

Print ISSN: 1738-3110 / Online ISSN 2093-7717
<http://dx.doi.org/10.15722/jds.13.5.201505.71>

The Price of Risk in the Korean Stock Distribution Market after the Global Financial Crisis

글로벌 금융위기 이후 한국 주식유통시장의 위험가격에 관한 연구

Kyoung-Woo Sohn(손경우)*, Won-Suk Liu(유원석)**

Received: April 09, 2015. Revised: April 26, 2015. Accepted: May 14, 2015.

Abstract

Purpose – The purpose of this study is to investigate risk price implied from the pricing kernel of Korean stock distribution market. Recently, it is considered that the quantitative easing programs of major developed countries are contributing to a reduction in global uncertainty caused by the 2007~2009 financial crisis. If true, the risk premium as compensation for global systemic risk or economic uncertainty should show a decrease. We examine whether the risk price in the Korean stock distribution market has declined in recent years, and attempt to provide practical implications for investors to manage their portfolios more efficiently, as well as academic implications.

Research design, data and methodology – To estimate the risk price, we adopt a non-parametric method; the minimum norm pricing kernel method under the LOP (Law of One Price) constraint. For the estimation, we use 17 industry sorted portfolios provided by the KRX (Korea Exchange). Additionally, the monthly returns of the 17 industry sorted portfolios, from July 2000 to June 2014, are utilized as data samples. We set 120 months (10 years) as the estimation window, and estimate the risk prices from July 2010 to June 2014 by month. Moreover, we analyze correlation between any of the two industry portfolios within the 17 industry portfolios to suggest further economic implications of the risk price we estimate.

Results – According to our results, the risk price in the Korean stock distribution market shows a decline over the period of July 2010 to June 2014 with statistical significance. During the period of the declining risk price, the average correlation level between any of the two industry portfolios also shows a decrease, whereas the standard deviation of the aver-

age correlation shows an increase. The results imply that the amount of systematic risk in the Korea stock distribution market has decreased, whereas the amount of industry-specific risk has increased. It is one of the well known empirical results that correlation and uncertainty are positively correlated, therefore, the declining correlation may be the result of decreased global economic uncertainty. Meanwhile, less asset correlation enables investors to build portfolios with less systematic risk, therefore the investors require lower risk premiums for the efficient portfolio, resulting in the declining risk price.

Conclusions – Our results may provide evidence of reduction in global systemic risk or economic uncertainty in the Korean stock distribution market. However, to defend the argument, further analysis should be done. For instance, the change of global uncertainty could be measured with funding costs in the global money market; subsequently, the relation between global uncertainty and the price of risk might be directly observable. In addition, as time goes by, observations of the risk price could be extended, enabling us to confirm the relation between the global uncertainty and the effect of quantitative easing. These topics are beyond our scope here, therefore we reserve them for future research.

Keywords: Stock Distribution, Risk Price, Pricing Kernel, Global Uncertainty, Quantitative Easing.

JEL Classification: G01, G11, E50.

1. 서론

2007년 미국에서 시작된 금융위기가 주요 선진국 금융시장의 유동성 위기로 이어지면서 글로벌 경제는 매우 불확실한 상태에 놓이게 된다. 일반적으로 경제에 대한 불확실성 증가는 투자자들의 위험에 대한 보상요구수준을 상승시켜 기업 입장에서 자금조달이 어렵게 되고 그 수준이 심각한 경우 경제는 공황상태에 빠질 수 있다. 이에 미국, 유럽 등 금융위기 당사국들은 금융위기로 인한 불확실성이 확대되는 것을 막기 위해 역사상 유례가 없는 대규모의 채권 매입을 통해 금융시장에 유동성을 공급하였다. 미국을

* First Author, Associate Research Fellow, Investment Policy Division, National Pension Research Institute, Korea. Tel: +82-2-3446-0239. E-mail: tradersohn@gmail.com.

** Corresponding Author, Assistant Professor, Department of Economics, Kangnam University, Korea. Tel: +82-31-280-3737. E-mail: wonsuk.liu@kangnam.ac.kr

예로 들면 금융위기가 정점에 달했던 2008년 11월 연방준비위원회가 6000억 달러 규모의 주택담보대출 매입을 시작, 2010월 11월 제2차 양적완화 실시, 그리고 2012년 9월 제3차 양적완화부터 무제한적인 매입을 실시하고 있다. 그렇다면 과연 이러한 대규모 양적완화정책이 글로벌 경제의 불확실성을 줄이는데 성공하고 있다고 볼 수 있을까?

본 연구는 대외의존도가 높은 한국경제의 특성을 활용하여 한국 주식유통시장의 위험가격(risk price)을 살펴봄으로써 이 질문에 대한 답을 찾아보고자 시도한다. 한국 경제는 대외의존도가 상당히 높다. 이러한 특징 때문에 금융위기의 직접적인 당사국이 아님에도 한국 경제의 불확실성은 글로벌 경제의 불확실성과 양의 상관관계를 가질 가능성이 높고 한국 주식유통시장에서 관찰되는 위험가격 역시 글로벌 경제의 불확실성과 양의 상관관계를 가질 가능성이 높다. 한국과 같은 소규모 국가의 금융시장과 관련된 최근 연구로 Lee and Zhao(2014), Go and Lau(2014), Ho(2013), Chimucheka(2013) 등을 참고할 수 있다. 한편, 위험가격이란 자산 다각화를 통해 구축할 수 있는 가장 효율적인 포트폴리오의 위험, 즉 분산 불가능한 체계적 위험(systematic risk)에 대해 투자자들이 요구하는 보상수준을 말한다. 그렇기 때문에 만일 최근 선진국들의 양적완화 정책으로 글로벌 경제의 불확실성이 감소했다면 한국 주식유통시장에서도 체계적 위험이 감소하게 되고 이에 따라 투자자들이 요구하는 위험가격도 하락했을 것이다. 물론 한국 주식유통시장에서 체계적 위험의 감소가 관찰된다고 해서 그 원인이 글로벌 불확실성의 감소에 있다고 단정 짓기는 어렵다. 그러나 최근 몇 년의 시간동안 체계적 위험이 지속적인 감소추세에 있었다면 그 원인이 글로벌 불확실성 감소에 있을 개연성이 상당히 높아진다. 그 이유는 최근 몇 년간 한국 주식유통시장의 체계적 위험을 지속적으로 감소시킬 만큼 한국 경제 내부적 요인은 없었던 반면, 양적완화정책이 글로벌 경제의 불확실성을 감소시키는데 역할을 했다면 최근 몇 년 간 그 효과는 점차 증가했을 것이기 때문이다.

이에 본 연구는 2010년~2014년 기간 동안 한국 주식유통시장의 위험가격(risk price)을 월별로 추정하여 그 추세를 관찰하고, 추가적인 함의를 제공하기 위해 주가 간 상관관계의 추세를 분석하였다. 본 연구에서 위험가격을 추정하기 위해 사용한 방법은 Chen and Knez(1996)가 포트폴리오의 성과평가를 위해 사용한 비모수적 추정방법이다. 이 방법의 장점은 추정된 위험가격이 모형에서 가정하는 모수로 인해 발생할 수 있는 모형오류에서 자유롭다는 것이다. 예를 들어 자산가격 결정모형인 CAPM에서 가장 효율적인 포트폴리오는 시장포트폴리오이므로 이 시장포트폴리오의 위험가격(risk price)으로 다른 자산들의 위험-보상관계를 평가하게 된다. 그런데 CAPM이 자산들의 위험-보상관계를 제대로 설명하지 못한다는 수많은 선행 연구결과들은 CAPM을 통해 추정되는 위험가격의 오류가능성을 시사한다. 일반적으로 모수적인 모형들은 사람들의 선호체계나 자산수익률 등을 가정하기 때문에 그로부터 추정되는 위험가격의 오류가능성을 내포하게 된다. 하지만 Chen and Knez(1996)가 사용한 비모수적인 방법은 단지 시장이 균형상태라면 성립되어야 하는 가장 기본적인 조건 하에서 위험가격을 도출하기 때문에 모수모형이 내포하는 오류에서 자유롭다. 이에 본 연구는 한국거래소가 2000년도부터 제공하는 산업별 포트폴리오 지수의 월별 수익률 자료를 이용하여 비모수적인 방법으로 한국 주식유통시장의 위험가격을 추정하고 그 경제학적 함의를 살펴보았다. 더 나아가 추가적 함의를 위해 산업별 포트폴리오 간 상관계수도 추정하고 특성을 분석하였다.

본 연구의 위험가격 및 상관계수 추정 및 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 2010년~2014년 기간 동안 위험가격의 월별 추정치(estimate)는 시간에 대해서 통계적으로 유의한 음(-)의 기울기를

가지고 감소하는 것으로 나타났다. 둘째, 산업 간 상관계수 추이를 살펴본 결과 2010년~2014년 기간 동안 각 산업의 월별 평균 상관계수가 시간에 대해서 통계적으로 유의한 음(-)의 기울기를 가지고 감소하는 것으로 나타났다. 셋째, 2010년~2014년 기간 동안 각 산업간 상관계수의 분포 범위를 표준편차의 크기로 측정한 결과 월별 상관계수의 표준편차가 시간에 대해서 통계적으로 유의한 양의 기울기를 가지고 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 추정결과와 다음과 같은 함의를 제공한다. 첫째, 글로벌 경제의 불확실성이 고조된 상황에서 양적완화 정책의 실시효과가 나타날 가능성이 있는 2010년~2014년 시기에 위험가격이 지속적으로 감소한다는 것은 모든 산업에 영향을 미치는 공통위험요인의 크기가 줄어들면서 한국 주식유통시장의 체계적 위험요인에 대한 보상인 위험가격이 하락하고 있음을 의미한다. 둘째, 평균적인 상관계수가 감소추세에 있으면서, 상관계수의 분포범위는 증가하고 있다는 것은 글로벌 불확실성 감소에 따라 산업별 포트폴리오가 노출된 위험 가운데서 공통위험요인의 비중이 감소하고 각 산업특성에 의한 위험비중이 상대적으로 증가하고 있음을 의미한다. 이는 글로벌 불확실성이 지속적으로 감소의 간접적인 증거가 될 수 있는 동시에 투자자들에게 전략적인 시사점을 제공한다. 최근 한국 주식유통시장에서는 체계적 위험요인에 대한 보상이 감소하는 가운데 각 산업 특성에 의한 위험비중이 상대적으로 증가하고 있기 때문에 목표수익률을 높이고자하는 투자자는 레버리지를 높이거나, 체계적 위험에 대한 노출이 큰 산업에 대한 투자비중을 증가시켜야 함을 시사한다.

2. 선행연구 고찰

먼저 본 연구의 주요 관측대상인 위험가격(risk price)이 가지는 경제학적 의미를 선행연구를 통해 살펴보고자 한다. 위험가격을 이해하기 위해서는 자산가격을 결정하는데 가장 중요한 역할을 하는 확률할인요인(SDF, Stochastic Discount Factor)에 대한 이해가 선행되어야 한다. 거래되는 위험증권의 적정 유통가격은 미래에 발생할 수 있는 각각의 상황에서 받을 수 있는 현금흐름에 그 상황에 적합한 할인율을 곱한 후, 각각의 상황이 일어날 수 있는 확률로 가중 평균한 값이다. 그리고 내일 어떤 상황이 일어날지 오늘 시점에서 알 수 없기 때문에 오늘 시점에서 미래의 현금흐름 뿐만 아니라 할인율 역시 확률변수(random variable)이다. 이 할인율을 Stochastic Discount Factor(SDF), 또는 Pricing Kernel 이라고 한다. Lucas(1978), Breeden(1979) 등의 연구는 SDF를 기간 간 선택문제에 직면한 소비자의 최적선택과 관련하여 설명함으로써 SDF가 내포하고 있는 경제학적 의미를 직관적으로 설명하고 있다. 소비자의 효용함수를 $u(c_t) = (1-\gamma)^{-1}c_t^{1-\gamma}$ 의 멱함수 형태로 가정하면 소비자들은 $u(c_0, c_T) = u(c_0) + \beta E_t[u(c_T)]$ 라는 생애효용을 극대화하기 위해 현재소비와 미래소비를 결정하고, 그 결과는 자산의 균형가격에 반영된다. 여기서 β 는 소비자의 주관적 할인율을 의미한다. 이 의미를 좀 더 살펴보기 위해 $u'(c_0)$, $u'(c_T)$ 를 각각 현재와 미래 시점에 있어서 소비로부터 얻게 되는 한계효용, p 라는 확률변수를 미래 τ 시점에서 포트폴리오의 불확실한 수익, 그리고 이 포트폴리오의 현재가격을 $\pi(p)$ 라고 한다면, 균형상태에서는 최적화의 1계 조건인 $u'(c_0)\pi(p) = E_t[\beta u'(c_T)p]$ 관계가 성립해야 한다. 이 식을 $\pi(p)$ 에 대해서 정리하면 미래 p 라는 불확실적인 수익을 주는 증권의 현재가격 $\pi(p)$ 는 다음과 같이 표현된다.

$$\pi(p) = E_0 \left[\beta \frac{u'(c_\tau)}{u'(c_0)} p \right] \tag{1}$$

(1) 식에서 $\beta u'(c_\tau)/u'(c_0)$ 는 미래 소비의 한계효용의 현재가치와 현재소비의 한계효용 비율로서 소비자의 기간간한계대체율(IMRS, Intertemporal Marginal Rate of Substitution)을 의미한다. (1) 식에서 $\beta u'(c_\tau)/u'(c_0)$ 를 M_τ 이라고 하면 (1)식은 $\pi(p) = E(M_\tau p)$ 가 된다. 즉, 자산의 균형가격이란 결국 미래에 발생 가능성이 있는 각 상황에서 받을 수 있는 현금흐름 p 에 그 상황이 발생했을 경우의 소비자의 IMRS 즉, M_τ 를 곱한 값을 각 상황들이 발생할 확률로 가중평균 한 값이 된다. $\pi(p) = E(M_\tau p)$ 의 양변을 $\pi(p)$ 로 나누면 $1 = E(M_\tau p/\pi(p))$ 로 정리할 수 있고, $p/\pi(p)$ 를 R 이라고 한다면 R 은 해당 포트폴리오의 τ 기간 동안의 총수익(gross return)이 된다. 따라서 (1) 식은 다음의 식으로 표현된다. 이하부터 필요한 경우를 제외하고 미래시점을 의미하는 τ 는 생략하기로 한다.

$$1 = E[MR] \tag{2}$$

(2) 식은 균형상태에서 모든 개별 자산들의 수익률은 동일한 M 이라는 확률변수에 의해서 결정된다는 의미이다. 이론적으로 균형 상태에서는 모든 사람들의 IMRS는 동일하게 되므로 모든 사람들은 동일한 SDF, 즉 M 을 공유하게 되고 모든 자산의 가격을 결정하는 중요한 요인이 된다. 이런 의미에서 M 을 pricing kernel이라고 부르기도 한다. Harrison and Kreps(1979), Hansen and Richard(1987), Hansen and Jagannathan(1991, 1997)는 이 M 이 함축하고 있는 경제학적 의미를 이해할 수 있는 중요한 연구결과들을 제시한다. Harrison and Kreps(1979)는 완전한 시장(complete market) 하에서 유일한 M 이 존재하며 자산가격정보를 이용해 M 을 관찰할 수 있음을 설명한다. 한편 (2)식은 모든 자산에 대해 성립하므로 무위험자산인 경우에도 성립해야 한다. 무위험 자산의 총수익(gross return)을 R_f 라고 한다면 (2)식으로부터 $1 = E[MR_f]$ 의 관계가 성립되고 R_f 는 확률변수가 아니기 때문에 $1/R_f = E(M)$ 이 성립한다. 즉, M 의 기댓값은 미래시점의 모든 상황에서 1을 보장하는 무위험 자산의 현재가격이다. 그리고 이론적으로 무위험자산에 투자하는 것과 각각의 상황에서 1을 보장하는 Arrow-Debreu 증권을 모두 사는 것은 동일하다. 따라서 무위험 자산의 현재가격과 모든 Arrow-Debreu 증권을 사는데 필요한 금액은 같아야 하고, 특정 상황이 발생했을 때 1을 주는 Arrow-Debreu 증권의 가격은 각 상황에서의 M 과 해당 상황이 발생할 확률을 곱한 값이 된다. Cochrane(2005)은 금융시장으로부터 도출되는 M 과 거시경제의 상호작용에 대해 자세히 논의하였다. Cochrane은 소비자들의 미래소비에 대한 불확실성 위험이 M 에 반영되고, 위험자산의 프리미엄이 결정되는 과정을 자세히 설명하고 있는데, 간단한 확률이론에 따르면 $E(MR)$ 은 $cov(M, R) + E(M)E(R)$ 이므로 (2)식의 관계는 $1 = cov(M, R) + E(M)E(R)$ 가 된다. 양변을 $E(M)$ 으로 나누면 $E(R) - 1/E(M) = -cov(M, R)/E(M)$ 인데, 앞서 설명한대로 $1/E(M)$ 은 R_f 이므로 $E(R) - R_f = -cov(M, R)/E(M)$ 가 성립한다. 다시 양변을 $var(M)$, 즉 M 의 분산으로 나누면 (2) 식은 다음과 같이 정리된다.

$$E(R) - R_f = [-cov(M, R)/var(M)][var(M)/E(M)] \tag{3}$$

$\beta_{R,M} = -cov(M, R)/var(M)$, $\lambda = var(M)/E(M)$ 라고 정의하면 (3) 식은 다음과 같다.

$$E(R) - R_f = \beta_{R,M} \lambda \tag{4}$$

(3), (4) 식의 좌변은 위험자산의 무위험자산에 대한 초과수익률을 의미한다. 그리고 초과수익률의 크기는 $\beta_{R,M}$ 와 λ 의 곱으로 정해지는데 먼저 $\beta_{R,M}$ 의 의미부터 살펴보자. $\beta_{R,M}$ 는 R 을 M 에 대해 회귀하였을 때 회귀계수에 음수 값을 곱한 값으로 M 의 변화에 대한 R 의 민감도를 의미한다. 그런데 $cov(M, R)/var(M)$ 앞에 음수부호가 붙어 있음에 유의할 필요가 있다. M 은 확률변수 이므로 $var(M) > 0$ 이고, $E(M) > 0$ 이므로 항상 $var(M)/E(M) > 0$ 이다. 따라서 위험자산의 초과수익률이 양, 즉 $E(R) - R_f > 0$ 이라는 의미는 $cov(M, R) < 0$ 이라는 의미이다. 반면 M 이 커질 때 R 도 커지면 $cov(M, R) > 0$ 이 되어 $\beta_{R,M} < 0$, 즉 음(-)의 위험보상이 이루어진다. 즉, 소비자들은 $cov(M, R)$ 가 작을수록 소비자들은 해당 자산의 가치를 낮게 평가하여 자산가격이 하락하고 해당 자산에 대한 위험보상이 증가하게 된다. 반면, $cov(M, R)$ 가 클수록 가치가 높은 자산이라고 생각하여 자산가격이 상승하고 그에 따라 해당 자산에 대한 위험보상은 줄어들게 된다. M 은 기간 간 한계대체율(IMRS)로서 현재소비 한계효용대비 미래소비 한계효용이 상대적으로 높을 때 증가한다. 소비의 한계효용은 경제가 호황일 때 보다 불황일 때 높아진다. 때문에 $cov(M, R) > 0$ 인 자산은 소비여건이 좋지 않은 경기불황에서 상대적으로 높은 수익률을 주는 자산이기 때문에 무위험자산보다도 높은 가치를 지닐 수도 있다.

이번에는 (3), (4)식의 λ 에 대해 살펴보자. 우리는 (1), (2) 식으로부터 $M = \beta u'(c_\tau)/u'(c_0)$ 임을 알고 있는데 이 M 을 (3)식에 있는 $var(M)/E(M)$ 에 대입하여 테일러 전개한 후 정리하게 되면 (4)식의 λ 는 $\gamma var(\Delta c)$ 가 된다. 단, γ 는 투자자의 위험기피도를 의미하는 모수(risk aversion parameter)이며, $var(\Delta c_\tau)$ 는 미래 소비변화(consumption growth)의 변동성을 의미한다. 즉, λ 는 γ 와 미래소비변화(Δc_τ)의 변동성에 의해서 결정됨을 알 수 있다. 따라서 만일 λ 가 증가/감소했다는 것은 γ 가 증가/감소했거나 $var(\Delta c_\tau)$ 가 증가/감소했다는 의미이다. 그런데 미래소비변화의 변동성을 의미하는 $var(\Delta c_\tau)$ 는 경제내의 불확실성에 비례하게 된다. 따라서 (4)식은 투자자의 위험회피도가 증가하거나 경제내의 불확실성이 커지면 투자자들은 위험 한 단위당 요구하는 보상수준을 높이고, 위험회피가 감소하거나 경제내의 불확실성이 감소하면 위험 한 단위당 요구하는 보상수준을 낮춘다는 의미로 해석할 수 있다. 결국, (4) 식의 λ 는 투자자의 위험회피도가 일정한 상태에서 경제의 불확실성이 증가 또는 감소할 때 그 크기가 증가 또는 감소하는, 즉 투자자들이 위험 한 단위당 요구하는 보상수준인 위험가격(risk price)을 의미한다. 그리고 Markowitz(1952, 1959)의 평균-분산분석 모형 이후 수많은 자산가격결정모형의 공통적인 함의로부터 (4)식에서 위험가격 λ 는 시장 내 체계적인 위험에 대한 투자자들의 요구 보상수준이라는 것을 알 수 있다. 예를 들어 Merton(1973)은 시장포트폴리오가 모든 투자자들이 유일하게 선택하는 가장 효율적인 포트폴리오일 때, 위험가격 λ 가 이 시장포트폴리오의 분산에 비례함을 보였다, 즉 $E(R_\tau^{Mkt}) - R_f = \gamma var(R_\tau^{Mkt})$ 의 관계가 성립하는데, 이때 γ 는 소비자들의 위험성향으로 $\gamma = 0$ 이면 위험중립적인 소비자로 위험가격 λ 는 0이 되며, $\gamma > 0$ 인 경우 위험기피자로

서 미래 시장포트폴리오의 변동성인 $var(R_t^{Mkt})$ 의 크기에 비례하는 양의 값에서 위험가격 λ 가 결정된다. 일반적으로 투자자의 고유한 선호체계를 의미하는 모수 γ 는 쉽게 변하는 것이 아니다. 따라서 투자자들이 보다 높은/낮은 위험가격을 요구하고 있는 상태라면 경제전반적인 불확실성이 증가/감소해서 소비자들의 미래소비의 불확실성에 영향을 미치게 되는 체계적인 위험이 증가/감소했기 때문일 가능성이 크다.

3. 연구방법론

모수적인 모형(parametric approach)들은 경제주체들의 선호체계, 초기자원배분, 생산기술에 대한 저마다의 가정을 하고 있기 때문에 연구자 입장에서 모수적 모형을 바탕으로 추정된 SDF를 경제학적 직관과 연관 지어 생각하기 용이하다. 그러나 앞서 언급했듯이 이러한 모형들은 때로 너무 많은 제약을 가하게 됨에 따라 모형선택에 따라 실증분석 결과에 모형선택 오류가 개입될 수 있다는 큰 단점을 지닌다. 이를 극복하기 위한 방법인 모형을 가정하지 않고 시장에서 관찰되는 증권가격으로부터 SDF를 도출하는 비모수적인 방법(non-parametric approach)이 모색되기도 한다. 본 연구에서 한국 주식유통시장의 위험가격을 추정하기 위해 사용하는 방법이 바로 이러한 비모수적인 추정 방법이다. 아래에서는 먼저 본 연구에서 사용한 자료와 관련된 내용들을 설명한 후, 비모수적 추정방법에 대해 설명한다.

3.1. 자료

본 연구에서 SDF 추정을 위해 한국거래소(KRX)가 제공하는 산업별 지수 가운데 새로운 산업구조의 변화를 반영하기 위해 2000년부터 발표하고 있는 지수를 비모수적으로 SDF를 추정하기 위한 기초자산(basis asset, primitive asset, reference asset) 자료로 사용하였다. 보다 자세한 내용은 한국거래소 홈페이지를 참고할 수

있으며, 각 산업별 지수를 구성하는 종목들은 한국거래소 유가증권시장 상장종목들이며 구체적인 분류체계와 각 산업별 포트폴리오를 구성하는 종목의 수, 시가총액, 그 비중은 아래 <Table 1>과 같다.

본 연구에서는 위의 산업분류 지수들 가운데 금융업을 제외한 17개 산업별 지수의 2000년 7월부터 2014년 6월까지 월 수익률 자료를 사용하였다. 금융업은 제조업으로 분류되는 다른 산업군과 위험의 성격이 다르기 때문에 기존 연구들 대부분 역시 금융업을 분석대상에서 제외시킨다. 본 연구에서 유가증권시장 개별 종목들을 기초자산으로 직접 활용하지 않고 산업별로 분류한 포트폴리오를 이용한 이유는 크게 두 가지이다. 첫째, 실제 관찰되는 개별 종목의 추가에는 특정기업의 특성에 따른 측정오차(measurement error)가 개입되어 있을 수 있다. 그러나 이들 개별 종목들을 산업별 특성에 따라 포트폴리오로 구성하면 이러한 개별 주식의 측정오차문제는 감소시키면서 경제상황에 따른 산업별 특성은 남아있게 된다. 둘째, 기초자산의 수를 증가시키게 되면 SDF를 추정하는 과정에서 기술적으로 추정이 되지 않는 경우가 나타난다. 이러한 기술적인 이유 때문이라도 일반적으로 기초자산 편입자산의 종류와 수를 제한한다. 한편, 기초자산으로 산업별 포트폴리오를 사용하는 것의 타당성을 확보하기 위해 기존 연구들을 살펴본 결과 주로 산업별 포트폴리오 또는 Fama, French가 제시한 기업규모(size)와 장부가대비 시가비중(book to market)에 따라 정렬하고 분류한 포트폴리오 가운데 각 포트폴리오 간 상관관계가 낮은 기초자산군을 선택하고 있음을 확인할 수 있었다. <Table 2>는 한국 주식유통시장의 산업별 포트폴리오 간 상관관계수 평균과 Fama-French 분류 포트폴리오 간 상관관계수 평균을 비교한 것이다. 산업별 포트폴리오의 상관관계수는 금융업을 제외한 17개 산업별 포트폴리오의 월 수익률을 이용하였으며, Fama-French 분류 포트폴리오의 상관관계수 역시 금융업을 제외한 한국거래소 유가증권시장에 상장되어 있는 종목들을 기업규모에 따라 4개 그룹, 장부가/시가비중에 따라 4개 그룹으로 분류한 총 16개 포트폴리오의 월 수익률을 이용하여 계산하였다.

<Table 1> Summary of Industry Portfolios as of June 2014

Industry Classification	No. of Listed Issues	Market Cap. (Unit: KRW, %)
Food & Beverages	51 (5.62)	30,471,646,177,755 (2.55)
Textile & Wearing Apparel	29 (3.20)	5,378,250,225,007 (0.45)
Paper & Wood	26 (2.87)	2,725,492,300,392 (0.23)
Chemicals	108(11.91)	111,196,096,579,645 (9.29)
Medical Supplies	48 (5.29)	14,171,751,619,843 (1.18)
Non-metallic Mineral	30 (3.31)	5,526,319,457,866 (0.46)
Iron & Metal Products	49 (5.40)	53,651,093,568,275 (4.48)
Machinery	43 (4.74)	19,452,754,779,752 (1.62)
Electrical & Electronic	68 (7.50)	302,433,294,971,144 (25.26)
Medical & Precision Machines	4 (0.44)	696,115,544,322 (0.06)
Transport Equipment	54 (5.95)	160,299,839,404,730 (13.39)
Distribution	65 (7.17)	66,533,329,857,739 (5.56)
Electricity & Gas	11 (1.21)	32,710,947,890,140 (2.73)
Construction	42 (4.63)	26,101,546,109,700 (2.18)
Transport & Storage	24 (2.65)	21,543,123,059,515 (1.80)
Communication	3 (0.33)	31,098,883,134,320 (2.60)
Services	159(17.53)	145,997,399,406,634 (12.19)
Finance and etc.	93(10.25)	167,228,795,471,254 (13.96)
Total	806(100.0)	1,197,216,679,558,030 (100.0)

<Table 2> Average Correlation: Industry Portfolios vs Fama-French Portfolios

Industry-sorted Portfolios		Size & B/M-sorted Portfolios		
Industry Classification	Avg. Correlation	Size	B/M	Avg. Correlation
Food & Beverages	0.602	1	1	0.645
Textile & Wearing Apparel	0.581	1	2	0.682
Paper & Wood	0.605	1	3	0.781
Chemicals	0.647	1	4	0.566
Medical Supplies	0.540	2	1	0.697
Non-metallic Mineral	0.585	2	2	0.799
Iron & Metal Products	0.569	2	3	0.802
Machinery	0.611	2	4	0.683
Electrical & Electronic	0.492	3	1	0.749
Medical & Precision Machines	0.486	3	2	0.795
Transport Equipment	0.581	3	3	0.783
Distribution	0.639	3	4	0.672
Electricity & Gas	0.415	4	1	0.706
Construction	0.600	4	2	0.797
Trnasport & Storage	0.593	4	3	0.761
Communication	0.349	4	4	0.664
Services	0.644			
Total Average	0.561	Total Average Correlation		0.724

<Table 3> Summary Statistics of Industry Sorted Portfolios

Industry Classification	mean	sd	min	max	cum ret	alpha	beta
Food & Beverages	0.013	0.069	-0.186	0.208	6.351	0.006**	0.722
Textile & Wearing Apparel	0.004	0.091	-0.394	0.247	0.983	-0.004	0.912
Paper & Wood	0.007	0.083	-0.283	0.192	1.695	-0.001	0.870
Chemicals	0.016	0.078	-0.257	0.205	9.411	0.008**	0.938
Medical Supplies	0.015	0.086	-0.248	0.347	7.160	0.008	0.742
Non-metallic Mineral	0.013	0.090	-0.337	0.302	4.296	0.005	0.880
Iron & Metal Products	0.014	0.084	-0.235	0.255	6.202	0.007	0.887
Machinery	0.017	0.113	-0.354	0.368	5.549	0.007	1.227
Electrical & Electronic	0.010	0.096	-0.305	0.384	2.278	0.001	1.122
Medical & Precision Machines	0.017	0.152	-0.298	0.687	2.868	0.007	1.342
Transport Equipment	0.020	0.093	-0.326	0.240	12.651	0.011**	1.076
Distribution	0.012	0.088	-0.308	0.310	3.935	0.004	1.044
Electricity & Gas	0.004	0.071	-0.197	0.175	1.357	-0.002	0.541
Construction	0.012	0.110	-0.329	0.377	2.875	0.003	1.208
Transport & Storage	0.016	0.115	-0.296	0.408	5.067	0.006	1.261
Communication	-0.003	0.065	-0.218	0.178	0.388	-0.009**	0.522
Services	0.008	0.085	-0.346	0.314	2.199	0.000	0.995

산업별 포트폴리오들의 상관계수 평균은 약 0.56, 기업규모-장부가/시가 포트폴리오들의 상관계수 평균은 약 0.72로 계산되었으며, 이는 한국의 경우 비모수적인 방법으로 SDF를 추정하기 위한 기초자산으로 산업별 포트폴리오를 사용하는 것이 좀 더 타당함을 의미한다.

3.2 자료의 요약통계량

위의 <Table 3>은 전체 표본기간인 2000.7 ~ 2014.6의 각 산업군 포트폴리오의 월 수익률에 대한 평균, 표준편차, 최소값, 최대값, 누적수익률 등을 제시하고 있다. 그리고 참고할 수 있도록

시장포트폴리오의 proxy를 KOSPI로 하여 CAPM을 이용해 추정된 초과수익률 alpha와 beta를 함께 제시하였다. <Table 3>을 살펴보면 전체 표본기간에 있어 월평균 수익률이 가장 높은 산업은 운수장비업으로 전체기간 누적수익률도 가장 높은 업종인 것으로 나타났다. 그리고 1% 유의수준 하에서 유의한 양의 alpha 값이 추정되었다. 반면 월평균 수익률이 가장 낮은 통신업은 전체기간 누적수익률도 가장 낮고, 1% 유의수준 하에서 유의한 음의 alpha값이 추정되었다. 포트폴리오의 변동성 측면을 살펴보면 의료정밀업종의 표준편차가 가장 높게 관측되었으며, 이외에도 기계, 건설, 운수상고업의 표준편차가 상대적으로 높게 관측되었는데 이들 업종의 beta 역시 상대적으로 다른 업종 대비 큰 것으로 추정되었다.

그리고 수익률의 최소값과 최대값 역시 이들 업종에서 관측되고 있다. 한편 생활필수품을 생산하는 업종으로 볼 수 있는 음식료품과 통신업의 표준편차가 가장 낮게 관측되었다. 그런데 음식료품의 경우 1% 유의수준에서 유의한 양의 alpha 값이 추정된 반면 통신업의 경우는 반대로 1% 유의수준에서 유의한 음의 alpha 값이 추정되었다는 점이 특징적이다.

3.3. 비모수적 추정모형 및 위험가격 추정

본 연구에서 사용한 비모수적 SDF 추정방법은 Chen and Knez(1996)가 포트폴리오의 성과측정을 위해 사용한 방법이다. Hansen and Richard(1987), Hansen and Jagannathan(1991)은 시장이 균형상태라면 SDF가 존재하며, 또한 그 역도 성립한다는 정리를 제시하였는데, 이는 소비자의 선호체계나 시장의 완전성 등 경제학 분석에서의 암묵적인 가정 없이 비모수적인 방법으로 SDF를 도출하고 위험자산들의 위험-보상관계를 논할 수 있게 해 준다는 점에서 매우 유용한 정리이다. 때문에 이 방법은 Roll(1978), Dybvig and Ross(1985) 등이 언급하는 모형선택의 오류에서 자유롭고 추정된 위험가격의 강건성(robustness)을 높일 수 있는 방법이다. 이와 관련하여 Ahn, Conrad, Dittmar(2003)의 자세한 설명을 참고할 수 있다. 한편, 시장이 균형상태에 있다면 일물일가의 법칙(Law of One Price) 또는 무차익조건(No Arbitrage Condition)이 성립해야 한다. 본 연구는 이 두 조건 가운데 일물일가의 법칙이 성립한다는 다소 약한 균형조건 하에서 SDF를 추정하고자 한다. 일물일가의 법칙이 성립한다는 것은 기초자산의 비중을 조정한다고 해서 위험대비 초과수익률을 얻을 수 없음을 의미한다. 정리하면, 본 연구에서 비모수적으로 SDF를 추정한다는 의미는 일물일가의 법칙이 성립한다는 조건하에 앞의 (2)식, $1 = E(XM)$ 의 관계가 최대한 성립되도록 하는 M 을 찾는 것이다. 이를 찾는 과정을 설명하기 위해 (2)식을 좀 더 구체적으로 다음과 같이 행렬형태로 표현해보자.

$$1_N = E[XM] \tag{5}$$

위 (5)식에서 1_N 은 $N \times 1$ 단위 벡터, X 는 $N \times T$ 행렬로 1부터 T 까지 각 상태(state)에서의 N 개 기초자산의 총수익률(gross return), M 은 1부터 T 까지 각 상태(state)에서의 SDF를 의미한다. 그런데 일물일가의 법칙이 성립되기 때문에 M 역시 N 개의 기초자산을 선형결합, 즉 $X\alpha^*$ 로 표현될 수 있고 (5)식은 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$1_N = E[XM] = E[XX'\alpha^*] \tag{6}$$

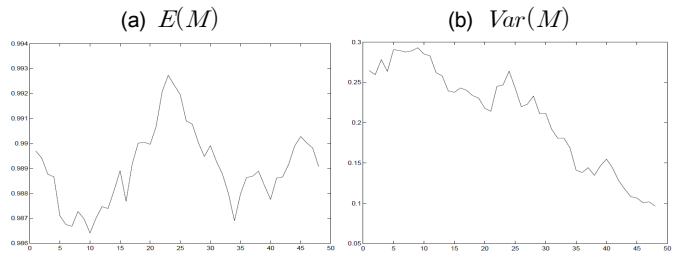
따라서 $\alpha^* = E[XX']^{-1}1_N$ 이 되고 이로부터 $M = X'\alpha^* = X'E[XX']^{-1}1_N$ 을 추정할 수 있게 된다. 그리고 식(3), (4)에 의해 위험가격 $\lambda = var(M)/E(M)$ 로 정의되므로 위에서 추정된 M 을 이용해 λ 를 계산할 수 있게 된다. 한편, M 을 추정하기 위해서는 $E[XX']$ 을 구해야 하는데 이는 엄밀하게 보자면 $E[XX'|I]$ 과 같이 M 을 추정하는 시점에서 정보 I 에 대한 조건부 기대를 이용해야 한다. 이와 관련하여 Hansen and Richard(1987), Hansen and Jagannathan(1991)은 기초자산의 가격을 관측하는 기간이 충분히 긴 경우 (6)식과 같은 비조건부 기대 형태로 모수 값에 가까운 M 의 적률들을 추정할 수 있음을 설명하고 있다. 이에 본 연구는 추정윈도우의 길이를 10년(120개월)으로 함으로써 충분히 긴 기간

동안 기초자산 가격을 관측한 후 추정윈도우를 1개월 단위로 이동시키면서 2010년 7월부터 2014년 6월까지 매월의 M 의 적률들을 추정한 후 위험가격 λ 를 계산하였다.

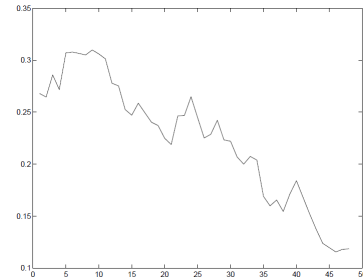
4. 연구결과

4.1. M, λ 의 추정결과

2010년 7월부터 2014년 6월까지 매월의 M 의 1차, 2차 적률들을 추정한 결과는 다음 <Figure 1>과 같다. 그림을 살펴보면 $E(M)$ 은 특별한 추세를 관찰하기 어려운 가운데 $Var(M)$ 은 하락 추세에 있음을 알 수 있다.



<Figure 1> Estimation Result: $E(M)$ and $Var(M)$



<Figure 2> Estimation Result: λ

먼저 추정된 $E(M)$ 의 경제학적 함의를 살펴보자. M 은 투자자의 IMRS이므로 $E(M)$ 이 상승한다는 것은 투자자들의 IMRS가 높아졌음을 의미하며, $E(M)$ 이 하락한다는 것은 투자자들의 IMRS가 낮아졌음을 의미한다. IMRS는 투자자들이 미래 경제상황, 혹은 미래 소비를 부정적으로 판단할 때 높아지게 된다. 그런데 위의 그림을 살펴보면 관측기간 동안 $E(M)$ 은 0.986에서 0.993 사이의 값에서 큰 추세 없이 변동하는 가운데 2012년 중반에 다소 높게 상승하는 모습을 보여주고 있다. 이는 이 기간 동안 투자자들의 IMRS가 미래 경제상황에 의해 다소 영향을 받기는 하지만 소비여건의 유의한 변화는 기대하지 않았음을 보여준다. 한편 $Var(M)$ 은 $E(M)$ 의 경우와 마찬가지로 2012년 중반에 다소 증가하기는 하였으나, 전반적으로 0.3에서 0.1로 하락하는 추세를 보여준다. 이는 M 의 편차가 전반적으로 작아지고 있다는 의미로 M 의 편차가 작아진다는 것은 투자자들이 인식하는 미래 발생가능 상황(state)의 불확실성이 감소했다는 의미이다. 최근 몇 년간 한국 주식유통시장에서 가장 큰 위험요인이 글로벌 경제의 불확실성이었다는 점을 고려하면, 2010년 후반부터 $Var(M)$ 이 하락하고 있는 추세를 글로벌 경제상황에 의한 한국경제의 불확실성이 감소의 결과로 해석할 수 있다. <Figure 2>는 2010년 7월부터 2014년 6월

까지 한국 주식유통시장의 위험가격 λ 의 월별 추이를 보여주는 그림이다. 그림을 보면 위험가격 λ 가 <Figure 1>의 $Var(M)$ 과 유사하게 2011년부터 하락하고 있음을 확인할 수 있다.

그림을 통해 관측된 위험가격 λ 의 하락추세의 통계적 유의성을 아래와 같이 관측된 월별 위험가격 λ 를 종속변수로 하고 시간을 설명변수로 하는 단순회귀모형을 통해 살펴보고자 하였다.

$$\lambda_t = \alpha_\lambda + \beta_\lambda t + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, 48$$

그리고 위 회귀식의 β_λ 가 유의한 음수 값으로 추정되는 경우 λ 가 시간이 지나면서 유의한 하락추세에 있다고 판단할 수 있게 된다. 이를 위해 Newey and West(1987) 방법에 따라 위 회귀모형의 ϵ_t 의 자기상관성과 이분산성을 조정해준 표준오차(standard error)를 이용해 다음 귀무가설을 검정하였다.

$$H_{a_0} : \beta_\lambda = 0$$

$$H_{a_1} : \beta_\lambda < 0$$

회귀모형의 추정결과, 표준오차, 그리고 z -value, R^2 값을 <Table 4>에 정리하였다.

<Table 4> Estimation Result: λ

intercept			slope			R-square
coefficient	s.e.	z-value	coefficient	s.e.	z-value	
0.311	0.011	27.422	-0.0042	0.0004	-11.0417	0.892

<Table 4>를 보면 λ 의 회귀계수인 β_λ 가 -0.0042로 이는 통계적으로 매우 유의한 음의 값인 것으로 나타났다. 즉, 위의 귀무가설을 기각하고 이 기간 동안 한국 주식유통시장의 위험가격 λ 이 통계적으로 유의하게 하락한다고 볼 수 있다. 이렇게 한국 주 $\lambda = Var(M)/E(M)$ 식유통시장에서 위험가격이 하락하는 이유는 의 정의와 <Figure 1>의 $Var(M)$, $E(M)$ 의 추정결과로부터 바로 설명된다. 따라서 위험가격의 하락은 투자자들의 미래경기에 대한 전망과 관련된 $E(M)$ 의 변화 때문이기보다는 미래경기에 대한 불확실성이 감소한 $Var(M)$ 의 변화에 기인한 것으로 판단해야 한다. 이어지는 4.2절에서는 λ 의 감소가 공통위험 요인의 감소와 관련되어 있다는 주장을 뒷받침할 수 있는 산업 간 상관관계수에 대한 추가적인 분석결과를 제시한다.

4.2. 산업간 상관관계수의 평균

4.1절의 위험가격 하락의 주요 원인이 글로벌경제의 불확실성이라는 공통위험요인의 감소에 의한 결과라는 해석을 뒷받침하기 위해 본 절에서는 본 연구의 기초자산으로 사용된 17개 산업 간

상관관계의 변화를 관찰해 보았다. 기존의 국내외 실증분석 결과에 따르면 경제전반의 불확실성이 증가하는 경우 개별 자산 간 상관관계수 사이에는 양의 상관관계가 존재하는 것으로 나타나고 있다. 그 이유는 일반적으로 경제전반의 불확실성이라는 공통위험요인이 증가하게 되면 개별 자산에 대한 투자자의 요구수익률이 모두 증가하기 때문이다. 따라서 글로벌경제 불확실성이라는 모든 산업에 있어 공통위험요인이 증가할 경우 산업 간 상관관계수는 높아지게 되고, 반대로 공통위험요인이 감소하는 경우 상관관계수는 낮아질 가능성이 있다. 본 연구는 위험가격 λ 의 관측기간에 산업별 포트폴리오의 상관관계수 추세를 살펴보기 위해 2010년 7월~2014년 6월 사이의 48개월에 대한 17개 산업별 포트폴리오간 월별 상관관계수를 추정시점부터 과거 120개 월수익률 자료(추정기간 10년)를 이용하여 추정한 후, 각 월마다 한 산업과 다른 16개 산업의 상관관계수 평균을 계산하였다. 즉, 특정 t 월의 i 산업과 다른 16개 산업의 상관관계수 평균을 $\bar{\rho}_{i,t}$, t 월의 i 산업과 j 산업의 상관계수를 $\rho_{ij,t}$ 라고 했을 때, $\bar{\rho}_{i,t}$ 는 다음과 같다.

$$\bar{\rho}_{i,t} = \sum_{j=1}^{16} \rho_{ij,t} / 16, \quad i = 1, \dots, 17, i \neq j$$

즉, 2010년 7월~2014년 6월의 기간 동안 매월 17개의 $\bar{\rho}_{i,t}$ 를 계산하게 되고 그 결과를 <Table 5>에 정리하였다. <Table 5>의 결과를 살펴보면 2010년 7월~2014년 6월의 기간 동안 모든 산업들에 있어서 타산업에 대한 평균 상관관계수가 하락하는 추세가 관찰된다.

산업 i 의 타 산업에 대한 평균 상관관계수 하락의 통계적 유의성을 살펴보기 위해 아래와 같이 $\bar{\rho}_{i,t}$ 를 종속변수로 하고 시간을 설명변수로 하는 단순회귀모형을 추정하였다.

$$\bar{\rho}_{i,t} = \alpha_{i,\rho} + \beta_{i,\rho} t + \epsilon_t, \quad i = 1, \dots, 17, t = 1, \dots, 48$$

위 회귀식의 $\beta_{i,\rho}$ 가 유의한 음수 값으로 추정되는 경우 $\bar{\rho}_i$ 가 시간이 지나면서 유의한 하락추세에 있다고 판단할 수 있게 된다. 이를 위해 Newey and West(1987) 방법에 따라 위 회귀모형의 ϵ_t 의 자기상관성과 이분산성을 조정해준 표준오차(standard error)를 이용해 각 산업 i 의 평균 상관관계수 하락에 대한 다음 귀무가설을 검정하였다.

$$H_{b_0} : \beta_{i,\rho} = 0$$

$$H_{b_1} : \beta_{i,\rho} < 0$$

회귀모형의 추정결과, 표준오차, 그리고 z -value, R^2 값을 <Table 6>에 정리하였다.

<Table 5> Average of Correlation

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
Jul-10	0.600	0.573	0.607	0.648	0.536	0.576	0.553	0.598	0.500	0.493	0.586	0.620	0.441	0.589	0.579	0.358	0.623
Aug-10	0.597	0.572	0.606	0.642	0.531	0.581	0.552	0.596	0.495	0.488	0.588	0.626	0.436	0.585	0.578	0.351	0.618
Sep-10	0.600	0.576	0.609	0.644	0.532	0.595	0.557	0.598	0.496	0.489	0.591	0.631	0.437	0.588	0.580	0.357	0.622
Oct-10	0.595	0.577	0.610	0.640	0.546	0.591	0.553	0.592	0.489	0.482	0.583	0.626	0.429	0.582	0.575	0.350	0.617
Nov-10	0.586	0.569	0.601	0.631	0.535	0.594	0.542	0.582	0.471	0.469	0.579	0.617	0.415	0.571	0.566	0.343	0.610
Dec-10	0.588	0.571	0.602	0.632	0.540	0.594	0.545	0.583	0.474	0.468	0.583	0.618	0.417	0.573	0.564	0.343	0.611
Jan-11	0.586	0.570	0.601	0.628	0.537	0.593	0.553	0.581	0.470	0.465	0.581	0.617	0.421	0.574	0.569	0.345	0.610
Feb-11	0.600	0.557	0.600	0.627	0.526	0.585	0.539	0.584	0.451	0.446	0.574	0.608	0.415	0.561	0.566	0.335	0.600
Mar-11	0.607	0.562	0.602	0.624	0.529	0.587	0.542	0.588	0.455	0.448	0.575	0.610	0.414	0.564	0.567	0.345	0.603
Apr-11	0.601	0.558	0.598	0.620	0.524	0.583	0.534	0.587	0.460	0.441	0.578	0.605	0.403	0.558	0.560	0.334	0.598
May-11	0.601	0.557	0.598	0.620	0.528	0.583	0.534	0.587	0.461	0.441	0.578	0.605	0.391	0.558	0.561	0.340	0.613
Jun-11	0.597	0.552	0.596	0.616	0.522	0.579	0.535	0.585	0.467	0.445	0.574	0.601	0.386	0.552	0.558	0.355	0.609
Jul-11	0.595	0.552	0.596	0.615	0.517	0.584	0.535	0.591	0.470	0.445	0.575	0.602	0.378	0.554	0.558	0.356	0.609
Aug-11	0.589	0.549	0.587	0.612	0.519	0.580	0.532	0.589	0.471	0.442	0.573	0.599	0.373	0.551	0.555	0.371	0.606
Sep-11	0.595	0.556	0.592	0.617	0.523	0.585	0.538	0.590	0.459	0.450	0.576	0.602	0.383	0.564	0.561	0.368	0.608
Oct-11	0.593	0.544	0.582	0.612	0.513	0.581	0.527	0.578	0.443	0.437	0.564	0.592	0.371	0.564	0.550	0.350	0.603
Nov-11	0.594	0.540	0.580	0.613	0.512	0.578	0.526	0.579	0.440	0.435	0.563	0.593	0.376	0.571	0.552	0.345	0.603
Dec-11	0.584	0.539	0.569	0.605	0.511	0.571	0.515	0.575	0.422	0.428	0.556	0.583	0.363	0.561	0.541	0.332	0.593
Jan-12	0.584	0.545	0.573	0.605	0.515	0.573	0.514	0.577	0.426	0.423	0.558	0.584	0.376	0.564	0.542	0.335	0.594
Feb-12	0.580	0.539	0.565	0.604	0.511	0.569	0.513	0.577	0.421	0.413	0.557	0.580	0.377	0.565	0.538	0.350	0.590
Mar-12	0.579	0.541	0.566	0.603	0.515	0.569	0.511	0.577	0.415	0.414	0.555	0.578	0.380	0.567	0.537	0.345	0.589
Apr-12	0.569	0.538	0.560	0.597	0.508	0.564	0.520	0.573	0.405	0.413	0.546	0.572	0.371	0.573	0.533	0.336	0.583
May-12	0.568	0.542	0.556	0.595	0.505	0.562	0.520	0.572	0.414	0.411	0.554	0.573	0.370	0.570	0.539	0.331	0.598
Jun-12	0.568	0.547	0.557	0.594	0.499	0.561	0.525	0.571	0.410	0.409	0.553	0.571	0.370	0.568	0.538	0.333	0.598
Jul-12	0.559	0.546	0.547	0.589	0.491	0.552	0.523	0.565	0.396	0.398	0.547	0.566	0.356	0.563	0.527	0.311	0.594
Aug-12	0.560	0.544	0.550	0.588	0.491	0.553	0.523	0.563	0.391	0.402	0.545	0.566	0.357	0.565	0.531	0.313	0.594
Sep-12	0.562	0.546	0.552	0.589	0.494	0.554	0.524	0.562	0.393	0.403	0.544	0.568	0.356	0.567	0.532	0.319	0.603
Oct-12	0.551	0.536	0.543	0.581	0.484	0.557	0.523	0.554	0.380	0.389	0.534	0.561	0.355	0.559	0.522	0.319	0.596
Nov-12	0.559	0.540	0.543	0.583	0.486	0.559	0.525	0.556	0.384	0.386	0.537	0.564	0.359	0.561	0.532	0.321	0.597
Dec-12	0.558	0.544	0.542	0.582	0.488	0.558	0.524	0.556	0.382	0.383	0.536	0.564	0.356	0.560	0.530	0.318	0.597
Jan-13	0.545	0.527	0.526	0.570	0.479	0.545	0.517	0.548	0.358	0.372	0.521	0.550	0.346	0.550	0.516	0.306	0.586
Feb-13	0.543	0.525	0.526	0.569	0.477	0.544	0.516	0.545	0.354	0.372	0.519	0.549	0.345	0.548	0.518	0.302	0.585
Mar-13	0.543	0.524	0.519	0.567	0.477	0.545	0.515	0.545	0.353	0.368	0.519	0.548	0.344	0.548	0.517	0.302	0.584
Apr-13	0.538	0.521	0.505	0.563	0.479	0.545	0.510	0.544	0.352	0.366	0.513	0.546	0.344	0.545	0.513	0.293	0.582
May-13	0.524	0.528	0.504	0.556	0.471	0.534	0.508	0.537	0.348	0.361	0.503	0.542	0.326	0.532	0.504	0.270	0.574
Jun-13	0.528	0.533	0.508	0.559	0.474	0.537	0.512	0.538	0.354	0.362	0.500	0.543	0.336	0.534	0.502	0.276	0.581
Jul-13	0.529	0.533	0.506	0.559	0.474	0.536	0.513	0.538	0.351	0.362	0.500	0.543	0.339	0.535	0.501	0.276	0.581
Aug-13	0.529	0.537	0.509	0.560	0.475	0.537	0.515	0.538	0.352	0.362	0.499	0.544	0.338	0.538	0.503	0.278	0.582
Sep-13	0.537	0.541	0.509	0.561	0.478	0.541	0.519	0.540	0.351	0.362	0.500	0.545	0.337	0.540	0.509	0.277	0.586
Oct-13	0.535	0.538	0.506	0.559	0.475	0.538	0.517	0.537	0.344	0.356	0.496	0.542	0.354	0.540	0.507	0.272	0.588
Nov-13	0.535	0.551	0.515	0.558	0.479	0.538	0.518	0.536	0.339	0.360	0.495	0.541	0.347	0.550	0.510	0.266	0.587
Dec-13	0.533	0.551	0.515	0.558	0.482	0.541	0.518	0.536	0.341	0.359	0.496	0.541	0.343	0.550	0.510	0.274	0.591
Jan-14	0.534	0.551	0.516	0.558	0.480	0.539	0.519	0.535	0.343	0.357	0.496	0.544	0.359	0.551	0.509	0.275	0.592
Feb-14	0.535	0.552	0.517	0.559	0.481	0.534	0.518	0.536	0.355	0.356	0.497	0.547	0.359	0.551	0.510	0.278	0.596
Mar-14	0.536	0.553	0.523	0.561	0.482	0.533	0.519	0.538	0.356	0.360	0.500	0.548	0.359	0.552	0.512	0.279	0.597
Apr-14	0.535	0.553	0.523	0.561	0.481	0.533	0.518	0.537	0.359	0.360	0.498	0.548	0.357	0.552	0.512	0.277	0.601
May-14	0.540	0.554	0.526	0.563	0.483	0.535	0.522	0.540	0.358	0.361	0.501	0.567	0.357	0.554	0.514	0.278	0.607
Jun-14	0.535	0.550	0.522	0.561	0.478	0.528	0.519	0.536	0.350	0.352	0.497	0.574	0.354	0.549	0.513	0.273	0.605

Number	Industry Classification	Number	Industry Classification	Number	Industry Classification
1	Food & Beverages	7	Iron & Metal Products	13	Electricity & Gas
2	Textile & Wearing Apparel	8	Machinery	14	Construction
3	Paper & Wood	9	Electrical&Electronic	15	Transport & Storage
4	Chemicals	10	Medical & Precision Machines	16	Communication
5	Medical Supplies	11	Transport Equipment	17	Services
6	Non-metallicMineral	12	Distribution		

<Table 6> Estimation Result: ρ_i

level	intercept			slope			R^2
	coeff	s.e.	z-value	coeff	s.e.	z-value	
Food & Beverages	0.608	0.005	114.978	-0.002	0.000	-9.219	0.878
Textile & Wearing Apparel	0.562	0.007	84.944	-0.001	0.000	-2.008	0.322
Paper & Wood	0.614	0.005	134.612	-0.002	0.000	-9.050	0.901
Chemicals	0.641	0.003	254.732	-0.002	0.000	-13.265	0.953
Medical Supplies	0.538	0.003	172.859	-0.002	0.000	-8.801	0.879
Non-metallic Mineral	0.595	0.003	200.182	-0.001	0.000	-14.204	0.925
Iron & Metal Products	0.543	0.005	111.103	-0.001	0.000	-4.321	0.628
Machinery	0.599	0.003	193.077	-0.002	0.000	-13.144	0.926
Electrical&Electronic	0.492	0.006	80.703	-0.004	0.000	-11.214	0.923
Medical & Precision Machines	0.479	0.005	94.268	-0.003	0.000	-13.008	0.951
Transport Equipment	0.597	0.003	179.694	-0.002	0.000	-15.899	0.952
Distribution	0.621	0.005	126.443	-0.002	0.000	-7.125	0.856
Electricity & Gas	0.416	0.010	42.687	-0.002	0.000	-4.668	0.740
Construction	0.576	0.005	113.188	-0.001	0.000	-3.794	0.538
Transport & Storage	0.575	0.003	212.782	-0.002	0.000	-10.291	0.916
Communication	0.368	0.008	47.570	-0.002	0.000	-8.579	0.833
Services	0.610	0.004	144.307	-0.001	0.000	-2.616	0.414

<Table 6>은 상관계수 추세를 의미하는 회귀계수 $\beta_{i,\rho}$ 가 모든 산업 i 에 있어서 통계적으로 매우 유의한 음의 값으로 관측되었음을 보여준다. 따라서 귀무가설 H_{i0} 를 기각하고 산업간 평균적인 상관계수가 통계적으로 유의하게 하락추세에 있다는 대립가설을 채택한다. 이는 위험가격 하락이 글로벌경제 불확실성이라는 공통위험요인의 감소와 관련되어 있을 수 있다는 앞 절의 추론을 지지하는 근거가 된다. 또한 각 산업 특성에 따라 분류한 포트폴리오의 성과가 점차 상이해지고 있으며, 각 산업별 포트폴리오의 체계적 위험에 대한 민감도가 성과를 결정하는 중요한 결정요인이 되고 있음을 함의한다(앞의 (4)식 참고).

4.3. 산업간 상관계수의 편차

앞 절에서 산업 i 의 다른 산업들에 대한 상관계수의 평균이 감소했음을 관측했다면 이번 절에서는 산업 i 의 다른 산업들에 대한 상관계수의 편차는 어떠한 변화를 보이는지 관측하고자 한다. 특정 산업 i 와 다른 산업 간 상관계수의 편차는 공통위험요인의 상대적 영향력에 따라 변할 수 있다. 공통위험요인의 영향력이 감소할수록 각 산업별 포트폴리오의 성과는 각 산업이 체계적 위험에 대해 가지는 민감도의 영향을 받게 되는데, 이는 공통위험요인에 대한 보상으로서 산업 전반에 요구하던 보상 대신 각 산업특성의 위험에 대한 보상이 중요해지기 때문이다. 이 과정에서 특정 산업 i 와 체계적 위험에 대한 민감도가 유사한 산업과 그렇지 않은 산업 간 상관관계의 구분이 점차 뚜렷해진다면 상관계수 편차의 유의한 증가가 관측될 것이다. 이를 살펴보기 위해 앞 절에서 계산한 t 월의 산업 i 와 산업 j 간 상관계수인 $\rho_{ij,t}$ 를 이용하여 각 산업 i 에 대해서 상관계수 $\rho_{i,t}$ 의 표준편차 $STD_{\rho_{i,t}}$ 를 다음과 같이 2010년 7월~2014년 6월의 기간 동안 월별로 계산하였다.

$$STD_{\rho_{i,t}} = \sqrt{Var(\rho_{ij,t})}, \quad i, j = 1, \dots, 17, i \neq j$$

계산결과는 <Table 7>에 정리하였다. <Table 7>의 결과를 살펴

보면 2010년 7월~2014년 6월의 기간 동안 17개 산업에 대한 상관계수 표준편차가 시간에 대해서 증가하고 있음을 관측할 수 있다. 상관계수 표준편차 증가의 통계적 유의성을 살펴보기 위해 아래와 같이 산업 i 에 대한 상관계수 표준편차인 $STD_{\rho_{i,t}}$ 를 종속변수로 하고 시간을 설명변수로 하는 단순회귀모형을 추정하였다.

$$STD_{\rho_{i,t}} = \alpha_{STD_i} + \beta_{STD_i} t + \epsilon_t, \quad i = 1, \dots, 17, t = 1, \dots, 48$$

위 회귀식의 β_{STD_i} 가 유의한 양수 값으로 추정되는 경우 $STD_{\rho_{i,t}}$ 가 시간이 지나면서 유의하게 증가한 것으로 판단할 수 있게 된다. 역시 Newey and West(1987) 방법에 따라 위 회귀모형의 ϵ_t 의 자기상관성과 이분산성을 조정해준 표준오차(standard error)를 이용해 각 산업 i 에 대한 상관계수 표준편차 증가에 대한 다음 귀무가설을 검정하였다.

$$H_{C_0} : \beta_{i,SD\rho} = 0$$

$$H_{C_1} : \beta_{i,SD\rho} < 0$$

회귀모형의 추정결과, 표준오차, 그리고 z -value, R^2 값은 <Table 8>에 정리되어 있다.

<Table 8>은 상관계수 표준편차 크기의 추세변화를 의미하는 회귀계수 β_{STD_i} 가 모든 산업 i 에 있어서 통계적으로 매우 유의한 양의 값을 보여준다. 따라서 귀무가설 H_{C_0} 를 기각하고 산업 i 와 다른 산업간 상관계수 표준편차가 통계적으로 유의한 상승추세에 있다는 대립가설을 채택한다. 이는 공통위험요인에 대한 보상으로서 산업 전반에 요구하던 보상 대신 각 산업특성의 위험에 대한 보상이 중요해지고 특정 산업 i 와 체계적 위험에 대한 민감도가 유사한 산업과 그렇지 않은 산업 간 상관관계의 구분이 점차 뚜렷해졌음을 의미한다. 그리고 이러한 현상이 관찰된 기간이 글로벌 경제 불확실성이라는 공통위험요인의 감소가 나타날 가능성이 있는 시기에 관측되는 결과라는 점에서, 위험가격 λ 가 하락한 이유에 대한 4.1절의 추론을 지지하는 근거로 받아들일 수 있다.

<Table 8> Estimation Result: $STD_{\rho,i}$

level	intercept			slope			R^2
	coeff	s.e.	z-value	coeff	s.e.	z-value	
Food & Beverages	0.1309	0.0033	39.1270	0.0006	0.0001	5.6290	0.7565
Textile & Wearing Apparel	0.1323	0.0027	48.4061	0.0007	0.0001	7.7120	0.7929
Paper & Wood	0.1218	0.0022	55.0418	0.0007	0.0001	6.2186	0.8077
Chemicals	0.1474	0.0018	82.1137	0.0013	0.0001	18.2341	0.9553
Medical Supplies	0.1413	0.0012	121.8829	0.0004	0.0000	8.3640	0.8315
Non-metallic Mineral	0.1369	0.0017	81.6803	0.0004	0.0000	7.2011	0.7477
Iron & Metal Products	0.1258	0.0011	112.7759	0.0008	0.0001	12.5353	0.9449
Machinery	0.1592	0.0043	36.7324	0.0009	0.0001	7.1199	0.8087
Electrical&Electronic	0.1420	0.0011	131.3315	0.0006	0.0000	12.8928	0.9219
Medical & Precision Machines	0.1506	0.0020	75.8420	0.0004	0.0001	6.4907	0.8138
Transport Equipment	0.1549	0.0029	53.0295	0.0012	0.0001	13.0408	0.9272
Distribution	0.1268	0.0016	78.4403	0.0010	0.0001	10.1218	0.9166
Electricity & Gas	0.1503	0.0019	80.6943	0.0005	0.0001	8.2945	0.8733
Construction	0.1425	0.0031	45.9490	0.0011	0.0001	9.6418	0.8990
Transport & Storage	0.1404	0.0005	262.6232	0.0008	0.0000	34.5119	0.9612
Communication	0.1621	0.0021	78.0824	0.0005	0.0001	7.3716	0.7766
Services	0.1360	0.0020	67.9021	0.0008	0.0001	13.5156	0.9162

5. 연구결과 토론 및 시사점

2007~2008년에 발생한 글로벌 금융위기 이후 미국, 일본, 유럽 등 선진국들의 중앙은행들은 불확실성의 확산을 막고 경기침체를 완화하기 위해 대규모의 양적완화정책을 실시하고 있다. 한국은 대외의존도가 매우 높은 경제시스템을 가지고 있어 한국 경기는 직간접적으로 선진국 경제상황에 큰 영향을 받고 있다. 때문에 글로벌 경제의 불확실성은 투자자들로 하여금 한국 기업의 위험을 전반적으로 증가시키게 된다. 본 연구는 2010년~2014년 시기에 걸쳐 한국 주식유통시장에서 위험가격(risk price)과 주가 간 상관관계를 관찰함으로써 글로벌 금융위기가 발발한 이후 글로벌 경제의 불확실성이 한국 주식유통시장에 미친 영향을 살펴보고 그 경제학적인 함의를 이해하고자 하였다. 이를 위해, 본 연구는 Chen and Knez(1996)가 포트폴리오의 성과평가를 위해 제안한 비모수(non-parametric)적 SDF(stochastic discount facotr) 추정방법을 이용해 한국거래소가 2000년도부터 제공하는 산업별 포트폴리오 지수의 월별 수익률 자료를 이용, 2010년 7월~2014년 6월 기간의 한국 주식유통시장 위험가격을 월별로 추정하였다. 그리고 추정된 월별 위험가격의 경제학적 함의를 살피기 위해 산업별 포트폴리오 간 상관계수를 월단위로 추정하여 분석하였다.

본 연구는 이를 통해 글로벌 경제의 불확실성이 고조된 상황에서 양적완화 정책의 실시효과가 나타날 가능성이 있는 2010년~2014년 기간에 대한 세 가지 결과를 관측하였다. 첫째, 위험가격 추정치(estimate)는 시간에 대해서 통계적으로 유의한 음의 기울기를 가지고 감소하고 있는 것으로 나타났다. 둘째, 산업 간 상관계수 추이를 살펴본 결과 각 산업의 평균 상관계수가 시간에 대해서 통계적으로 유의한 음의 기울기를 가지고 감소하고 있는 것으로 나타났다. 셋째, 각 산업의 평균 상관계수의 분포 범위를 표준편차로 측정한 결과 표준편차는 시간에 대해서 통계적으로 유의한 양의 기울기를 가지고 증가하고 있는 것으로 나타났다. 이 결과들은 다음과 같은 시사점을 제공한다. 첫째, 이 기간 동안 이전 시기에 모든 산업의 위험을 전반적으로 상승시켰던 공통위험요인의 크기가 줄어들고 있다. 둘째, 산업별 위험에서 공통위험 요인비중이 감소하면서 각 산업별 특성에 따른 위험의 비중이 높아지고

있다. 끝으로, 본 연구의 결과는 금융시장 투자자에게 유용한 실무적 함의를 제공한다. 현재와 같이 위험가격이 낮아지고 있는 상황에서 예전의 목표수익률을 유지하기 위해서는 레버리지를 높이거나 체계적 위험요인에 대한 beta가 큰 산업들로 포트폴리오를 구성하는 등 위험에 대한 노출을 증가시켜야함을 시사한다.

본 연구의 결과가 한국 경제에서 글로벌 경제의 불확실성이 감소하고 있다는 것에 대한 직접적이고 충분한 근거가 되기는 어렵다. 엄밀한 의미에서 후속연구를 통해서 단기금융시장의 지표 등을 활용해 이에 대한 추가적인 분석이 필요하다. 그렇지만 이번 글로벌 금융위기가 세계 경제에 미친 영향력과 금융위기의 불안감이 정점에 달한 시점에서 양적완화정책이 시작되어 그 효과가 나타나게 되는 기간이 본 연구에서 위험가격을 관찰한 기간을 포함한다는 사실을 고려하면 그 가능성은 상당히 높다는 함의는 제공한다. 최근 들어 미국이 양적완화 정책을 종료하려는 의도를 내비치는 것도 이와 무관하지는 않을 것이다. 따라서 향후 새로운 자료가 누적되었을 때 본 연구에서 살펴본 위험가격의 추이를 추적 관찰하는 연구를 진행한다면 양적완화정책의 효과를 좀 더 명확하게 살필 수 있을 것이다.

References

Ahn, D. H., Conrad, J., & Dittmar, R. F. (2003). Risk adjustment and trading strategies. *Review of Financial Studies*, 16(2), 459-485.

Breeden, D. T. (1979). An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics*, 7(3), 265-296.

Chen, Z., & Knez, P. J. (1996). Portfolio performance measurement: Theory and applications. *Review of Financial Studies*, 9(2), 511-555.

Chimucheka, T. (2013). Obstacles to Accessing Finance by Small Business Operators in the Buffalo City Metropolitan Municipality. *East Asian Journal of Business*

- Management*, 3(2), 23-29.
- Cochrane, J. (2005). Financial markets and the real economy (No. Working Paper 11193). *National Bureau of Economic Research*.
- Dybvig, P. H., & Ross, S. A. (1985). Differential information and performance measurement using a security market line. *Journal of Finance*, 40(2), 383-399.
- Go, Y. H., & Lau, W. Y. (2014). Asymmetric Information Spillovers between Trading Volume and Price Changes in Malaysian Futures Market. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 1(3), 5-16.
- Hansen, L. P., & Jagannathan, R. (1991). Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies. *Journal of Political Economy*, 225-262.
- Hansen, L. P., & Jagannathan, R. (1997). Assessing specification errors in stochastic discount factor models. *Journal of Finance*, 52(2), 557-590.
- Hansen, L. P., & Richard, S. F. (1987). The role of conditioning information in deducing testable restrictions implied by dynamic asset pricing models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 587-613.
- Harrison, J. M., & Kreps, D. M. (1979). Martingales and arbitrage in multiperiod securities markets. *Journal of Economic Theory*, 20(3), 381-408.
- Ho, L. C. (2013). Relationship Between Stock Price Indices of Abu Dhabi, Jordan, and USA-Evidence from the Panel Threshold Regression Model. *International Journal of Industrial Distribution & Business*, 4(2), 13-19.
- Lee, J. W., & Zhao, T. F. (2014). Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Chinese Stock Markets. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 1(1), 5-14.
- Lucas Jr, R. E. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1429-1445.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection*. *Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Markowitz, H. (1959). Portfolio selection: efficient diversification of investments. 1959. *Basil Blackwell*, New York.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). Hypothesis testing with efficient method of moments estimation. *International Economic Review*, 28, 777-787.
- Roll, R. (1978). Ambiguity when performance is measured by the securities market line. *Journal of Finance*, 33(4), 1051-1069.