 선정된 지표들의 표준화 및 가중평균 과정을 거쳐 0(최소) ~ 100(최대) 사이의 값을 갖게 되므로 숫자가 클수록 불안정성의 정도가 높은 것을 의미한다. 한국은행은 FSI가 8보다 클 경우 '주의단계', 22보다 클 경우 '위기단계'로 구분하고 있다.



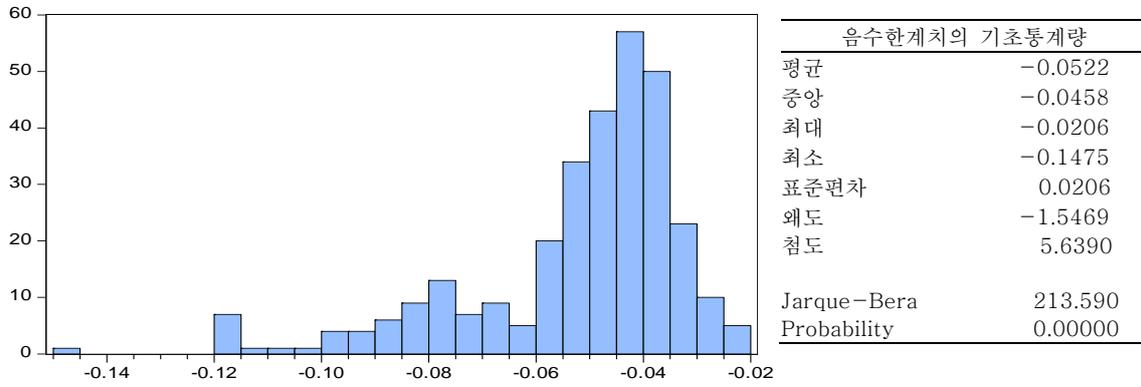
## <그림 2> Tail risk( $\lambda_t$ ) 음수한계치( $u_t$ ) 및 가격제한 폭(하한가)

본 그림은 tail risk와 음수한계치를 각 시기별 가격제한 폭에 의해 설정되는 하한가와 비교한 것이다. 가격제한 폭은 1994년 4월 6%로 확대된 이후, 1996년 11월 8%, 1998년 3월 12%, 1998년 12월 15%, 그리고 2015년 6월 30%로 단계적으로 확대되어 왔다. 음수한계치는 분석대상인 1,621종목의 일별 시계열 주가자료를 월 단위로 묶은 후, 월간 기준으로 하위 5%에 해당하는 수익률을 산출한 것이다. Tail risk는 음수한계치를 하회하는 극단의 수익률 분포들에 대해  $\frac{1}{K_t} \sum_{k=1}^{K_t} \ln \frac{R_{k,t}}{u_t}$  로 추정된 위험지표이다. Tail risk는 scale의 우측 값을, 음수한계치와 가격제한 폭은 좌측 값을 사용하였다.



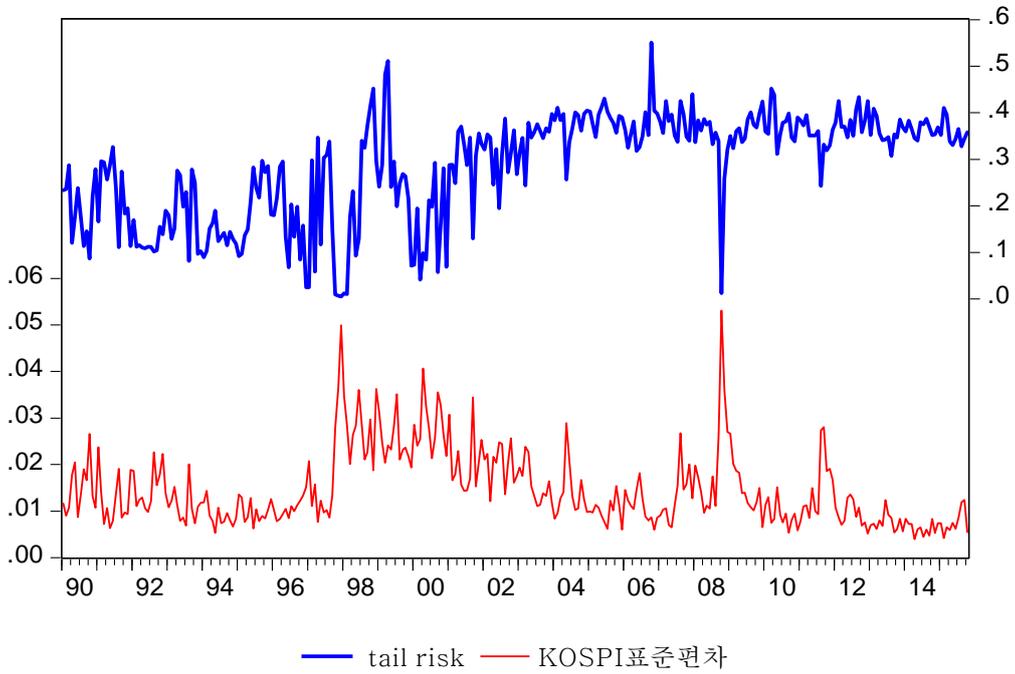
### <그림 3> 음수한계치( $u_t$ )의 히스토그램 및 기초통계량

본 그림은 음수한계치의 히스토그램과 기초통계량을 보여준다. 가격제한 폭에 의한 하한가는 -6%, -8%, -12%, -15%, 그리고 30%로 점진적으로 확대되어 왔다.



<그림 4> Tail risk와 KOSPI의 표준편차

본 그림은 상관관계가 높은 것으로 알려진 tail risk와 주식시장의 대표지수인 KOSPI의 표준편차를 그래프로 나타낸 그림이다. Tail risk는 오른쪽 값을, KOSPI표준편차는 왼쪽 값에 따른다.



### <표 1> 주요 변수들의 기초통계량 및 상관계수

본 표는 주요 종속변수 및 설명변수들의 기초통계량과 상관계수를 나타낸다. CCI는 경기동행지수, CLI는 경기선행지수, FSI는 한국은행이 발표하는 금융안정지수, 그리고 TAIL은 본 연구에서 산출해 낸 tail risk를 각각 나타낸다. 상관계수의 괄호 안의 숫자는 p값을 의미한다. CCI 및 CLI는 통계청이 국가통계포털(KOSIS)을 통해 발표하는 경기종합지수 가운데 경기의 현재흐름을 파악하는 지표로 사용되는 경기동행지수 순환변동치 및 경기선행지수 순환변동치를 의미하며 2016년 6월에 실시된 제9차 경기종합지수 개편(2010년=100)이 반영된 값이다. FSI는 한국은행이 금융불균형 축적에 기인한 시스템 리스크(systemic risk) 포착 목적으로 발표하는 금융안정지수로서 일종의 공포지수이므로 숫자가 클수록 불안정성의 정도가 높은 것을 의미한다. 패널 1에서는 FSI 자료가 제공되는 2008년 1월부터 2015년 10월까지의 94개월 기간에 대해, 패널 2)에서는 본 연구의 전체 분석기간인 1990년 1월부터 2015년 10월까지의 310개월 기간에 대해 기초통계량과 상관계수가 제시되어 있다.

(패널 1) FSI 제공기간 : 2008년 1월 ~ 2015년 10월(94개월)

		CCI	CLI	FSI	TAIL
기초통계량	평균	100.0195	99.9768	12.6144	0.3602
	중앙	100.0000	100.0000	8.2096	0.3614
	최대	102.4000	102.2000	55.7631	0.4522
	최소	97.7000	97.1000	2.2480	0.0126
	표준편차	0.9446	1.1252	12.4902	0.0516
	왜도	-0.0962	-0.2199	2.3680	-3.7976
	첨도	3.8842	3.0882	7.7489	26.6117
상관계수	CCI	1.0000			
		-			
	CLI	0.3673 (0.001)	1.0000 -		
	FSI	-0.4261 (0.000)	-0.7387 (0.000)	1.0000 -	
	TAIL	-0.0507 (0.651)	0.3103 (0.005)	-0.4673 (0.000)	1.0000 -

(패널 2) 전체 분석기간(FSI는 제외) : 1990년 1월 ~ 2015년 10월(310개월)

		CCI	CLI	TAIL
기초통계량	평균	100.2477	100.2684	0.2852
	중앙	100.1000	100.2000	0.3311
	최대	105.2000	105.1000	0.5504
	최소	93.0000	92.1000	0.0053
	표준편차	1.9923	2.2293	0.1135
	왜도	-0.2236	-0.5861	-0.6955
	첨도	4.8727	5.0909	2.4782
상관계수	CCI	1.0000		
		-		
	CLI	0.5761 (0.000)	1.0000 -	
	TAIL	-0.1790 (0.002)	-0.0686 (0.228)	1.0000 -

## <표 2> 우리나라 주식시장의 가격제한 폭 제도 변천사

본 표는 한국거래소에서 제공하는 자료로서 우리나라 주식시장의 가격제한 폭 제도의 변천과정을 보여 주고 있다. 1994년 3월말 이전에는 기준가격대별 정액의 가격제한 폭이 존재하여 전일 종가 대비 2.2%에서 6.7% 범위의 상·하한가가 적용되었다. 이후 가격제한 폭은 정률제로 변경되었으며 주식시장 규모의 큰 폭 증가와 자본시장의 점진적인 개방속도에 맞춰 점진적으로 확대되다가 IMF금융위기를 겪던 시기인 1998년 말에는 12%로 확대되었다. 그리고 2015년 6월에는 가격제한 폭을 30%까지 확대함으로써 인위적인 가격제한의 의미가 거의 사라졌다고 볼 수 있다.

구분	가격제한 폭(%)	비 고
1994. 3월말 이전	평균 4.6% (2.2% ~ 6.7%)	정액제 : 기준가격대별 17단계
1994. 4. 1	6%	정률제
1996. 11. 24	8%	정률제
1998. 3. 2	12%	정률제
1998. 12. 7	15%	정률제
2015. 6. 15	30%	정률제

**<표 3> 가격제한 폭의 음수한계치( $u_t$ ) 및 tail risk( $\lambda_t$ )에 대한 영향 랜덤수익률 시뮬레이션**

본 표는 가격제한 폭이 음수한계치 및 tail risk에 영향을 미치는 부분을 확인하기 위해 랜덤수익률을 대상으로 한 가상의 시뮬레이션을 실시하였다. 10,000개의 랜덤수익률에 대해 임의로 8%, 15% 및 20%의 가격제한 폭 조건을 적용하여 제약수익률을 산출하고 다시 가격제한 폭의 변동성을 임의로 10% 및 20% 상승시킨 상황에서 동일한 가격제한 폭 조건을 적용하여 제약수익률을 산출하였다. 이 제약수익률에 대한 기초통계량과 음수한계치 및 tail risk를 비교하였다.

패널 1 : 가격제한 폭 8% 적용

	가격제한 폭 미적용 (기본변동성)	가격제한 폭 8% 적용		
		기본변동성	변동성 10% 상승	변동성 20% 상승
평균	0.00054	0.00051	0.00054	0.00058
최대	0.15782	0.08	0.08	0.08
최소	-0.1384	-0.08	-0.08	-0.08
표준편차	0.03966	0.03808	0.04103	0.04368
음수한계치( $u_t$ )	n.a	-0.06504	-0.07155	-0.07805
Tail risk( $\lambda_t$ )	n.a	0.13908	0.09069	0.02347

패널 2 : 가격제한 폭 15% 적용

	가격제한 폭 미적용 (기본변동성)	가격제한 폭 15% 적용		
		기본변동성	변동성 10% 상승	변동성 20% 상승
평균	0.00053	0.00053	0.00058	0.00065
최대	0.16851	0.15	0.15	0.15
최소	-0.15016	-0.15	-0.15	-0.15
표준편차	0.04025	0.04024	0.04425	0.04826
음수한계치( $u_t$ )	n.a	-0.06583	-0.07241	-0.07900
Tail risk( $\lambda_t$ )	n.a	0.21940	0.21918	0.21844

패널 3 : 가격제한 폭 20% 적용

	가격제한 폭 미적용 (기본변동성)	가격제한 폭 20% 적용		
		기본변동성	변동성 10% 상승	변동성 20% 상승
평균	0.00034	0.00034	0.00037	0.00043
최대	0.16735	0.16740	0.18410	0.20
최소	-0.16826	-0.16840	-0.18510	-0.20
표준편차	0.04009	0.04009	0.04410	0.04815
음수한계치( $u_t$ )	n.a	-0.06444	-0.07088	-0.07732
Tail risk( $\lambda_t$ )	n.a	0.22227	0.22227	0.22225

<표 4> 분석기간별 음수한계치( $u_t$ ) 및 tail risk( $\lambda_t$ )의 기초통계량과 상관관계

본 표는 가격제한 폭 제도로 인해 가격변동성이 제약을 받은 것으로 추정되는 기간과 제약이 거의 존재하지 않은 기간으로 구분하여 각 기간별 기초통계량과 상관계수를 보여주고 있다. 패널 A구간은 본 연구의 전체기간이며 패널 B구간은 가격제한 폭이 12% 미만의 기간으로 주가가 가격제한 폭의 영향을 많이 받은 구간이다. 반면 패널 C구간은 가격제한 폭이 15% 혹은 그 이상으로 주가에 대한 영향이 거의 없었던 구간이다. 상관계수의 괄호 안의 숫자는 p값을 의미한다.

	패널 A (1990.01~2015.10)		패널 B (1990.01~1998.12)		패널 C (1999.01~2015.10)	
	음수한계치	Tail risk	음수한계치	Tail risk	음수한계치	Tail risk
평균	-0.05216	0.28519	-0.04531	0.18226	-0.05583	0.34022
중간	-0.04578	0.33107	-0.04182	0.16769	-0.04951	0.35575
최대	-0.02060	0.55043	-0.02060	0.45214	-0.03030	0.55043
최소	-0.14751	0.00533	-0.10645	0.00533	-0.14751	0.01258
표준편차	0.02055	0.11352	0.01737	0.09389	0.02121	0.07988
상관계수	0.33214 (0.0000)		0.36283 (0.0001)		0.86016 (0.0000)	

**<표 5> Tail risk( $\lambda_t$ )의 평균값 동일성 t-test**

본 표는 가격제한 폭이 상이한 패널 B구간과 패널 C구간의 분포에서 tail risk  $\lambda_t$  평균값이 동일한지 여부를 t-test를 통해 분석한 결과를 보여주고 있다. 패널 B구간은 가격제한 폭이 12% 미만의 기간으로 주가가 가격제한 폭의 영향을 많이 받은 구간이다. 반면 패널 C구간은 가격제한 폭이 15% 혹은 그 이상으로 주가에 대한 영향이 거의 없었던 구간이다. 만약 두 구간의 평균값이 통계적으로 동일하지 않다면 두 구간의 tail risk가 가격제한 폭 제도로 인하여 서로 다른 통계적 특성을 가지게 됨을 확인하게 된다.

---

Test for Equality of Means Between Series  
 Sample : 1, 310  
 Included observations: 310

Method	Df	Value	Probability
t-test	308	-15.58709	0.0000
Satterthwaite-Welch t-test*	190.6391	-14.84483	0.0000
Anova F-test	(1, 308)	242.9572	0.0000
Welch F-test*	(1, 190.639)	220.3690	0.0000

---

\* Test allows for unequal cell variances

**<표 6> Tail risk의 KOSPI의 왜도, 첨도 및 표준편차에 대한 상관관계 분석**

본 표는 tail risk가 주식시장의 대표지수인 KOSPI와 어떠한 특성을 공유하는지 분석하기 위해 가격제한 폭 제도에 대한 패널 기간별로 tail risk와 KOSPI지수의 왜도, 첨도, 표준편차와의 상관관계를 분석한 결과이다. 패널 A구간은 본 연구의 전체기간이며 패널 B구간은 가격제한 폭이 12% 미만의 기간으로 주가가 가격제한 폭의 영향을 많이 받은 구간이다. 반면 패널 C구간은 가격제한 폭이 15% 혹은 그 이상으로 주가에 대한 영향이 거의 없었던 구간이다. 괄호 안의 숫자는 p값을 의미한다.

패널 A : 1990.01~2015.10 구간

	KOSPI왜도	KOSPI첨도	KOSPI표준편차	Tail risk
KOSPI왜도	1.00000 -			
KOSPI첨도	0.19622 (0.0005)	1.00000 -		
KOSPI표준편차	-0.05852 (0.3043)	-0.00175 (0.9754)	1.00000 -	
Tail risk	-0.19144 (0.0007)	0.04069 (0.4753)	-0.38987 (0.0000)	1.00000 -

패널 B : 1990.01~1998.12 구간

	KOSPI왜도	KOSPI첨도	KOSPI표준편차	Tail risk
KOSPI왜도	1.00000 -			
KOSPI첨도	0.60317 (0.0000)	1.00000 -		
KOSPI표준편차	-0.10194 (0.2938)	-0.10221 (0.2925)	1.00000 -	
Tail risk	-0.00495 (0.9594)	0.17445 (0.0710)	-0.28054 (0.0033)	1.00000 -

패널 C : 1999.01~2015.10 구간

	KOSPI왜도	KOSPI첨도	KOSPI표준편차	Tail risk
KOSPI왜도	1.00000 -			
KOSPI첨도	-0.11786 (0.0948)	1.00000 -		
KOSPI표준편차	-0.02747 (0.6980)	0.06827 (0.3343)	1.00000 -	
Tail risk	0.02472 (0.7269)	0.00961 (0.8920)	-0.70373 (0.0000)	1.00000 -

### <표 7> Tail risk의 지속성 분석

본 표는 tail risk의 지속성을 측정하기 위해 전월의 tail risk값에 대해 AR(1) 회귀분석을 실시한 결과이다. 가격제한 폭 제도에 대한 패널 기간별로 별도 분석을 실시하였다. 패널 A구간은 본 연구의 전체기간이며 패널 B구간은 가격제한 폭이 12% 미만의 기간으로 주가가 가격제한 폭의 영향을 많이 받은 구간이다. 반면 패널 C구간은 가격제한 폭이 15% 혹은 그 이상으로 주가에 대한 영향이 거의 없었던 구간이다. 괄호 안의 숫자는 t-값이다.

	AR(1)		
	Coeff.	p-값	<i>adj. R<sup>2</sup></i>
패널 A (1990.01~2015.10)	0.96714 (65.4915)	0.0000	0.5094
패널 B (1990.01~1998.12)	0.90090 (20.9418)	0.0000	0.0737
패널 C (1999.01~2015.10)	0.97911 (66.9699)	0.0000	0.1752

**<표 8> Tail risk( $\lambda_t$ )와 시가가중지수 수익률의 상관관계**

본 표는 분석대상 주식을 시가가중으로 산출한 시가가중지수의 수익률과 tail risk와의 관계를 분석하였다. 시가가중지수는 분석대상인 1,621종목의 각 발행주식수에 대해 증자 등의 자본변동을 반영한 수정주가를 곱하여 산출하였으며 1990년 1월 3일을 지수 100으로 설정하였다. 패널 A구간은 본 연구의 전체기간이며 패널 B구간은 가격제한 폭이 12% 미만의 기간으로 주가가 가격제한 폭의 영향을 많이 받은 구간이다. 반면 패널 C구간은 가격제한 폭이 15% 혹은 그 이상으로 주가에 대한 영향이 거의 없었던 구간이다. 상관계수의 괄호 안의 숫자는 p값을 의미한다.

	패널 A (1990.01~2015.10)		패널 B (1990.01~1998.12)		패널 C (1999.01~2015.10)	
	시가가중지수	Tail risk	시가가중지수	Tail risk	시가가중지수	Tail risk
평균	345.9111	0.28519	111.7025	0.18226	471.1316	0.34022
중간	264.2630	0.33107	101.9102	0.16769	446.8442	0.35575
최대	816.7524	0.55043	175.9510	0.45214	816.7524	0.55043
최소	58.68280	0.00533	58.68280	0.00533	138.1528	0.01258
표준편차	241.0694	0.11352	35.11096	0.09389	208.4516	0.07988
상관계수	0.61733 (0.0000)		0.02718 (0.7801)		0.36303 (0.0000)	

**<표 9> Tail risk( $\lambda_t$ )와 예측기간별 시가가중지수 수익률에 대한 예측 회귀분석**

본 표는 tail risk의 주가수익률에 대한 예측력을 측정하기 위해  $INDEX_{t+\tau} = \alpha + \beta\lambda_t + \varepsilon_t$ ,  $\tau = 6, 12, 24, 36, 48m$ 의 예측회귀분석을 실시한 결과이다.  $INDEX_{t+\tau}$ 는 시가가중지수 (INDEX)로서 분석대상인 1,621종목의 각 발행주식수에 대해 증자 등의 자본변동을 반영한 수정주가를 곱하여 산출하였으며 1990년 1월 3일을 지수 100으로 설정하였다. INDEX\_6M은 t시점 이후 6개월까지의 INDEX 로그수익률이며 t시점부터 6개월 동안의 INDEX 보유수익률을 의미한다. 상대적 비교가 용이하도록 하기 위해 tail risk와 INDEX는 평균 0,  $\sigma$ 가 1인 표준화 값을 사용하였다. 패널 A구간은 본 연구의 전체기간이며 패널 B구간은 가격제한 폭이 12% 미만의 기간으로 주가가 가격제한 폭의 영향을 많이 받은 구간이다. 반면 패널 C구간은 가격제한 폭이 15% 혹은 그 이상으로 주가에 대한 영향이 거의 없었던 구간이다. 괄호 안의 숫자는 t-값을 의미한다.

종속변수	패널 A (1990.01~2015.10)			패널 B (1990.01~1998.12)			패널 C (1999.01~2015.10)		
	Coeff.	p-값	adj. R <sup>2</sup>	Coeff.	p-값	adj. R <sup>2</sup>	Coeff.	p-값	adj. R <sup>2</sup>
INDEX_6M	0.48166 (3.4352)	0.0007	0.03431	0.58784 (1.8159)	0.0722	0.02102	0.85669 (3.7954)	0.0002	0.06402
INDEX_12M	0.63104 (3.0869)	0.0022	0.02782	0.91246 (1.7504)	0.0829	0.01892	1.50957 (5.3371)	0.0000	0.12637
INDEX_24M	-0.04829 (-0.1958)	0.8449	-0.00337	-0.22817 (-0.3315)	0.7409	-0.00839	0.98233 (3.5828)	0.0004	0.06235
INDEX_36M	0.11941 (0.4626)	0.6440	-0.00288	-0.28765 (-0.4435)	0.6583	-0.00756	1.53903 (4.7121)	0.0000	0.11327
INDEX_48M	0.28270 (1.1751)	0.2410	0.00145	1.38126 (2.4823)	0.0146	0.04602	0.82850 (2.5428)	0.0120	0.03428

**<표 10> Tail risk에 대한 민감도(tail beta)에 따른 5분위 포트폴리오의 수익률**

본 표는 tail risk( $\lambda_t$ )에 대한 민감도 즉 tail beta(tail  $\beta$ )에 따라 분류된 5개의 포트폴리오의 보유기간별 평균수익률을 산출한 결과이다. 최근 60개월의 개별주식  $i$ 의 수익률 자료( $r_t$ )에 대하여  $E(r_{i,t+1}) = \mu_i + \beta_i \lambda_t + \varepsilon_t$ 의 회귀식으로 매월 단위로 개별주식  $i$ 의 tail risk에 대한 민감도인 tail beta(tail  $\beta_i$ )를 추정하였다. 이어 매월 전체 분석대상 주식을 이 tail beta의 크기에 따른 5개의 5분위 포트폴리오(Low, 2, 3, 4, High)를 구성하였으며, 이들 포트폴리오에 대해 각각 동일가중과 시가가중 방식의 매월 수익률을 산출한 후 임의로 1개월, 6개월 및 12개월의 보유기간 별 월평균수익률을 산출하였다. 아울러 5개의 포트폴리오 중에서 매월 tail beta가 높은 High포트폴리오를 매입하고 tail beta가 낮은 Low포트폴리오를 매도하는 새로운 포트폴리오인 'High-Low'의 복제 포트폴리오 수익률을 산출하였다. 각 포트폴리오의 수익률 산출은 동일가중과 시가가중 방식으로 구분하여 진행하였다.

동일가중 월평균 수익률

	Tail beta					High-Low
	Low	2	3	4	High	
1개월 보유	0.0185	0.1797	0.1752	0.2562	0.5420	0.5235
6개월 보유	0.0184	0.1278	0.1253	0.1671	0.2732	0.2674
12개월 보유	0.0175	0.0979	0.0970	0.1242	0.1842	0.1790

시가가중 월평균 수익률

	Tail beta					High-Low
	Low	2	3	4	High	
1개월 보유	0.0640	0.0919	0.0785	0.2053	0.2377	0.1737
6개월 보유	0.0560	0.0762	0.0665	0.1441	0.1608	0.1281
12개월 보유	0.0497	0.0640	0.0573	0.1109	0.1215	0.0994

**<표 11> Tail risk에 대한 민감도(tail beta)에 따른 횡단면 알파( $\alpha$ ) 분석**

본 표는 tail risk( $\lambda_t$ )에 대한 민감도 즉 tail beta(tail  $\beta$ )에 따라 분류된 5개의 5분위 포트폴리오에 대하여 CAPM 및 Fama French 3요인모형에 의한 알파( $\alpha$ )를 산출한 결과이다. 본 분석에서 사용한 분석모형 회귀식은 아래와 같다.

CAPM모형 : 
$$r_{p,t} - r_{f,t} = \alpha_p + \beta_p(r_{M,t-1} - r_{f,t-1}) + \varepsilon_t$$
  
 Fama & French 3요인모형 : 
$$r_{p,t} - r_{f,t} = \alpha_p + \beta_{1p}(r_{M,t-1} - r_{f,t-1}) + \beta_{2p}SMB_{t-1} + \beta_{3p}HML_{t-1} + \varepsilon_{t-1}$$

$r_M$ 은 시가가중지수(INDEX)로서 분석대상인 1,621종목의 각 발행주식수에 대해 증자 등의 자본변동을 반영한 수정주가를 곱하여 산출하였으며 1990년 1월 3일을 지수 100으로 설정하였다.  $r_f$ 는 무위험수익률로서 본 분석에서 적용된 분석기간(1990년 7월부터 2015년 10월까지)을 감안하여 분석기간 중 자료가 모두 제공되는 통화안정증권 1년물 시장수익률을 사용하였다. *SMB* 및 *HML*은 FnGuide가 Fama-French와 동일한 방식으로 산출하여 제공하는 자료를 참고하였다. 괄호 안 숫자는 t-값을 의미한다. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

동일가중 1개월 보유

	Tail beta					
	Low	2	3	4	High	High-Low
CAPM alpha	-0.0270*** (-4.083)	-0.0095* (-1.836)	-0.0078* (-1.895)	-0.0006 (-0.149)	0.0161*** (3.257)	0.0160* (-2.402)
FF3 alpha	-0.0165*** (-2.737)	0.0004 (0.082)	-0.0047 (-1.259)	0.0016 (0.407)	0.0198*** (3.462)	0.0273*** (-3.423)

시가가중 1개월 보유

	Tail beta					
	Low	2	3	4	High	High-Low
CAPM alpha	-0.0343*** (-7.340)	-0.0165*** (-3.723)	-0.0205*** (-6.252)	-0.0136*** (-3.896)	0.0045 (1.117)	0.0202*** (-3.393)
FF3 alpha	-0.0309*** (-5.597)	-0.0193*** (-3.476)	-0.0190*** (-5.103)	-0.0127*** (-3.311)	0.0029 (0.577)	0.0298*** (-3.991)

### <표 12> Tail risk의 FSI에 대한 예측력 분석

본 표는 tail risk의 시스템 리스크 지표로서의 유용성이 있는지를 알아 보기 위해 다음의 회귀식을 이용하여 tail risk의 거시경제 불안정성에 대한 예측력을 측정한 결과이다. FSI를 거시경제지표로 사용하여 tail risk의 FSI에 대한 예측력을 측정하였다. 본 연구에서는 FSI의 데이터기간이 2008년 1월부터인 관계로 이날 이후부터 2015년 10월까지 94개월의 데이터를 이용한 분석이 실시되었다.

$$FSI_{t+n} = \alpha + \gamma TAIL_t + \beta X_t + \sum_{i=1}^{12} \mu_i FSI_{t-i+1} + \varepsilon_{t+n}$$

여기서,  $FSI_{t+n}$ 는 한국은행이 발표하는 금융안정지수로서  $t$ 월 기준으로  $n$ 개월 경과 후의 지수이다.  $TAIL$ 은 앞서 살펴본 주식시장에서 추출된 tail risk이며  $X$ 는 FSI에 대한 예측력을 측정하기 위해 설정된 5가지 통제변수들이다. 이 통제변수에는 첫째, 디폴트 스프레드(default spread)로서 5년 국고채 이자율과 5년 BBB- 신용등급의 회사채 이자율의 차이(DEF), 둘째, 기간 스프레드(term spread)로서 5년 국고채 이자율과 1개월 국고채 이자율의 차이(TERM), 셋째, 상대적 단기이자율(relative short-term interest rate)로서 1개월 국고채 이자율과 12개월 이동평균의 1개월 국고채 이자율의 차이(RREL), 넷째, 리스크 프리미엄(equity risk premium)으로서 KOSPI 1개월 보유기간 수익률(로그수익률)과 1개월 국고채 이자율의 차이(ERP), 그리고 마지막으로 일일 리스크 프리미엄(ERP)의 월변동성(MVOL)이 적용되었다. 이들 통제변수들은 주식시장 및 채권시장과 관련된 변수들로서 FSI내의 금융시장적 요소를 통제하기 위한 목적으로 편입되었다. 본 연구에서는 이 통제변수들이 다른 변수들과의 scale 차이가 큰 것을 감안하여 통제변수의 고유 값에 100을 곱하여 scale을 조정하였다. 아울러 이들 통제변수 이외에 12개의 종속변수의 lag를 추가하였다.

종속변수의 FSI\_6M은 6개월 후의 FSI지수를 의미한다. 괄호 안의 숫자는  $t$ -값을 의미한다. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

변수	종속변수											
	FSI_4M	FSI_5M	FSI_6M	FSI_7M	FSI_8M	FSI_9M	FSI_10M	FSI_11M	FSI_12M	FSI_13M	FSI_14M	FSI_15M
Tail risk	0.0615 (0.626)	0.1319 (1.392)	0.2647*** (3.225)	0.1609* (1.864)	0.1229 (1.421)	0.1428 (1.630)	0.1883** (2.084)	0.2111** (2.197)	0.2021** (2.120)	0.0832 (0.864)	-0.0353 (-0.377)	-0.0300 (-0.324)
DEF	5.2703*** (3.284)	4.3201*** (2.769)	3.1817** (2.295)	1.3618 (0.948)	-0.6525 (-0.440)	-1.6290 (-1.066)	-0.7185 (-0.446)	0.1386 (0.080)	1.6813 (0.968)	3.5055* (1.958)	3.4898* (1.936)	1.3027 (0.716)
TERM	-3.7479*** (-3.679)	-3.2652*** (-3.309)	-2.2897** (-2.613)	-1.1055 (-1.216)	0.3208 (0.341)	1.2621 (1.301)	1.2269 (1.196)	1.1931 (1.084)	0.3523 (0.319)	-0.4541 (-0.400)	-0.2381 (-0.210)	1.3176 (1.156)
RREL	2.5830** (2.553)	4.0608*** (4.108)	5.6590*** (6.437)	6.6018*** (7.071)	6.9650*** (6.950)	6.0079*** (5.908)	4.2413*** (3.954)	3.9985*** (3.417)	3.2655*** (2.773)	2.5431** (2.030)	3.0471** (2.375)	4.1634*** (3.216)
ERP	-0.2184*** (-2.801)	-0.0962 (-1.278)	-0.0786 (-1.211)	-0.0766 (-1.126)	-0.0453 (-0.671)	0.0366 (0.539)	-0.0235 (-0.336)	-0.0620 (-0.834)	0.0437 (0.595)	0.0326 (0.439)	0.0266 (0.366)	0.0543 (0.753)
MVOL	-0.2136 (-0.956)	-0.1500 (-0.692)	-0.2224 (-1.194)	-0.1718 (-0.894)	0.0441 (0.227)	0.3490* (1.791)	0.5990*** (2.991)	0.4136* (1.948)	0.4322** (2.047)	0.2438 (1.143)	0.0631 (0.305)	0.0100 (0.049)
Adj. $R^2$	0.856	0.786	0.792	0.734	0.684	0.658	0.636	0.599	0.615	0.611	0.636	0.651