분산프리미엄의 수익률 예측에 대한 연구: S&P500 및 KOSPI200 지수에 대한 증거*

윤선중(동국대학교),** 김준식(KAIST)***

Abstract

본 연구는 S&P500 지수옵션과 KOSPI200 지수옵션에서 추정된 분산프리미엄(variance premium)이 미래 수익률에 대한 예측력을 가지고 있는지 검증하는 것을 목적으로 한다. 앞선 연구들은 U.S. 금융시장에서 분산프리미엄이 미래 수익률에 대해 예측력을 가지고 있다는 결과를 보여주었으나, 기타 금융시장에 대해서는 일관된 결론을 제공하지 못하고 있다. 본 연구 결과에 의하면, KOSPI200 분산프리미엄의 예측력이 유의하지 않았으나, S&P500 분산프리미엄은 S&P500 지수 수익률뿐만 아니라 KOSPI200 지수수익률을 예측하는 것으로 나타났다. 이는 미국, 독일, 일본, 영국 등에 대해 VIX 지수로 검정한 Londono(2012)와 Bollerslev, Marrone, Xu, and Zhou (2013)의 연구결과와 일치한다. S&P500 분산프리미엄이 KOSPI200 지수수익률을 예측하는 현상은 두 시장의 종속성에 의해 설명될 수 있다. S&P500 시장을 선도시장으로 KOSPI200 시장을 선도시장을 추종하는 추종경제로 가정할 경우, 선도시장의 분산프리미엄은 추종경제의 수익률을 예측할 수 있다. 이를 검증하기 위하여 양국의 분산프리미엄에 대한 VAR 분석을 수행하였다. 양국의 분산프리미엄은 양방향의 선도-지연 관계를 가지고 있는 것으로 관찰되었으나, 미래에 대한 수익률의 예측에 있어서는 S&P500 분산프리미엄의 정보효과가 우수한 것으로 나타났다.

JEL Classification: G13, C12

Keywords: Variance risk premium; S&P500 options, KOSPI200 options; Return predictability

---

* 이 논문은 2012년 정부(교육과학기술부) 재원인 한국연구재단의 지원(2012S1A5A8022207)으로 수행되었음을 알립니다.

** 동국대학교 경영대학 조교수, 서울특별시 중구 필동로 1길 30 동국대학교-서울캠퍼스; E-mail: sunyoon@dongguk.edu; Tel: 02-2260-3236; Fax: 02-2260-3684.

*** KAIST 경영대학, E-mail: junsici@business.kaist.ac.kr

1. 서론

최근 옵션 가격에 내재된 분산위험 프리미엄(variance risk premium)의 정보효과에 대한 연구가 활발하게 진행되고 있다. 분산프리미엄이란 옵션에 내재된 수익률의 위험중립분포의 분산(risk-neutral variance)과 기초자산 시계열분포의 분산(physical variance)의 차이를 일컫는다. 기초자산의 수익률이 추계적 변동성(stochastic volatility)을 가지거나 점프위험(jump risk)에 노출되어 있다면, 투자자는 이들 위험에 대한 추가적인 프리미엄을 요구하고, 이때 반영된 프리미엄이 분산프리미엄의 형태로 나타나는 것이다. 따라서 분산프리미엄은 경제상황에 대한 투자자의 태도 또는 행태 변화 등을 나타낸다고 할 수 있다. 분산위험의 발생원인에 대하여 Bakshi and Madan(2006)[1]은 수익률의 시계열 분포가 정규분포가 아니고(추가적인 위험요인이 존재하고), 투자자가 위험회피적이기 때문에 필연적으로 발생할 수밖에 없음을 보였다. 유사하게 Chernov(2007)는 추계적 변동성 또는 점프 위험이 있을 경우 내재변동성(분산)이 시계열의 분포 분산에 비해 크게 나타나게 될 것이라는 이론적 근거를 제시하였다. 이 밖에도 Carr and Wu (2009), Bollerslev, Tauchen, and Zhou(2009), Todorov(2010), Santa-Clara and Yan(2010) 등의 연구들도 정교한 이론 모형을 도입함으로써 분산 프리미엄이 시장 상황에 대한 유의한 정보를 보유할 수 있음을 보여주고 있다.

분산프리미엄을 적용한 연구들은 크게 두 부류로 나눌 수 있다. 하나는 분산프리미엄을 유도할 수 있는 위험요인을 수리적으로 모형화하고, 보다 정확한 옵션가격을 평가하기 위해 어떤 위험요인을 고려해야 하는지를 찾는 연구이다. 예를 들면, Bakshi, Cao, and Chen(1997), Pan(2002) 등의 연구는 분산프리미엄을 직접 언급하지는 않았지만, 여러 위험요인의 프로세스를 가정하여 내표본과 외표본 검증을 통해 어떤 위험요인이 시장가격을 가장 잘 설명할 수 있는지 찾으려 노력하였다. 옵션가격평가모형에 대한 전통적인 접근방법으로써 주된 관심사는 옵션의 시장가격을 잘 설명하는 우수한 가격모형을 구하는 것이었다. 반면 분산프리미엄에 대한 새로운 연구 흐름은 어떠한 위험요인이 분산프리미엄을 발생시키는지에 대해서도 설명하지만 이들 연구의 보다 주요한 관심사는 분산프리미엄의 존재를 받아들이고 분산프리미엄이 어떠한 정보를 가지고 있는지 검증하는 것이다. Bollerslev, Tauchen, and Zhou(2009), Bollerslev, Marrone, Xu, and Zhou(2013), Santa-Clara and Yan(2010), Drechsler and Yaron(2011), Londono(2012)는 서로 다른 모형 하에서 분산프리미엄의 발생을 유도하지만 결국 분산프리미엄이 미래 수익률에 대한 유의한 설명력을 가지고 있음을 강조하였다. 특히 기존의 수익률 예측모형 연구와는 다르게 한 달이라는 비교적 가까운 미래의 수익률에 대해 유의한 설명력을 가지고 있음을 보고 하였다.

[1] Bakshi and Madan(2006)은 위험중립변동성과 시계열변동성의 차이를 측정하고, “변동성 스프레드 (volatility spread)”라 정의하였다. 표현 단위 (변동성 혹은 분산)와 상관없이 두 방향의 연구는 모두 같은 현상을 설명하고 있다.

이들의 선구적인 연구 이후 최근까지 다양한 방법으로 분산프리미엄의 정보효과에 대한 연구가 진행되고 있다.

분산프리미엄에 대한 과거 연구들의 한 가지 특징은 거의 모든 연구들이 분석 대상으로 S&P500 옵션과 같은 미국에서 거래되는 옵션의 분산프리미엄을 이용한다는 것이다. 물론 Zhou(2010), Londono(2012), Bollerslev, Marrone, Xu, and Zhou(2013)의 연구가 미국 이외의 주요 금융시장(영국, 독일, 일본, 네덜란드 등)의 VIX 지수(1달 만기 분산프리미엄의 제곱근)를 이용하여 분석을 진행하였으나 미국시장을 제외하고는 분산프리미엄의 정보력에 대해 강한 뒷받침을 하지 못하고 있다. 더구나 위 연구들의 대상도 모두 선진금융시장에 국한되어 신흥시장(emerging market)에 대한 분석은 전혀 이루어지지 않았다. 특히, 신흥시장에 속하기는 하지만 거래량 기준으로 가장 유동성이 풍부한 KOSPI200 지수옵션시장에 대한 분산프리미엄 연구는 전혀 이루어지지 않았다. 이는 KOSPI200 옵션시장이 압도적인 거래량을 보유하고 있기는 하지만, 기초자산 시장인 KOSPI 시장이 시가총액(capitalization) 기준으로 약 15위 가량인 신흥시장에 속하여 그만큼 큰 관심을 받지 못했기 때문인 것으로 보인다.

이 밖에 KOSPI200 옵션시장의 분산프리미엄에 대해 연구가 미진한 또 한가지 이유가 있다. Londono(2012)의 연구에서 보인 바와 같이 미국 이외의 시장에서 분산프리미엄의 크기는 미국시장에 비해 상당히 작게 관찰된다. 평균적으로 양의 값을 보이기는 하지만 미국시장에 비해 상당히 낮은 수준이다. KOSPI200 옵션시장의 경우도 최근 그 크기가 증가하는 추세이기는 하지만 아직 미국 시장에 비해 낮은 수준이다.[2] 심지어 1997년 KOSPI200 옵션시장이 개장된 이후 2~3년 동안은 분산프리미엄이 음의 값을 가진 기간도 상당수 존재한다 (윤선중, 강소현, 2012). 이러한 이유로 KOSPI200 옵션이 내재하는 분산프리미엄에 대한 정밀한 분석이 이루어지지 않았으며, 이것의 정보효과에 대해서 그 결과를 예견할 수 없었다.

그에 따라 본 연구에서는 분산프리미엄 연구 분야에서 소외되었던 KOSPI200 옵션시장을 이용하여 분산프리미엄을 추정하고, 분산프리미엄이 미래 수익률에 대한 정보력을 포함하고 있는지 검증한다. 또한 동일 기간에서 선진시장과의 비교를 위하여 S&P500 옵션시장의 분산프리미엄에 대해 동일한 분석을 수행한다. 연구기간 동안 KOSPI200의 분산프리미엄은 S&P500의 분산프리미엄에 비해 소폭 크게 관찰되었으며, 시간에 따른 가변성이 매우 컸다. 이 가변성이 미래수익률에 대한 정보를 포함하고 있는지 검증한다. 이 밖에 각 시장의 분산프리미엄이 그 시장의 수익률을 예측하는가를 검증하는 동시에 단순회귀분석(univariate regression) 및 다중회귀분석(encompassing regression)을 이용하여 분산프리미엄이 다른 국가의 수익률을 예측하는지 검증

[2] 본 연구의 분석대상기간(2003-2012년)에서는 KOSPI200의 분산프리미엄이 S&P500의 분산프리미엄보다 더 큰 값을 가졌다. 그러나 2003년 이전 기간을 포함하면 KOSPI200 분산프리미엄은 상당히 낮게 관찰된다.

한다. Londono(2012), Bollerslev, Marrone, Xu, and Zhou(2013)에서 보인 바와 같이 두 개의 경제가 밀접하게 관련되어 있고, 두 경제가 선도경제(leader economy)와 추종경제(follower economy)로 나눌 수 있다면, 선도경제의 분산프리미엄이 추정경제의 수익률을 예측할 수도 있다. Londono(2012)의 연구에서도 S&P500 분산프리미엄이 기타 시장의 수익률을 예측하는지 확인하려 노력하였으나, 일관성 있는 유의성을 관찰하지는 못했다. 이는 위 연구의 대상 국가의 내수경제 규모가 상당하기 때문에 미국 경제와 독립적인 성격을 가질 수 있기 때문이다. 이에 반해 한국의 경제는 내수경제가 매우 작고 경제의 큰 부분을 수출에 의존하고 있으며, 수출은 중국과 미국에 가장 큰 비중을 두고 있다.[3] 따라서 미국의 경제에 큰 문제가 발생한다면 소비가 위축되고, 결국 한국 경제에 직접적인 영향을 줄 수 있다. 따라서 두 경제는 대표적인 선도경제와 추종경제의 관계가 성립한다고 예상할 수 있다. 이러한 이유로 본 연구의 분석은 Londono(2012)의 이론을 실증적으로 뒷받침할 수 있는 좋은 예가 될 수 있을 것이다. 만약, KOSPI200 분산프리미엄의 존재 하에서도 KOSPI200 수익률이 S&P500 지수의 분산프리미엄에 의해 예측 가능하다면, S&P500 분산프리미엄이 정보적으로 우월하다는 증거이며, 결국 미국 경제가 선도경제임을 입증한다.

본 연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, 연구기간(2003-2012년) 동안 KOSPI200의 분산프리미엄은 S&P500의 분산프리미엄에 비해 크게 관찰되었다. 개장 초기(1997-2000년대 초)의 2~3년 간 음의 분산프리미엄이 관찰되기도 하였으나, 이후 KOSPI200 분산프리미엄은 꾸준히 양의 값을 가짐을 확인하였다. 둘째, KOSPI200 분산프리미엄은 KOSPI200 지수와 S&P500 지수의 수익률을 예측하지 못하였으나, S&P500 분산프리미엄은 양 국가의 지수 수익률을 모두 유의한 수준에서 예측하였다. KOSPI200 분산프리미엄은 단지 S&P500 분산프리미엄이 있는 다중회귀분석에서만 S&P500 수익률을 일부 유의하게 예측하였다. 또한 이러한 결과는 분산프리미엄을 변동성프리미엄으로 변환한 경우에도 여전히 유의하였다. 마지막으로 분산프리미엄의 선도-지연관계를 확인하기 위하여 두 변수에 대한 VAR(Vector Auto-Regression) 분석을 수행한 결과, 두 분산프리미엄 사이의 양방향 선도관계가 존재하였다. 이를 통해 우리는 분산프리미엄 사이의 정보흐름이 양방향이기는 하지만 수익률에 영향을 미치는 정보는 S&P500에서 KOSPI200로 전이된다고 해석하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 본 연구의 이론적 배경을 소개한다. 분산프리미엄의 정보효과를 보고했던 몇몇 연구의 결과를 정리하고, 선도자-추종자 경제 하에서 보일 수 있는 정보효과의 관계를 소개한다. 3장에서는 본 연구에서 사용되는 자료를 소개하고 변수들의 기초통계

[3] 2012년 기준, 한국의 미국에 대한 수출액은 585억 달러(전체 수출액 대비 10.7%), 수입액은 433억 달러(전체 수입액 대비 8.3%)이고 한국의 중국에 대한 수출액은 1343억 달러(전체 수출액 대비 24.5%), 수입액은 808억 달러(전체 수입액 대비 15.5%)이다. 출처: 국가통계포털(www.kosis.kr)

량을 살펴본다. 4장은 연구모형을 설명하고 결과를 해석한다. 마지막으로 5장은 연구를 정리한다.

2. 이론적 배경

본 장은 연구의 기초 배경이 되는 분산프리미엄의 수익률 예측(return predictability) 현상에 대해 정리하고, 선도경제(leader economy)와 추종경제(follower economy)에 대한 모형을 제안한 Londono(2012)의 모형을 소개한다.

2.1 분산프리미엄의 수익률 예측에 대한 문헌

수익률 예측 현상(return predictability phenomenon)은 과거 30년간 금융경제학의 주요한 연구주제로 자리잡고 있으며, 방대한 양의 문헌을 생산해냈다. 수익률 예측현상이란 주식의 수익률이 배당률(dividend yield), 이자율의 장단기 스프레드(term spread), 부도 스프레드(default spread), 단기수익률(short rate) 등에 의해 예측되는 현상을 일컫는다 (Fama and French, 1988, 1989; Ferson, 1989; Ang and Bekaert, 2007 등). 이 현상에 대해 Campbell, Lo, and Mackinlay(1997)는 예측기간 1개월에 대해서는 2차 대전 이후의 기간에 대해서만 유효할 뿐이고 결정계수(R squared)도 2%를 넘지 않지만, 예측기간을 2년으로 늘리 경우 결정계수는 14%로 상승하고, 4년으로 늘릴 경우 약 26%에 이른다는 사실을 보고 하였다. 많은 연구자들이 이 현상을 설명하기 위해 노력하였으며, 현재 이러한 현상은 경기주기와 관련된 위험프리미엄의 변화에 의해 발생된다고 보고 있다.

최근 이러한 관심은 1개월 가량의 단기수익률 예측현상으로 이동하였다. 앞선 대부분의 연구가 2년 이상의 장기수익률에 대해 살펴본 반면, 최근의 연구들은 1개월에서 분기 정도의 수익률 예측을 주 대상으로 삼고 있다. 이 중 Bollerslev, Tauchen, and Zhou(2009), Santa-Clara and Yan(2010), Drechsler and Yaron(2011)은 옵션시장으로부터 추정한 분산프리미엄의 미래수익률에 대한 정보효과를 다루고 있다.

Bollerslev, Tauchen, and Zhou(2009)는 분산프리미엄이 분산투자(diversification)를 통해 제거할 수 없는 위험에 대한 보상을 반영하고 있음을 보이고, 이 변수가 단기 수익률을 예측하고 있음을 보였다. 즉, 옵션에 내재된 높은 분산프리미엄은 향후 높은 주가지수 수익률을 예측하고 낮은 분산프리미엄은 낮은 주가수익률을 예측하였다. 이들 연구모형은 Bansal and Yaron(2004)에 의해 개척된 장기위험모형(long run risk model)의 확장이라 할 수 있다. Bansal and Yaron(2004)는 장기 수익률이 예측 가능할 수 있다는 점을 설명하기 위해 소비의 장기위험의 중요성을 강조하였다. Bollerslev, Tauchen, and Zhou(2009)도 변동성 움직임(volatility dynamics)에 장기위험 요인을 반영하여 주가수익률이 두 가지 요인에 의해 설명될 수 있는 모형

을 구성하였다. 이 중 한 개의 요인이 소비 변동성의 변동성(volatility of volatility of consumption)과 관련이 있다. 따라서 이러한 경제하에서 분산프리미엄이 미래 수익률에 대한 정보를 보유할 수 있다. 실증 결과에 따르면, 3개월의 전망기간에 대해 가장 높은 설명력을 가지고 있었으며, P/E 비율과 같이 널리 알려진 예측 요인의 존재 하에서도 유의성을 잃지 않았다. 이러한 결과는 경제의 불확실성을 반영하는 소비위험의 변동성의 변동성이 수익률을 결정하는데 중요한 역할을 하고 있음을 의미한다 (Bansal et al., 2005; Lettau et al., 2008).

Santa-Clara and Yan(2010)은 분산프리미엄을 변동성프리미엄과 점프프리미엄으로 분해하여 이중 점프프리미엄이 미래수익률을 예측하고 있음을 밝혀냈다. 변동성과 점프위험이 각각 독립적인 프로세스를 따른다고 가정하고, 점프의 강도(intensity)를 상태변수(state variable)의 2차함으로 가정함으로써 두 프로세스의 공분산 구조의 유연성을 확보하였다. 결국 최종 옵션평가식은 Duffie et al.(2000) 과 유사하게 도출된다. 이 모형을 이용하여 S&P500 옵션가격을 캘리브레이션(calibration)하여 변동성과 점프의 시계열 움직임을 추정하였다. 변동성에 비해 점프의 움직임이 매우 컸으며, 점프의 크기는 약 -9.8%에 달하였다. 이 값은 실현되는 점프위험에 비해 매우 크며, 결국 예상되는 옵션의 기대수익률에 상당한 영향을 주고 있다. 모형의 실효성을 검증하기 위해 저자들은 분산프리미엄을 분해한 변동성프리미엄과 점프프리미엄이 주식 수익률에 대한 정보를 보유하는지 확인하기 위해 수익률 예측에 대한 회귀모형을 도입하였다. 점프위험에 대한 프리미엄은 다양한 예측 기간에 따라 유의한 설명력을 가졌다. 1개월에 대해 결정계수는 4.1%였으며, 3개월에 대해서 6.6%였다. 이 밖에 점프위험의 관련성을 살펴보기 위해 단기 무위험이자율, 부도 스프레드 등과의 관계를 살펴보았다.

유사하게 Drechsler and Yaron(2010)은 시간에 따라 변하는 불확실성 프리미엄(uncertainty premium)이 분산프리미엄에 의해 측정될 수 있으며, 분산프리미엄이 미래수익률을 예측하는 것은 분산프리미엄이 불확실성에 대한 측도이기 때문이라고 주장하였다. 모형 내에서 투자자는 불확실성이 빨리 해소되기를 원하는 효용함수를 가지고 있으며, 따라서 경제적 불확실성을 좋아하지 않는다. 특히 영향력 있는 변수에 대한 불확실성을 두려워하여 불확실성을 유도할 수 있는 위험요인에 대한 프리미엄을 요구하게 된다. 즉, 불확실성의 변화와 해소에 대한 투자자의 선호가 양의 분산프리미엄을 만들고 이 값이 미래의 수익률을 예측하는 것이다. 이 연구의 결과는 Bollerslev et al.(2009)의 결과와 일치하였으며, 실증분석 결과도 분산프리미엄의 수익률 예측능력을 지지하였다.

2.2 분산프리미엄의 선도-지연 관계

Londono(2012)은 Bollerslev, Tauchen, and Zhou(2009)의 모형을 두 개 국가에 대해 확장하였다. 저자가 두 국가 모형으로 확장한 이유는 다음의 실증결과를 설명하기 위함이었다. 단일 국가의 분산프리미엄에 대한 결과를 보면, 대부분의 국가에서 분산프리미엄이 평균적으로 0보다

크게 관찰되지만 수익률의 예측성은 특정 국가에 국한된다. Londono(2012)의 연구대상인 미국, 독일, 영국, 일본, 스위스, 네덜란드. 벨기에, 프랑스를 보면 오직 미국과 벨기에에서만 수익률 예측현상이 관찰되었다. 이는 기존의 분산프리미엄에 대한 연구결과에서 예상되지 못하는 결과였다.

이러한 현상을 설명하기 위하여 Londono(2012)는 두 개의 국가로 확장하였다. 두 국가의 소비 프로세스는 Bollerslev, Tauchen, and Zhou(2009)와 같으며, 소비성장률 $g_{j,t}$은 다음을 따른다. 먼저 선도 경제의 소비 프로세스는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} g_{1,t+1} &= \mu_{1,g} + \sigma_{1,t} z_{g_1,t+1}, \\ \sigma^2_{1,t+1} &= a_\sigma + \rho_\sigma \sigma^2_{1,t} + \sqrt{q_{1,t}}\, z_{\sigma_1,t+1}, \\ q_{1,t+1} &= a_q + \rho_q q_{1,t} + \varphi_q \sqrt{q_{1,t}}\, z_{q_1,t+1} \end{aligned} \tag{1}$$

추종경제의 소비 프로세스는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} g_{2,t+1} &= \mu_{2,g} + \phi_g \mu_{1,g} + \phi_\sigma \sigma_{1,t} z_{g_1,t+1} + \sigma_{2,t} z_{g_2,t+1}, \\ \sigma^2_{2,t+1} &= a_\sigma + \rho_\sigma \sigma^2_{2,t} + \sqrt{q_{2,t}}\, z_{\sigma_2,t+1}, \\ q_{2,t+1} &= a_q + \rho_q q_{2,t} + \varphi_q \sqrt{q_{2,t}}\, z_{q_2,t+1} \end{aligned} \tag{2}$$

경제에 대한 불확실성은 소비성장률의 변동성에 의해 측정되고, 추종경제의 소비성장률은 선도경제의 변동성에 영향을 받는다. 결국 경제의 불확실성에 대한 뉴스는 두 시장의 분산프리미엄을 동시에 변화시킨다. 따라서 소비에 대한 불확실성은 다른 시장에게 전이될 수 있다. 이 과정은 양방향성이기는 하지만, 이를 주도하는 선도경제와 추종경제가 존재하기 때문에 선도 경제에 대한 충격은 추종경제에 더 큰 영향을 미친다.

여기서 전체 소비는 다음과 같다. 여기서 w는 전체 경제 중에 리더 경제의 비중(weight)이다.

$$g_{w,t} = w g_{1,t} + (1-w) g_{2,t} \tag{3}$$

투자자가 Epstein and Zin(1989) 효용함수를 가진다고 할 때, 각 경제 하에서의 분산프리미엄은 다음의 관계를 가진다. 여기서 index 1과 2는 각각 선도경제와 추종경제를 의미한다.[4]

[4] 여기서 세부 A의 표현은 생략한다. 자세한 관계식은 원문에 포함되어 있다.

$$
\begin{aligned}
VP_{1,t} &\approx (\theta-1)k_{w,1}(V_{1,1}q_{1,t}+V_{1,2}q_{2,t}) \\
V_{1,1} &= A_{w,1}+(A_{1,1}^2+A_{1,2}^2\varphi_q^2)\kappa_{1,1}^2\varphi_q^2 A_2 \\
V_{1,2} &= A_{1,3}^2+(A_{1,4}^2\varphi_q^2)\kappa_{1,1}^2\varphi_q^2 A_{w,4} \\
VP_{2,t} &\approx (\theta-1)k_{w,1}(V_{2,1}q_{1,t}+V_{2,2}q_{2,t}) \\
V_{2,1} &= \phi_\sigma^2 A_{w,1}+(A_{2,1}^2+A_{2,2}^2\varphi_q^2)\kappa_{2,1}^2\varphi_q^2 A_{w,2}, \\
V_{2,2} &= A_{w,3}+(A_{2,3}^2+A_{2,4}^2\varphi_q^2)\kappa_{2,1}^2\varphi_q^2 A_{w,4}
\end{aligned}
\tag{4}
$$

이를 통해 한 국가의 분산프리미엄이 다른 경제의 수익률에 영향을 줄 수 있음을 보여주고 있다. 이 경우 모형 하에서 분산프리미엄은 두 개 국가 모두에서 시간에 대한 가변성을 보이지만, 분산프리미엄의 수익률 예측성은 발생하지 않을 수 있다. 즉, 미국 시장에서 보이는 분산프리미엄의 미래수익률에 대한 예측력이 기타 국가에서는 나타나지 않을 수도 있다. Londono(2012)의 모형에서 예측한 바와 같이 US 옵션시장부터 추정한 분산프리미엄은 미국의 주식수익률뿐만 아니라 다른 국가의 수익률도 일부 예측하고 있음을 확인하였다.

3. 자료 분석

본 연구는 CBOE(Chicago Board of Option Exchange)에서 거래되는 S&P500 주가지수 옵션을 이용해 계산되는 VIX 지수와 KRX(Korea Exchange)에서 거래되는 KOSPI200 주가지수 옵션을 이용해 계산되는 VKOSPI 지수를 이용해 분산프리미엄을 계산한다. VIX와 VKOSPI는 각각 최근월물 및 차근월물의 외가격 옵션(out-of-the-money options)을 이용해 잔존만기 30일이 남은 가상적인 옵션의 모형독립내재변동성(model-free implied volatility)을 계산하고 여기에 100을 곱한 값과 같다. VIX 지수와 VKOSPI 지수는 단위가 변동성×100이기 때문에, 분산프리미엄을 계산하기 위해서는 VIX와 VKOSPI 지수를 100으로 나누고 제곱을 취한 후, 5분 수익률로 계산한 시계열 분산과 차를 구한다 (Britten-Jones and Neuberger, 2000; Jiang and Tian, 2005).

연구기간은 2003년 1월부터 2012년 12월까지이며, 이 중 첫 한 달은 실현변동성을 계산하기 위하여 사용하기 때문에, 수익률을 예측한 기간은 2003년 2월부터 2012년 12월까지이다. S&P500 지수는 종가를, KOSPI200 지수는 2시 50분 자료를 사용하여 수익률을 계산한다.[5] 초

[5] KOSPI200 지수에 대해 2시 50분 자료를 사용한 이유는 VKOSPI 지수와 계산 시점을 일치시키기 위함이다. 기초자산시장이 2시 50분까지 연속매매거래가 이루어지는 반면, 2시 50분부터 3시까지 동시호가매매가 이루어지기 때문에 VKOSPI 지수 및 수익률은 모두 2시 50분을 기준으

과수익률을 계산하기 위한 무위험수익률은 미국시장에서는 3개월 국채 금리, 한국시장에서는 CD 91일 금리를 사용하였다.

연구 기간 내 S&P500 지수와 KOSPI200 지수의 기초통계량은 표 1에 정리되어 있다. S&P 500 지수와 KOSPI 200 지수의 연평균 수익률은 각각 7.29%와 16.97%이며, 수익률의 표준편차는 4.89%와 6.59%이다. 두 수익률 모두 음의 왜도를 가졌으나, 그 크기는 S&P500 지수가 더 컸다. 첨도 또한 S&P500 지수 수익률의 첨도가 KOSPI200 지수의 값을 상회하였다. 정규성을 검정하는 Jarque-Bera 통계량은 두 수익률의 정규성을 모두 기각하였다.

표 1. 지수 일별수익률의 기초통계량

Statistics	S&P500 return	KOSPI200 return
Mean (annualized)	7.29%	16.97%
Std. dev.	4.98%	6.59%
Skewness	-1.1963	-0.6863
Kurtosis	4.4100	1.7342
Max	22.41%	21.97%
Min	-23.91%	-32.49%
Serial corr.	0.7068	0.7300
Jarque-Bera	489.4(0.00)	94.9(0.00)
ADF	-4.785(0.00)	-4.910(0.00)

표 1은 2003년부터 2012년 사이의 S&P500 지수와 KOSPI200 지수의 일별 수익률의 기초통계량을 보여주고 있다. Jarque-Bera 통계량은 분포의 정규성을 검증하며 괄호 안의 값은 p-값을 보여준다. 단위근 검정은 Dickey-Fuller 방법(ADF)을 사용하였으며, Ng and Perron(1995)의 방법론을 바탕으로 시차(lag)를 선택하여 검정하였다. 여기서 두 시계열 자료에 적용된 시차는 모두 10이다.

다음으로 변동성 지수(VIX, VKOSPI)와 분산프리미엄(SVRP, KVRP)의 기초통계량 및 연간평균값을 살펴본다. 분산 프리미엄을 살펴본 연구들이 분산프리미엄을 정의하는 방법은 크게 두 가지이다. Bollerslev, Gibson, and Zhou(2010), Todorov(2010) 등은 분산프리미엄으로 "기대분산프리미엄(Expected VRP)을 사용하며, 위험중립분산과 기대실현분산(Expected Realized Variance)의 차이로 정의한다. 기대실현분산은 거시금융변수(macro-finance variable)을 이용하거나 내재변동성과 실현변동성 간의 joint distribution을 모형화 하여 계산되었다. 그러나 Bollerslev, Tauchen, and Zhou(2009), Bollerslev, Marrone, Xu, and Zhou (2013) 이후 대부

로 하였다.

또한 두 시장은 시차로 인하여 같은 날이라 하더라도 실제로는 다른 시점의 자료가 된다. 시점의 차이는 특정 시장이 다른 시장을 선도하는 것처럼 보이는 결과를 만들어 낼 가능성이 있다. 이에 대한 강건성을 확보하기 위하여 S&P500 지수 및 VIX 지수를 하루 전일 기준으로 작성하여 보았으나 모든 결과를 달라지지 않음을 확인하였다.

분의 연구는 기대실현분산보다는 과거 실현된 역사적 분산을 사용하고 이를 단순히 분산프리미엄이라고 정의하는 경우가 많다. 그리고 실현분산은 가장 많은 정보를 포함하고 있다고 알려진 5분 자료 수익률을 이용하여 계산된다 (Anderson et al., 2001, 2003). 추출빈도를 늘릴 경우 추정오차를 줄일 수 있지만, 너무 높은 경우 잡음으로 인해 부정확한 결과를 가져다 줄 수도 있다. 따라서 본 연구에서도 5분 자료를 이용하여 실현분산을 추출하고, 위험중립분산과의 차이를 분산위험프리미엄으로 정의하였다.[6]

표 2은 VIX 지수, VKOSPI 지수 그리고 두 시장의 분산위험프리미엄의 기초통계량을 보여준다. 여기서 SVRP은 S&P500 지수의 분산프리미엄이며, KVRP은 KOSPI200 지수의 분산프리미엄을 가리킨다. VIX 지수와 VKOSPI 지수를 비교하면 각각 크기가 20.91%와 25.13%로 VKOSPI의 평균값이 다소 크지만 표준편차, 왜도, 첨도 등은 모두 비슷한 수준이다. 또한 두 시계열 모두 정규성을 기각하고 있다. 그러나 단위근 검정 결과 VIX는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 90%의 신뢰수준에서 기각하지 못하였으나 VKOSPI 지수는 단위근 존재를 99% 신뢰수준에서 기각하고 있다.

S&P500 분산프리미엄과 KOSPI200 분산프리미엄을 비교하면, KOSPI200 분산프리미엄이 평균적으로 더 큰 값을 가질 뿐만 아니라 표준편차도 더 큰 값을 가졌다. 또한 왜도와 첨도 모두 S&P500 분산프리미엄에 비해 상당히 큰 값으로 관찰된다. 두 값은 모두 정규성을 크게 기각하였으며, 단위근 존재에 대한 귀무가설도 95% 신뢰수준에서 기각하고 있다. 두 변수는 안정적인 시계열을 가지고 있으며, 회귀모형의 변수로 사용될 수 있음을 확인하였다.

표 2의 Panel B에서는 두 시장의 위험중립분산, 시계열분산, 분산프리미엄의 연도별 변화와 분산프리미엄이 양인 빈도 Z(T)를 보여준다. 그림 1은 VIX, VKOSPI, 양국 수익률, 양국 분산프리미엄을 그래프로 보여주고 있다. 연도별 변화를 보면 양국 모두 2008년 금융위기부터 유럽 재정위기 기간의 분산프리미엄이 매우 높게 관찰되었으며, 연도별로도 상당한 변화를 관찰할 수 있었다. 또한 대부분의 기간에서 위험중립분산의 크기가 실현분산의 크기보다 크게 관찰됨을 확인할 수 있었다.

표 2. 변동성과 분산프리미엄의 기초통계량

Panel A. 전체 기간

Statistics	VIX	VKOSPI	SVRP	KVRP
Mean (annualized)	20.91%	25.13%	0.0285	0.0400
Std. dev.	9.82%	9.53%	0.0024	0.0034

[6] 실현변동성을 계산하는 구체적인 방법은 각 거래일의 5분간 수익률을 이용하여 실현변동성을 구하고, 과거 1달 동안의 실현변동성을 평균하는 방법으로 이루어진다. 이 방법은 overnight 수익률의 영향력을 줄이기 위해 선행연구들이 사용하는 방법을 따른다.

Skewness	2.1585	2.4853	1.7422	5.4953
Kurtosis	6.4109	8.9506	14.5144	49.7831
Max	80.06%	84.43%	0.0202	0.04350
Min	9.89%	14.08%	-0.0140	-0.0024
Serial corr.	0.9355	0.9385	0.3728	0.7587
Jarque-Bera	1164.8(0.00)	2042.7(0.00)	4332.6(0.00)	50594.3(0.00)
ADF	-2.487(0.12)	-3.655(0.01)	-2.916(0.04)	-3.182(0.02)

Panel B. 분산프리미엄의 연도별 평균값

Index	Sample period	Risk-neutral Variance σ^2_q	Physical Variance σ^2_P	Variance Risk Premium $\sigma^2_q - \sigma^2_P$	Indicator Z(T) (%)
S&P500	Total Sample	0.05332	0.02612	0.02720	99.37
	2003	0.04982	0.01870	0.03112	100
	2004	0.02454	0.00833	0.01621	100
	2005	0.01636	0.00716	0.00920	100
	2006	0.01652	0.00727	0.00925	100
	2007	0.03257	0.01479	0.01778	100
	2008	0.13178	0.09980	0.03198	93.75
	2009	0.10337	0.04810	0.05527	100
	2010	0.05606	0.02163	0.03443	100
	2011	0.06651	0.02501	0.04150	100
	2012	0.03289	0.00866	0.02423	100
KOSPI200	Total Sample	0.07222	0.03403	0.03819	99.79
	2003	0.09237	0.03962	0.05275	100
	2004	0.06879	0.03603	0.03276	100
	2005	0.04116	0.01980	0.02136	100
	2006	0.04277	0.02175	0.02102	100
	2007	0.06617	0.02876	0.03741	100
	2008	0.16053	0.08877	0.07176	100
	2009	0.10503	0.04501	0.06002	100
	2010	0.03776	0.01352	0.02424	100
	2011	0.06917	0.03354	0.03563	97.92
	2012	0.03861	0.01337	0.02524	100

표 2의 Panel A는 2003년부터 2012년 사이의 주별 VIX, VKOSPI, 그리고 S&P500 분산프리미엄, KOSPI200 분산프리미엄의 기초통계량을 보여준다. Jarque−Bera 통계량은 분포의 정규성을 검증하며 괄호 안의 값은 p−값을 보여준다. 단위근 검정은 Dickey−Fuller 방법(ADF)을 사용하였으며, Ng and Perron(1995)의 방법론을 바탕으로 시차(lag)를 선택하였다. 여기서 VIX, VKOSPI, SVRP, KVRP에 적용된 시차는 각각 10, 14, 10, 16이다. Panel B는 두 시장의 위험중립분산, 시계열분산, 분산프리미엄의 연도별 변화와 분산프리미엄이 양인 빈도 Z(T)를 보여준다.

그림 1. 변동성, 수익률, 분산프리미엄의 시계열 움직임 (weekly series)

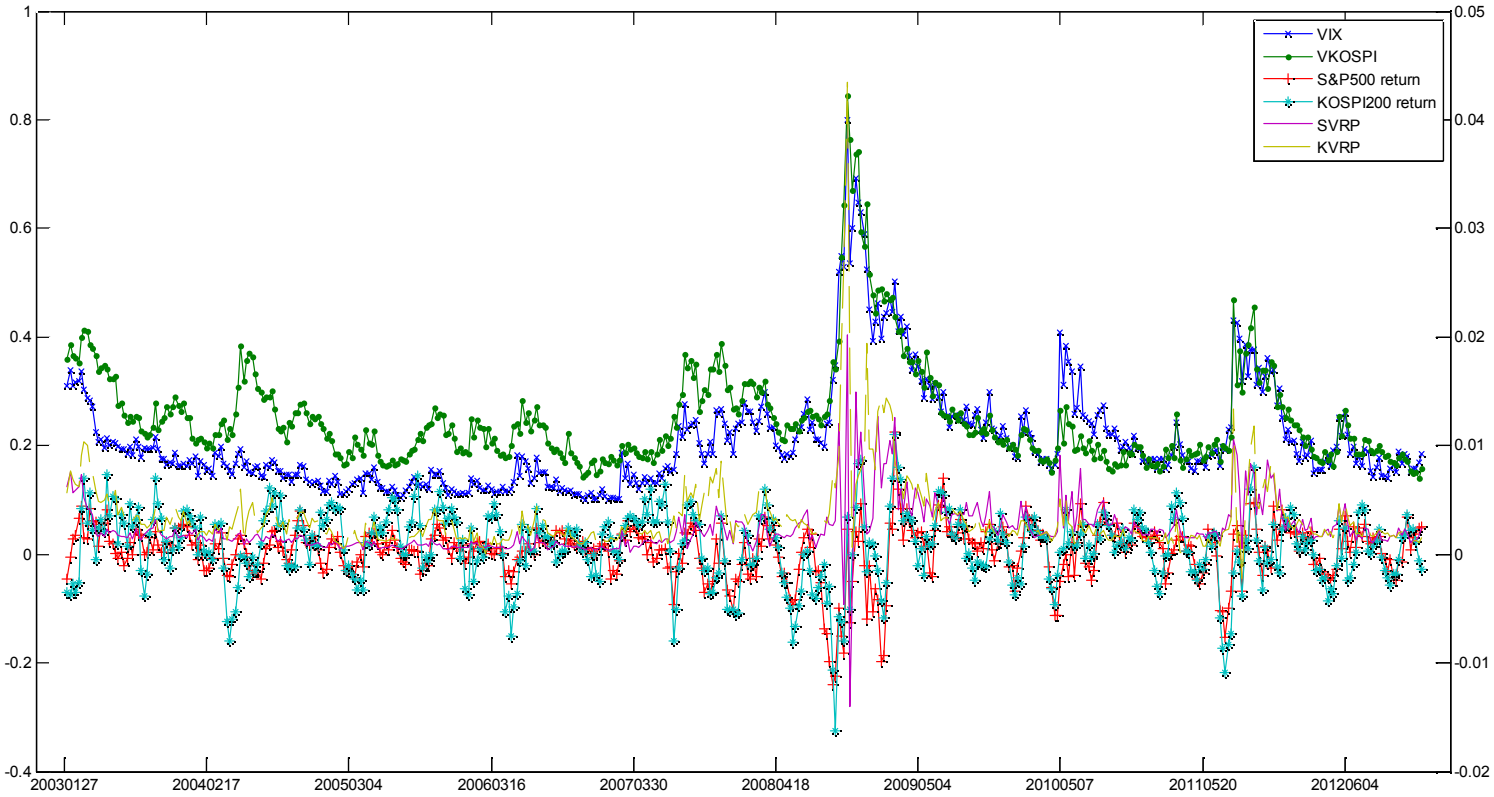

그림 1은 2003년 1월부터 2012년 12월까지 주별 VIX, VKOSPI, S&P500 지수수익률, KOSPI200 지수수익률, S&P 500 분산프리미엄, KOSPI200 분산프리미엄의 시계열 움직임을 보여준다. 좌 축은 VIX, VKOSPI, 그리고 수익률에 대응하며, 우 축은 분산프리미엄의 크기에 대응한다.

표 3은 앞서 살펴본 6개의 변수 사이의 상관계수를 보여준다. 예상처럼 VIX와 VKOSPI 지수 사이의 상관계수는 0.8, KOSPI200 수익률과 S&P500 수익률 사이의 상관계수는 0.71로 두 경제가 매우 밀접하게 관련되어 있음을 보여주고 있다. 윤선중, 강소현(2012)에서 보여준 바와 같이 두 시장은 상당한 공통요인(common factor)에 의해 상당부분 설명가능하기 때문에 높은 상관성은 어느 정도 예측 가능하다. 반면, S&P500 분산프리미엄과 KOSPI200 분산프리미엄은 상관계수가 약 0.5로 위험중립변동성이나 수익률에 비해 상대적으로 낮은 값을 가지고 있었다.

표 3. 변수들의 상관관계

	VKOSPI	S&P500 return	KOSPI200 return	SVRP	KVRP
VIX	0.84	-0.02	0.02	0.70	0.73
	(0.00)	(0.71)	(0.60)	(0.00)	(0.00)
VKOSPI		-0.08	0.05	0.47	0.83
		(0.08)	(0.29)	(0.00)	(0.00)
S&P500 return			0.71	0.20	-0.10
			(0.00)	(0.00)	(0.02)
KOSPI200 return				0.12	0.001
				(0.01)	(0.98)
SVRP					0.50
					(0.00)

표 3은 VIX, VKOSPI, S&P500 수익률, KOSPI200 수익률, S&P500 분산프리미엄, KOSPI200 분산프리미엄의 상관계수를 보여주고 있다. 괄호 안의 값은 유의성에 대한 p-값이다.

4. 연구 모형 및 해석

본 연구에서 우리는 각 시장의 분산프리미엄이 자국의 미래수익률을 예측하는지 검증하고, 각 시장의 분산프리미엄이 타국의 미래 수익률을 예측할 수 있는지 검증한다. 그리고 두 변수의 예측력의 강도를 비교하기 위해 두 변수를 모두 설명변수로 도입한 다중회귀분석을 이용한 수익률 예측 분석을 수행한다. 마지막으로 두 분산프리미엄의 정보전이 관계를 살펴보기 위해 Vector Auto-Regression 분석을 수행하고, 변수의 인과관계를 검정한다.

4.1 분산프리미엄의 동 시장 수익률 예측

분산프리미엄의 정보효과를 살펴보기 위해 S&P500 분산프리미엄과 KOSPI200 분산프리미엄이 동 시장의 미래수익률을 예측할 수 있는지 검증한다. 종속변수로는 VIX와 VKOSPI 지수의 전망기간에 대응하는 한 달 미래수익률을 사용한다. 두 지수는 한 달 미만의 잔존만기를 가진 최근

원물과 한 달 이상의 잔존만기를 가진 차근월물의 외가격 옵션을 이용하여, 가상적인 한 달 만기의 옵션이 가지는 위험중립변동성을 역산한 값이다. 앞서 설명한 바와 같이, 분산프리미엄은 위 지수들의 제곱값과 5분 자료로 계산한 과거 한 달 실현분산(변동성의 제곱)의 차이로 정의된다. 아래 모형에서 S&P500 분산프리미엄은 SVRP으로 표시하고, KOSPI200 분산프리미엄을 KVRP으로 표시한다. 이와 동시에 강건성을 높이기 위해 채택한 변동성 프리미엄을 설명변수로 사용하는데, VIX지수와 실현변동성의 차이를 $\sqrt{\text{SVRP}}$로 표시하고, VKOSPI지수와 실현변동성의 차이를 $\sqrt{\text{KVRP}}$로 표시한다.[7]

구체적인 회귀식은 아래와 같다.

$$\text{모형 1: } \tilde{r}_{K,t+1} - r_{K,f,t} = \beta_0 + \beta_1(r_{K,t} - r_{K,f,t-1}) + \beta_2 KVRP_t + e_{t+1} \quad (5)$$

$$\text{모형 2: } \tilde{r}_{K,t+1} - r_{K,f,t} = \beta_0 + \beta_1(r_{K,t} - r_{K,f,t-1}) + \beta_2 \sqrt{KVRP_t} + e_{t+1} \quad (6)$$

$$\text{모형 3: } \tilde{r}_{S,t+1} - r_{S,f,t} = \beta_0 + \beta_1(r_{S,t} - r_{S,f,t-1}) + \beta_2 SVRP_t + e_{t+1} \quad (7)$$

$$\text{모형 4: } \tilde{r}_{S,t+1} - r_{S,f,t} = \beta_0 + \beta_1(r_{S,t} - r_{S,f,t-1}) + \beta_2 \sqrt{SVRP_t} + e_{t+1} \quad (8)$$

여기서 $r_{S,t+1} - r_{S,f,t}$와 $r_{K,t+1} - r_{K,f,t}$는 각각 S&P500과 KOSPI200 지수의 1개월 전망기간 초과수익률이며, $r_{S,t} - r_{S,f,t-1}$과 $r_{K,t} - r_{K,f,t-1}$는 각각 S&P500과 KOSPI200 지수의 과거 1개월의 초과수익률을 의미한다. 마지막으로 e_{t+1}은 모형의 예측오차이다.

앞서 Jegadeesh(1990), Lehmann(1990)은 1주일에서 1달의 전망기간에 대하여 수익률이 음의 자기상관관계(negative autocorrelation)가 있다고 보였기 때문에 이 효과를 배제하기 위하여 1기간의 lag 변수를 설명변수로 포함시켰다. 이 밖에 미래의 수익률을 예측한다고 알려진 변수로 배당률(dividend yield), P/E 비율, 단기이자율, 부도스프레드, 채권 기간스프레드 등이 있으나, 이들 변수들은 모두 최소 3개월에서 길게는 4년까지의 장기수익률에만 유의한 예측능력을 가지고 있기 때문에 본 분석에서는 고려하지 않았다 (Faman and French, 1988, 1989; Ferson, 1989; Ang and Bekaert, 2007; Keim and Stambaugh, 1986 등).

본 연구에서 회귀변수의 유의성을 검증하는데 사용되는 방법은 Newey and West(1987)의 HAC(Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent) 공분산 방법이다. 시차(lag)는 12로 설정하였고 전망기간이 매우 길어 자료의 중첩 정도(overlap)가 심한 경우 위 방법론이 유의성을

[7] 엄밀히 말하면 $\text{VRP} = \sigma^2_{\text{RN}} - \sigma^2_{\text{HV}}$인 반면, $\sqrt{\text{VRP}} = \sigma_{\text{RN}} - \sigma_{\text{HV}}$으로 두 변수가 제곱근의 관계를 갖고 있는 것은 아니다. 다만, 표현의 편이를 위해 변동성 프리미엄은 분산프리미엄에 제곱근을 취해주는 형태로 표현하였다.

왜곡할 수 있으나 Ang and Bekaert(2007)에서 보인 바와 같이 비교적 짧은 전망기간에 대해서는 결과를 크게 왜곡시키지 않는다.

표 4는 모형 1-4에 대한 회귀분석 결과를 보여준다. KOSPI200 수익률 예측에 대한 모형 1과 2를 보면, 분산프리미엄과 변동성프리미엄 모두 미래 수익률을 예측하지 못하는 것으로 나타났다. 그러나 S&P500 수익률은 분산프리미엄뿐만 아니라 변동성프리미엄에 의해 유의한 수준에서 예측 가능함을 확인할 수 있었다. 분산프리미엄과 변동성프리미엄의 계수는 모두 양수로 프리미엄이 상승할 경우 향후 주가 수익률이 상승하는 것으로 나타났다. 또한 조정결정계수(adjusted R-squared)도 약 7%에 가까운 매우 높은 값이 관찰되었다. 이러한 결과는 앞서 미국시장에 대한 분산프리미엄의 예측력을 살펴본 Bollerslev, Tauchen, and Zhou(2009), Drechsler and Yaron(2011) 등의 연구결과와 일치한다. 분산프리미엄의 상승은 주가변동성 혹은 향후 소비프로세스의 변동성의 상승을 의미하기 때문에 투자자는 더 높은 요구수익률을 필요로 하는 것이다.

4.2 분산위험프리미엄의 선도-지연과 수익률예측 성과

본 장에서는 Londono(2012)의 이론적 배경을 바탕으로 선도경제와 추종경제 하에서 수익률을 설명하는 중요한 정보전달이 분산프리미엄을 통해 표현되고 있는지 실증 분석한다. 제 4.1장에서 계산된 분산프리미엄이 동일 시장 수익률을 예측하는지 검증한 반면, 본 장에서는 두 시장에서 각기 추정된 분산프리미엄이 다른 시장의 미래 수익률에 영향을 주고 있는지 검증한다. 본 장에서 소개된 연구모형은 선도-추종 경제에 대한 Londono(2012)의 실증분석과 분산프리미엄의 공통요인과 지역요인을 나눈 Bollerslev, Marrone, Xu, and Zhou (2013)의 연구와 연관된다. 두 연구들은 몇몇 유럽시장을 포함한 선진시장에 대해 이루어졌으나, 한국의 KOSPI시장에 대해서는 살펴보지 못했다. 한국시장과 미국시장의 밀접한 관련성 특히 한국경제가 미국 경제에 상당한 종속성을 가지고 있는 상황에서 본 연구 결과는 Londono(2012)가 제안한 모형의 실효성을 검증하는 계기가 될 수 있다.

세부 모형은 아래와 같다. 모형 5와 6의 종속변수로 KOSPI200 초과수익률을 채택하고, 설명변수로 S&P500 분산프리미엄 및 변동성프리미엄을 채택한다. 반면 모형 7과 8은 S&P500 초과수익률이 종속변수로 있으며, KOSPI200 연관 변수가 설명변수로 사용된다.

모형 5: $$\tilde{r}_{K,t+1} - r_{K,f,t} = \beta_0 + \beta_1(r_{K,t} - r_{K,f,t-1}) + \beta_2 SVRP_t + e_{t+1} \quad (9)$$

모형 6: $$\tilde{r}_{K,t+1} - r_{K,f,t} = \beta_0 + \beta_1(r_{K,t} - r_{K,f,t-1}) + \beta_2 \sqrt{SVRP_t} + e_{t+1} \quad (10)$$

모형 7: $$\tilde{r}_{S,t+1} - r_{S,f,t} = \beta_0 + \beta_1(r_{S,t} - r_{S,f,t-1}) + \beta_2 KVRP_t + e_{t+1} \quad (11)$$

모형 8: $\tilde{r}_{S,t+1} - r_{S,f,t} = \beta_0 + \beta_1(r_{S,t} - r_{S,f,t-1}) + \beta_2\sqrt{KVRP_t} + e_{t+1}$ (12)

표 5는 모형 5-8의 실증분석 결과를 포함한다. 모형 5의 결과를 보면 S&P500 분산프리미엄이 KOSPI200의 미래 수익률을 예측하고 있음을 확인할 수 있다. 분산프리미엄의 계수는 99%의 신뢰수준에서 유의하였으며, 부호는 양(+)으로 S&P500 분산프리미엄이 상승하면 KOSPI200 수익률이 상승하는 것으로 나타났다. 그러나 모형 6의 변동성 프리미엄에 대한 분석에서는 부호가 양이었으나 유의성은 관찰되지 않았다.

반면 S&P500 수익률을 종속변수로 하는 모형 7과 8에서는 KOSPI200 분산프리미엄과 변동성프리미엄 모두 유의한 결과를 가져다 주지 못했다. 부호도 음의 값으로 경제적 의미를 찾기 어려웠을 뿐만 아니라 결정계수도 매우 낮은 값을 가졌다. 위 두 결과를 통해 우리는 Londono(2012)의 경제적 프레임 하에서 S&P500 시장을 선도경제, KOSPI200 시장을 종속경제로 정의한다면, 선도경제의 분산프리미엄이 종속경제의 수익률에 유의한 영향을 미친다고 결론지을 수 있다. 반면 종속경제의 분산프리미엄은 선도경제의 수익률을 예측하는 능력은 매우 낮다.

위 분석결과의 강건성을 높이기 위해 아래는 양 국가의 분산프리미엄과 변동성프리미엄을 모두 설명변수로 추가하는 다중회귀분석(encompassing regression)을 수행한다. 구체적인 모형은 아래와 같다.

모형 9: $\tilde{r}_{K,t+1} - r_{K,f,t} = \beta_0 + \beta_1(r_{K,t} - r_{K,f,t-1}) + \beta_2 SVRP_t + \beta_3 KVRP_t + e_{t+1}$ (13)

모형 10: $\tilde{r}_{K,t+1} - r_{K,f,t} = \beta_0 + \beta_1(r_{K,t} - r_{K,f,t-1}) + \beta_2\sqrt{SVRP_t} + \beta_3\sqrt{KVRP_t} + e_{t+1}$ (14)

모형 11: $\tilde{r}_{S,t+1} - r_{S,f,t} = \beta_0 + \beta_1(r_{S,t} - r_{S,f,t-1}) + \beta_2 SVRP_t + \beta_3 KVRP_t + e_{t+1}$ (15)

모형 12: $\tilde{r}_{S,t+1} - r_{S,f,t} = \beta_0 + \beta_1(r_{S,t} - r_{S,f,t-1}) + \beta_2\sqrt{SVRP_t} + \beta_3\sqrt{KVRP_t} + e_{t+1}$ (16)

표 6은 모형 9-12의 결과를 보여준다. S&P500과 KOSPI200 분산프리미엄을 동시에 설명변수로 한 모형 9의 결과를 보면, 표 3과 4의 결과에서 예측할 수 있듯이 S&P500의 분산프리미엄만이 유의성을 가졌다. 선도경제로 해석될 수 있는 S&P500의 분산프리미엄만이 KOSPI200 지수의 미래수익률을 예측할 수 있었다. 변동성프리미엄에 대해 검증한 모형 10에서는 두 시장의 변수 모두 유의하지 않았다. 이것은 단순회귀분석 모형인 모형 6에서 변동성프리미엄이 유의성을 확보하지 않았다는 결과와 일관된다. 따라서 모형 5와 6 그리고 9와 10의 결과는 S&P500 분산프리미엄에 내재된 정보는 KOSPI200 미래 수익률과 유의한 선형 관계를 가지지만, 변동성 프리미엄과는 그렇지 못하다는 사실을 증명한다.

반면 선도경제인 S&P500 지수의 수익률을 종속변수로 사용하는 모형 11과 12의 결과는 선도

경제의 분산프리미엄(S&P500 분산프리미엄)에 대해 대부분 유의성을 가진다. 한가지 흥미로운 사실은 모형 11을 에서 KOSPI200 분산프리미엄도 S&P500의 미래수익률에 대한 유의성을 가진다는 점이다. 심지어 수정결정계수는 10%에 육박할 정도로 높은 설명력을 가진다. 그러나 모형 7에서 KOSPI200 분산프리미엄에 대한 단순회귀분석에서는 유의하지 않은 결과를 얻었다. 우리는 이 결과를 다음과 같이 해석하였다. KOSPI200의 분산프리미엄도 일정부분 미래 경제에 대한 정보를 보유하지만, S&P500 분산프리미엄에 보조적인 역할을 할 뿐 독립적으로 유의할 정도로 큰 정보를 가지지는 못하다.

4.3 분산위험프리미엄의 선도-지연 관계 분석

앞서 우리는 S&P500과 KOSPI200의 분산프리미엄이 미래수익률을 예측할 수 있는지 분석하였다. 연구 결과 S&P500 분산프리미엄은 동시장의 미래수익률을 예측할 수 있을 뿐만 아니라 KOSPI200의 미래수익률도 예측하는 것으로 나타났다. 그러나 KOSPI200 분산프리미엄은 S&P500의 미래수익률을 예측하지 못하는 것은 물론 동 시장의 미래수익률에 대한 설명력도 보유하지 못했다. 이러한 사실은 위 변수들 사이의 상관성에 비추어 매우 놀라운 사실이다. 예를 들면, 표 3의 상관계수를 보면, VIX와 VKOSPI는 약 0.84, S&P500 수익률과 KOSPI200 수익률은 0.71, S&P500 분산프리미엄과 KOSPI200 분산프리미엄은 0.5의 높은 값을 가지고 있다. 특히 수익률의 상관계수가 0.84임에도 불구하고 한 변수는 수익률을 예측하고, 다른 변수는 수익률을 예측하지 못한다는 점은 매우 흥미롭게 해석될 수 있다.

만약 높은 상관관계에도 한 시장의 분산 프리미엄만이 다른 시장의 수익률을 예측할 수 있다면, 이는 두 시장의 정보의 연쇄작용(information cascade) 현상 또는 선도-지연 현상을 반영한다고 할 수 있다. 이를 보다 엄밀히 살펴보기 위하여 아래와 같은 Vector Auto-Regression (VAR) 모형을 도입하여 검정해보았다. 또한 모형의 결과를 이용해 Granger-Causality 분석을 통해 정보흐름의 선도-지연관계를 확인하였다.

모형 13:
$$\begin{pmatrix} SVRP_{t+1} \\ KVRP_{t+1} \end{pmatrix} = \beta_0 + \beta_1 \begin{pmatrix} SVRP_t \\ KVRP_t \end{pmatrix} + \cdots + \beta_{j+1} \begin{pmatrix} SVRP_{t-j} \\ KVRP_{t-j} \end{pmatrix} + e_{t+1} \qquad (17)$$

표 7은 S&P500 분산프리미엄과 KOSPI200 분산프리미엄을 대상으로 VAR 분석을 수행한 결과를 보여준다.[8] 패널 A는 VAR 분석의 계수와 각 시차의 유의성을 보여주고 있다. 두 분산프리

[8] 분산프리미엄에 대한 VAR 분석 및 Granger Causality 검증 결과가 위험중립분산(VIX와 VKOSPI)의 결과와 어떻게 다른지 확인하기 위해 동일한 방법으로 VAR 분석 및 Granger

미엄은 모두 시차를 둔 분산프리미엄에 유의한 영향을 받고 있음을 확인할 수 있다. 또한 추종경제의 분산프리미엄인 KVRP이 선도경제인 SVRP의 과거 값에 영향을 받고 있을 뿐만 아니라, 선도경제인 SVRP이 추종경제인 KVRP의 과거 값에 영향을 받고 있다. 이는 분산프리미엄이 양방향의 정보흐름을 가지고 있음을 의미한다.

패널 B의 결과도 위 결과와 일치한다. 패널 B는 "S&P500 분산프리미엄이 KOSPI200 분산프리미엄을 Granger Cause하지 않는다"는 귀무가설과 "KOSPI200 분산프리미엄이 S&P500 분산프리미엄을 Granger Cause하지 않는다"는 귀무가설을 F-통계량을 이용해 검정한 결과를 보여주는데, 귀무가설 모두 99%의 신뢰수준에서 기각된다. 즉, 두 변수는 양방향의 영향력을 모두 가지고 있음을 뜻한다. 이 결과를 앞선 예측력 검증 결과와 함께 해석하면, 다음과 같다. S&P500의 분산프리미엄과 KOSPI200 분산프리미엄은 상호 양방향의 영향력을 가지고 있다. 그러나 S&P500 경제는 KOSPI200 경제에 영향을 주고 있는 선도경제(leader economy)로써 미래의 수익률에 영향을 주는 정보의 경우, S&P500에서 KOSPI200으로의 흐름이 크다고 결론지을 수 있다.

Causality 검증을 수행하였다. 표 8은 이 결과를 보여준다. 이 결과에 의하면 분산프리미엄과 마찬가지로 위험중립분산에 대해서도 양방향의 정보흐름이 관찰되었고, '한 시장 변수가 다른 시장 변수를 선도하지 않는다' 는 귀무가설도 모두 기각되었다.

표 4. 동 시장의 분산프리미엄의 수익률 예측 성과

	Dependent variable	*Const*	$r_{K,t}$-$r_{K,f,t-1}$	$r_{S,t}$-$r_{S,f,t-1}$	$KVRP_t$	$SVRP_t$	$\sqrt{KVRP_t}$	$\sqrt{SVRP_t}$	Adj. R^2
Model 1	$r_{K,t+1}$-$r_{K,f,t}$	0.011	-8.50×10^{-4}		-0.026				-0.42%
		(1.517)	(-0.016)		(-0.018)				
Model 2	$r_{K,t+1}$-$r_{K,f,t}$	0.011	-7.74×10^{-4}				-0.011		-0.42%
		(1.045)	(-0.014)				(-0.023)		
Model 3	$r_{S,t+1}$-$r_{S,f,t}$	-0.008		0.091		4.966			4.79%
		(-1.259)		(1.055)		(6.655)***			
Model 4	$r_{S,t+1}$-$r_{S,f,t}$	-0.023		0.056				1.281	6.79%
		(-2.200)**		(0.658)				(4.442)***	

이 표는 모형 1-4의 결과를 보여준다. 각 모형은 식 (5)-(8)에 나타나 있다. 모형 1은 향후 한 달 동안 KOSPI200 수익률을 종속변수로 하고 상수와 과거 한 달 수익률, KOSPI 분산프리미엄을 설명변수로 포함하며, 모형 2는 모형 1에서 분산프리미엄을 변동성으로 계산한 값을 설명변수로 바꾸었다. 모형 3과 모형 4는 종속변수로 S&P500 수익률을 채택하고, 설명변수로 각각 S&P500 분산프리미엄과 변동성프리미엄을 이용한 모형이다. 괄호 안의 값은 이분산성과 자기상관성을 고려한, Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량이다. *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1%의 신뢰수준 유의성을 나타낸다.

표 5. 분산프리미엄의 타 시장 수익률 예측 성과

	Dependent variable	*Const*	$r_{K,t}$-$r_{K,f,t-1}$	$r_{S,t}$-$r_{S,f,t-1}$	$KVRP_t$	$SVRP_t$	$\sqrt{KVRP_t}$	$\sqrt{SVRP_t}$	Adj. R^2
Model 5	$r_{K,t+1}$-$r_{K,f,t}$	0.003	0.024			3.424			1.07%
		(0.265)	(0.345)			(2.713)***			
Model 6	$r_{K,t+1}$-$r_{K,f,t}$	0.003	0.005					0.380	-0.06%
		(0.170)	(0.076)					(0.857)	

Model 7	$r_{S,t+1}$-$r_{S,f,t}$	0.010 (2.048)**		-0.024 (-0.461)	-1.591 (-1.009)			0.59%
Model 8	$r_{S,t+1}$-$r_{S,f,t}$	0.009 (0.799)		0.006 (0.105)		-0.181 (-0.311)		-0.22%

이 표는 식 (9)−(12)에 표현된 모형 5−8의 결과를 보여준다. 모형 5는 향후 한 달 동안 KOSPI200 수익률을 종속변수로 하고 상수와 과거 한 달 수익률, S&P500 분산프리미엄을 설명변수로 포함하며, 모형 6는 모형 5에서 분산프리미엄을 변동성으로 계산한 값을 설명변수로 바꾸었다. 모형 7과 모형 8는 종속변수로 S&P500 수익률을 채택하고, 설명변수로 각각 KOSPI200 분산프리미엄과 변동성프리미엄을 이용한 모형이다. 괄호 안의 값은 이분산성과 자기상관성을 고려한, Newey−West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t−통계량이다. *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1%의 신뢰수준 유의성을 나타낸다.

표 6. 양 시장 분산프리미엄에 대한 다중회귀분석(encompassing regression) 결과

	Dependent variable	*Const*	$r_{K,t}$-$r_{K,f,t-1}$	$r_{S,t}$-$r_{S,f,t-1}$	$KVRP_t$	$SVRP_t$	$\sqrt{KVRP_t}$	$\sqrt{SVRP_t}$	Adj. R^2
Model 9	$r_{K,t+1}$-$r_{K,f,t}$	0.005 (0.668)	0.008 (0.152)		-1.545 (-0.842)	4.415 (1.949)*			1.30%
Model 10	$r_{K,t+1}$-$r_{K,f,t}$	0.005 (0.521)	0.001 (0.024)				-0.162 (-0.254)	0.447 (0.671)	-0.20%
Model 11	$r_{S,t+1}$-$r_{S,f,t}$	3.83×10^{-4} (0.079)		0.022 (0.449)	-3.913 (-3.645)***	7.269 (7.126)***			9.41%
Model 12	$r_{S,t+1}$-$r_{S,f,t}$	-0.012 (-1.643)		0.018 (0.421)			-0.701 (-1.118)	1.559 (3.694)***	8.81%

이 표는 식 (13)−(16)에 표현된 모형 9−12의 결과를 보여준다. 모형 9는 향후 한 달 동안 KOSPI200 수익률을 종속변수로 하고 상수와 과거 한 달 수익률, S&P500와 KOSPI200 분산프리미엄을 설명변수로 모두 포함한 모형이다. 모형 10은 모형 9에서 분산프리미엄을 변동성프리미엄으로 변경한 모형이다. 모형 11과 모형 12는 종속변수로 S&P500 수익률을 채택한 점을 제외하고 모형 9와 10과 동일하다. 괄호 안의 값은 이분산성과 자기상관성을 고려한, Newey−West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t−통계량이다. *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1%의 신뢰수준 유의성을 나타낸다.

표 7. 양 시장 분산프리미엄의 VAR 분석 결과

Panel A. VAR 분석 결과

Dependent Variable	Const	$SVRP_t$	$SVRP_{t-1}$	$SVRP_{t-2}$	$SVRP_{t-3}$	$KVRP_t$	$KVRP_{t-1}$	$KVRP_{t-2}$	$KVRP_{t-3}$
$SVRP_{t+1}$	4.72×10^{-4}	0.172	0.113	0.494	-0.150	-0.129	0.055	-0.197	0.384
	$(2.426)^{**}$	(1.260)	$(2.758)^{***}$	$(5.155)^{***}$	$(-4.280)^{***}$	$(-6.151)^{***}$	(0.876)	$(-2.512)^{**}$	$(3.860)^{***}$
$KVRP_{t+1}$	3.60×10^{-4}	-0.161	0.013	0.385	-0.056	0.815	-0.088	-0.265	0.296
	$(3.260)^{***}$	$(-1.810)^{*}$	(0.286)	$(3.132)^{***}$	$(-2.371)^{**}$	$(6.297)^{***}$	(-0.475)	$(-6.271)^{***}$	$(4.094)^{***}$

Panel B. Granger Causality 분석

Null hypothesis	F-statistic	p-value
SVRP does not Granger Cause KVRP	13.499	0.00
KVRP does not Granger Cause SVRP	23.631	0.00

이 표는 S&P500 분산프리미엄과 KOSPI200 분산프리미엄을 대상으로 Vector Auto-Regression 분석을 수행한 결과를 보여준다. 패널 A는 VAR 분석의 계수와 각 시차의 유의성을 보여주고 있으며, 패널 B는 "S&P500 분산프리미엄이 KOSPI200 분산프리미엄을 Granger Cause하지 않는다"는 귀무가설과 "KOSPI200 분산프리미엄이 S&P500 분산프리미엄을 Granger Cause하지 않는다"는 귀무가설을 F-통계량을 이용해 검정한 결과이다. 괄호 안의 값은 이분산성과 자기상관성을 고려한, Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량이다. *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1%의 신뢰수준 유의성을 나타낸다.

표 8. VIX와 VKOSPI의 VAR 분석 결과

Panel A. VAR 분석 결과

Dependent Variable	Const	VIX_t	VIX_{t-1}	VIX_{t-2}	VIX_{t-3}	$VKOSPI_t$	$VKOSPI_{t-1}$	$VKOSPI_{t-2}$	$VKOSPI_{t-3}$

VIX_{t+1}	1.120	0.635	0.304	0.168	-0.158	0.057	0.077	-0.200	0.062
	(4.368)***	(18.015)***	(7.010)***	(2.132)**	(-1.287)	(1.196)	(1.797)*	(-2.275)**	(0.863)
$VKOSPI_{t+1}$	1.369	0.172	0.002	-0.092	-0.039	0.655	0.246	0.055	-0.049
	(5.133)***	(1.521)	(0.041)	(-1.976)**	(-0.466)	(8.951)***	(3.338)***	(0.980)	(-1.052)

Panel B. Granger Causality 분석

Null hypothesis	F-statistic	p-value
VIX does not Granger Cause VKOSPI	3.004	0.02
VKOSPI does not Granger Cause VIX	2.087	0.08

이 표는 S&P500 VIX 지수와 KOSPI200 VKOSPI 지수를 대상으로 Vector Auto-Regression 분석을 수행한 결과를 보여준다. 패널 A는 VAR 분석의 계수와 각 시차의 유의성을 보여주고 있으며, 패널 B는 "VIX가 VKOSPI를 Granger Cause하지 않는다"는 귀무가설과 "VKOSPI가 VIX를 Granger Cause하지 않는다"는 귀무가설을 F-통계량을 이용해 검정한 결과이다. 괄호 안의 값은 이분산성과 자기상관성을 고려한, Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량이다. *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1%의 신뢰수준 유의성을 나타낸다.

5. 결론

본 연구는 S&P500 지수옵션과 KOSPI200 지수옵션에서 추정된 분산프리미엄이 미래 수익률에 대한 예측력을 가지고 있는지 검증하였다. 연구 결과에 의하면, KOSPI200 분산프리미엄의 예측력이 유의하지 않았으나, S&P500 분산프리미엄은 S&P500 지수 수익률뿐만 아니라 KOSPI200 지수 수익률을 예측하는 것으로 나타났다. 이는 미국, 독일, 일본, 영국 등에 대해 VIX 지수로 검정한 Londono(2012)와 Bollerslev, Marrone, Xu, and Zhou (2013)의 연구결과와 일치한다. S&P500 분산프리미엄이 KOSPI200 지수 수익률을 예측하는 현상은 두 시장의 종속성에 의해 설명될 수 있다. S&P500 시장을 선도시장으로 KOSPI200 시장을 선도시장을 추종하는 추종경제로 가정할 경우, 선도시장의 분산프리미엄은 추종경제의 수익률을 예측할 수 있다. 이를 검증하기 위하여 양국의 분산프리미엄에 대한 VAR 분석을 수행하였다. 양국의 분산프리미엄은 양방향의 선도-지연 관계를 가지고 있는 것으로 관찰되었으나, 미래에 대한 수익률의 예측에 있어서는 S&P500 분산프리미엄의 정보효과가 우수한 것으로 나타났다.

본 연구의 결과는 KOSPI200 분산프리미엄의 정보효과에 대해 살펴본 최초의 연구라는 점에서 그 의의가 있다. 그러나 분산프리미엄의 연구가 과거 1개월의 수익률의 예측 성과를 벗어나 분기 및 반년의 수익률예측 능력을 검증했음에도 불구하고, 본 연구는 VIX와 VKOSPI 지수의 만기인 1개월에 국한되어 있다. 향후 분산프리미엄의 만기에 따른 예측능력을 검증하고 분산프리미엄의 기간구조에 대해 살펴볼 경우 더욱 의미 있는 연구가 진행될 수 있을 것이다.

한편 KOSPI200 분산프리미엄의 정보효과가 낮다는 사실은 변동성 지수와 연관된 파생상품의 거래와 깊은 관련이 있을 수도 있다. S&P500 지수의 분산프리미엄을 계산하는 과정에서 사용된 VIX 지수는 균형값에서 벗어날 경우 VIX 선물거래를 이용한 차익거래를 통해 균형값으로 회귀하게 된다. 그러나 KOSPI200 분산프리미엄 계산에서 사용되는 VKOSPI는 선물시장이 형성되지 않기 때문에 차익거래를 취하기 매우 어렵다. 이러한 이유로 VKOSPI가 균형수준에서 벗어나고 미래 수익률에 대한 정보를 적게 보유하고 있을 수도 있다. 이것이 사실이라면 하루 빨리 VKOSPI를 기초자산으로 하는 변동성 파생상품을 상장하여 시장의 왜곡을 교정해야 할 것이다.

References

윤선중, 강소현, 2012, 분산 위험의 공통요인과 지역요인에 대한 연구: S&P500과 KOSPI200 지수옵션에 대한 증거, 선물연구, 20, 133-164.

Andersen, T., F. Bollerslev, and F. Diebold, 2001, The Distribution of Realized Stock Return Volatility, Journal of Financial Economics, 61, 43-76.

Andersen, T., T. Bollerslev, F. Diebold, and P. Labys, 2003, Modeling and Forecasting Realized Volatility, Econometrica, 71, 579–625.

Ang, A. and G. Bekaert, 2007, Stock return predictability: Is it there?, Review of Financial Studies 20, 651-707.

Bakshi, G., C. Cao, and Z. Chen, "Empirical Performance of Alternative Option Pricing Models," Journal of Finance, 52, 1997, 2003-2049.

Bakshi, G., and D. Madan, 2006, A theory of volatility spreads, Management Science 52, 1945-1956.

Bansal, R., V. Khatchatrian, , and A. Yaron, 2005, Interpretable asset markets?, European Economic Review, 49, 531-560.

Bansal, R., and A. Yaron, 2004, Risks for the long-run: A potential Resolution of Asset PricingPuzzles, Journal of Finance 59 1481-1509.

Bollerslev, T., M. Gibson, and H. Zhou, 2010, Dynamic Estimation of Volatility Risk Premia and Investor Risk Aversion from Option-Implied and Realized Volatilities, Journal of Econometrics, forthcoming.

Bollerslev, T., G. Tauchen, and H. Zhou, 2009, Expected Stock Returns and Variance Risk Premia, Review of Financial Studies 22, 4463-4492.

Bollerslev, T., J. Marrone, L. Xu, and H. Zhou, 2013, Stock Return Predictability and Variance Risk Premia: Statistical Inference and International Evidence, Journal of Financial and Quantitative Analysis, forthcoming.

Britten-Jones, M., and A. Neuberger, 2000, Option prices, implied price processes, and stochastic volatility, Journal of Finance 55, 839-866.

Campbell, J., A. Lo and C. Mackinlay, 1997, The Econometrics of Financial Markets, Princeton University Press.

Carr, P. and L. Wu, 2009, Variance risk premiums, Review of Financial Studies 22, 1311-1341.

Chernov, M., 2007, On the role of risk premia in volatility forecasting. Journal of Business and Economic Statistics, 25, 411−426.

Drechsler, I. and A. Yaron, 2011, What's vol got to do with it, Review of Financial Studies 24, 1-45.

Duffie, D., J. Pan, and K. Singleton, 2000, Transform Analysis and Asset Pricing for Affine Jump Diffusions, Econometrica, 68, 1343-1376.

Epstein, L., and Zin, S., 1989, Substitution, Risk Aversion, and the Intertemporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework, Econometrica, 57, 937-969.

Fama, E. and F. French, 1988, Dividend yields and expected stock returns, Journal of Financial Economics 22, 3-27.

Fama, E. and F. French, 1989, Business consitions and the expected returns on stocks and bonds, Journal of Financial Economics 25, 23-49.

Ferson, W., 1989, Changes in expected security returns, risk and the level of interest rate, Journal of Finance 44, 1191-1218.

Jegadeesh, N., 1990, Evidence of predictable behavior of security returns, Journal of Finance 45, 881-898.

Jiang, G., and Y. Tian, 2005, The model-free implied volatility and its information content, Review of Financial Studies 18, 1305-1342.

Keim, D. and R. Stambaugh, 1986, Predicting returns in the stock and bond markets, Journal of Financial Economics 17, 357-390.

Lehmann, B., 1990, Fads, martingales and market effciency, Quarterly Journal of Economics, 105, 1-28.

Lettau, M., S. Ludvigson, and J. Wachter, 2008, The Declining Equity Premium: What Role does Macroeconomic Risk Play?, Review of Financial Studies, 21, 1653–1687.

Londono, J., 2012, The variance risk premium around the world, Working paper, FRB.

Newey, W. and K. West, 1987, A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, Econometrica 55, 703-708.

Ng, S. and P. Perron, 1995, Unit Root Tests ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag, Journal of the American Statistical Association 90, 268-281.

Pan, J. (2002). The jump-risk premia implicit in options: Evidence from an integrated time-series study. Journal of Financial Economics, 63, 3−50.

Santa-Clara, P. and S. Yan, 2010, Crashes, volatility, and the equity premium: Lessons from S&P500 options, Review of Economics and Statistics 92, 435-451.

Todorov, V., 2010, Variance risk premium dynamics: The role of jumps, Review of Financial Studies 23, 345-383.

Zhou, H., 2010, Variance Risk Premiums, Asset Predictability Puzzles, and Macroeconomic Uncertainty, Working Paper, FRB.

Leading and Following Variance Risk Premiums: Evidence from S&P500 and KOSPI200 Options

Sun-Joong Yoon,[**] **Jun Sik Kim**[***]

Abstract

This study aims to examine the return predictability of variance risk premium, which is defined as the difference between risk-neutral variance and expected realized variance, on KOSPI 200 index returns. Although extant literature shows that variance risk premium estimated from U.S. index options has a predictive power on underlying returns, little study has been conducted in KOSPI 200 index returns. In addition, there is no conclusion for the predictive power of variance risk premium in other financial markets. In this paper, we can find the predictive power of S&P500 variance risk premium on KOSPI200 index returns as well as on S&P500 index returns, but cannot find the predictive power of KOSPI200 variance risk premium on both indices. These results are consistent to Londono(2012) and Bollerslev et al.(2013). The poor performance of KOSPI200 variance risk premium is explained by the assumption that U.S. economy is a leader economy, while Korea economy is a follower economy. To support this conclusion, we conduct Vector Auto-Regression(VAR) using two variance risk premiums. Two premiums have bi-directional lead-lag relationship but S&P500 variance risk premium is informationally superior to KOSPI200 variance risk premium regarding return predictions.

JEL Classification: G13, C12

Keywords: Variance risk premium; S&P500 options, KOSPI200 options; Return predictability

[**] Assistant Professor of Finance, Dongguk Business School, Dongguk University-Seoul, Korea; e-mail: sunyoon@dongguk.edu

[***] KAIST Business School, Korea, e-mail: junsici@business.kaist.ac.kr