

국제주식시장 수익률 위험요인에 관한 연구

An Empirical Analysis of the International Asset Pricing Model

김 순 호*

Kim, Soon-Ho

본 연구는 국제주식시장의 통합 및 동조화현상을 확인하고 요인분석을 이용해 국제주식시장에서 초과 수익률의 글로벌 위험요인이 몇 개인지를 확인하였다. 이를 바탕으로 그 위험요인이 무엇인지를 식별하였다.

전세계 24개 인덱스의 초과 수익률을 이용하여 분석한 결과 국가별 주식시장의 통합 및 동조화 현상이 뚜렷하고 그 정도가 지속적으로 높아져 왔음을 확인하였다. 특히 2000년 이후 국가별 주식시장의 움직임은 최대 78%까지 글로벌 위험요인에 의한 것으로 확인하였다. 본 연구는 팩터 수를 제시하기 위해 Bai and Ng(2002)의 방법론과 새로운 방법론을 이용하였다. 후자의 방법론을 이용하는 경우 글로벌 위험요인은 3개로 분석되었다. 또한 요인분석을 통해 얻어진 팩터 스코어가 세계 거시경제 변수와 매우 밀접한 관련을 갖고 있음을 확인하였다. 첫 번째 요인은 기존 문헌에서와 같이 글로벌 시장요인인 것으로 확인되었다. 두 번째 요인과 세 번째 요인은 실물시장(global real economy) 측면의 글로벌 거시경제변수와 금융시장(global financial market) 측면의 글로벌 거시경제변수와 높은 연관성을 가지고 있고 적절한 추적포트폴리오(tracking portfolio)를 구성해 거래가능 위험요인(tradable risk factors)을 이용하는 경우 Hansen-Jagannathan 거리(Hansen-Jagannathan Distance)로 측정된 가격오차(pricing error)가 0을 기각하지 못하는 것으로 나타났다.

국문 색인어: 국제자산가격결정모형, 국제주식시장

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050702, B050704

* 국민연금연구원 부연구위원(kim,soonho80@gmail.com, soonhokim@nps.or.kr)

논문 투고일: 2013. 12. 10, 논문 최종 수정일: 2014. 01. 29, 논문 게재 확정일: 2014. 02. 10

I. 서론

과거 30년 동안 국제금융시장은 장벽이 점점 사라지면서 통합이 진행되어 왔다. 이에 따라 글로벌 위험요인이 투자자에게 점차 중요해지고 있으며 포트폴리오 관리를 위해 반드시 고려해야 하는 사항이 되고 있다. 특히 국제주식시장의 통합으로 인한 동조화가 포트폴리오 관리에 미치는 중요한 영향을 살펴보면 개별 주식시장의 통합으로 인한 동조화 심화가 투자자의 투자기회집합(investment opportunity set)을 축소시켜 분산투자의 효과를 저해하는 측면이 있음을 간과할 수 없다. 또한 기존의 분산 가능했던 위험이 분산 불가능한 위험으로 확대되는 상황을 상정해 볼 수 있는데 이러한 상황에서는 분산 불가능한 위험이 무엇인지를 명확히 식별하는 것이 분산투자의 효과를 극대화할 수 있는 포트폴리오 구성을 위해 매우 중요하다고 볼 수 있다. 국제적으로 작용하는 분산불가능한 위험의 식별은 위험자산의 공정가격 역할을 하는 자산가격결정모형의 정확한 식별을 의미하는 차원에서도 중요한 역할을 한다. 국제적으로 분산 불가능한 위험은 글로벌 투자자가 위험들에 대한 보상으로 구성되는 기대수익률을 산정할 때 반드시 고려되어야 하고 포트폴리오의 성과 평가에서 벤치마크로서 기대수익률의 역할은 매우 핵심적이다.

기존의 연구들은 국제자본자산가격결정모형(International CAPM)이나 국제차익거래모형(International Arbitrage Pricing Theory) 등을 이론 모형으로 제시해 왔다. 국제자본자산가격결정모형(International CAPM)은 국지적 시장요인(local market factor)과 글로벌 시장요인(global market factor)을 제시하지만 이 모형은 이론 모형의 한계, 즉 발견하지 못한 다른 요인의 존재(missing factor)로 인한 식별오류(misspecification)의 문제가 존재한다. 또한 국제차익거래모형은 팩터의 제시(factor identification) 측면에서 구체적 위험요인을 제시하지 못하는 한계가 있다. 실증 연구들의 경우 글로벌 위험요인으로 글로벌 시장 요인과 환위험과 관련된 요인, Fama and French의 SMB, HML을 확장한 글로벌 SMB나 HML(Griffin, 2002) 등을 제시한 바 있다.

본 연구는 국제차익거래모형(International Arbitrage Pricing Theory) 하에서 국가별 시장수익률을 이용하여 다음의 문제를 다루었다.

1. 글로벌 통합의 정도 및 추이를 통해 글로벌 위험요인의 역할 및 중요성을 확인
2. 글로벌 위험요인은 몇 개나 존재하는가
3. 글로벌 위험요인이 구체적으로 무엇과 연관되어 있는 위험인지 식별

본 연구의 결론을 간단히 제시하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 국가간 통합 및 동조화 현상이 상당히 뚜렷하고 그 정도가 지속적으로 높아져 왔음을 확인하였다. 특히 2000년 이후 글로벌 위험요인은 개별 국가의 주가 수익률을 평균적으로 최대 78%까지 설명할 수 있는 것으로 보인다. 둘째, 표본기간 동안 글로벌 위험요인은 3개임을 확인하였다. 이는 Bai and Ng(2002)의 방법론이 위험요인의 수를 한정하지 못하여 본 연구에서 제시한 방법론에 기초한 분석결과이다. 셋째, 요인 분석을 통해 얻어진 팩터 스코어가 세계 거시경제 변수와 매우 밀접한 관련을 갖고 있음을 확인하였다. 첫 번째 요인은 기존 문헌에서와 마찬가지로 글로벌 시장요인인 것으로 확인하였고 두 번째 요인과 세 번째 요인은 실물시장(global real economy) 측면의 글로벌 거시경제변수와 금융시장(global financial market) 측면의 글로벌 거시경제변수와 높은 연관성을 가지고 있었다. 이는 Campbell and Shiller(1988)나 Chen and Zhao(2009)가 미국시장을 분석할 때 제시하였던 수익률의 움직임을 할인율 뉴스(discount rate news)와 현금흐름 뉴스(cash flow news)에 의해 발생하는 것으로 보았던 관점을 확인하는 결과로 볼 수 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 2장에서 선행 연구에 대해 조사하였고 3장에서 사용된 방법론에 대해 구체적으로 기술하였다. 4장에서 사용된 데이터를 기술하고 5장에서는 실증분석을 수행한 결과를 제시하였다. 그리고 마지막 6장에서 결론을 제시하였다.

II. 선행연구

팩터의 수를 제시하고자 하는 연구는 Ross(1976)가 차익거래결정모형을 제시한 이후 지속적으로 있어 왔다. 주로 미국 시장에서 팩터의 수를 제시하고자 하는 연구가 있어 왔고 국제 주식시장에서는 소수의 연구 결과가 존재한다.

Roll and Ross(1980)는 최우추정법을 이용한 방법으로 3~4개 팩터를 제시하였다. 이는 사실상 추정된 팩터들이 설명해야하는 수준을 사전에 설정하였기 때문에 (50%) 자산가격결정모형의 경제적 함의를 이용한 것은 아니다. Brown and Weinstein(1983)은 3개의 팩터를 제시하였다. 이 연구는 자산가격결정모형의 리스크 프리미엄이 모든 자산에서 동일해야 한다는 제약을 가지고 팩터의 수를 추정하였다. 또한 Cho(1984)는 두 개의 서로 다른 샘플에서 공통 팩터가 일치해야 한다는 제약을 이용하여 5~6개의 팩터를 제시하였다. Trzcinka(1986)는 특성값 분석을 이용하여 APT에서 팩터의 개수를 연구하였는데 가장 큰 특성값에 해당하는 한 개의 팩터가 공분산을 지배하고 나머지 팩터들에 대해서는 확인하기 어렵다고 주장하였다. 이 결론에 대해 Brown(1989)은 똑같이 중요한 k요인 경제¹⁾에서는 Trzcinka(1986)와 같은 분석 결과를 줄 수 있다고 주장하였다. Conway and Reinganum(1988)는 최우추정을 이용한 적합도(goodness-of-fit) 테스트를 이용하여 1개의 지배적 팩터를 제시하였다. Connor and Korajczyk(1993)의 경우 만약 팩터의 수를 정확하게 식별하였다면 팩터를 추가하더라도 자산고유수익률의 감소는 없을 것이라는 APT의 제약을 이용하여 1~6개의 팩터를 제시하였다.

한편 국제주식시장을 분석대상으로 한 연구에서 Cho, Eun and Senbet(1986)은 Roll and Ross(1980)의 방식을 이용하여 국제차익거래모형(International Arbitrage Pricing Theory)을 실증 검증하였고 검증 결과 글로벌 위험요인이 3~4개가 존재하고 양국만을 고려했을 때 위험요인의 수는 경제의 통합 정도에 따라 1~5개의 위험요인이 존재한다고 밝혔다.

본 연구와 선행연구와의 차이점은 선행연구가 팩터의 수를 결정함에 있어 그

1) "economy where there are in fact k "equally important" priced factors".

기준으로 자산가격결정모형의 경제적 함의가 아닌 통계적 기준을 이용한 반면에 본 연구는 자산가격결정모형의 경제적 함의를 팩터의 수를 결정하는데 직접적으로 이용하고 있다는 점이다. 앞서 Connor and Korajczyk(1993)의 경우 미국시장을 대상으로 하여 자산고유수익률을 이용함으로써 자산가격결정이론의 경제적 함의를 이용하고는 있으나 1~6개의 확정적이지 않은 팩터를 제시하였다. Brown and Weinstein(1983)은 자산가격결정모형의 제약을 이용한다는 점에서 본 연구와 궤를 함께하고 있으나 Brown and Weinstein(1983)이 리스크 프리미엄의 제약을 이용한 반면 본 연구는 자산고유위험과 관련한 제약을 사용했다는 점에서 차이가 있다.

III. 방법론

본 연구는 팩터의 수를 식별하기 위해 Bai and Ng(2002)의 방법론과 새롭게 제시한 자산고유위험(idiosyncratic risk)을 이용한 방법론을 각각 이용하였다. Bai and Ng(2002)의 방법론은 팩터 수의 추정에 있어서 통계적으로 일치성(consistency)을 확보하고 있는 방법론이라는 점에서 장점을 가지고 있다. 반면 자산가격결정이론(asset pricing theory)의 경제적 함의를 반영하지 못하는 한계를 갖는다. 본 연구는 Bai and Ng(2002)의 방법론 외에 자산가격결정이론이 갖는 경제적 함의 즉, 자산고유위험(idiosyncratic risk)은 가격화(pricing)되지 않는다는 경제적 함의를 이용하여 위험 요인의 수를 추정하는 방법을 제시하였다. 이 방법론은 차익거래가격결정이론(Arbitrage Pricing Theory)의 기본 가정이 모두 만족하는 것을 기본 전제로 한다. 따라서 자산고유위험(idiosyncratic risk)이 가격화(pricing)된다면 이는 오직 자산가격결정모형의 식별오류(misspecification) 때문에 기인하는 것으로 간주한다. 먼저 첫 번째 절에서 Bai and Ng(2002)를 설명하고 다음 절에서 새로운 방법론을 제시하였다.

1. Bai and Ng(2002)의 팩터 수 결정

Bai and Ng(2002)는 근사요인모형(approximate factor model)에서 요인의 수를 결정하는 방법론을 제시하였는데 이는 다음과 같이 정리할 수 있다. Bai and Ng(2002)는 다음의 모형을 상정하였다.

$$X_{i,t} = \lambda_i' F_t + \epsilon_{i,t}$$

$X_{i,t}$ ($i=1, \dots, N, t=1, \dots, T$)는 관찰된 데이터(observed data)를 의미하고 F_t 는 k 개의 요인(common factors), λ_i 는 팩터로딩(factor loadings), $\epsilon_{i,t}$ 는 고유요소(idiosyncratic component)를 의미한다. 또한 이 모형은 k 요인에 의한 $X_{i,t}$ 의 생성과정(generating process)을 함의하는 것으로 이해될 수 있다. 이제 $X_{i,t}$ 가 주어져 있을 때 k 의 추정값 \hat{k} 를 구하기 위하여 다음의 최적화 문제를 고려한다.

$$\hat{k} = \arg \min_{0 \leq k \leq k_{max}} [V(k, \hat{F}^k) + kg(N, T)]$$

단, $V(k) = (NT)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{i,t} - \lambda_i^{k'} \hat{F}_t^k)^2$, $g(N, T)$ 는 벌칙함수(penalty

function)를 의미한다. $g(N, T)$ 의 역할은 \hat{k} 이 증가함에 따른 과적합(overfitting)을 막기 위해서 필요하다. BIC의 경우 $g(N, T) = \log(T)/T$ 이고 AIC의 경우 $g(N, T) = 2/T$ 가 된다. Bai and Ng(2002)는 AIC나 BIC는 추정된 \hat{k} 이 일치(consistent)하지 않음을 주장하였다. 대신 Bai and Ng(2002)는 위의 최적화 문제에서 \hat{k} 의 일치성(consistency)을 가진 $g(N, T)$ 을 제안하였다. 즉 $N, T \rightarrow \infty$ 일 때 $g(N, T)$ 가 $g(N, T) \rightarrow 0$ 이고 $\min[N, T]g(N, T) \rightarrow \infty$ 이 되도록 선택된다면 $prob(\hat{k} = k) \rightarrow 1$ 임을 밝혔다.

다음은 Bai and Ng(2002)가 제시하고 본 연구에서 이용된 6개의 결정함수를 나열한 것이다.

$$PC1(k) = V(k, \widehat{F}^k) + k\widehat{\sigma}^2[(N+T)/NT]\log(NT/(N+T))$$

$$PC2(k) = V(k, \widehat{F}^k) + k\widehat{\sigma}^2[(N+T)/NT]\log(C_{NT}^2)$$

$$PC3(k) = V(k, \widehat{F}^k) + k\widehat{\sigma}^2[\log(C_{NT}^2)/C_{NT}^2]$$

$$IC1(k) = \log(V(k, \widehat{F}^k)) + k[(N+T)/NT]\log(NT/(N+T))$$

$$IC2(k) = \log(V(k, \widehat{F}^k)) + k[(N+T)/NT]\log(C_{NT}^2)$$

$$IC3(k) = \log(V(k, \widehat{F}^k)) + k[\log(C_{NT}^2)/C_{NT}^2]$$

단, $\widehat{\sigma}^2$ 은 $(NT)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T E(e_{i,t})^2$ 의 일치추정량, $C_{NT} = \min[\sqrt{N}, \sqrt{T}]$ 을 의미한다.

2. 자산고유위험을 이용한 팩터 수 결정

Cochrane(2005)은 만약 자산가격결정모형을 완벽하게 식별할 수 있고 모든 자산이 거래되고 있으며 투자자들이 완전한 분산투자를 하고 있다면 자산고유위험(idiosyncratic risk)은 가격화(pricing)되지 않아야 한다고 주장하였다. 만약 자산고유의 위험이 가격화된다면 두 가지 이유 중 하나 때문이다. 자산가격결정모형을 정확히 식별하지 못하여 추정된 자산고유의 위험 속에 체계적 위험이 포함되어 있거나 거래비용 등의 이유로 투자자가 완전히 분산되지 않은 포트폴리오를 보유하기 때문이다. (Levy, 1978; Merton, 1987) 후자의 예로 인적자본과 같이 거래되지 않는 자산이나 거래불가능한 자산의 경우 자산가격결정모형을 정확히 식별하였더라도 이론적으로 자산고유의 위험이 가격화될 수 있다. (Goyal and Santa-Clara, 2001; Heaton and Lucas, 1997, 2000; Vissing-Jørgensen and Moskowitz, 2001) 이러한 연구들은 모두 기대 수익률을 결정하는 자산가격결정모형이 올바르게 식별되었다는 가정 하에 자산고유위험을 추정하여 가격화되는지를 확인하였다. 하지만 이들 연구는 자산가격결정모형이 잘못 식별되어 자산고유위험이 가격화되는 것처럼 보일 가능성을 배제하지 못한다.

본 연구는 자산가격결정모형이 잘못 식별되는 경우에 추정된 자산고유위험에 체계적 위험이 포함됨으로써 자산고유위험(idiosyncratic risk)이 가격화(pricing)될 가능성에 주목하였다. 이 방법론은 차익거래가격결정이론(Arbitrage Pricing Theory)의 기본 가정이 모두 만족하는 것을 기본 전제로 하고 따라서 실증모델에서 자산고유위험이 가격화(pricing)된다면 이는 오직 자산가격결정모형의 식별 오류(misspecification) 때문이라는 것을 가정하고 있다. 즉 자산가격결정모형이 적절하게 식별되었다면 자산고유의 위험이 가격화되어서는 안 된다는 점을 팩터 수를 확인하는데 활용하였다. 이는 구체적으로 통계적 요인분석을 실시하여 실현 수익률을 체계적 위험에 의한 부분(기대수익률 = 팩터 스코어 × 팩터 로딩으로 가정)과 비체계적 자산고유 수익률(일종의 잔차)로 분해하고 자산고유 수익률의 표준편차로 자산고유위험을 추정한 후, 이것이 Fama-MacBeth 방법에 의해 유의하게 가격화(pricing)되는지를 확인하는 것으로 정리될 수 있다. 예를 들어 만약 2개의 팩터를 가정해 자산고유 수익률을 계산하고 자산고유위험을 추정하였는데 이것이 유의하게 가격화된다면 추정된 자산고유위험에 누락된 체계적 위험이 포함되어 가격화된 것처럼 보이는 것이기 때문에 실제 팩터는 2개를 초과한다는 의미로 해석할 수 있다. 만약 수익률 생성과정(return generating process)에 관여하는 체계적 위험요인이 2개라면 요인분석에서 2개의 요인을 가정하고 계산한 자산고유위험이 가격화되지 않았을 것이기 때문이다. 이제 팩터를 한 개 늘려 3개의 팩터를 가정하고 잔차를 이용해 자산고유위험을 만들었는데 이것이 가격화되지 않았다면 실제 수익률 생성과정에서 작용하였던 팩터는 3개라는 말이 된다.

이 방법의 장점은 팩터 스코어의 회전과 무관하게 팩터의 개수가 결정될 수 있다는 점이다. 그 이유는 팩터 스코어가 회전하더라도 팩터 로딩과 팩터 스코어를 곱한 값은 변하지 않고 따라서 이를 차감하여 계산된 자산고유위험은 팩터 회전과 무관하게 된다. 본 연구의 방법론은 자산가격결정모형이 자산고유위험에 갖는 함의, 즉 자산고유위험은 가격화되지 않아야 한다는 이론적 시사점에 주목하여 요인 분석을 활용해 수익률 생성과정에 관여한 팩터 수를 구하는 것으로 정리할 수 있다.

구체적인 방법론은 다음과 같다. 먼저 본 연구는 국가별 초과 수익률을 분석대상으로 하였다. 다음과 같이 K-팩터 모형을 상정하면

$$R = BF^k + \epsilon$$

에서 R은 N×T의 초과 수익률 행렬이고 B는 N×K의 팩터 로딩이다. F^k(K×T)는 K개의 가격화되는 팩터를 의미하고 ε는 N×T의 자산고유 수익률이다. N과 T는 각각 자산과 관측치를 의미한다.

본 연구에서 주목하는 것은 RISK_{country specific}(=std(ε)), 즉 국가고유위험이 가격화되어서는 안된다는 점이다.

$$E(r) = B\gamma + \gamma_c RISK_{country\ specific}$$

단, E(r)은 N×1이고 γ는 K×1, RISK_{country specific}은 N×1의 행렬이다. 여기에서 γ_c = 0이어야 한다.

만약 k=1로 상정하는 경우 R은 다음과 같이 분해된다.

$$R = \hat{B}^1 \hat{F}^1 + \hat{\epsilon}^1$$

에서 \hat{B}^1 는 N×1의 팩터 로딩이고 \hat{F}^1 는 1×T의 팩터를 의미한다. $\hat{\epsilon}^1$ 는 N×T의 idiosyncratic 수익률이다. Fama-MacBeth 방법론을 이용하여 $\hat{\gamma}_c = 0$ 을 확인하기 위하여 t-분포를 따르는 다음 통계량을 계산하였다.

$$t\text{-value} = \frac{\text{mean}(\hat{\gamma}_{c,t})}{\text{std}(\hat{\gamma}_{c,t})/\sqrt{T}}, t=1,\dots,T$$

이때 $\text{mean}(\hat{\gamma}_{c,t})$ 는 $(\hat{X}'\hat{X})^{-1}\hat{X}'\bar{R}$, $\hat{X} = [1_N, \hat{B}_1, \text{std}(\hat{\epsilon})]$ 에서 마지막 요소이다.

만약 t-value를 계산하여 $\gamma_c = 0$ 제약을 만족하지 못하였다면 R 을 분해하는 과정에서 $k=1$ 을 상정하여 추정된 자산고유위험 $std(\hat{\epsilon}^1)$ 에 체계적 위험이 포함됨으로써 $std(\hat{\epsilon}^1)$ 이 가격화(pricing)되었음을 의미한다. 따라서 $k=2$ 를 상정하여 R 을 분해해야 하고 이를 이용해 $std(\hat{\epsilon}^2)$ 을 구한 후 다시 t-test를 통해 $\gamma_c = 0$ 제약이 만족하는지를 확인해야 한다. 만약 $\gamma_c = 0$ 제약이 만족한다면 이는 R 이 체계적인 부분(common component) $\hat{B}^k \hat{F}^k$ 와 비체계적인 부분 $\hat{\epsilon}^k$ 으로 정확히 분해되었고 따라서 자산고유위험 $std(\hat{\epsilon}^k)$ 이 더 이상 가격화되지 않았음을 의미한다.

IV. 데이터

본 연구는 블룸버그의 전세계 24개 지수, 1990년부터 2009년의 20년 월별 수익률을 이용하였고 해당국의 통화로 계산된 수익률이다. 초과 수익률은 French 웹사이트의 1개월 Treasury bill의 이자율을 무위험 이자율로 간주하고 계산되었다. 이외 세계 거시경제변수 데이터는 IMF의 International Financial Statistics를 이용하였다. <표 1>은 이용된 24개 지수의 초과 수익률 기초 통계량을 나타내고 있다.

<표 1> 기초통계량

(단위: %)

Country	Index	Return	STD	Max	Min	Period
Austria	ATX	0.69	6.94	18.9	-27.82	1990:01~ 2009:12
Botswana	BGSMDC	1.74	4.58	32.49	-10.11	1990:01~ 2009:12
France	CAC	0.63	5.72	13.41	-17.49	1990:01~ 2009:12
Sri Lanka	CSEALL	1.73	8.14	36.3	-16.82	1990:01~ 2009:12
Germany	DAX	0.71	6.42	21.38	-25.42	1990:01~ 2009:12
Malaysia	FBMKLCI	0.84	7.7	34.49	-24.46	1990:01~ 2009:12

Finland	HEX25	1.01	7.84	30.81	-20.91	1990:01~ 2009:12
Spain	IBEX	1.02	6.26	17.11	-21.24	1990:01~ 2009:12
Chile	IPSA	1.81	6.46	20.77	-29.86	1990:01~ 2009:12
Ireland	ISEQ	0.52	5.94	19.63	-20.71	1990:01~ 2009:12
Indonesia	JCI	1.4	8.77	28.58	-31.48	1990:01~ 2009:12
Jamaica	JMSMX	1.91	8.53	44.72	-16.15	1990:01~ 2009:12
Denmark	KFX	0.76	5.55	20.76	-18.78	1990:01~ 2009:12
Korea	KOSPI	0.69	9.19	50.77	-27.24	1990:01~ 2009:12
Philippines	PCOMP	0.92	8.84	39.33	-27.08	1990:01~ 2009:12
Mauritius	SEMDEX	1.46	5.15	17.99	-18.5	1990:01~ 2009:12
India	SENSEX	1.79	9.23	42	-23.82	1990:01~ 2009:12
Thailand	SET	0.63	9.74	32.89	-30.07	1990:01~ 2009:12
Switzerland	SMI	0.8	4.98	13.97	-18.93	1990:01~ 2009:12
Canada	SPTSX	0.7	4.48	12.08	-20.11	1990:01~ 2009:12
US	SPX	0.75	4.33	11.42	-16.79	1990:01~ 2009:12
Japan	TPX	-0.25	5.83	18.15	-20.42	1990:01~ 2009:12
UK	UKX	0.68	4.25	11.5	-12.83	1990:01~ 2009:12
Turkey	XU100	4.25	15.6	79.79	-39.03	1990:01~ 2009:12

자료: Bloomberg.

V. 분석결과

1. 국제주식시장 동조화

24개 지수의 수익률 상관계수를 계산하여 보면 24개 지수 수익률 중 자메이카와 보스나와를 제외하고 23개의 지수 수익률이 상호간 통계적으로 유의하며 크게는 0.86까지 상관계수를 보인다²⁾. 이러한 지수들의 상호 상관성(comovement)의 이면에 글로벌 위험 요인이 작용하고 있음을 유추해 볼 수 있다. 상관계수 분석에서 주목할 점은 상호 상관성(comovement)이 특정 경제권이나 대륙 등에 한정해서 나타나지 않고 전 세계적으로 나타난다는 점이다. 자메이카와 보스나와를 제외하고 모든 국가에서 강한 상관관계가 보이는 것으로 보아 이들 국가들은 공통의 글로벌 위험요인에 의한 영향을 강하게 받고 있을 것으로 추론된다.

〈표 2〉는 그랜저 인과관계를 이용하여 각 국가별 시장수익률의 리드-래그 스트럭처를 파악하였다. 전체적으로 볼 때 국제 주식시장은 매우 긴밀한 리드-래그 스트럭처를 보이고 있음을 확인할 수 있다. 이는 역시 공통의 위험요인이 존재할 것이라는 가설을 지지하고 있다. 미국의 경우 나머지 23개 인덱스에 대해 47.83%의 리드를 보여 세계 경제에 매우 핵심적인 역할을 하고 있음을 확인할 수 있다. 반면 래그 비율은 0.00%를 보였다.

〈표 2〉 그랜저 인과관계를 이용한 리드-래그 구조

(단위: %)

Country	Lead	Lag
Austria	17.39	39.13
Botswana	4.35	39.13
France	30.44	4.35
Sri Lanka	4.35	73.91
Germany	17.39	26.09
Malaysia	17.39	8.70

2) 상관계수표는 본 원고에서는 제시하지 않았다.

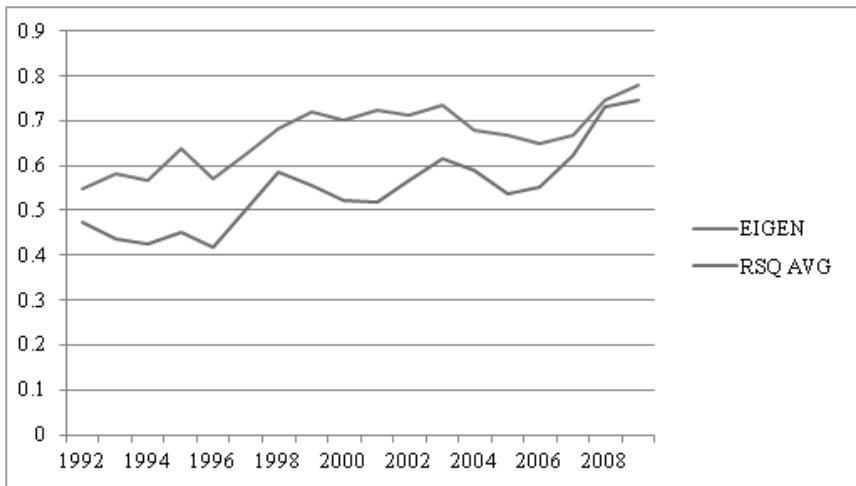
Finland	21.74	0.00
Spain	34.78	17.39
Chile	4.35	4.35
Ireland	43.48	0.00
Indonesia	8.70	60.87
Jamaica	8.70	8.70
Denmark	13.04	43.48
Korea	17.39	8.70
Philippines	21.74	13.04
Mauritius	4.35	26.09
India	4.35	21.74
Thailand	13.04	0.00
Switzerland	26.09	8.70
Canada	26.09	4.35
US	47.83	0.00
Japan	17.39	8.70
UK	26.09	4.35
Turkey	4.35	13.04

주: 2변수 VAR(1) 모형을 이용함.

〈그림 1〉은 Pukthuanthong and Roll(2009)이 제시한 국제통합지표와 24개 국가의 초과수익률을 위험요인으로 회귀분석한 후 결정계수의 평균으로 나타낸 국제통합지표의 추이를 나타낸 그래프이다. Pukthuanthong and Roll(2009)은 요인분석을 실시한 후 특성값(eigenvalue)을 이용해 국제통합도를 측정하는 지표를 제안하였다. 즉 만약 체계적 위험요인이 3개라고 가정한다면 전체 특성값의 합 대비 3개의 특성값의 합의 비율로 국제통합도를 측정하였다. 본 연구에서는 다음 장에서 분석한 결과 즉 위험요인의 수가 3개라는 결과를 이용하여 Pukthuanthong and Roll(2009)이 제시한 국제통합지표의 경우 상위 3개의 특성값을 이용하였고 결정계수의 평균값을 이용한 국제통합지표의 경우 역시 상위 3개의 특성값에 해당하는 요인 점수(factors scores)를 이용하였다.

〈그림 1〉에 따르면 Pukthuanthong and Roll(2009)의 국제통합지표(EIGEN, 상단에 위치)의 경우 시계열적인 트렌드가 지속적으로 상승해 왔음을 확인할 수 있다. 국가별 수익률의 결정계수 평균값(RSQ AVG, 하단에 위치) 역시 지속적으로 상승해 온 것을 확인할 수 있다. 큰 흐름에 있어서 두 지표의 상승 패턴은 유사하고 통합도의 수준(level)은 2000년의 경우 약 20% 정도의 차이가 있었으나 2008년 후반에 와서는 거의 유사한 것으로 보인다. 2000년 이후 글로벌 위험요인은 개별 국가의 주가 수익률을 평균적으로 최대 78%까지 설명할 수 있는 것으로 보인다. 국제통합도가 지속적으로 높아지는 것은 국제주식시장에서 글로벌 위험요인이 개별 주식시장에 미치는 영향이 커짐을 의미한다.

〈그림 1〉 글로벌 통합지표의 시계열 추이



주: RSQ AVG는 24개 초과 수익률을 3개의 요인점수에 회귀분석 후 결정계수를 평균, EIGEN은 상위 3개 특성값 합을 백분율, 과거 36개월을 롤링하여 계산하였음.

2. 위험 요인의 수

본 장에서는 앞서 제시한 Bai and Ng(2002)의 방법론과 자산고유위험을 이용한 방법론에 따라 글로벌 위험요인의 수를 실증 분석한 결과를 제시하였다. 과거 선행연구에서 글로벌 시장요인의 경우 이미 그 존재가 확인된 바 있으므로 적어도

한 개 이상의 글로벌 위험요인이 존재한다고 볼 수 있다.

〈그림 2〉는 Bai and Ng(2002)의 방법론을 이용한 위험요인의 수를 제시하고 있다³⁾. 요인 결정 기준으로 3장에서 제시된 PC1, PC2, PC3를 이용하는 경우 팩터를 늘려감에 따라 값이 감소하기만 하고 최소점을 형성하지 않고 있음을 확인할 수 있다. 이것이 의미하는 것은 24개 국가별 초과수익률의 잠재요인(latent factor)을 한정할 수 없다는 것을 의미한다. Bai and Ng(2002)의 PC1, PC2, PC3의 결정기준에 의하면 잠재요인(latent factor)의 수는 개별 국가의 수만큼이 된다. 역시 3장에서 제시된 IC1, IC2, IC3를 요인 수의 결정기준으로 이용하는 경우에도 IC1, IC2는 8개에서 국지적 최소점을 형성하였다가 요인수를 늘려감에 따라 IC1, IC2의 값이 감소하고 있고 IC3의 경우 요인의 수를 늘림에 따라 지속적으로 감소하고 있다. 요인 수의 결정기준으로 IC를 이용할 때 PC를 이용하는 경우와 마찬가지로 요인의 수를 한정할 수 없고 분석결과상으로 개별 국가의 수만큼이 요인의 수가 된다. 이와 같은 실증 분석 시 발생하는 Bai and Ng(2002) 방법론의 한계를 극복하기 위하여 본 연구는 자산고유위험은 가격화(pricing)되지 않아야 한다는 자산가격결정모형의 경제학적 함의를 위험요인의 수를 한정하는데 이용하였다.

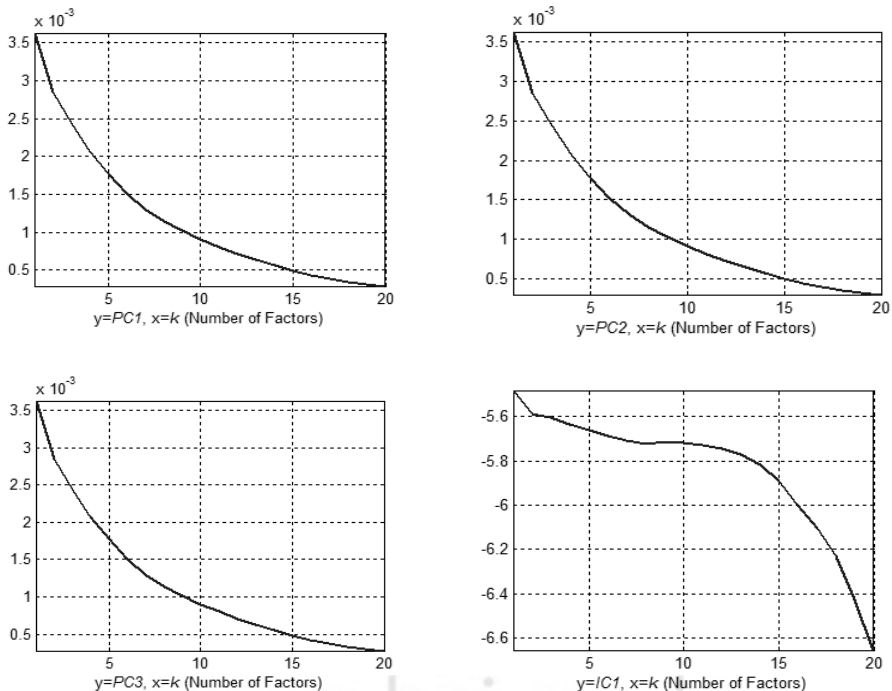
〈표 3〉은 3장 2절의 방법론에 따른 팩터 수를 제시하고 있다. 먼저 패널 A에서 자산 고유 위험을 측정하는데 전체 기간의 데이터를 이용한 경우 글로벌 위험요인이 1개라고 가정하고 자산 고유 위험을 추정하여 이것이 가격화되는지를 확인한 결과 t-value가 4.421로 통계적으로 매우 유의하게 가격화됨을 확인할 수 있었다. 이것이 의미하는 바는 위험요인을 1개만 가정하는 경우 또 다른 체계적 위험요인에 의한 부분이 자산고유위험으로 포함되어 마치 자산고유위험이 가격화되는 것처럼 보임을 의미한다. 이는 자산고유위험의 잘못된 추정이었으므로 위험요인을 1개에서 2개로 늘려 자산 고유 위험을 측정해야 한다. 2개의 글로벌 위험요인을 가정하는 경우 t-value는 여전히 2.736으로 통계적으로 유의하다. 3개의 글로벌 위험요인을 가정하는 경우 1.323으로 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 3개의

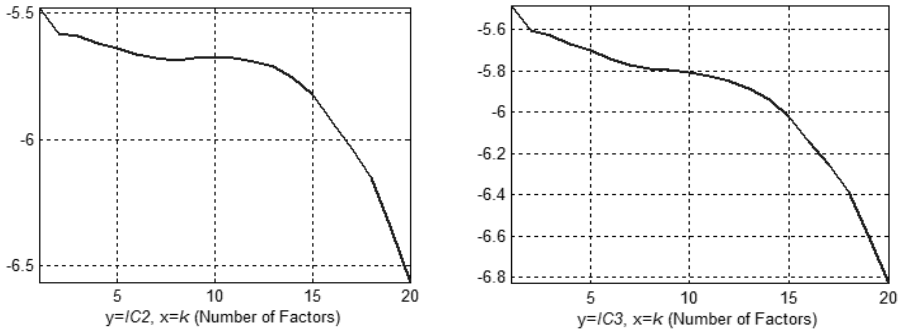
3) 본 절의 실증분석은 Serena Ng의 웹사이트(<http://www.columbia.edu/~sn2294>)의 MATLAB 코드를 참고하여 수행하였다.

글로벌 위험요인을 가정하고 잔차를 구하는 경우 여기서 추정된 자산고유위험이 더 이상 가격화되지 않았음을 의미하고 체계적 위험요인은 3개라고 결론 내릴 수 있다. 한 가지 주목할 점은 위험요인을 늘려 갈 때 자산고유위험의 계수값은 0.281, 0.184, 0.087, 0.093으로 점차 줄어들고 있고, t-value 역시 4.421, 2.736, 1.323, 1.184로 점점 줄어들고 있다. 이는 자산고유위험의 계산 시 적용되는 위험요인을 더 추가할수록 추정된 자산고유위험은 체계적 위험을 덜 포함하게 되어 순수한 자산고유위험만을 정확하게 측정해 가는 것으로 이해될 수 있다.

요인분석 실시 후 과거 30개월을 이용해 자산고유위험을 추정한 경우 분석 결과는 전체기간을 이용한 경우와 크게 다르지 않았다. 1개의 위험요인만을 가정한 경우 t-value는 3.884였고 2개의 위험요인을 가정한 경우 1.996, 3개의 위험요인을 가정한 경우 1.081로 나타나 역시 3개의 체계적 위험요인으로 결론 내릴 수 있다.

〈그림 2〉 Bai and Ng(2002)의 방법론을 이용한 요인 수의 추정





〈표 3〉 자산고유위험 제약을 이용한 요인 수의 추정

절편	요인1	요인2	요인3	요인4	자산고유위험
Panel A: 자산고유위험을 전체기간에서 추정 시					
-0.007 (-1.862) [0.968]	-0.004 (-0.050) [0.520]				0.281 (4.421) [0.000]
0.000 (-0.005) [0.502]	0.014 (0.172) [0.432]	0.288 (4.355) [0.000]			0.184 (2.736) [0.003]
0.007 (2.039) [0.021]	-0.025 (-0.322) [0.626]	0.279 (4.261) [0.000]	0.119 (1.646) [0.051]		0.087 (1.323) [0.094]
0.006 (1.625) [0.053]	-0.002 (-0.021) [0.508]	0.279 (4.063) [0.000]	0.125 (1.800) [0.037]	0.044 (0.569) [0.285]	0.093 (1.184) [0.119]
Panel B: 과거 30개월을 롤링하여 자산고유위험을 추정 시					
-0.006 (-1.663) [0.951]	0.066 (0.729) [0.234]				0.232 (3.884) 0.000
0.003 (0.901) [0.184]	0.021 (0.249) [0.402]	0.289 (4.419) [0.000]			0.133 (1.996) [0.024]

0.006	0.018	0.283	0.046		0.070
(1.694)	(0.212)	(4.296)	(0.647)		(1.081)
[0.046]	[0.416]	[0.000]	[0.259]		[0.141]
0.006	0.003	0.298	0.064	-0.014	0.069
(1.858)	(0.039)	(4.344)	(0.915)	(-0.191)	(0.980)
[0.032]	[0.485]	[0.000]	[0.181]	[0.576]	[0.164]

주: Fama-MacBeth 회귀분석을 이용, 괄호는 t-value를 의미하고 대괄호는 p-value를 의미함.

3. 위험 요인의 식별

가. 후보 글로벌 거시경제변수의 선정

앞의 분석 결과로부터 글로벌 위험요인은 3개라고 추정하였기 때문에 3개의 팩터가 각각 무엇과 연관되어 있을지를 본 장에서 분석하였다.

첫 번째 팩터는 선행연구에서 이미 여러 차례 논의된 바와 같이 글로벌 시장요인일 것으로 추론하였다. 특히 Harvey, Solnik, Zhou(1994)의 경우 첫 번째 팩터는 글로벌 시장 요인이라고 제시하였다. 이를 실제로 검증해 보기 위해 각 국가별 시장 수익률을 단순 평균한 수익률을 구해 글로벌 시장 수익률의 대리변수로 사용하였다. 요인분석에서 구한 팩터 스코어는 팩터 회전을 함에 따라 달라 질 수 있어 그 값을 절대적인 값으로 간주할 수는 없지만 실제 글로벌 시장요인과 관련한 정보를 가지고 있을 것으로 생각할 수 있다. 첫 번째 팩터와 글로벌 시장 수익률과의 상관관계를 살펴보면 <표 4>에서 Pearson의 상관계수가 무려 0.892에 이르고 1% 수준에서 통계적으로 매우 유의하다. Kendall이나 Spearman의 비모수 상관계수에서도 1% 수준에서 통계적으로 유의하였으며 그 값이 각각 0.779와 0.911에 달해 첫 번째 팩터 스코어는 글로벌 시장요인인 것으로 보인다.

거시경제변수가 주가수익률에 영향을 줄 수 있는 경로에 대한 이론적 배경은 Merton(1973)의 연구에서 찾을 수 있다. Merton(1973)은 주가 기대수익률이 투자기회집합(investment opportunity set)에 영향을 주는 상태변수(state variable)에 의해 부분적으로 결정될 수 있음을 보였다. Merton(1973)에 의하면 상태변수(state

variable)와 추가수익률의 공분산이 투자자가 보상을 요구하는 개별 자산의 분산 불가능한 위험으로 작용한다. Merton(1973)이 임의로 제시한 상태변수(state variable)는 이자율인데 이외에도 투자기회집합(investment opportunity set)에 영향⁴⁾을 주는 어떠한 거시경제변수라도 수익률에 영향을 주는 요인으로 고려될 수 있다. 한편 Campbell and Shiller(1988)는 수익률에 영향을 주는 요인으로 크게 현금흐름 뉴스(cash flow news)와 할인율에 관한 뉴스(discount rate news)로 나누는 시각을 제시하였다. 이에 따라 본 연구는 거시경제변수 중 실물경제변수군과 금융경제변수군을 위험요인의 후보군으로 제시하였다. Chen, Roll and Ross(1986)의 연구는 추가수익률과 거시경제변수의 관계를 연구하였는데 이들이 고려한 거시경제변수는 산업생산증가율(industrial production growth rate), 인플레이션, 이자율(팀스프레드 및 디폴트스프레드), 소비증가율, 원유가격변화율 등이 있다. 본 연구는 이들 거시경제변수들 중에서 실물경제변수에 해당하는 거시경제변수로 세계산업생산증가율(global industrial production growth rate), 세계총생산증가율(global GDP growth rate), 에너지가격변화율(energy price change), 상품가격변화율(non-energy commodity price change)을 이용하였다. 금융경제변수에 해당하는 거시경제변수로는 글로벌 이자율(SDR interest rate)과 글로벌 인플레이션을 이용하였다. 글로벌 인플레이션의 경우 실물경제변수로도 볼 수 있으나 본 연구는 이를 화폐적 현상⁵⁾으로 보고 금융경제변수로 포함하였다.

〈표 4〉를 보면 세계산업생산증가율(global industrial production growth rate)이 두 번째 팩터스코어와 -0.40, 세 번째 팩터스코어와 0.388의 상관계수 값을 갖고 10% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 두 번째와 세 번째 글로벌 위험요인은 세계산업생산과 밀접한 관계가 있는 위험요인일 가능성이 높고 이것은 실물경제와 연관성이 높을 것으로 보인다. 세계 이자율의 대리변수로 사용된 SDR 이자율의 경우 세 번째 팩터스코어와 0.559의 상관계수 값을 보였고 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 세 번째 글로벌 위험요인은 세계 금융시장과 관계되어 있는 것으로

4) 이것이 의미하는 바는 다기간에서 추가 수익률의 분포가 상태변수에 따라 시변동(time-varying)함을 의미한다.

5) Friedman, M.(1963), "Inflation is always and everywhere a monetary phenomenon".

보인다. 마지막으로 상품가격(non-energy commodity price change) 변화율은 세 번째 팩터스코어와 -0.641의 상관계수 값을 보였고 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다.

〈표 4〉 상관계수

	요인 1	요인 2	요인3
Panel A: Pearson 상관계수			
글로벌 시장수익률	0.892***	0.208	-0.413*
세계GDP성장률	-0.115	-0.145	0.272
세계산업생산증가율	-0.156	-0.400*	0.388*
인플레이션	-0.049	0.199	0.341
SDR 이자율	-0.159	0.238	0.559**
에너지가격변화율	0.361	-0.087	-0.21
상품가격변화율	0.156	0.365	-0.641***
Panel B: Kendall 상관계수			
글로벌 시장수익률	0.779***	0.179	-0.316*
세계GDP성장률	0.032	-0.021	0.032
세계산업생산증가율	-0.074	-0.295*	0.116
인플레이션	-0.095	-0.168	0.411**
SDR 이자율	-0.168	-0.074	0.358**
에너지가격변화율	0.168	0.074	-0.168
상품가격변화율	0.137	0.337**	-0.453***
Panel C: Spearman 상관계수			
글로벌 시장수익률	0.911***	0.214	-0.37
세계GDP성장률	0.054	-0.03	0.071
세계산업생산증가율	-0.077	-0.403*	0.191
인플레이션	-0.11	-0.186	0.543**
SDR 이자율	-0.221	-0.033	0.465**
에너지가격변화율	0.217	0.107	-0.257
상품가격변화율	0.165	0.511**	-0.636***

주: *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 의미함.

자료: International Financial Statistics(IFS) of the International Monetary Fund(IMF).

〈표 5〉는 〈표 4〉의 팩터스코어와 통계적으로 유의하고 높은 상관계수를 보인 세계 거시 경제변수를 선택하여 Fama-MacBeth 회귀분석을 실시하였다. 이 분석을 위해 선택된 세계 거시 경제변수는 글로벌 시장수익률, 세계산업생산증가율, SDR 이자율, 상품가격변화율(non-energy commodity price change)이다. 글로벌 시장수익률의 경우 2.448의 t-value를 보여 〈표 5〉의 결론을 뒷받침 하고 있다. SDR 이자율의 경우 4.154의 t-value를 보여 역시 〈표 5〉의 결론을 뒷받침하고 있다. 세계산업생산증가율의 경우 상품가격변화율을 제외하는 경우 1.98의 t-value를 보이고 있다. 상품가격 증가율의 경우 모든 설명변수를 포함하는 경우 1.66이었지만 산업생산증가율을 제외하는 경우 2.047의 t-value를 보이고 있다.

〈표 5〉 Fama-MacBeth 회귀분석결과

	(1)	(2)	(3)
절편	-0.004 (-1,062)	-0.001 (-0,405)	-0.004 (-1,169)
글로벌 시장수익률	0.013 (2,448)	0.016 (2,99)	0.011 (2,32)
세계산업생산증가율	0.038 (1,305)	0.061 (1,98)	
SDR 이자율	0.022 (4,154)	0.02 (3,924)	0.023 (4,558)
상품가격 변화율	0.011 (1,66)		0.013 (2,047)

주: 괄호는 t-value를 의미함.

나. 위험요인으로서 글로벌 거시경제변수 측정

Bai and Ng(2006)은 관찰된 요인(observed factors)이 잠재 요인(latent factors)에 얼마나 근접하는지를 측정하는 방법론⁶⁾을 제시한 바 있다. Bai and Ng(2006)는 다

6) 본 절의 실증분석은 Serena Ng의 웹사이트(<http://www.columbia.edu/~sn2294>)의 MATLAB 코드를 참고하여 수행하였다.

음의 모형을 상정하였다.

$$G_{j,t} = \delta_j' F_t + e_{j,t}$$

에서 $G_{j,t}$ 는 관찰된 j 요인(observed factor)을 의미하고 F_t 는 요인분석에 의해 얻은 잠재요인(latent factor)을 의미한다. Bai and Ng(2006)은 귀무가설로 $G_{j,t} = \delta_j' F_t$ 을 제안하였다. Bai and Ng(2006)의 제안에 의하면 추정된 $\widehat{G}_{j,t}(= \widehat{\delta}_j' F_t)$ 이 실제 관찰된 $G_{j,t}$ 에 가까울수록 $G_{j,t}$ 를 잠재 요인(latent factor)에 경제적 의미를 부여하는 변수로 볼 수 있다.

Bai and Ng(2006)을 따라 본 연구는 $\widehat{G}_{j,t}(= \widehat{\delta}_j' F_t)$ 이 $G_{j,t}$ 에 얼마나 근접하는지를 확인하기 위하여 4개의 통계량을 고려하였다.

$$\mathcal{A} = (1/T) \sum_{t=1}^T \mathbf{1}(|\widehat{\tau}_i(j)| > \Phi_\alpha)$$

단 $\widehat{\tau}_i(j) = \frac{(\widehat{G}_{j,t} - G_{j,t})}{\widehat{\text{var}}(\widehat{G}_{j,t})^{1/2}}$, $\widehat{G}_{j,t} = \widehat{\delta}_j' F_t^k$. 이는 통계량 $\widehat{\tau}_i(j)$ 가 $\widehat{\tau}_i(j)$ 의 분포에서 유의수준 α 퍼센트(=0.025)에 해당하는 하한값 및 상한값을 넘어서는 빈도를 계산한 것이다. $\widehat{G}_{j,t}(= \widehat{\delta}_j' F_t)$ 이 실제 관찰된 $G_{j,t}$ 에 멀어질수록 빈도가 1에 수렴한다.

다음으로 결정계수 R_j^2 , δ_j 의 k 개의 요소가 모두 0인지를 테스트하는 F -test $_j$, 노이즈의 정도를 측정하는 NS_j 를 다음과 같이 계산하였다.

$$R_j^2 = \frac{\widehat{\text{var}}(\widehat{G}_j)}{\widehat{\text{var}}(G_j)}$$

$$F\text{-test}_j = \frac{(T-k)R_j^2}{k(1-R_j^2)}$$

$$NS_j = \frac{\widehat{\text{var}}(\widehat{\epsilon}_j)}{\widehat{\text{var}}(\widehat{G}_j)}$$

R_j^2 의 값이 클수록 관찰된 $G_{j,t}$ 는 잠재요인(latent factor)에 가까워지게 된다. 또한 NS_j 의 값이 클수록 $G_{j,t}$ 는 잠재요인(latent factor)에 멀어지게 된다.

〈표 6〉은 〈표 4〉와 〈표 5〉에서 선택된 글로벌 거시경제변수를 이용하여 앞서 설명한 Bai and Ng(2006)의 방법론을 이용하여 관찰된 요인(observed factors)이 잠재 요인(latent factors)에 얼마나 근접하는지를 분석한 표이다. 먼저 패널A는 글로벌 시장요인을 관찰된 요인으로 보고 앞서 분석한대로 3개의 팩터스코어로 회귀 분석을 하였다. \mathcal{R} 통계량을 보면 0.01로 분석되었는데 이는 글로벌 시장요인은 3개의 팩터스코어(latent factors)와 매우 근접하고 있음을 의미한다. 이는 〈표 4〉에서 첫 번째 팩터스코어와 글로벌 시장요인과의 높은 상관계수와도 일맥상통하는 결과이다. R_j^2 를 보아도 약 0.98이 나와 세 개의 잠재요인(latent factors)의 설명력이 매우 높고 F-test결과와 NS_j 의 값 역시 이를 뒷받침하는 것으로 확인되었다.

다음으로 앞서 선택한 세계산업생산증가율, SDR 이자율, 상품가격변화율을 각각 패널B~패널E에서 살펴보았다. 패널B는 원래 거시경제변수들을 그대로 $G_{j,t}$ 로 해서 이용한 것이고 패널C~패널E의 결과는 세 개의 글로벌 거시경제변수들을 Lamont(2001) 및 Vassalou(2003)의 방법을 이용하여 추적포트폴리오(tracking portfolio)를 만들어 이를 $G_{j,t}$ 로 이용한 결과이다. 패널B에서 원래 거시경제변수들을 그대로 이용하는 경우 \mathcal{R} 통계량이 항상 1에 가까운 값을 보여 관찰된 요인이 잠재요인으로부터 상당히 거리가 먼 것을 알 수 있다. R_j^2 값 역시 비교적 낮은 설명력을 보였다. 패널C와 패널D, 패널E는 추적포트폴리오를 만들 때 기본자산(base assets)으로 각각 미국의 5개 산업 포트폴리오, 미국의 6개 Size-BM포트폴리오, 세계 5개 산업 포트폴리오(7)를 이용하였는데 패널E의 경우 \mathcal{R} 통계량 값이 세계산업생산증가율의 경우 0.54, SDR이자율 0.48, 상품가격변화율의 경우 0.45의 값을 보여 귀무가설 $G_{j,t} = \delta_j' F_t$ 을 기각하고는 있으나 R_j^2 의 값에서 모두 0.5를 넘는 값을 보여 세계산업생산증가율, SDR 이자율, 상품가격변화율을 잠재 요인(latent factors)으로서 볼 수 있는 것으로 보인다. 패널C~패널E에서 특이한 점은 추적포트폴리오를 만들 때 사용하는 기본자산(base assets)에 따라서 그 결과가 상당히 달라지고 있음을 확인할 수 있는데 이는 적절한 기본자산의 선택이 중요함을 의미한다. 특히 요인분석을 통해 얻은 3개의 잠재요인(latent variables)이 국제주식

7) Kenneth French의 웹사이트 데이터를 이용하였다.

시장 24개 표본으로부터 분해되었음을 고려하여 볼 때 패널C나 패널D에서와 같이 대표성이 결여된 특정 국가의 기본자산(base assets)을 이용하는 것 보다는 패널E의 세계 산업 포트폴리오를 이용하는 것이 논리적으로 타당하고 결과 역시 그에 상응하게 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

〈표 6〉 Bai and Ng(2006) 방법론을 이용한 글로벌 거시경제변수 측정

	\mathcal{A}	R_j^2	$F-test_j$	NS_j
Panel A				
글로벌 시장수익률	0.01	0.98	3282.05 (0.00)	0.02
Panel B: Raw macro variable				
세계산업생산증가율	0.85	0.02	1.39 (0.25)	56.88
SDR 이자율	0.91	0.06	4.88 (0.00)	16.18
상품가격변화율	0.77	0.08	6.48 (0.00)	12.18
Panel C: 추적포트폴리오 (US 5 industry)				
세계산업생산증가율	0.79	0.09	8.25 (0.00)	9.58
SDR 이자율	0.93	0.03	2.78 (0.04)	28.39
상품가격변화율	0.61	0.36	44.26 (0.00)	1.79
Panel D: 추적포트폴리오 (US 6 Size-BM)				
세계산업생산증가율	0.83	0.13	12.27 (0.00)	6.44
SDR 이자율	0.83	0.14	12.53 (0.00)	6.31
상품가격변화율	0.66	0.36	44.95 (0.00)	1.76
Panel E: 추적포트폴리오 (World 5 industry)				
세계산업생산증가율	0.54	0.53	87.47 (0.00)	0.90
SDR 이자율	0.48	0.52	85.85 (0.00)	0.92
상품가격변화율	0.45	0.59	114.83 (0.00)	0.69

〈표 7〉은 Hansen-Jagannathan 거리(Hansen-Jagannathan distance, Hansen and Jagannathan, 1997)를 이용해 앞서의 세계 거시경제변수가 가격결정모형에서 어떠한 역할을 하고 있는지를 추가로 분석하였다. 앞서 Bai and Ng(2006)의 결과가 관찰된 요인(observed factors)과 잠재 요인(latent factors)의 근접도를 측정하는 것이라면 Hansen-Jagannathan 거리는 선택된 세계 거시경제변수가 가격결정모형의 식별에서 어느 정도의 역할을 하는지를 확인할 수 있게 한다. 즉, HJ거리는 일반적으로 자산가격결정모형의 최대가격오차(maximum pricing error)를 측정하는 도구로 흔히 사용되는데 만약 후보확률할인요소(implied stochastic discount factors)가 참확률할인요소(true stochastic discount factors)에 포함되면 HJ-distance는 0이 되고 이는 선택된 세계 거시경제변수를 이용하여 가격오차(pricing error) 없는 모형 식별이 가능함을 의미한다. HJ-distance는 Hansen and Jagannathan(1997)을 이용하고 이에 상응하는 empirical p-value는 Jagannathan and Wang(1996)의 시뮬레이션 방법을 이용하였다.

$$HJ\text{-distance} = [\text{Min}_{\theta} g(\theta)' W g(\theta)]^{1/2}$$

단, $g(\theta) = E(m_t R_t) - 1_N$, $m_t = b_0 + b_1' F_t$, $\theta = (b_0, b_1')$, R_t is a $N \times 1$ 의 총수익률, W 는 가중행렬(weighting matrix)을 의미하고 이 경우 $W = E(R_t R_t')^{-1}$ 이 된다.

〈표 6〉의 첫 번째 행에서 거시경제변수를 그대로 요인으로 이용하는 경우 글로벌 시장요인만 이용한 경우 HJ-distance는 0.464이고 empirical p-value는 통계적으로 유의한 값을 주고 있다. 글로벌 시장요인에 세계산업생산 변화율, SDR이자율, 상품가격변화율을 각각 포함해 가는 경우 HJ-distance는 0.459, 0.416, 0.405로 낮아져 더 많은 세계거시변수가 포함될수록 가격오차(pricing error)가 작아지고 있음을 확인할 수 있다. 또한 〈표 6〉에서는 Vassalou(2003)의 방법을 따라 3종류의 기본자산(base assets)을 이용해 앞서 3개의 글로벌 거시경제변수를 추적(tracking)하는 거래 가능(tradable) 위험요인을 만들어 이를 이용해 HJ-distance를 계산하였다. 여기서 기본자산은 미국의 5개 산업 포트폴리오, 미국의 6개의 size-bm 포트폴리오,

세계 5개 산업포트폴리오를 포함한다. 상기의 기본자산(base asset)을 이용하여 추적포트폴리오(tracking portfolio)를 이용해 HJ-distance를 측정하는 경우 가격오차는 훨씬 줄어들고 있음을 확인할 수 있다. 특히 세계 5개 포트폴리오를 이용하여 글로벌 시장요인, 세계산업생산증가율, SDR 이자율, 상품가격변화율에 해당하는 추적포트폴리오를 이용해 HJ-distance를 측정하는 경우 가장 작은 0.265를 보이고 있다. 또한 이 값은 통계적으로도 유의하지 않음을 확인할 수 있다. 이는 세계 주요 5개 포트폴리오를 선택하여 세계 경제 변수를 추적하는 포트폴리오를 만드는 경우 이것을 이용해 가격오차 없는 모형 식별이 가능함을 의미한다.

〈표 7〉 Hansen–Jagannathan 거리

	글로벌 시장수익률	+세계 산업생산증가율	+SDR 이자율	+상품가격 변화율
Raw macro variable	0.464 [0.000]	0.459 [0.001]	0.416 [0.018]	0.405 [0.055]
추적포트폴리오 (US 5 industry)	0.464 [0.000]	0.399 [0.057]	0.378 [0.240]	0.368 [0.145]
추적포트폴리오 (US 6 Size-BM)	0.464 [0.000]	0.449 [0.001]	0.449 [0.000]	0.442 [0.001]
추적포트폴리오 (World 5 industry)	0.464 [0.000]	0.321 [0.723]	0.285 [0.891]	0.265 [0.944]

주: '+'는 왼쪽의 변수를 오른쪽으로 누적하여 추가해 가는 것을 의미함.

VI. 결론

본 연구는 각 국가의 인덱스 수익률을 이용해 국제 주식시장에 작용하는 위험요인의 수를 제시하고 각각의 위험요인이 무엇과 관련된 위험요인인지 유추하였다. 이를 위해 기존의 연구들과는 다르게 자산 고유의 위험은 가격화되어서는 안 된다는 자산가격결정모형의 제약을 이용해 위험요인의 수와 식별의 실증 검증을

실시하였다.

본 연구의 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 국가간 통합 및 동조화 현상이 상당히 뚜렷하고 그 정도가 지속적으로 높아져 왔음을 확인하였다. 특히 2000년 이후 글로벌 위험요인은 개별 국가의 주가 수익률을 평균적으로 최대 78%까지 설명할 수 있는 것으로 보인다. 이는 글로벌 위험요인이 개별국가의 주가 수익률 움직임에 매우 중요한 역할을 하고 있음을 의미한다. 둘째, 본 연구에서 제시한 방법론을 이용하는 경우 표본기간 동안 글로벌 위험요인이 3개임을 확인하였다. 셋째, 요인분석을 통해 얻어진 팩터 스코어가 세계 거시경제 변수와 매우 밀접한 관련을 갖고 있음을 확인하였다. 첫 번째 요인은 기존 문헌에서와 마찬가지로 글로벌 시장요인인 것으로 확인하였다. 두 번째 요인과 세 번째 요인은 실물시장(global real economy) 측면의 글로벌 거시경제변수와 금융시장(global financial market) 측면의 글로벌 거시경제변수와 높은 연관성을 가지고 있었다. 이는 Campbell and Shiller(1988)나 Chen and Zhao(2009)가 미국시장을 분석할 때 제시하였던 수익률의 움직임을 할인율 뉴스(discount rate news)와 현금흐름 뉴스(cash flow news)에 의해 발생하는 것으로 보았던 관점을 확인하는 결과로 볼 수 있다.

본 연구는 국제 주식시장의 팩터의 개수를 자산가격결정모형에서 자산고유위험의 제약을 이용하여 식별하였다는 점에서 의의가 있다. 또한 팩터가 세계 거시경제와 관련된 위험 요인이라는 점을 밝혔다. 하지만 본 연구의 결론은 국제 자본시장이 통합되어 있다는 가정을 하고 있고 글로벌 투자자가 완전 분산투자를 하고 있다는 가정을 통해 얻어졌다는 점에서 한계를 갖는다.

참고문헌

- Bai, Jushan, and Serena Ng, "Determining the number of factors in approximate factor models", *Econometrica*, Vol. 70 No. 1, 2002, pp. 191-221.
- _____, "Evaluating latent and observed factors in macroeconomics and finance", *Journal of Econometrics*, Vol. 131 No. 1, 2006, pp. 507-537.
- Brown, Stephen J., "The number of factors in security returns", *Journal of Finance*, Vol. 44 No. 5, 1989, pp. 1247-1262.
- Brown, Stephen J., and Mark I. Weinstein, "A new approach to testing asset pricing models: The bilinear paradigm", *Journal of Finance*, Vol. 38 No. 3, 1983, pp. 711-743.
- Campbell, John Y., and Robert J. Shiller, "The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors", *Review of financial studies*, Vol. 1 No. 3, 1988, pp. 195-228.
- Chen, Long, and Xinlei Zhao, "Return decomposition", *Review of Financial Studies*, Vol. 22 No. 12, 2009, pp. 5213-5249.
- Chen, Nai-Fu, Richard Roll, and Stephen A. Ross, "Economic forces and the stock market", *Journal of business*, Vol. 59 No. 3, 1986, pp. 383-403.
- Cho, D. Chinyung, "On Testing the Arbitrage Pricing Theory: Inter-Battery Factor Analysis", *Journal of Finance*, Vol. 39 No. 5, 1984, pp. 1485-1502.
- Cho, D. Chinyung, Cheol S. Eun, and Lemma W. Senbet, "International arbitrage pricing theory: An empirical investigation", *Journal of Finance*, Vol. 41 No. 2, 1986, pp. 313-329.
- Connor, Gregory, and Robert A. Korajczyk, "A test for the number of factors in an approximate factor model", *Journal of Finance*, Vol. 48 No. 4, 1993, pp. 1263-1291.
- Conway, Delores A., and Marc R. Reinganum, "Stable factors in security returns:

- Identification using cross-validation”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 6 No. 1, 1988, pp. 1-15.
- Fama, Eugene F., and James D. MacBeth, “Risk, return, and equilibrium: Empirical tests”, *Journal of Political Economy*, Vol. 81 No. 3, 1973, pp. 607-636.
- Friedman, M., “Inflation: causes and consequences.” *Asia Publishing House*, 1963.
- Goyal, Amit, and Pedro Santa-Clara, “Idiosyncratic risk matters!”, *Journal of Finance*, Vol. 58 No. 3, 2003, pp. 975-1008.
- Griffin, John M., “Are the Fama and French factors global or country specific?”, *Review of Financial Studies*, Vol. 15 No. 3, 2002, pp. 783-803.
- Hansen, Lars Peter, and Ravi Jagannathan, “Assessing specification errors in stochastic discount factor models”, *Journal of Finance*, Vol. 52 No. 2, 1997, pp. 557-590.
- Harvey, Campbell R., Bruno Solnik, and Guofu Zhou, What determines expected international asset returns?. No. w4660. *National Bureau of Economic Research*, 1994.
- Heaton, John, and Deborah Lucas, “Market frictions, savings behavior, and portfolio choice”, *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 1, 1997, pp. 76-101.
- _____, “Portfolio choice in the presence of background risk”, *The Economic Journal*, Vol. 110, 2000, pp. 1-26.
- Jagannathan, Ravi, and Zhenyu Wang, “The conditional CAPM and the cross-section of expected returns”, *Journal of Finance*, Vol. 51 No.1, , 1996, pp. 3-53.
- Lamont, Owen A., “Economic tracking portfolios”, *Journal of Econometrics*, Vol. 105 No.1, 2001, pp. 161-184.
- Levy, Haim, “Equilibrium in an Imperfect Market: A Constraint on the Number of Securities in the Portfolio”, *American Economic Review*, Vol. 68 No.4, 1978, pp. 643-658.

- Merton, Robert C., "An intertemporal capital asset pricing model", *Econometrica*, Vol. 41 No. 5, 1973, pp. 867-887.
- _____, "A simple model of capital market equilibrium with incomplete information", *Journal of Finance*, Vol. 42 No.3, 1987, pp. 483-510.
- Moskowitz, Tobias J., and Annette Vissing-Jorgensen, The returns to entrepreneurial investment: A private equity premium puzzle?. No. w8876. *National Bureau of Economic Research*, 2002.
- Pukthuanthong, Kuntara, and Richard Roll, "Global market integration: An alternative measure and its application", *Journal of Financial Economics*, Vol. 94 No. 2, 2009, pp. 214-232.
- Ross, Stephen A., "The arbitrage theory of capital asset pricing", *Journal of economic theory*, Vol. 13 No. 3, 1976, pp. 341-360.
- Roll, Richard, and Stephen A. Ross, "An empirical investigation of the arbitrage pricing theory", *Journal of Finance*, Vol. 35 No.5, 1980, pp. 1073-1103.
- Trzcinka, Charles, "On the number of factors in the arbitrage pricing model", *Journal of Finance*, Vol. 41 No. 2, 1986, pp. 347-368.
- Vassalou, Maria, "News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns", *Journal of financial economics*, Vol. 68 No. 1, 2003, pp. 47-73.

Abstract

This paper examines global integration and/or co-movement and identifies a number of risk factors in the international stock market by using factor analysis. Based on the identified number of risk factors, the related economic fundamentals of global risk factors are studied.

The global integration phenomenon is evident and is increasing gradually. Since 2000, the global risk factors have accounted for up to 78% of each stock market variation. In this study, the method of Bai and Ng(2002) and a new methodology proposed in this study are applied to uncover a number of risk factors. Based on the latter method, three risk factors are identified. The first risk factor is the global market factor. The second and third risk factors are related to macro-variables of global real economy and global financial market. The null hypothesis that the pricing error measured by Hansen-Jagannathan Distance is zero cannot be rejected when tradable risk factors are constructed using tracking portfolios with proper base assets.

※ Key words: International Capital Asset Pricing Model, International Arbitrage Pricing Theory

