

한국 주식시장의 국제 위험요인에 대한 연구: 기간 및 국제 준거 자본자산 가격결정모형을 통한 실증분석*

권지호 ■ 한국은행**

〈국문요약〉

본 연구는 기간 준거 자본자산 가격결정모형(Intertemporal capital asset pricing model)과 국제 준거 자본자산 가격결정모형(International capital asset pricing model)을 근거로 한국 주식시장의 국제 위험요인(risk factor)을 도출하였다. 국내 금융시장은 물론 다른 국가들의 금융시장들의 대외개방도가 높아지면서 금융시장간 연계성이 매우 밀접해졌다. 하지만 한국 주식시장에 대한 실증연구에서는 아직 국내 금융시장으로부터 도출된 위험요인만을 고려하고 있는 상황이다. 본 연구는 기간 준거 자본자산 가격결정모형과 국제 준거 자본자산 가격결정모형을 통해 한국 주식시장에서 국제 위험요인이 위험프리미엄을 생성하는지 실증분석 하였다. 기간 준거 자본자산 가격결정모형과 국제 준거 자본자산 가격결정모형에 따르면 이론적으로 국제 전체 및 다른 국가의 종합주가지수에 대한 수익률과 변동성을 통해 한국 주식시장의 횡단면을 설명하는 위험요인을 도출할 수 있다. 실증분석 결과, 수익률의 경우에는 국제 전체, 북아메리카, 아시아, 미국 및 독일 시장이 한국 주식시장의 위험요인으로 작용하였다. 변동성의 경우에는 북아메리카, 미국, 중국 및 독일 시장이 위험요인으로 작용하였다. 이처럼 한국 주식시장은 해외 위험요인에 의해 설명될 수 있음을 알 수 있다. 또한 해외의 변동성을 통해 도출된 위험요인은 한국 고유의 위험요인인 기업규모 요인(SMB)를 대용하고 있는 것으로 나타났다.

*주제어: 투자기회집합, 상태변수, 기간 준거 자본자산 가격결정모형, 국제 준거 자본자산 가격결정모형

* 본고의 내용은 한국은행의 공식견해가 아니라 집필자 개인의 견해라는 점을 밝힙니다.
따라서 본고를 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.
** 한국은행 조사국 과장 (E-mail: jihokwon@bok.or.kr)

I. 서 론

한국 금융시장 뿐만 아니라 국제 금융시장은 역사적으로 굉장히 개방되고 통합되어 왔다. 각 나라들은 다른 나라의 종합주가지수 뿐만 아니라 여러 금융자산에 투자할 수 있게 되었으며 기업들은 국내에서 뿐만 아니라 해외투자자들로부터 차입 혹은 직접투자를 통해 자금조달이 가능해졌다. 이러한 금융시장의 통합성 및 동조성 뿐만 아니라 세계화 명목 하에 추진되었던 각국들의 무역 개방은 세계 국가들의 금융시장의 연계성을 점차 증대시켰다. 가령 한국의 개인투자자가 중국의 특정 채권에 투자는 할 수 없다 하더라도 금융시장이 뒷받침하고 있는 실물경기의 동조성으로 인해 각국의 금융상품의 가격 및 수익률의 움직임 및 변동성이 밀접하게 연결되었다.

이러한 국가 간 금융시장의 동조화는 여러 금융위기를 통해서도 알 수 있다. 각국 내의 기업들이 투자자금 유치 및 투자대상 다변화, 다국적화를 시행함에 따라 기업들이 발행하는 주식 및 채권들은 사실상 투자자가 내국인으로 한정되어 있다고 말할 수 없다. 이러한 상황에서 특정 국가에서 발생한 금융위기는 위기발생 국가에 머물지 않고 다른 국가로 전이(spillover)되게 된다. 예를 들어 2008년 글로벌 금융위기 당시 시작점은 미국 내의 모기지증권이었으나 국가간 투자 및 무역 의존도를 통해 위기가 다른 국가로 빠르게 전염됨을 확인할 수 있었다.

국가 간 금융시장 동조화는 재무경제학자들에게 국내 금융시장을 설명하는 위험요인이 국내 경제 및 금융시장에서 도출된 변수만이 아니라는 점을 상기시킨다. 한국 거시경기순환이 한국 내의 소비와 생산에만 의존하지 않고 수출과 수입을 통해 세계경기순환과 주요 무역거래 대상국가들의 경기에 민감하듯이 한국 금융시장을 설명하는 위험요인은 한국 고유의 거시변수나 한국 주식시장에서 도출된 기업규모 요인(SMB), 장부가/시가 요인(HML) 등에 국한되지 않을 것이다. 만약 금융시장의 개방도가 상당히 높을 경우 오히려 국내 위험요인보다 국제 위험요인이 특정국가 주식시장의 횡단면에 설명력을 더 가질 수도 있다.¹⁾ 이에 따라 본고는 다른나라들의 주가지수 수익률과 변동성이 우리나라 주식시장의 횡단면을 설명하는 위험요인으로서 작용할 수 있는지 경제학적 모형을 통해 검

1) 횡단면에 설명력을 보인다는 것은 실증분석 시 조사대상이 되는 주식이나 채권들의 수익률 차이를 위험요인을 통해 설명할 수 있다는 것을 의미한다. 다시 말해 위험요인과의 상관관계가 양의 방향으로 높은 것은 수익률이 낮다.

토해보고자 한다.

한편 자본자산 가격결정모형(Capital asset pricing model)은 특정 금융시장 내 금융상품들의 수익률 차이(cross-sectional variation of assets)를 분석하고 이를 설명할 수 있는 위험요인(risk factor)을 찾아내는 것을 그 목적으로 발전해왔다. Fama & French(1993) 이후, 미국 주식시장의 횡단면 차이를 설명하기 위한 위험요인을 발견하는 연구가 굉장히 활발하였다. Fama & French(1993)에서는 기본 자본자산 가격결정모형에서의 위험요인인 시장수익률에 추가하여 기업규모 요인(SMB)과 장부가/시가 요인(HML)을 사용²⁾할 경우 주식시장의 횡단면 움직임보다 더 잘 설명할 수 있음을 밝혔다. 동일한 방법론을 통해 주식시장의 이상현상(anomaly)³⁾를 설명할 수 있는 위험요인들이 굉장히 많이 발견되었다. 투자자들의 거래 전략(trading strategy) 방식⁴⁾을 통해 모멘텀 요인(Momentum), 자산성장률 요인(Asset Growth) 및 투자요인(Investment) 등이 발견되었다.⁵⁾

위에서 설명한 바와 같이 이러한 많은 위험요인이 발견되면서 설명력 높은 위험요인을 국내 금융시장에서만 국한하지 않고 국제 금융시장에도 적용하는 움직임이 있어왔다. 선구적인 연구인 Fama & French(2012)은 자신들이 도출한 기업규모 요인(SMB)과 장부가/시가 요인(HML)이 국가 간에서도 교차적으로 적용될 수 있음을 보였다. 또한 Fama & French(2017)는 이에 더 발전하여 추가적으로 발견한 투자요인(Investment) 및 운영수익 요인(Operating Income)을 여러 대륙 및 국가들에게 적용하였다. Hou et al.(2011)의 경우 글로벌 위험요인에 대한 광범위한 연구를 하여 금융시장들의 연관성에 대해 보다 심도있게 연구를 하였다.⁶⁾ 이러한 연구들은 금융시장의 동조성 때문에 각 국가들의 주식시장 횡단면 분석에 있어 국제 위험요인 또한 고려해야 한다는 점을 시사한다.

이러한 위험요인들로 이루어진 자본자산 가격결정모형은 차익거래 가격결정 이론(Arbitrage Pricing Theory: APT) 모형 중 하나로서 횡단면 분석에 있어 큰 설명력을 보이기는 하지만 이러한 위험요인들이 왜 이상현상을 설명할 수 있

-
- 2) 시장기업의 규모가 작은 기업이, 그리고 장부가 대비 시가가 높은 기업이 그 외의 기업의 수익률보다 높다는 점에 착안하여 고안된 위험요인을 말한다.
 - 3) 시장수익률만을 위험요인으로 하는 기본 자본자산 가격결정모형(Capital asset pricing model)으로 설명되지 않는 추가수익률을 이상현상(anomaly)라고 칭한다.
 - 4) 기업규모가 작은 주식을 소유하고 큰 주식을 처분할 경우 추가 수익률을 낼 수 있다는 거래 전략방식에 착안하여 많은 위험요인이 계속적으로 발견되었다.
 - 5) Carhart(1997), Cooper et al.(2008), Fama & French(2015)등을 참조하기 바란다.
 - 6) 그간 발표된 여러 위험요인들이 미국 주식시장에 국한되지 않고 여러 국제시장에서 유의한 위험요인이 될 수 있는지를 검증한다.
 - 7) 이상현상이란 기본 자본자산 가격결정모형으로 설명할 수 없는 주식들간의 위험프리미

는지에 데에 있어서는 경제학적 설명이 부족하다. Harvey et al.(2015)에 따르면 현재까지 밝혀진 위험요인이 무려 250개가 넘는다고 보고하였다. 하지만 이러한 위험요인들이 왜 설명력을 갖는지, 이러한 위험요인이 과연 어떤 거시경제적이고 체계적인 위험(macro economics and systematic risk)을 대용(proxy)하는지는 계속 연구중이다.

덧붙여 설명하자면 주식시장을 설명하는 위험요인이 이렇게 많은지는 재무경제학자로서 다시 생각해볼 문제이다. 만약 주식시장도 다른 경제현상과 마찬가지로 경제참여자인 투자자들의 행태에 따른 사회현상이라면 주식시장의 횡단면 움직임은 250개가 아니라 경제학적 이해를 통해 도출된 소수의 위험요인으로 설명되어야 한다.

경제이론에 근거한 자본자산 가격결정모형을 통해 우리는 보다 고차원적으로 금융시장에 대해 이해를 할 수 있게 된다. 예를 들어, 국내 금융시장을 설명하기 위한 소비 준거 자본자산 가격결정모형(Consumption capital asset pricing model)에 따르면 주식들의 수익률 차이는 분석대상 국가의 소비증가율과의 연관성에 의해 결정된다. 소비증가율과 상관관계가 높은 주식들은 투자자들에게 효용감소 시 헷징수단으로 사용할 수 없기 때문에 이들의 위험프리미엄은 높고, 그에 따라 높은 수익률 보이게 된다. 만약 장부가/시가 요인(HML)이 소비증가율과 밀접한 상관관계를 보인다면 장부가/시가 요인(HML)의 설명력은 투자자들의 소비변화에 대한 헷징수요에서 파생된다고 추론할 수 있다. 하지만, 국제금융시장의 중요성을 인지하고 있는 바, 국내 소비만을 실증분석 시 사용하기 때문에 국제 위험요인이 국내 주식시장에 얼마나 설명력을 가지는지 알아보기 위해서는 다른 자본자산 가격결정모형이 필요하다.

소비 준거 자본자산 가격결정모형의 실증설명력을 강화하기 위해 Campbell(1993)은 Merton(1973)의 기간 준거 자본자산 가격결정모형(Intertemporal capital asset pricing model)을 보다 발전시켰다. 기간 준거 자본자산 가격결정모형에 따르면 투자자들은 시간에 따라 변화하는 투자기회집합(Investment opportunity set)⁸⁾을 헷징하고자 한다. 왜냐하면 투자기회집합의 변화가 곧 투자자들의 효용변화이기 때문이다. 투자기회집합의 부정적 변화, 즉 효

용 차이를 말한다. 기업규모, 장부가대비 시가, 투자규모, 과거 수익률 추이 등이 여기에 해당된다.

- 8) 투자기회집합이란 투자자 입장에서 투자자가 가능한 모든 금융자산을 한곳에 모아놓은 개념이다. 재무학에서는 금융자산들의 수익률과 분산을 통해 투자기회집합 구성요소들의 동학을 표현할 수 있으며 평균은 양의 방향으로, 분산은 음의 방향으로 투자자들의 효용을 결정한다.

용하락을 헷징할 수 있는 자산의 경우에는 위험프리미엄을 크게 요구하지 않아 다른 주식들에 비해 수익률이 낮다. Campbell(1993)에 따르면 Merton(1973)의 광범위한 개념의 투자기회집합이 몇 개의 거시변수로 대응된다. 종합주가지수의 수익률, 변동성, 한 국가의 국내총생산 증가율 등이 대응변수로 투자기회집합을 대표한다. 이에 따라 동 대응변수의 조건부 평균이나 예측변수가 상태변수가 되고 상태변수의 충격이 주식시장의 횡단면을 설명하는 위험요인이 된다. 이에 대한 직관적인 연구의 예로 Vassalou(2003)를 들 수 있다. Vassalou(2003)는 국내총생산 증가율이 투자기회집합을 대표하고 이의 조건부 평균을 측정하기 위한 변수로 국내총생산 증가율의 과거치와 여러 다양한 주식들의 대표수익률의 과거치를 사용하였다. 연구결과 국내총생산 예측변수의 충격은 미국 주식시장 횡단면을 잘 설명하는 위험요인으로 도출되었으며 국내총생산이 미국 투자기회집합을 잘 대표하는 변수라는 것이 증명되었다. 즉, 투자자들이 자산의 효용변화를 헷징할 때 그 대상이 되는 것이 국내총생산 증가율인 것이다. 주식 중에서 국내총생산 증가율이 하락할 시에 수익률이 높은 주식은 투자자들에게 효용하락을 보전해주는 헷징수단이 되어 요구되는 위험프리미엄이 작고 그에 따라 수익률 또한 다른 주식들에 비해 낮다.

국제 준거 자본자산 가격결정모형(International capital asset pricing model)은 이러한 투자기회집합의 대응변수에 또다른 경제학적 시사점을 준다. 국제 준거 자본자산 가격결정모형은 특정 국가의 위험요인이 국가 내 경제 및 금융시장의 상황 또는 변수에 의존하지 않고 글로벌 및 해외 시장에서의 거시변수를 통해 도출될 수 있음을 주장한다. 본 연구는 투자자들이 헷징대상으로 생각하는 거시변수가 자신들이 속해있는 국가의 국내총생산 증가율 등 국내 거시변수 뿐만 아니라 다른 나라의 거시변수가 될 수 있다는 점을 착안하였다. 만약 한 국가의 무역 및 금융시장 개방도가 굉장히 높다면 다른나라의 주식시장 수익률이나 국제 경제상황을 나타내는 세계총생산 증가율 같은 국제거시변수가 국내 투자자들의 투자기회집합을 대응할 것이다.

본 연구는 해외 거시변수에서 도출된 위험요인이 한국 주식시장의 횡단면을 설명하는데 도움이 되는지를 연구하였다. 해외 거시변수의 조건부 평균⁹⁾의 충격이 국내 시장의 위험요인이 됨을 밝혀내는 것은 한 국가의 금융시장 개방도를 테스트 하는 좋은 방법이 될 수 있다. 또한 국내시장에서만 국한되어 밝혀내던

9) 투자현재 시점 혹은 특정 시점에서 해당변수의 미래를 예측하는 것을 조건부 평균이라 한다. 즉, 설정된 시점에서 구득 가능한 모든 정보를 이용하여 미래를 예측하는 개념을 의미한다.

위험 요인에 더하며 새로운 위험요인을 밝혀낼 수 있는 좋은 기회가 된다. 기간 준거 자본자산 가격결정모형과 국제 준거 자본자산 가격결정모형이 이론적 배경이 되기 때문에 이러한 국제 거시변수를 통해 얻은 위험요인이 APT 모형에서 밝혀낸 위험요인과 밀접한 상관관계가 있다면 APT 위험요인에 대한 보다 정확한 경제학적 이해가 가능해진다.

기존 한국 주식시장에 대한 연구 중 APT 모형 및 소비 및 기간 준거 자본자산 가격결정모형을 이용한 주식시장 횡단면 분석은 활발하였다. 가장 광범위한 연구를 한 Kim et al.(2012)의 경우 미국 주식시장을 잘 설명하는 것으로 판명된 Fama-French 3요인, Campbell(1993) 등의 여러모형들을 한국 데이터를 통해 구현하여 어떤 모형이 가장 횡단면 설명력이 높은지 비교하였다. 하지만 미국 주식시장을 대상으로 하는 해외연구들과 마찬가지로 국제 위험요인에 대한 고려는 부족한 실정이다. 국제 위험요인 중 국내 주식시장을 잘 설명하는 요인을 발견하는 것이 어려운 뿐만 아니라 APT 모형을 근거로 동 요인을 발견하더라도 이에 대한 경제학적 설명 및 이해가 매우 어렵기 때문이다.

본 연구는 한국 주식시장의 횡단면 분석을 함에 있어서 국제 종합주가지수를 포함하여 북아메리카, 유럽, 아시아, 미국, 일본, 중국, 독일 종합주가지수의 수익률 및 변동성(분산)이 투자기회집합 대응변수로 작용하는지를 실증분석하였다. 수익률의 경우 국제전체, 북아메리카, 아시아, 미국 및 독일 종합주가지수의 수익률이 한국 투자자들의 투자기회집합의 일부분임을 알 수 있었다. 즉, 국제시장, 다른 대륙 및 국가의 주식수익률 변화는 국내 투자자들의 효용의 시간적 변화를 발생시켰으며 이에 따라 투자자들은 포트폴리오 구성을 통해 이에 대응함에 따라 국내 주식들 간의 횡단면적 수익률 차이가 발생하였다. 변동성의 경우, 북아메리카, 미국, 중국 및 독일 종합주가지수 수익률의 변동성이 국내 주식시장에 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다. 한국 투자자들은 이러한 해외 종합주가지수 수익률의 변동성 변화에 대응하기 위해 여러 금융자산을 취득 및 처분하여 그들의 효용하락을 대비하고 있다.

추가적인 분석으로 한국 주식시장의 위험요인인 기업규모 요인(SMB)와 장부가/시가 요인(HML)이 국제 시장을 통해 도출된 위험요인들의 대응치임을 살펴 보았다. 분석 결과 기업규모 요인(SMB)이 해외 종합주가지수 수익률의 변동성을 통해 도출된 위험요인을 대변하고 있음을 알 수 있다. 그러므로 기업규모 요인(SMB)의 설명력은 투자자들의 해외 종합주가지수 수익률의 변동성을 헷징하고자 하는 수요에 의한 것이라고 판단된다.

본 연구는 기간 준거 자본자산 가격결정모형을 국제 준거 자본자산 가격결정

모형과 연결시키고 이를 국내 주식시장에 적용하는 데에 의의를 둔다. 먼저 기간 준거 자본자산 가격결정모형에 근거하여 투자기회집합이 국내 주식시장 횡단면 차이를 설명하는 위험요인을 생성함을 밝힌다. 이는 경제학적 모형을 통해 횡단면 차이를 설명한다는 점에서 APT와 차별화된다. 또 한가지 주목할만한 점은 투자기회집합에 해외 금융자산들의 수익률 및 분산을 고려하여 해외 자산들이 우리나라 투자자들의 거래대상이 될 수 있음을 검증한다. 이를 통해 국제 위험요인을 도출하고 동 위험요인이 유의한 위험프리미엄을 생성함을 밝혔다. 국제 준거 자본자산 가격결정모형에 따르면 국내 주식시장에 국제 거시변수가 위험요인으로 작용할 수 있다. 글로벌 경기순환, 국제 투자자들의 소비증가율 및 국가간 환율변화 등이 그 예이다. 본 연구에서는 기간 준거 자본자산 가격결정모형에 근거하여 국제 거시변수들이 국내 투자자들의 투자기회집합 대응변수로 작용하면서 이들을 통해 도출된 상태변수의 충격이 국내 주식시장의 위험요인이 될 수 있음을 밝혀냈다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 제2절의 이론적 배경에서는 보다 구체적으로 투자기회집합과 대응변수, 그리고 위험요인의 관계를 밝힌다. 특히, 해외 종합주가지수의 수익률 및 변동성이 이론적으로 투자기회집합이 됨을 명확히 보인다. 제3절에서는 국제 전체, 북아메리카, 유럽, 아시아, 미국, 일본, 중국, 독일 종합주가지수 수익률 및 변동성이 도출한 위험요인이 한국 주식시장에서 유의한 위험프리미엄을 생성하는지를 Fama & MacBeth(1973) 횡단면 회귀분석을 통해 구체화하였다. 제4절은 심화연구로서 기간 준거 자본자산 가격결정모형에서 도출된 위험요인과 APT에서 도출된 위험요인을 비교하여 국내 주식시장 횡단면에 대한 이해도를 높이는데 주력하였다. 제5절에서 이를 정리하고 정책적 시사점을 모색한다.

II. 이론적 배경

1. 기간 준거 자본자산 가격결정모형

Merton(1973)은 최초로 기간 준거 자본자산 가격결정모형을 개발하였다. 투자자들은 시간에 따라 변화하는 투자기회집합을 헷징하기 위해 여러자산을 비교하고 투자하게 된다. 동 모형에서 투자기회집합은 투자자들의 소비를 통해 얻는

효용과 연결되는 개념으로서 투자자들은 자신들의 투자기회집합의 부정적 변화, 즉, 효용하락을 헷징할 수 있는 금융자산에 보다 낮은 위험프리미엄을 요구한다. 투자기회집합이 결국 투자자들의 헷징 대상이 되고 투자기회집합의 조건부 평균을 나타내는 예측변수가 상태변수이다. 재무경제학에서는 예측할 수 없는 변수의 변화만이 금융자산들의 위험을 결정하기 때문에 상태변수의 충격을 주식시장 횡단면의 위험요인으로 사용한다.¹⁰⁾

하지만 Merton(1973) 모형은 연속개념 모형이기 때문에 실증분석 하는 데에 한계가 존재한다. 또한 Merton(1973) 모형에서 투자기회집합은 투자자들의 투자할 수 있는 모든 금융자산의 수익률, 변동성, 그리고 그들의 상관관계들을 총 망라하는 광범위한 개념으로서 이를 통해 상태변수를 도출하는 것이 사실상 불가능하다.

Campbell(1993)은 이러한 점을 보완하여 투자기회집합을 몇몇의 거시변수로 대응하는 모형을 고안하였다. 그에 따르면 주식시장의 종합주가지수 수익률이 광범위한 투자기회집합을 대응하고 투자자들은 종합주가지수 수익률의 변화를 헷징하고자 여러 금융자산들을 소유하거나 처분한다. 이 연구를 기점으로 여러 기존 연구들이 투자기회집합 대응변수를 찾아냈다. Vassalou(2003)는 국내총생산 증가율을, Brennan et al.(2004)는 무위험자산 수익률을 Boons(2016)는 산업생산 지수를 대응변수로 사용하였다.

대응변수는 투자기회집합을 하나의 정보로 표현하는 개념으로 투자자들의 투자대상 금융자산들의 움직임을 집약적으로 나타낼 수 있어야 한다. 만약 금융시장의 개방도가 높고 더 나아가 다른 나라의 금융자산들이 투자가 가능하다면 다른 나라의 주식수익률이나 변동성이 투자기회집합에 포함되어 새로운 대응변수를 도출할 수 있게 된다. 이것이 기간 준거 자본자산 가격결정모형과 국제 준거 자본자산 가격결정모형의 연결이라고 말할 수 있다.

Campbell(1993)은 아래와 같이 기존의 단순한 자본자산 가격결정모형(static capital asset pricing model)에 더하여 상태변수의 충격을 위험요인으로 하는 기간 준거 자본자산 가격결정모형을 개발하였다.

$$E_t[r_{i,t+1} - r_{f,t+1}] + \frac{V_{ii,t}}{2} = \gamma V_{im,t} + (\gamma - 1) V_{ih,t} \quad (1)$$

10) Petkova(2006)에 이에 대해 보다 자세히 설명되어있다. 효율적 시장가설에 따르면 예측가능한 부분은 이미 수익률에 반영되기 때문에 위험요인이라고 말할 수 없다.

여기서 γ, σ, r_f 는 각각 위험회피계수, 기간간 대체율의 탄력성 계수, 무위험 자산의 수익률이 된다. $V_{ii,t} = Var_t(r_{i,t+1}), V_{im,t} = Cov_t(r_{i,t+1}, r_{m,t+1})$ 이며 $V_{ih,t}$ 는 아래와 같다.

$$V_{ih,t} = Cov_t(r_{i,t+1}, (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{m,t+1+j}) \quad (2)$$

여기서 주목할 점은 r_m 이다. 이것은 금융시장에서 투자자들이 투자할 수 있는 하나의 자산이거나 혹은 금융자산들의 수익률을 집합적으로 표현한 개념이다. ICAPM의 시초인 Merton(1973)에 따르면 투자기회집합은 투자자들이 거래가능한 모든 금융자산들이 모인 집합체이다. 그리고 투자기회집합의 시변성을 나타내는 것은 개별 금융자산들의 평균, 분산이 시간에 따라 변한다는 특징에 기반한다. Merton(1973)은 이론적으로 합리적이지만 실증데이터를 이용하여 분석하기에는 어려움이 따른다. 왜냐하면 투자기회집합 자체가 여러변수로 이루어져 있기 때문에 이를 통해 소수의 상태변수를 도출하고 그에 따라 위험요인을 구분하는 것이 매우 어렵기 때문이다. 이를 보완하기 위해 Campbell(1993)은 투자기회집합을 하나의 대표변수로 설정하였다. 경제주체자들의 효용극대화 공식에 사용되는 예산제약식을 통해 소비증가율을 균형식에서 제거하는 한편 시장수익률을 투자기회집합의 대응변수로 간주하는 것이다. 구체적으로 설명하면 효용극대화 공식에서 도출되는 Campbell(1993) 모형은 특정 시점에서 소비하고 남은 자산(wealth)을 다음기에 사용하기 위해 금융자산에 투자하고 이에 수익률이 적용되는데 그 때 사용되는 수익률이 바로 r_m 이다. 물론 Merton(1973)에 따르면 여러 투자가능 자산들의 수익률이 저축과 소비의 수단으로 사용될 것이지만 Campbell(1993)은 이를 시장수익률로 대표하고 이를 통해 위험요인을 도출한다. 시장수익률 변수가 투자기회집합의 대응변수가 된다는 점에서 투자기회집합에 다른 나라 금융자산이 포함되거나 다른 나라 금융자산의 영향을 받는 국내 금융자산들이 포함되었을 경우 투자가능집합의 대응변수는 국내 거시변수로 한정되지 않는다. 이에 착안하여 본 연구는 한국 주식시장의 투자기회집합 대응변수로 국제전체, 국제전체 중 미국을 제외한 북아메리카, 유럽, 아시아, 미국, 일본, 중국, 독일 종합주가지수의 수익률을 사용하였다. 이러한 대응변수를 통해 도출된 위험요인이 국내 주식시장 횡단면에 설명력을 가지는지 살펴본다.

Campbell(1993)에 따르면 기간 준거 자본자산 가격결정모형의 위험 요인을 구

하는 방법은 두가지 과정을 거친다. 먼저 대응변수의 조건부 평균(conditional mean)을 구한다. 대응변수의 움직임을 설명하는 모형을 통해 조건부 평균을 추출하거나 예측변수를 사용할 수 있고, 또는 비모수적인 방법으로 조건부 평균을 구할 수도 있다. 이렇게 구해진 조건부 평균은 상태변수가 되고 이의 예상치 못한 요소인 충격이 위의 식 (2)과 같이 위험요인이 된다.

기간 준거 자본자산 가격결정모형은 계속 발전해왔다. 그 중 주목할 만한 점은 최근 Chen(2003), Campbell et al.(2017), Sohn(2009) 등이 밝힌 바와 같이 대응변수로 종합주가지수의 수익률을 사용할 경우 수익률 뿐만 아니라 변동성 또한 위험요인으로 사용될 수 있다는 점이다.¹¹⁾ 즉, 투자자들은 투자기회집합을 대표하는 종합주가지수의 수익률의 증가 및 하락을 헷징하고 싶어하는 동시에 그것의 변동성 또한 헷징하고자 한다. 직관적으로, 변동성은 대응변수의 수익률 증감폭의 불확실성을 나타낸다는 점을 고려할 때 대응변수로 이용될 수 있음은 쉽게 이해된다. 이를 도출한 모형은 아래와 같다.

$$E_t[r_{i,t+1} - r_{f,t+1}] + \frac{V_{ii,t}}{2} = \gamma V_{im,t} + (\gamma - 1)V_{ih,t} - \frac{(\gamma - 1)^2}{2(\sigma - 1)^2} V_{in,t} \quad (3)$$

$$V_{in,t} = \sigma^2 Cov_t(r_{i,t+1}, (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j Var_{t+j}[r_{m,t+j+1}]) \quad (4)$$

종합주가지수 수익률 및 수익률의 변동성을 통해 도출된 위험요인이 주식시장의 횡단면에서 설명력을 가지고 유의한 위험프리미엄을 생성할 때 우리는 해당 주식시장이 기간 준거 자본자산 가격결정모형으로 설명될 수 있다고 주장한다. 또한 사용되는 대응변수가 해당 국가의 종합주가지수가 아닌 해외 종합주가지수인 경우 추가로 국제 준거 자본자산 가격결정모형이 주식시장 횡단면을 잘 설명할 수 있다고 주장한다. 다음 절에서 실증분석을 통해 증명할 내용은 이처럼 우리나라 주식시장을 경제학적 모형을 통해 검증함과 동시에 사실상 첫 번째로 우리나라 주식시장의 투자기회집합에 해외 주식들이 포함되어 있는지를 살펴보는 것이다. 만약 해외 주식수익률 혹은 분산이 우리나라 투자자들의 투자기회집합에 포함되어 있다면 해외 주식수익률 혹은 분산과 관련한 상태변수(혹은 상태변수의 오차항)가 위험요인으로 작용할 것이다. 왜냐하면 투자기회집합의 요소

11) 이의 실증적 설명력은 이미 Ang et al.(2006)에서 밝혀진 바 있다.

들은 투자자들의 부를 축적 혹은 처분할 수 있는 수단으로 작용하기 때문이다. 이는 우리나라 금융시장이 개방되어 있음을 알려줌과 동시에 금융시장간의 국가간 연계성을 확인하는 과정이 된다. 둘째로 해외 주식시장 수익률이 투자기회집합으로 작용한다는 것은 우리나라 투자자들이 국내 금융자산들에 국한되지 않고 해외 자산들을 통해 수익 다변화(diversification)를 추구하고 있음을 알려준다. 해외 주식들로 인한 투자기회집합 자체의 규모 증가를 통해 국내에 한정된 정보나 거시여건에 따른 투자기회집합 하락을 상관관계가 적은 해외 주식들을 통해 헷징할 수 있기 때문이다.

2. 상태공간모형에서의 조건부 평균

투자기회집합 대응변수의 조건부 평균을 구하는 방법으로 가장 대표적인 방법은 대응변수(Z)의 예측변수를 찾는 것이다. 이를 계량적 회귀분석 식으로 표현하면 아래와 같다.

$$Z_{t+1} = \beta_1 + \beta_2 X_t + e_t \quad \text{and} \quad E_t(Z_{t+1}) = \beta_1 + \beta_2 X_t$$

위에서 본 것과 같이 예측변수를 찾아낸다면 이를 통해 조건부 평균을 구할 수 있다. 하지만 최근의 예측 관련 선행연구들에 따르면 예측의 정확성 및 신뢰성이 굉장히 낮아지고 있으며 본 연구에서 사용되는 여러 대륙 및 국가들의 종합주가지수 수익률 및 변동성의 예측변수를 개별적으로 모두 구하는 일은 논지의 설득력을 떨어뜨린다.¹²⁾ 이를 해결하기 위해 수익률의 경우 상태공간모형을 통해 조건부 평균을 도출한다.¹³⁾ 이를 위한 상태공간 모형은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} Z_{t+1} &= \mu_t + e_{t+1} \\ \mu_t &= \phi\mu_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (5)$$

μ 는 조건부 평균이고 그 충격(v)이 위험요인이 된다. 두 개의 회귀방정식을

12) Welch & Goyal(2008)는 종합주가지수 수익률을 제대로 예측하는 변수는 거의 없다고 결론내렸다.

13) Conrad & Kaul(1988), Pastor & Stambaugh(2009), Brandt & Kang(2004) 등이 상태공간모형을 통해 조건부 평균을 도출하였다.

동시에 추정하기 위해 칼만필터를 이용한 최대우도추정방법(Maximum Likelihood Estimation: MLE)를 사용하였다. 이를 통해 얻어진 μ 의 충격 시계열은 주식시장 횡단면의 위험요인으로 사용될 것이다.

III. 데이터 및 실증분석 결과

1. 데이터

앞서 설명한 것과 같이 9개의 종합주가지수의 수익률과 변동성(분산)을 투자 기회집합의 대용변수로 사용하였다. 국제 전체(Global)의 종합주가지수에 포함된 국가는 호주, 오스트리아, 벨기에, 캐나다, 스위스, 독일, 덴마크, 스페인, 핀란드, 프랑스, 영국, 그리스, 홍콩, 아일랜드, 이탈리아, 일본, 네덜란드, 노르웨이, 뉴질랜드, 포르투갈, 스웨덴, 싱가포르, 미국이다. 이는 Fama & French(2012)을 근거로 설정한 것이며 국제 종합주가지수는 각 국가들의 종합주가지수를 가중평균하여 구한 값이다. 국제 종합주가지수에서 미국의 세계금융시장의 영향력을 고려하여 미국을 제외한 국제 종합주가지수(Global Ex)도 대용변수로 사용하였다. 대륙별로는 한국 주식시장에 가장 크게 영향을 주는 3개의 대륙의 종합주가지수를 사용하였다. 북아메리카(North)는 미국과 캐나다를 합한 개념이고 유럽(Europe)의 경우에는 국제 종합주가지수에서 호주, 캐나다, 홍콩 일본, 뉴질랜드, 싱가포르, 미국을 제외한 개념이다. 아시아(Asia)는 호주, 홍콩, 뉴질랜드, 싱가포르로 구성되어 있다. 국가별 종합주가지수로는 미국(USA), 일본(JPN), 중국(CHI), 독일(GER)을 사용하였다. 국제 전체와 대륙별 종합주가지수는 Kenneth French 홈페이지를 통해 구독하였고 국가별 종합주가지수는 한국은행 통계시스템에서 구독하였다. 조사대상기간은 1991년 7월부터 2017년 12월까지이며 이들 통계에 대한 대략적 특징은 아래의 <표 1>에 잘 나타나있다.

한국 주식시장 횡단면 분석을 위해 사용된 주식 데이터는 KIS-VALUE에서 구독하였다. 구독한 한국 주식 전체의 수익률 자료를 기반으로 기업규모(Size) 및 장부가/시가(Book to Market) 기준으로 25개의 테스트자산을 생성하였다. 무위험 자산 수익률은 미국과 다르게 한국은 마땅한 데이터가 없으므로 Kim et al.(2012)에 따라 한국은행 통화안정증권을 사용하였다.

〈표 2〉 상태공간모형 추정결과

		σ_v	σ_e	ϕ	우도함수값
KOR	Coefficient	7.842	0.835	0.101	-1111.429
	Standard Errors	0.326	0.827	0.057	
Global	Coefficient	3.994	1.005	0.119	-904.290
	Standard Errors	0.175	0.189	0.059	
Global EX	Coefficient	4.522	0.032	0.140	-934.037
	Standard Errors	0.179	0.595	0.056	
North	Coefficient	4.147	0.000	0.074	-906.372
	Standard Errors	0.164	0.001	0.056	
Europe	Coefficient	1.595	4.390	0.592	-951.939
	Standard Errors	1.190	0.439	0.343	
Asia	Coefficient	2.751	5.018	0.431	-1014.911
	Standard Errors	1.744	0.888	0.331	
USA	Coefficient	3.983	1.192	0.073	-907.153
	Standard Errors	0.385	1.146	0.060	
JPN	Coefficient	5.381	0.039	0.148	-989.516
	Standard Errors	0.213	0.493	0.055	
CHI	Coefficient	2.084	7.596	0.740	-966.373
	Standard Errors	0.971	0.455	0.153	
GER	Coefficient	5.894	0.005	0.041	-1018.550
	Standard Errors	0.233	0.223	0.056	

횡단면 분석을 위해서 본 연구는 Fama & MacBeth(1973)의 2단계 추정법을 이용하였다. 첫 번째 단계에서는 각 테스트자산들의 베타를 추정한 후 이를 이용하여 두 번째 단계에서 위험프리미엄의 유의성을 검증하였다. 이에 대한 결과는 아래와 같다.

각 대응변수 별로 첫 번째 행은 위험프리미엄의 계수를 나타내고 두 번째 행은 Fama & MacBeth(1973)의 t-통계량을 구한 결과이다. 세 번째 행은 Shanken(1992)에 의한 t 통계량으로서 Fama & Macbeth(1973)의 첫 번째 단계

회귀분석 시 발생하는 베타 추정의 오류치를 공분산 행렬에 반영한다. 그러므로 Shanken(1992)에 의해 구해진 t-통계량은 유의성 판단에 있어 보다 보수적이고 엄격한 기준이 된다. 마지막 열에 표시된 결정계수는 Jagannathan & Wang(1996)이 제시한 방법을 통해 추정하였다. 앞서 도출한 모형에서 기간 준거 자본자산 가격결정모형은 2개의 위험요인을 가진 선형모형이다. 첫 번째 요인은 기본 자본자산 가격결정모형에서의 위험요인인 국내 종합주가지수 수익률(λ_m)이고 두 번째 위험요인은 국내 종합주가지수 수익률의 상태변수에서 도출된 충격($\lambda_{R_M^e}$)이 그것이다. 본 연구는 국제 준거 자본자산 가격결정모형을 테스트하고 있는 바 투자자회집합에 한국 종합주가지수 수익률 뿐만 아니라 해외 종합주가지수의 수익률이 포함될 수 있는지를 살펴보고 있다. 그러므로 테스트 대상이 되는 선형 회귀모형은 3요인 모형이 된다. 세 번째 위험요인은 해외 종합주가지수 수익률의 상태변수를 통해 얻어진 위험요인($\lambda_{R_{foreign}^e}$)이다.

〈표 3〉 종합주가지수 수익률 관련 횡단면 회귀분석 결과

	Constant	λ_m	$\lambda_{R_M^e}$	$\lambda_{R_{foreign}^e}$	$adj.R^2$
KOR	1.78	-1.39	0.45		0.05
	(1.18)	(-0.89)	(0.26)		
	[1.16]	[-0.87]	[0.26]		
Global	2.49	-2.07	-0.77	-4.96	0.10
	(1.70)	(-1.35)	(-0.41)	(-2.32)	
	[1.41]	[-1.14]	[-0.34]	[-1.94]	
Global Ex	2.18	-1.76	-1.04	-6.12	0.11
	(1.47)	(-1.14)	(-0.52)	(-2.42)	
	[1.15]	[-0.90]	[-0.41]	[-1.90]	
North	2.74	-2.32	-0.54	-3.92	0.09
	(1.87)	(-1.51)	(-0.29)	(-2.00)	
	[1.63]	[-1.33]	[-0.26]	[-1.75]	
Europe	1.88	-1.48	-0.85	-2.33	0.05
	(1.26)	(-0.95)	(-0.38)	(-0.77)	
	[1.19]	[-0.90]	[-0.36]	[-0.73]	
Asia	3.85	-3.30	-4.79	-9.14	0.16
	(2.54)	(-2.09)	(-1.97)	(-3.10)	
	[1.51]	[-1.28]	[-1.19]	[-1.86]	
USA	2.84	-2.42	-0.76	-5.56	0.12
	(1.91)	(-1.56)	(-0.42)	(-2.73)	
	[1.52]	[-1.26]	[-0.33]	[-2.19]	

	Constant	λ_m	$\lambda_{R_M^e}$	$\lambda_{R_{foreign}^e}$	$adj.R^2$
JPN	2.54	-2.18	1.00	-3.53	0.08
	(1.80)	(-1.49)	(0.61)	(-1.62)	
	[1.59]	[-1.33]	[0.54]	[-1.44]	
CHI	2.86	-2.39	1.93	-3.66	0.08
	(2.16)	(-1.71)	(1.09)	(-1.53)	
	[1.86]	[-1.50]	[0.95]	[-1.33]	
GER	3.19	-2.76	-0.10	-9.42	0.18
	(2.16)	(-1.79)	(-0.05)	(-3.70)	
	[1.36]	[-1.16]	[-0.04]	[-2.37]	

먼저 기준이 되는 한국 종합주가지수 수익률은 대용변수로서 작용하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 투자자들이 한국 종합주가지수 수익률을 헷징대상 변수로 생각하지 않고 있으며 이에 따라 기간 준거 자본자산 가격결정모형은 국내 주식 시장 횡단면 움직임을 설명하지 못하고 있는 것으로 판명되었다. 하지만 대용변수로 다른 해외 거시변수를 사용할 경우 기간 준거 자본자산 가격결정모형은 한국 주식시장 횡단면 설명에 중요한 역할을 하고 있는 것을 알 수 있었다. 국제 전체와 국제전체 중 미국을 제외한 시장의 종합주가지수 수익률은 한국 투자자들이 여러 금융자산들의 소유와 처분을 통해 헷징대상으로 인식하고 있음을 알 수 있다. 두 종합주가지수 수익률의 조건부 평균을 통해 얻어진 위험요인은 Fama & MacBeth(1973) t-통계량 기준으로 5% 수준에서 유의한 위험프리미엄을 생성하고 있고 Shanken(1992) t-통계량 기준으로는 10% 유의수준에서 유의한 위험프리미엄을 생성하고 있다.

대륙별로 살펴보면 유럽은 한국 주식시장에 별 영향이 없는 것으로 나타났다. 대용변수로서 역할을 하지 않고 있어 국내 투자자들이 유럽 종합주가지수 수익률을 헷징대상으로 생각하지 않고 있다. 하지만 북아메리카와 아시아의 종합주가지수 수익률은 한국 주식시장의 위험요인을 도출하는 대용변수가 되고 있었다. 두 종합주가지수 수익률 모두 Shanken(1992) t-통계량 기준으로 10% 수준에서 유의하였고 Fama & MacBeth(1973) t-통계량 기준으로는 북아메리카는 5%, 아시아는 1% 기준으로 유의하였다. 이는 한국 주식시장이 지리적으로 가까운 아시아 금융시장의 영향을 많이 받고 있음을 잘 나타내고 있다. 또한 직접 투자시장 및 은행을 통한 투자금 유치와 긴밀한 무역 대상 국가가 북아메리카 국가들이라는 점을 고려하면 당연한 결과라고 할 수 있다.

국가별로 분석한 결과 보다 흥미로운 결과가 도출되었다. 지리적으로 밀접하

고 무역측면에서도 거래가 활발한 일본과 중국의 경우 투자자들이 투자기회집합의 대응변수로 인식되지 않고 있음을 알 수 있었다. 일본과 중국의 종합주가지수 수익률로부터 도출된 위험요인은 한국 주식시장의 횡단면을 설명하지 못하고 있었다. 하지만 미국과 독일의 종합주가지수 수익률은 한국 투자자들이 금융자산 거래에서 자신들의 효용극대화를 위해 목적으로 하는 투자기회집합의 대응변수로 활용되고 있다. 미국 및 독일 종합주가지수 수익률에서 도출된 위험요인은 Shanken(1992) t-통계량 기준으로 1% 유의수준에서 유의한 위험프리미엄을 생산하였다.

종합하면 한국 주식시장은 기간 및 국제 준거 자본자산 가격결정모형으로 설명된다. 투자자들의 헷징수요 대상으로 간주하는 투자기회집합의 대응변수로서 국제 거시변수를 사용할 경우 기간 자본자산 가격결정모형 설명력이 높아짐을 알 수 있었다. 이는 한국 주식시장의 횡단면 움직임이 경제모형으로 설명될 수 있다는 점에서 의의가 있다. 그뿐만 아니라 다른 대륙 및 나라들의 거시변수가 투자기회집합을 대응한다는 점을 볼 때 한국 주식시장은 국제 준거 자본자산 가격결정모형이 적용되는 대상이 된다는 점 또한 주목할 만하다. 투자자 행태측면에서 설명하면, 한국 주식시장에서의 투자자들은 자신들의 효용하락을 헷징하기 위해 금융자산을 소유 및 처분하고 있으며 헷징 대상 변수가 국내 거시변수가 아닌 해외 거시변수임이 밝혀졌다. 구체적으로 설명하면 우리나라 투자자들은 국내 거시경제 여건의 변화로 인해 효용하락을 경험할 경우 이를 헷징하기 위해 여러 다른 나라와 대륙들의 주식을 소유하고 있는 것이다. 우리나라의 주식은 여전히 다른 선진국들의 주식들에 비해 효율적 자본시장 측면에서 개선되어야 할 부분이 많을 뿐만 아니라 몇몇 대기업의 주가에 의해 좌지우지되는 경향이 있어 보다 선진국들의 주식을 소유함에 따라 다변화(diversification)를 추구할 수 있다. 이것이 반영된 것이 글로벌, 미국, 독일 등의 선진국 종합주가지수 수익률이 우리나라 투자자들의 투자기회집합의 구성요소 중 하나로 검증된 것이다. 즉 우리나라 주식들이 총체적으로 수익률 하락을 통해 투자자들의 효용하락을 견인할 때 여러 해외 주식들이 이러한 움직임을 헷징하여 투자자들의 투자기회집합 약화를 막을 수 있는 것이다. 정부의 꾸준한 자본시장 개방에 따라 투자자들이 여러 국가들의 금융자산에 투자할 수 있게 된 것이 이러한 검증결과의 배경이라고 하겠다. 우리나라 종합주가지수 수익률의 변동이 투자자들의 효용하락으로 연결되지 않도록 동 수익률과 상관관계가 낮은 해외주식에 대한 수요가 증가하게 되고 이는 해당 자산의 낮은 위험프리미엄으로 연결된다.

3. 종합주가지수 변동성(분산)

경제학적 수식도출을 통해 이해할 수 있듯이 투자기회집합의 대응변수로 사용한 종합주가지수 수익률에 더하여 그것의 변동성 또한 대응변수가 된다. 기간 준거 자본자산 가격결정모형은 한국 주식시장에서 투자자들이 종합주가지수 수익률의 증감에 대응하기 위해 이와 상관관계가 적은 주식들을 선호한다는 것이 그 핵심이다. 투자자들이 종합주가지수 수익률의 변동성 또한 투자기회집합의 대응변수로 인식한다는 것은 종합주가지수 수익률의 증감폭 변화, 즉 불확실성에 대해 자신들의 효용하락을 헛정하기 위해 여러 금융자산들을 이용하고 있다는 뜻이다. 본 연구에서는 앞서 언급한 한국 종합주가지수에 9개 해외 종합주가지수 수익률의 분산이 대응변수로서 한국 주식시장 횡단면에 적용되는지 살펴보았다. 이를 위해 먼저 각 종합주가지수 수익률의 분산을 추정하였다.

수익률의 분산을 추정하는 방법은 여러 방법이 있겠지만 본 연구에서는 가장 널리 쓰이는 GARCH(1,1)을 적용하였다. 추정한 모형은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} Z_t &= \epsilon_t, & \epsilon_t &\sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \omega + \alpha Z_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (6)$$

이러한 모형을 MLE 방법으로 추정한 결과는 아래의 <표 4>와 같다.

각 행은 분석대상 대응변수들이다. 추정된 계수와 표준오차를 살펴보면 모든 대응변수에서 모수 추정이 안정적으로 실행되었음을 알 수 있다. 또한 대응변수 간에 우도 함수의 결과값이 차이가 그리 크지 않는 점을 보아 추정된 계수들이 우도함수 최대값을 잘 찾아간 것으로 여겨진다.

각 대응변수들의 조건부 분산 시계열이 추정되었으므로 이제 상태변수와 충격을 추정하여 위험요인을 생성해야 한다. 분산의 경우 수익률과 다르게 평장히 지속성(persistent)이 강한 성격을 가지고 있다. 이러한 강한 지속성이 GARCH를 비롯하여 여러 조건부 분산을 추정하는 모형을 탄생하는 계기가 되었다. 이에 따라 각 대륙 및 국가들 종합주가지수 수익률의 분산의 조건부 평균은 그 변수의 과거치로 나타내는 것이 가장 바람직하다. 왜냐하면 과거치로 현재 조건부 분산을 예측하는 것이 가장 정확하기 때문이다.

<표 4> GARCH(1,1) 추정결과

		ω	α	β	우도함수값
KOR	Coefficient	0.326	0.145	0.855	-1051.646
	Standard Errors	0.331	0.038	0.035	
Global	Coefficient	0.800	0.140	0.816	-886.266
	Standard Errors	0.455	0.039	0.048	
Global EX	Coefficient	1.024	0.126	0.825	-922.428
	Standard Errors	0.635	0.038	0.049	
North	Coefficient	0.711	0.199	0.772	-880.716
	Standard Errors	0.417	0.060	0.061	
Europe	Coefficient	0.757	0.141	0.830	-931.357
	Standard Errors	0.507	0.040	0.042	
Asia	Coefficient	2.562	0.177	0.758	-996.925
	Standard Errors	1.288	0.060	0.073	
USA	Coefficient	0.726	0.181	0.785	-883.336
	Standard Errors	0.428	0.056	0.060	
JPN	Coefficient	0.768	0.126	0.849	-978.994
	Standard Errors	0.589	0.051	0.054	
CHI	Coefficient	4.352	0.217	0.734	-957.322
	Standard Errors	2.230	0.077	0.066	
GER	Coefficient	3.032	0.155	0.763	-1003.002
	Standard Errors	1.266	0.053	0.067	

과거치로 나타낸 상태변수에서 충격을 추정하여 위험요인을 구성한 후 앞서 행했던 것과 같은 방법으로 위험프리미엄 유의성을 검증하였다. Fama & MacBeth(1973) 2단계 회귀분석을 실시한 결과는 아래의 <표 5>와 같다.

<표 3>과 같이 각 행은 대응변수로 사용된 대륙 및 국가들을 나타내고 있으며 각 대응변수의 첫 번째 행은 위험프리미엄 계수이고 두 번째 행과 세 번째 행은 각각 유의성을 판단할 수 있는 t-통계량이다. 두 번째 t-통계량은 Fama & Macbeth(1973)이고 세 번째 t-통계량은 Shanken(1992)에 따라 베타추정 시 발생하는 오차를 조정한 t 통계량이다. 이론적 배경 부문에서 도출하였듯이 종합주가지수의 수익률이 대응변수로 사용되는 경우 그의 분산 또한 추가적으로 대응변수가 되었다. 이는 주식시장 횡단면 분석시 사용되는 위험요인이 최소 3개가 됨을 알려준다. 단순한 자본자산 가격결정모형에서의 종합주가지수 수익률과 동수익률과 분산의 조건부 평균으로부터 도출된 위험요인 2개가 더해진다. 해외

거시변수를 대용변수로 사용하면 추정하는 선형회귀모형은 5요인 선형 자본자산 가격결정모형이 된다.

먼저 한국 종합주가지수 수익률과 분산만 고려한 첫 번째 모형은 한국 주식 시장이 기간 준거 자본자산 가격모형으로 설명될 수 있음을 알려준다. 종합주가지수 수익률의 분산을 통해 도출된 위험요인이 유의한 위험프리미엄을 생성하고 있다. 다만 이는 Fama & Macbeth(1973) t-통계량에서만 유의한 것으로 보아 분석 시기에 따라 다른 결과를 보일 수 있음이 예상된다. 해외 종합주가지수의 경우 먼저 국제 전체의 종합주가지수와 국제 전체에서 미국을 제외한 종합주가지수 수익률의 분산은 위험프리미엄을 전혀 생성하지 않았다. <표 3>에서와 같이 수익률에서 도출된 위험요인은 여전히 위험프리미엄을 생성하고 있는 것과 대비된다. 이는 한국 주식시장에서 투자기회집합에 국제 전체와 미국을 제외한 국제 전체 종합주가지수는 그 수익률만이 대상으로 포함되고 있음을 나타낸다. 한국 투자자들은 미국 제외에 무관한 국제 전체 종합주가지수 수익률의 변동성을 금융자산 소유 및 처분 시 크게 고려하고 있지 않았다.

<표 5> 종합주가지수 수익률의 분산 관련 횡단면 회귀분석 결과

	Constant	λ_m	$\lambda_{R_M^c}$	$\lambda_{R_{foreign}^c}$	$\lambda_{V_M^c}$	$\lambda_{V_{foreign}^c}$	$adj.R^2$
KOR	2.15	-1.75	0.31		-3.38		0.07
	(1.49)	(-1.16)	(0.18)		(-1.67)		
	[1.35]	[-1.06]	[0.17]		[-1.52]		
Global	2.21	-1.82	-0.83	-4.15	-1.44	2.22	0.11
	(1.54)	(-1.21)	(-0.47)	(-2.10)	(-0.76)	(1.14)	
	[1.29]	[-1.03]	[-0.40]	[-1.77]	[-0.64]	[0.96]	
Global Ex	2.10	-1.69	-1.60	-6.20	-0.82	1.40	0.12
	(1.47)	(-1.13)	(-0.87)	(-2.64)	(-0.44)	(0.64)	
	[1.12]	[-0.88]	[-0.67]	[-2.03]	[-0.34]	[0.49]	
North	2.41	-2.08	0.26	-2.63	-1.51	3.21	0.11
	(1.65)	(-1.37)	(0.15)	(-1.47)	(-0.81)	(1.66)	
	[1.41]	[-1.18]	[0.13]	[-1.26]	[-0.70]	[1.43]	
Europe	2.55	-2.17	0.01	-0.75	-3.18	-2.45	0.10
	(1.76)	(-1.43)	(0.01)	(-0.26)	(-1.66)	(-1.30)	
	[1.53]	[-1.26]	[0.01]	[-0.22]	[-1.45]	[-1.14]	
Asia	3.92	-3.42	-4.57	-7.53	-2.34	0.47	0.15
	(2.67)	(-2.25)	(-2.08)	(-2.60)	(-1.13)	(0.24)	
	[1.70]	[-1.47]	[-1.34]	[-1.67]	[-0.73]	[0.16]	

	Constant	λ_m	$\lambda_{R_M^c}$	$\lambda_{R_{foreign}^c}$	$\lambda_{V_M^c}$	$\lambda_{V_{foreign}^c}$	adj. $\cdot R^2$
USA	2.51	-2.23	0.30	-4.33	-0.43	4.18	0.14
	(1.72)	(-1.45)	(0.18)	(-2.30)	(-0.23)	(2.23)	
	[1.34]	[-1.15]	[0.14]	[-1.81]	[-0.18]	[1.76]	
JPN	2.79	-2.45	0.66	-4.53	-1.23	2.43	0.11
	(1.88)	(-1.59)	(0.40)	(-2.04)	(-0.70)	(1.20)	
	[1.52]	[-1.30]	[0.33]	[-1.66]	[-0.57]	[0.98]	
CHI	2.79	-2.47	1.77	-5.15	1.78	7.87	0.17
	(2.13)	(-1.77)	(0.98)	(-1.89)	(0.88)	(3.87)	
	[1.34]	[-1.15]	[0.63]	[-1.20]	[0.56]	[2.48]	
GER	3.31	-2.94	-0.01	-9.46	0.49	3.57	0.18
	(2.25)	(-1.92)	(-0.01)	(-3.96)	(0.27)	(1.83)	
	[1.36]	[-1.19]	[0.00]	[-2.42]	[0.17]	[1.12]	

대륙별로 보면 북아메리카만이 유일하게 분산이 대용변수로 유의하게 검증되었다. 유럽과 아시아 종합주가지수 수익률의 분산에서 도출된 위험요인은 전혀 위험프리미엄을 생성하지 않았다. 국가별로는 미국, 중국 및 독일 종합주가지수 수익률의 분산이 유의하게 도출되었다. 독일의 경우 Fama & MacBeth(1973) t-통계량에서만 위험프리미엄이 유의하였으나 미국과 중국은 Shanken(1992) t-통계량을 기준으로 평가하여도 위험프리미엄이 각각 10%와 1%로 유의하였다. 중국의 경우가 주목할 만하다. 한국 주식시장에서 중국 종합주가지수 수익률은 대용변수로서 작동하지 않았지만 분산은 굉장히 큰 유의성을 가지고 대용변수로 작동하였다. 이는 한국 주식투자자들이 중국의 수익률로 대변되는 경기흐름에는 민감하게 반응하지 않지만 중국의 분산으로 대변되는 중국 주식시장과 경기의 불확실성에는 민감하게 반응한다는 점이 잘 반영된 결과라고 하겠다.

이는 앞서 검증한 수익률 부문에 비하면 보다 새로운 결과를 알려준다. 먼저 수익률의 경우 투자자 입장에서 자신들의 투자기회집합 시변성에 따른 효율하락을 막기 위해 국가들간의 직접적인 수익률 동조성 및 연계성을 볼 수 있기 때문에 대부분의 해외주식들의 수익률이 위험요인으로 작용하였다. 하지만 분산의 경우 투자자들의 불확실성을 나타내기 때문에 해외주식 중에 주식들이 속한 국가 혹은 대륙의 불확실성에 대한 관심이 높은 곳만이 위험요인으로 작용하였다. 은행 중심으로 금융시스템이 잘 짜여진 독일이나 일본에 대해서는 우리나라 투자자들이 그들의 불확실성에 대한 우려가 다소 적기 때문에 이들 국가들의 변동성은 우리나라 주식들의 위험요인으로 작용하지 않았다. 하지만 국가 정책에 따라 금융시장 변화폭이 큰 중국이나 전세계 주식시장의 정보가 신속하게 그리고

즉각적으로 반영되는 미국의 경우 변동성에 대한 투자자들의 관심은 매우 크기 때문에 동 국가들의 변동성은 우리나라 주식에 대한 헷징수요 크기를 좌지우지 하게 된다.

IV. 심화연구

기간 준거 자본자산 가격결정모형의 장점은 그동안 활발히 연구되어온 APT 모형과 다르게 위험요인에 대해 경제학적 설명을 부여할 수 있다는 점이다. 유의한 위험프리미엄을 생성하는 위험요인이 왜 주식시장 횡단면을 잘 설명하는지 우리에게 알려주기 때문이다. 예를 들어 앞서 밝혀진 점 중에서 미국 종합주가 지수 수익률을 통해 도출된 위험요인은 유의성이 강한 위험프리미엄을 생성하고 있는 점을 생각해보자. 이는 한국 주식시장의 투자자들이 미국 종합주가 지수 수익률의 증감이 자신들의 효용변화에 미치는 영향을 최소화하기 위해 금융자산들을 소유 및 처분하고 있음을 알려준다.

앞서 대용변수를 통해 도출된 유의한 여러 위험요인들은 경제학적 함의를 가지고 있어 이를 Fama-French 3요인 모형과 비교하는 것은 의의가 있다. 한국 주식시장에서도 Fama-French 3요인은 설명력이 강하며 기업규모 요인(SMB)과 장부가/시가 요인(HML)은 유의한 위험프리미엄을 생성한다.¹⁴⁾ Fama & French(1993)은 자신들의 위험요인인 기업규모 요인(SMB)와 장부가/시가 요인(HML)이 우리가 아직은 찾지 못한 상태변수의 충격의 대용치라고 주장한다. 이러한 주장을 통해 Fama & French(1993)과 Fama & French(2015)는 그들의 APT 모형이 사실상 기간 준거 자본자산 가격결정모형의 일부라고 주장한다. 본 연구는 추가적으로 이 두 위험요인을 앞서 밝혀진 대용변수에서 도출된 위험요인과 비교하여 기업규모 요인(SMB)과 장부가/시가 요인(HML)이 왜 유의한 위험프리미엄을 생성하는지 살펴보고자 한다. 만약 기업규모 요인(SMB)과 장부가/시가 요인(HML)이 대용변수로부터 도출된 위험요인의 대용치라면 Fama-French 3요인 모형은 기간 준거 자본자산 가격결정모형의 한 종류라고 주장할 수 있다.

기업규모 요인(SMB)과 장부가/시가 요인(HML)과 비교될 위험요인은 종합주가 지수 수익률 측면에서는 국제 전체, 국제 전체 중 미국제외, 북아메리카, 아시

14) Kim et al.(2012) 분석에서 Fama-French 3요인 모형은 위험요인들이 유의한 위험프리미엄을 생성할 뿐만 아니라 결정계수 또한 높음을 보였다.

아, 미국 및 독일 종합주가지수 수익률을 통해 얻어진 위험요인들이다. 분산 측면에서는 북아메리카, 미국, 중국 및 독일 종합주가지수 수익률의 분산을 통해 얻어진 위험요인들이다. 선정 기준은 <표 3>과 <표 5>에서 분석된 횡단면 회귀 분석에서 Fama & MacBeth(1973) t-통계량을 바탕으로 유의한 위험프리미엄을 생성한 대용변수들을 고려하였다. 앞서 실행한 2단계 회귀분석을 이용하여 각 대용변수들을 통해 얻어진 위험요인과 기업규모 요인(SMB), 장부가/시가 요인(HML)을 함께 선형 회귀모형에 추가하여 자본자산 가격결정모형을 테스트하였다. 위험요인이 되는 충격을 생성하는 과정은 철저하게 Petkova(2006)가 했던 방식을 따랐다. 해외 종합주가지수 수익률, 조건부 분산의 조건부 평균과 SMB와 HML을 동시에 VAR(1)에 추가하여 충격을 추정하는 방법을 사용하였다.

$$\mu_{t+1} = \Pi \mu_t + U_{t+1}, \mu_t = \begin{bmatrix} \mu_{KOR} \\ \mu_{Global} \\ \mu_{Global\ Ex} \\ \mu_{North} \\ \mu_{Asia} \\ \mu_{USA} \\ \mu_{CHI} \\ \mu_{GER} \\ SMB \\ HML \end{bmatrix} \quad (7)$$

이를 통해 각 위험요인이 서로 직교화(orthogonalized)되는 효과를 가질 수 있다. 직교화된 충격이자 위험요인이 하나의 선형 회귀모형에서 분석됨에 따라 각 위험요인이 독자적이며 추가적으로 위험프리미엄을 생성하는지를 판단할 수 있다. 분석결과는 아래의 표와 같다.

먼저 첫 번째 패널은 한국 주식시장에서의 기본 자본자산 가격결정모형과 Fama-French 3요인 모형의 결과를 보여준다. 미국 주식시장과 마찬가지로 기본 자본자산 가격결정모형은 전혀 설명력이 없다. 종합주가지수 수익률¹⁵⁾은 위험요인으로서 작동되지 않고 있으며 결정계수 또한 0.05로서 매우 낮다. 하지만 Kim et al.(2012)에서 밝혔듯이 Fama-French 3요인 모형은 준수한 설명력을 보인다. 종합주가지수 수익률, 기업규모 요인(SMB) 그리고 장부가/시가 요인(HML) 모두 유의한 위험프리미엄을 생성한다.

15) 위험요인임을 강조하기 위해 시장포트폴리오라고 불리기도 한다.

두 번째 패널은 해외 종합주가지수 수익률을 통해 얻어진 위험요인이 Fama-French 3요인 모형에서의 기업규모 요인(SMB)와 장부가/시가 요인(HML)을 대체하는지를 살펴본다. Shanken(1992) t-통계량을 기준으로 보면 국제 전체, 국제 전체 중 미국제외, 독일 종합주가지수 수익률을 통해 얻어진 위험요인은 기업규모 요인(SMB)의 설명력을 유의하지 않는 수준으로 떨어뜨리고 있다. 첫 번째 패널에서 Fama-French 3요인 모형의 기업규모 요인(SMB)은 1.79인 Fama & MacBeth(1973) t-통계량과 1.78의 Shanken(1992) t-통계량을 보였으나 대응변수에서 도출된 위험요인을 추가한 후에는 Shanken(1992) t-통계량이 10% 유의수준인 1.645 미만으로 감소하였다. 이를 통해 Fama-French 3요인 모형내 위험요인인 기업규모 요인(SMB)의 유의성은 해외 종합주가지수 수익률을 투자자들이 헷징대상으로 생각하는 행태의 결과임을 알 수 있음을 추론할 수 있다.

세 번째 패널은 해외 종합주가지수 수익률의 분산을 통해 도출된 위험요인과 Fama-French 3요인에서의 위험요인을 비교하였다. 두 번째 패널에서의 결과와 마찬가지로 장부가/시가 요인(HML)은 여전히 유의한 위험프리미엄을 생성하고 있지만 기업규모 요인(SMB)는 기간 준거 자본자산 가격결정모형의 위험요인이 존재할 경우 더 이상 위험프리미엄을 생성하지 않았다. 북아메리카, 미국, 중국 및 독일 종합주가지수 수익률의 분산을 통해 도출된 위험요인은 기업규모 요인(SMB)에서 생성된 위험프리미엄을 완전히 상쇄하고 있다. 이를 통해 기업규모 요인(SMB)는 사실상 경제학적 위험요인의 대응치임을 알 수 있다. 하지만 장부가/시가 요인(HML)이 대응하는 기간 준거 자본자산 가격결정모형의 위험요인은 찾지 못하였기 때문에 Fama-French 3요인 모형이 온전한 기간 준거 자본자산 가격결정모형인지 아닌지 여부는 향후 연구가 더 필요한 상황이다.

〈표 6〉 Fama-French 3요인 모형과의 비교 결과

Panel A									
	Cons.	λ_m	SMB	HML	$adj.R^2$				
CAPM	1.81	-1.44			0.05				
	(1.20)	(-0.90)							
	[1.18]	[-0.89]							
FF3	2.27	-2.33	0.75	1.07	0.37				
	(1.80)	(-1.66)	(1.79)	(2.91)					
	[1.68]	[-1.57]	[1.78]	[2.87]					

Panel B									
	Cons.	λ_m	$\lambda_{R_M^e}$	$\lambda_{R_{foreign}^e}$	U_{SMB}	U_{HML}	$adj.R^2$		
Global	0.68	-0.67	6.55	-0.08	0.94	2.71	0.49		
	(0.64)	(-0.56)	(3.78)	(-0.04)	(1.74)	(5.06)			
	[0.47]	[-0.43]	[2.86]	[-0.03]	[1.56]	[4.55]			
Global Ex	0.73	-0.75	7.69	2.60	0.91	2.96	0.50		
	(0.68)	(-0.62)	(4.07)	(1.17)	(1.68)	(5.36)			
	[0.46]	[-0.43]	[2.80]	[0.80]	[1.44]	[4.53]			
North	0.69	-0.66	5.94	-1.71	1.04	2.55	0.49		
	(0.65)	(-0.55)	(3.62)	(-1.00)	(1.93)	(4.85)			
	[0.50]	[-0.43]	[2.81]	[-0.77]	[1.74]	[4.45]			
Asia	0.33	-0.15	2.44	-6.46	1.18	2.04	0.53		
	(0.33)	(-0.13)	(1.27)	(-2.50)	(2.17)	(3.76)			
	[0.24]	[-0.10]	[0.95]	[-1.86]	[1.93]	[3.35]			
USA	0.68	-0.63	5.61	-2.80	1.06	2.47	0.50		
	(0.63)	(-0.53)	(3.46)	(-1.59)	(1.97)	(4.71)			
	[0.48]	[-0.41]	[2.67]	[-1.22]	[1.78]	[4.31]			
GER	0.92	-0.86	5.87	-2.86	0.99	2.46	0.49		
	(0.85)	(-0.71)	(3.55)	(-1.32)	(1.82)	(4.56)			
	[0.64]	[-0.55]	[2.70]	[-1.00]	[1.63]	[4.10]			
Panel C									
	Cons.	λ_m	$\lambda_{R_M^e}$	$\lambda_{R_{foreign}^e}$	$\lambda_{V_M^e}$	$\lambda_{V_{foreign}^e}$	U_{SMB}	U_{HML}	$adj.R^2$
North	1.12	-1.16	5.94	1.51	10.15	5.46	0.04	2.96	0.63
	(1.13)	(-1.03)	(3.65)	(0.87)	(4.81)	(2.54)	(0.06)	(5.30)	
	[0.58]	[-0.56]	[1.93]	[0.46]	[2.51]	[1.32]	[0.04]	[3.76]	
USA	1.27	-1.33	5.81	0.87	10.34	5.72	0.02	2.85	0.64
	(1.28)	(-1.17)	(3.57)	(0.49)	(4.86)	(2.75)	(0.03)	(5.10)	
	[0.65]	[-0.63]	[1.87]	[0.26]	[2.52]	[1.42]	[0.02]	[3.60]	
CHI	0.60	-0.57	4.98	-0.91	6.35	4.53	0.08	2.87	0.58
	(0.55)	(-0.47)	(2.97)	(-0.37)	(3.10)	(2.09)	(0.11)	(4.79)	
	[0.35]	[-0.31]	[1.95]	[-0.24]	[2.02]	[1.36]	[0.08]	[3.94]	
GER	1.05	-1.03	5.50	-1.64	8.27	3.01	0.59	2.83	0.60
	(1.01)	(-0.88)	(3.29)	(-0.74)	(3.94)	(1.52)	(1.04)	(4.96)	
	[0.60]	[-0.55]	[1.99]	[-0.44]	[2.37]	[0.91]	[0.80]	[3.81]	

종합하면 한국 주식시장에서의 유의한 위험요인인 기업규모 요인(SMB)는 기간 준거 자본자산 가격결정모형의 위험요인의 대용치였음을 확인할 수 있었다. 즉, 기업규모 요인(SMB)이 유의한 위험프리미엄을 생성하는 이유는 한국 주식시장내 투자자들이 해외 종합주가지수 수익률 및 수익률의 분산을 투자기회집합 대상으로 인식하는 데에 기인한다.

V. 결 론

금융시장 뿐만 아니라 각 국가간 무역시장이 개방됨에 따라 국가들의 경기 및 금융의 동조화 현상은 계속적으로 심화되고 있다. 이에 따라 각 나라의 주식 시장 횡단면을 설명하는 위험요인은 설명대상 국가에 한정되지 않고 다른 국가 혹은 국제 전체 경기나 금융시장으로부터 도출될 수 있다는 것이 국제 준거 자본 자산 가격결정모형의 핵심이다.

한편 Fama & French(1993) 이후 APT 모형에 근거하여 주식시장 횡단면을 잘 설명하는 위험요인이 많이 발견되었다. 하지만 이러한 위험요인들은 투자자들의 거래 전략 방식에 착안하여 개발된 것이므로 경제학적 의미를 이해하는 데에는 어려움이 있다. 이를 위해 소비 준거 자본자산 가격결정모형, 기간 준거 자본자산 가격결정모형 등이 그 해결책으로 제시된다.

본 연구는 기간 준거 자본자산 가격결정모형과 국제 준거 자본자산 가격결정모형을 통합하여 한국 주식시장 횡단면을 분석하였다. 기간 준거 자본자산 가격결정모형에 따르면 투자자들은 자신의 효용변화로 이어지는 투자기회집합의 변화를 헷징하기 위해 여러 금융자산들을 비교하고 소유 및 처분하게 된다. 즉, 투자기회집합과 상관관계가 높은 자산은 투자자 효용변화를 헷징하는 데에 도움이 되지 않기 때문에 위험프리미엄이 높다. 투자기회집합은 광범위한 투자가능한 금융자산들의 집합체이기 때문에 실증분석에 적용할 경우 이를 대표하는 대응변수를 설정하게 된다. 국제 준거 자본자산 가격결정모형에 착안하여 본 연구는 국제 전체, 다른 대륙 및 국가들의 종합주가지수 수익률 및 분산을 대응변수로 설정하고 이를 통해 기간 준거 자본자산 가격결정모형이 한국 주식시장 횡단면을 잘 설명하는지 분석하였다. 분석결과 국제 전체, 국제 전체 중 미국 제외, 북아메리카, 아시아, 미국 및 독일의 종합주가지수 수익률은 한국 주식시장 투자가능집합의 대응변수로 작동하고 있었다. 분산의 경우에는 북아메리카, 미국, 중국 및 독일의 종합주가지수 수익률의 분산이 투자가능집합의 대응변수로 작동하고 있었다.

추가연구를 통해 한국 주식시장 횡단면을 잘 설명하는 기업규모 요인(SMB)와 장부가/시가 요인(HML)의 경제학적 성격을 밝혀내고자 하였다. 여러 대륙 및 국가들의 종합주가지수의 수익률과 분산을 통해 도출된 위험요인이 기업규모 요인(SMB)의 대응치임이 밝혀졌다. 즉 기업규모 요인은 한국 주식시장에서 투자자들이 자신의 효용 극대화를 위해 다른 대륙과 국가들의 종합주가지수 수익률과

분산을 헷징하고자 하는 수요를 반영한 위험요인이다.

본 연구를 통해 한국 주식시장이 국제 금융시장과 밀접한 연관이 있음을 알 수 있었다. 이를 통해 얻을 수 있는 정책적 시사점은 국내 금융시장과 상품에 대한 정책을 시행할 경우 글로벌 금융시장과 다른 국가들의 금융시장의 현황 및 동향에 대한 면밀한 조사가 요구된다는 점이다. 또한 각 금융시장 및 금융상품들의 연관성이 높아짐에 따라 특정 국가에서의 금융위기는 과거보다 보다 더 급격하고 그 정도가 심하게 전이될 수 있음을 항상 명심하여야 한다.

다만 본고는 아래의 같이 몇가지 한계점을 가진다. 첫째로 모든 국가들과 대륙을 대상으로 조건부 평균을 하나의 상태공간모형으로 추정하면서 각 국가들 주식시장의 고유특성을 반영하지 못하였다. 주식시장별로 역사적 혹은 사회적으로 여러 이슈가 있어 이를 반영하여 조건부 평균의 구조적 변화(structural change)를 추가적으로 고려할 필요가 있다. 이를 위해 향후 Median Unbiased Estimator를 추정하여 본고의 강건성을 검증하는 것은 흥미로운 것이다. 둘째로 조건부 평균을 상태공간모형으로 추정함과 동시에 각 국가별, 대륙별로 주식시장 수익률 예측변수를 추가적으로 구득할 필요가 있다. 예측변수는 다른 변수들에 비해 시장수익률의 변화에 대한 정보를 보다 많이 가지고 있어 상태변수로서 자격요건이 충분할 뿐만 아니라 그들의 지속적(persistent)인 성격으로 인해 예측변수의 오차항은 기간 준거 자본자산 가격결정모형에서 강건한 위험요인으로 작용할 수 있다. 그러므로 상태공간모형에서의 조건부 평균과 예측변수를 둘 다 고려하여 여러 주식시장들의 투자기회집합 구성여부를 가려내는 것은 국제 및 기간 준거 자본자산 가격결정모형의 연결성을 보다 심도있게 탐구하는 길일 것이다.

참고문헌

- Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing and X. Zhang. 2006. "The Cross-Section of Volatility and Expected Returns." *Journal of Finance* 61, 259-299.
- Boons, M. 2016. "State variables, macroeconomic activity, and the cross section of individual stocks." *Journal of Financial Economics* 119, 489-511.
- Brandt, M. W. and Q. Kang. 2004. "On the relationship between the conditional mean and volatility of stock returns: A latent VAR approach." *Journal of Financial Economics* 72, 217-257.
- Brennan, M. J., A. W. Wang and Y. Xia. 2004. "Estimation and Test of a Simple Model of Intertemporal Capital Asset Pricing." *Journal of Finance* 59, 1743-1775.
- Campbell, J. Y. 1993. "Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data." *American Economic Review* 83, 487-512.
- Campbell, J. Y., S. Giglio, C. Polk and R. Turley. 2017. "An Intertemporal CAPM with Stochastic Volatility." *Journal of Financial Economics* 128(2), 207-233.
- Carhart, M. M. 1997. "On Persistence in Mutual Fund Performance." *Journal of Finance* 52, 57-82.
- Chen, J. 2003. "Intertemporal CAPM and the Cross-Section of Stock Returns." *Working paper*.
- Conrad, J. and G. Kaul. 1988. "Time-Variation in Expected Returns." *Journal of Business* 61, 409-425.
- Cooper, M. J., H. Gulen and M. J. Schill. 2008. "Asset Growth and the Cross-Section of Stock Returns." *Journal of Finance* 63, 1609-1651.
- Fama, E. and K. French. 1993. "Common Risk Factors in the return on bonds and stocks." *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- _____. 2012. "Size, value and momentum in international stock returns." *Journal of Financial Economics* 105, 457-472.
- _____. 2015. "A five-factor asset pricing model." *Journal of Financial Economics* 116, 1-22.
- _____. 2017. "International Tests of a Five-Factor Asset Pricing Model." *Journal of Financial Economics* 123, 441-463.

- Fama, E. and J. MacBeth. 1973. "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests." *Journal of Political Economy* 81, 607-636.
- Harvey, C. R., Y. Liu and H. Zhu. 2016. "...and the Cross-Section of Expected Returns." *Review of Financial Studies* 29, 5-68.
- Hou, K., G. A. Karolyi and B. C. Kho. 2011. "What Factors Drive Global Stock Returns." *Review of Financial Studies* 24, 2527-2574.
- Jagannathan, R. and Z. Wang. 1996. "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns." *Journal of Finance* 51, 3-53.
- Kim, S.-H., D. Kim and H. S. Shin. 2012. "Evaluating asset pricing models in the Korean stock market." *Pacific Basin Finance Journal* 20, 198-227.
- Merton, R. C. 1973. "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model." *Econometrica* 41, 867-887.
- Pastor, L. and R. F. Stambaugh. 2009. "Predictive Systems: Living with Imperfect Predictors." *Journal of Finance* 64, 1583-1628.
- Petkova, R. 2006. "Do the Fama-French Factors Proxy for Innovations in Predictive Variables." *Journal of Finance* 61, 581-612.
- Shanken, J. 1992. "On the Estimation of Beta-Pricing Models." *Review of Financial Studies* 5, 1-33.
- Sohn, B. 2009. "Cross-Section of Equity Returns: Stock Market Volatility and Priced Factors." Working paper.
- Vassalou, M. 2003. "News Related to Future GDP Growth as a Risk Factor in Equity Returns." *Journal of Financial Economics* 68, 47-73.
- Welch, I. and A. Goyal. 2008. "A Comprehensive Look at The Empirical Performance of Equity Premium Prediction." *Review of Financial Studies* 21, 1455-1508.

Abstract

**The Empirical Study of International Risk Factor on
the Korean Stock Market: Cross-Sectional Analysis
through Intertemporal and International Capital Asset
Pricing Model.**

Ji Ho Kwon ■ Bank of Korea

This study uncovers the international risk factor for the cross-section of stock returns in Korea through the Intertemporal and International capital asset pricing model. The degree of financial openness of the Korean financial market and international financial markets have been growing so that interconnectedness of financial markets are also increased. The research, however, related to the cross-section of stock returns in Korea has not discussed the international risk factors, but local risk factors. This study sheds light on the priceness of international risk factors through the intertemporal and international capital asset pricing model. These two models theoretically command that stock market return and its variance of global financial market and each foreign country can be the good sufficient statistics for the domestic investment opportunity set. The empirical results show that the stock market returns of Global, North America, Asia, USA, Germany are the sufficient statistics for the investment opportunity set domestic investors care. In the case of stock market variance, the variances of North America, USA, China and Germany are the sufficient statistics for the investment opportunity set investors are concerned about for hedging their marginal utility. For the further study, size factor, one of the pricing risk factor in the Korean stock market, can be subsumed by the risk factor from the intertemporal and international capital asset pricing model.

Key Words: Investment opportunity set, State variable, Intertemporal capital asset pricing model, International capital asset pricing model.