

외부충격과 실현변동성의 이질적 자기회귀모형

엄철준 부산대학교 경영대학 교수
장 옥 덕성여자대학교 경영학과 부교수
박종원* 서울시립대학교 경영대학 교수

요약 본 연구는 외부충격변수(ES)가 실현변동성-이질적 자기회귀(HAR-RV)모형에서 미래 기간 실현변동성의 변화에 대한 내표본 설명력 개선과 외표본 예측력 개선에 유용한 정보효과를 갖는지를 중점적으로 분석하였다. 실현변동성은 2004년 1월부터 2016년 6월까지 KOSPI 시장지수의 일중 5분 단위 고빈도 수익률 자료를 이용하여 산출한다. 외부충격변수는 통계적 방법(주성분분석)을 이용하여 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료들을 종합적으로 결합하여 생성한 공통요인 시계열자료이다. 주요 검증결과는 다음과 같다. 첫째, 제안된 방법으로 생성된 외부충격변수는 국제적으로 알려진 시장충격의 중요한 흐름을 잘 반영한다. 둘째, 내표본에서 외부충격변수를 새로운 설명변수로 포함한 HAR-RV 모형은 미래기간 실현변동성의 변화를 유의하게 설명한다. 셋째, 외표본에서 외부충격변수는 미래기간 실현변동성의 일별 예측력을 유의하게 개선한다. 넷째, 확인된 외부충격변수의 설명력 및 예측력 개선은 잘 알려진 변동성 레버리지효과, 실현왜도와 실현첨도 등의 포함여부에 관계없이 강건하다. 이러한 결과는 HAR-RV 모형을 이용한 변동성 추정에서 외부충격변수가 고유한 정보효과를 가짐을 의미하며, 본 연구에서 고안한 외부충격의 속성을 갖는 다양한 자료들을 종합적으로 고려한 단일 외부충격변수의 생성과 이용이 향후 연구에서 유용하게 이용될 수 있음을 보여주는 것이다.

주요단어 외부충격변수, 실현변동성, 실현변동성-이질적 자기회귀모형, 주성분분석, 내표본과 외표본

투고일 2016년 10월 26일
수정일 1차 2017년 02월 21일, 2차 2017년 03월 08일
게재확정일 2017년 03월 09일

* 교신저자. 주소 : 02504, 서울특별시 동대문구 서울시립대로 163, 서울시립대학교; E-mail : parkjw@uos.ac.kr; 전화 : 02-6490-2234.

논문의 개선을 위하여 유익한 비평을 해주신 두 분의 심사자와 채준 교수(편집위원장)께 감사의 말씀을 드립니다.

External Shocks and the Heterogeneous Autoregressive Model of Realized Volatility

Cheoljun Eom

Professor, School of Business, Pusan National University

Uk Chang

Professor, Department of Business Administration, Duksung Women's University

Jong Won Park*

Professor, College of Business Administration, University of Seoul

Received

26 Oct. 2016

Revised

1st. 21 Feb. 2017, **2nd.** 08 Mar. 2017

Accepted

09 Mar. 2017

Abstract

This study investigates the effect of external shocks on stock market volatility, focusing on improving the explanatory power and prediction ability of the heterogeneous autoregressive model of realized volatility (HAR-RV) using intraday high-frequency 5-minute return data from the KOSPI market index over the period from January 2004 to June 2016. Based on previous studies, we use improved methods in our empirical design to enhance the reliability of the empirical results: a method extracting jump components from measurements of realized volatility based on statistical significance evaluation; a method incorporating nighttime market information (without trading) into the measurements of realized volatility; a method assessing whether to improve the prediction ability of a proposed model through statistical significance evaluation; and a robustness test comparing the proposed model with models containing well-known explanatory variables of the volatility leverage effect and realized skewness and kurtosis.

* **Corresponding Author.** Address: University of Seoul, 163 Seoulsiripdae-ro Dongdaemun-gu Seoul 02504, Korea; E-mail: parkjw@uos.ac.kr; Tel: 82-2-6490-2234.

We are thankful to two anonymous referees and Professor Joon Chae(editor) for their useful comments. All errors are our own.

This study creates time series data on the external shock variable (ES) using principal components analysis by combining the selected 10-type variables that have the property of external shocks in the international financial markets, raw material markets, and commodity markets. It then uses the ES variable in empirical tests.

The main results are as follows. First, the ES variable created from the principal components analysis does well at reflecting large changes in international markets. Second, the ES variable has a significant Granger causality relationship to the realized volatility over the whole period, while each of the selected 10-type variables has a significant causality relationship only for the specific periods of interest. Third, from the perspective of in-sample analysis, the HAR-RV model with the ES variable significantly improves the explanatory power of changes in the future realized volatility. In the out-of-sample analysis, the ES variable has the significant information value of enhancing the predictive power of the model in future periods. Finally, these are robust results regardless of whether the volatility leverage effect and realized skewness/kurtosis variables are included in the HAR-RV model.

Our results show robust evidence that the external shocks have meaningful information value for explaining and predicting changes in future volatility in the HAR-RV model, and imply that the methodology of constructing the ES variable may provide new directions for future research using the HAR-RV model.

Keywords External shocks, Realized Volatility, Heterogenous Autoregressive Model of Realized Volatility, Principal Component Analysis, In-Sample and Out-of-Sample

I. 서론

최근 주식시장에서 하루 중 고빈도 자료의 이용이 증대함에 따라 이를 이용한 실현변동성(realized volatility: RV)과 이질적 자기회귀(heterogeneous autoregressive regression: HAR) 모형을 결합한 HAR-RV 모형에 기초하여 변동성을 측정하고 그 예측 성과를 개선하기 위한 다양한 연구가 진행되고 있다. Andersen and Bollerslev(1998)가 제안한 실현변동성은 변동성 측정에 이용되는 모형이 취하는 특정한 가정에 좌우되지 않고, 고빈도 자료를 이용함에 따라 측정오류를 줄이며, 시장미시구조에 따른 잡음의 영향을 경감시켜 추정치의 정확성을 높이는 것으로 확인되었다.¹⁾ 관련하여 Andersen, Bollerslev, Diebold, and Labys(2001a), Andersen, Bollerslev, Diebold, and Ebens(2001b)는 외환시장과 주식시장에서의 변동성 추정에 실현변동성이 유용함을 보여주었으며, 국내에서도 한상범, 김형태(2002), 엄철준(2015) 등이 주식시장과 외환시장에서 실현변동성이 유용하게 이용될 수 있음을 보여주었다. 한편, 시장에는 투자목적이나 제약여건에 따라 투자기간이 다른 투자자들이 서로 다른 형태의 거래를 하고, 이는 시장의 장단기 변동성에 상이한 영향을 미친다. Corsi(2009)는 이러한 특성을 반영한 이질적 시장가설(heterogeneous market hypothesis, Muller et al., 1993)과 실현변동성을 기초로, 투자기간의 차이에 따른 특성을 반영하는 실현변동성-이질적 자기회귀(heterogeneous autoregressive model with realized volatility, HAR-RV) 모형을 미래 변동성 예측모형으로 제안하였다. 이 모형은 외표본에서 변동성의 장기기억속성과 두터운 꼬리 분포의 특성을 성공적으로 재생산하며, Andersen, Bollerslev, Diebold, and Labys(2003)은 기존 변동성모형들과의 비교에서 HAR-RV 모형이 내표본과 외표본에서 비교우위를 가짐을 보여준다. 실현변동성-이질적 자기회귀모형은 변동성에 대한 설명력 개선과 예측력 개선을 위한 새로운 설명변수의 도입 등 모형의 현실 적용에서 유연성이 매우 높다는 장점을 갖는다. 그간의 연구는 변동성의 연속요소와 불연속 점프요소의 분리(Andersen, Bollerslev and Diebold, 2007), 옵션의 내재변동성(Busch, Christensen, and Nielsen, 2011), 변동성

1) 재무분야의 변동성 추정에 널리 이용되는 표준적인 모형들, 특히 GARCH류의 모형은 변동성에 나타나는 실증적인 특성(변동성 군집현상, 분포의 두꺼운 꼬리분포 등)들을 내표본에 잘 반영하지만, 외표본에서는 이러한 실증적 특성들을 재생산하지 못한다는 문제를 보여준다(Andersen et al., 2003; Corsi, 2009). Andersen et al.(2003)은 실현변동성을 이용한 변동성 예측성과가, 특히 외표본에서 표준 GARCH 모형을 포함한 확률변동성모형들에 비교하여 우수하다는 실증적 증거를 제시하였다. 이후 많은 연구들이 실현변동성을 이용한 변동성 측정과 예측의 성과를 개선하기 위한 노력을 진행하고 있다. 본 연구는 이러한 일련의 연구와 궤를 같이한다.

레버리지효과(Corsi and Reno, 2012), 옵션가격에서 추출된 위험중립 왜도(Byun and Kim, 2013), 모멘텀효과(Huang, Gong, Chen, and Wen, 2013), 그리고 실현왜도와 실현첨도(엄철준, 박종원, 2016) 등이 HAR-RV 모형과 결합하여 변동성 추정에서 유용하게 이용될 수 있음을 보여준다.

한편, 세계화의 진전과 금융시장의 개방도가 높아짐에 따라 각국의 금융시장은 해외시장에서 발생하는 여러 유형의 외부충격(external shock, ES)에 영향을 받는다. 특히, 여러 연구는 자본시장의 개방도가 높은 소규모 신흥국가일수록 외부충격에 보다 큰 영향을 받음을 보여준다(Boyer, Kumagai, and Yuan, 2006; Mackowiak, 2007). 대표적인 소규모 개방경제국가인 한국의 금융시장 역시 외부충격에 민감한 영향을 받아왔다. 이근영(2010)은 국내충격이 해외시장에 미치는 영향에 비해 해외시장의 충격이 국내 금융시장의 변동성을 크게 증가시킴을 보여주며, 안지연(2013)은 우리나라의 주식시장이 다른 나라의 천연재해와 같은 대규모 외부충격에 취약해 외부충격 발생 시 국내 주식시장의 불확실성이 커지고 이에 따라 위험프리미엄이 높아진다고 주장한다. 또 김윤진(2016)은 글로벌금융위기 이후 외부충격이 금융시장에 미치는 영향은 한국이 미국에 비해 2배 이상이라고 보고한다. 이는 우리 주식시장의 변동성에 외부충격이 큰 영향을 미치며, HAR-RV 모형을 이용한 변동성 추정에서 외부충격변수가 모형의 설명력과 예측력을 개선할 수 있는 중요한 정보가치를 가질 수 있음을 의미하는 것이다. 본 연구에서는 국내외에서 수행된 기존연구(부록의 <표 1> 참조)를 참고로 한국 주식시장의 변동성에 영향을 미치는 외부충격변수로 주식시장, 외환시장, 금리시장, 석유시장, 금시장, 상품시장을 대표하는 다음과 같은 10가지 변수를 선택하였다: 미국의 S&P 500 주가지수, 일본의 Nikkei 225 주가지수, 중국의 상하이종합주가지수(주식시장), 미국 달러에 대한 유럽 유로(EUR), 일본 엔(JPY), 중국 위안(CNY)의 환율(외환시장), 연방기금금리(effective federal fund rate, EFFR)(금리시장), 미국 서부 텍사스산 원유가격(crude oil prices of West Texas Intermediate, WTI)(석유시장), 금가격(금시장), 그리고 주요 원자재의 국제상품지수인 CRB(Thomson Reuters/Core Commodity, Commodity Research Bureau)(상품시장)이다. 연구에서는 선택한 10가지 외부충격변수의 자료를 종합적으로 결합하여 단일의 외부충격변수를 생성한 후에, 이 변수를 실증연구에 이용한다. 즉, 주성분분석을 이용하여 10가지 외부충격을 대표하는 변수들을 결합하여 생성한 단일의 외부충격변수를 새로운 설명변수로 도입한 실현변동성-이질적 자기회귀모형이 내표본과 외표본에서 미래기간의

변동성에 대해 설명력과 예측력을 개선하는 정보효과를 갖는지를 분석한다.

본 연구가 기존연구들에 비교하여 갖는 차별점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 국내 주식시장의 변동성에 영향을 미치는 것으로 선택된 10가지 외부충격의 속성을 갖는 자료들을 통계적 방법을 이용하여 단일의 외부충격변수로 생성하고, 이 변수를 새로운 설명변수로 추가한 실현변동성-이질적 자기회귀모형을 분석에 이용한다. 10가지 외부충격 자료들을 종합적으로 결합하여 단일의 외부충격변수를 생성하는 것은 본 연구에서 새롭게 고안한 방법이다. 한국경제와 주식시장이 다양한 외부충격들로부터 영향을 받으며 기간에 따라 의미있는 영향을 미치는 외부충격의 내용이 차별적임을 고려할 때, 알려진 외부충격의 속성을 갖는 자료들로부터 단일의 공통요인을 생성한 후, 생성된 공통요인을 외부충격변수의 대응 변수로 활용하는 것은 외부충격정보를 일관되고 충분하게 반영한다는 점과 모형적용의 편리성에서 장점을 갖는다. 둘째, 기존연구들에서 제안된 개선된 연구방법들을 실증분석에 사용하여 결과의 신뢰성을 높인다: 1) Andersen, Dobrev, and Schamburg(2012)의 방법을 사용하여 통계적으로 유의한 실현변동성의 점프요소를 분해하며, 2) 거래가 없는 시간동안의 시장변동성 정보를 실현변동성 측정에 반영한 Andersen, Bollerslev, and Huang(2011)의 방법을 사용하여 정보 불연속성의 영향을 축소한다. 3) 새로운 설명변수를 도입한 모형이 통계적 유의성 관점에서 기존모형의 예측력을 개선하는지를 평가하는 Clark and McCracken (2001), McCracken(2007)의 방법을 사용하여 외부충격변수 예측력 개선의 평가에 대한 신뢰성을 높인다. 4) 변동성 레버리지효과(Corsi and Reno, 2009), 실현왜도와 실현첨도(엄철준, 박종원, 2016) 등을 각각 포함한 실현변동성-이질적 자기회귀모형을 이용하여 외부충격변수 정보효과의 강건성을 확인한다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, KOSPI 시장지수의 일중 5분 단위 고빈도 수익률 자료로부터 측정된 실현변동성에 있어서, 통계적으로 유의한 불연속적 속성을 갖는 점프요소는 전체거래일의 약 40% 수준이다. 둘째, 주성분분석을 이용하여 국제금융시장, 원자재시장, 상품시장 등에서 선택된 대표적 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료들로부터 생성한 단일의 공통요인인 외부충격변수는 국제적으로 알려진 시장의 중요한 변동을 잘 반영한다. 셋째, 생성된 단일의 외부충격변수는 전체기간에서 실현변동성과 유의한 그랜저 인과관계를 갖는다. 반면, 선택된 10가지 외부충격 자료들 각각은 전체기간에서 실현변동성과 유의한 그랜저 인과관계를 갖지 않고, 각 외부충격 자료별로 관심기간(자료별 시장에서 관심이 높은

기간)에서만 유의한 그랜저 인과관계를 갖는다. 이는 단일 공통요인인 외부충격변수의 생성 및 그 유용성을 지지하는 결과이다. 넷째, 내표본에서 새로운 설명변수로 외부충격변수를 추가한 HAR-RV 모형은 미래기간 실현변동성 변화에 대한 설명력을 유의하게 개선시킨다. 즉, 모형에서 외부충격변수는 미래기간의 실현변동성에 대하여 유의한 음(-)의 영향을 미치며, 이는 점프요소와 유사하게 외부충격변수의 낮은 지속성에 기인한다. 그리고 외표본에서 외부충격변수는 HAR-RV 모형의 미래기간 일별 예측력 개선에 통계적으로 유의한 증거를 보였다. 마지막으로, 검증결과에 대한 강건성 확보를 위하여 변동성 레버리지효과와 실현 왜도 및 첨도를 각각 추가한 HAR-RV 모형에서도 외부충격변수는 미래기간 실현변동성에 대한 유의한 설명력과 예측력 개선효과를 보여 고유한 정보효과를 가짐을 보여준다. 이러한 결과는 HAR-RV 모형을 이용한 변동성 추정에서 외부충격변수가 유용한 정보효과를 갖는다는 강건한 결과이며, 본 연구에서 사용된 단일의 외부충격변수를 생성하여 이용한 분석방법이 향후 연구에서 유용하게 이용될 수 있음을 보여주는 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론 이후 제II장에서는 연구목적을 실증적으로 입증하는데 사용된 자료와 기간, 그리고 실현변동성과 외부충격변수를 산출하는 방법을 소개한다. 제III장에서는 내표본과 외표본 각각에 대한 실현변동성 이질적 자기회귀모형에 있어서 외부충격변수의 정보효과를 검증한 결과를 제시한다. 그리고 강검성 검증결과와 외부충격변수에 대한 추가적 논의를 함께 제시한다. 제IV장에는 결론을 맺는다.

II. 실증 설계

1. 자료 및 기간

본 연구는 한국주식시장의 KOSPI 시장지수에 대한 2004년 1월부터 2016년 6월까지 12년 6개월 동안의 3,100거래일에 있어서 일중 1분 단위의 가격자료(1,115,236개)로부터 일중 5분 단위 수익률 자료(226,144개)를 생성하여 이용한다. 실현변동성의 측정에 있어서 빈도가 매우 높은 자료를 이용하는 경우에 음(-)의 자기상관, 비거래일 효과 등의 시장 미시구조의 잡음 등이 발생하기 때문에, 기존연구에서와 같이, 일중 5분 단위의 고빈도 자료를 선택한다.

거래일별로 일중 5분 단위 수익률자료는 평균적으로 73개이다. 시장지수의 일중 고빈도 자료는 한국거래소에서 구입하였다.

다음으로, 기존연구의 결과를 토대로 한국경제에 영향을 미치는 외부충격 뉴스로 국제금융 시장, 원자재시장, 상품시장 등에서 발생하는 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료를 선택한다.²⁾ 첫째, 국제 주식시장에 관련된 자료로서 미국의 S&P 500 시장지수, 일본의 Nikkei 225 시장지수, 그리고 중국의 상하이종합지수를 선택한다. 둘째, 국제 외환시장에 관련된 자료로서 미국 달러로 표시된 유럽 유로환율, 일본 엔환율, 그리고 중국 위안환율이다. 셋째, 국제 금리시장에 관련된 자료로서 한국은행의 시중금리조정에 직접적 영향을 미치는 연방기금금리를 선택한다. 넷째, 석유시장의 가격자료는 미국 달러에 대한 미국 서부 텍사스 원유 가격이다. 다섯째, 금시장의 가격자료는 미국 달러에 대한 온스당 가격을 이용하였다. 마지막으로, 국제 원자재시장의 동향을 대표하는 CRB 지수를 선택하였다. CRB 지수는 에너지(39%), 농축산물(41%), 비철금속(20%) 등의 19가지 종목으로 구성된다. 선택된 외부충격 자료들은 KOSPI 시장지수와 동일한 2004년 1월부터 2016년 6월까지의 기간에서 일별자료를 수집하여 검증과정에 이용하였다.³⁾

2. 실현변동성

먼저, 일중 5분단위의 고빈도 자료를 이용하여 실현변동성을 측정하고, 측정된 실현변동성을 연속요소와 점프요소의 2가지로 분해하는 방법을 소개한다. 한국주식시장은 외환시장과 달리 하루 6시간의 거래만을 갖기 때문에, 전일($t-1$) 거래마감 이후 익일(t) 거래까지 거래가 없는 시간이 존재한다. Andersen and Bollerslev(1998)의 실현변동성은 거래가 없는 시간 동안 발생할 수 있는 정보를 반영하지 못하는 문제점이 있다. 이러한 문제를 보완하기 위해 본 연구에서는 Andersen et al.(2012), Huang et al.(2013), 엄철준, 박종원(2016) 등에서 사용된 비거래 시간동안의 정보를 포함한 실현변동성을 다음과 같이 산출한다.

2) 자료원은 다음과 같다. 첫째, Yahoo Finance(finance.yahoo.com)로부터 S&P500, Nikkei 225, Shanghai composite index를 구했고, 둘째, FRB(St. Louis, fred.stlouisfed.org)로부터 USD/EUR, USD/JPY, USD/CNY의 환율자료, WTI의 석유가격, 금가격(gold fixing price, 3:00 p.m.(London time) in London Bullion market)의 자료를 구했고, 셋째, FRB(New York, www.newyorkfed.org)로부터 effective federal fund rate를 구했고, 넷째, Trading Economics 웹 사이트(<http://www.tradingeconomics.com/commodity/crb>)에서 CRB 지수를 구했다.

3) 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료들 각각에 있어서 KOSPI 시장지수의 거래일에 자료가 없는 경우는 내삽법(interpolation)을 통해 조정하였다.

$$RV_t^{(v)} = \sum_{i=1}^M r_{t,i}^2 + r_{t,n}^2 \quad (1)$$

여기서, $r_{t,i}$ 는 5분 단위 가격정보($p_{t,i} = \ln(P_{t,i})$, $i = 1, 2, \dots, M(=73)$)를 이용하여 로그차분 방법($r_{t,i} = p_{t,i} - p_{t,i-1}$)으로 산출된 t 거래일의 일중 연속수익률이다. 그리고 $r_{t,n}$ 은 전일 종가($P_{t-1,c}$)에서 익일 시가($P_{t,0}$)까지의 거래가 없는 시간에 대한 수익률, 즉 $r_{t,n} = \ln P_{t,0} - \ln P_{t-1,c}$ 이다. 다음으로, 식 (1)에 의하여 측정된 실현변동성을 식 (2)와 식 (3)을 이용하여 연속요소(C_t)와 점프요소(J_t)로 분해한다.

$$J_t = I_{[Z_t > \phi_{1-\alpha}]}(RV_t - RBV_t)a \quad (2)$$

$$C_t = RV_t - J_t, \quad (3)$$

위 두 식에서 RBV (realized bi-power variation)측정치는 실현변동성의 연속요소에 해당하기 때문에, RV_t 에서 이 측정치를 뺀 값이 실현변동성의 점프요소가 된다. $I_{[Z_t > \phi_{1-\alpha}]}$ 는 Z -통계량을 근거로 통계적으로 유의한 경우($Z_t > \phi_{1-\alpha}$) $I=1$ 의 값을 갖는 지시함수(indicator function)이다. 이후 $J_t = RV_t - RBV_t$ 을 통하여 점프요소를 산출한다. 반면에 통계적으로 비유의적인 경우($Z_t \leq \phi_{1-\alpha}$)는 $I=0$ 이 되고, $J_t=0$ 으로 점프요소는 없다. 통계적 유의성을 기준으로 점프요소를 분해하기 위하여 사용하는 Z -통계량은 Andersen et al.(2012)에 의하여 개선된 방법인 식 (4)를 이용하여 산출한다.

$$Z_t = \frac{(RV_t - RBV_t)RV_t^{-1}}{\sqrt{[(\pi/2)^2 + \pi - 5][1/M]\max(1, RTQ_t/RBV_t^2)}} \rightarrow N(0, 1) \quad (4)$$

여기서,

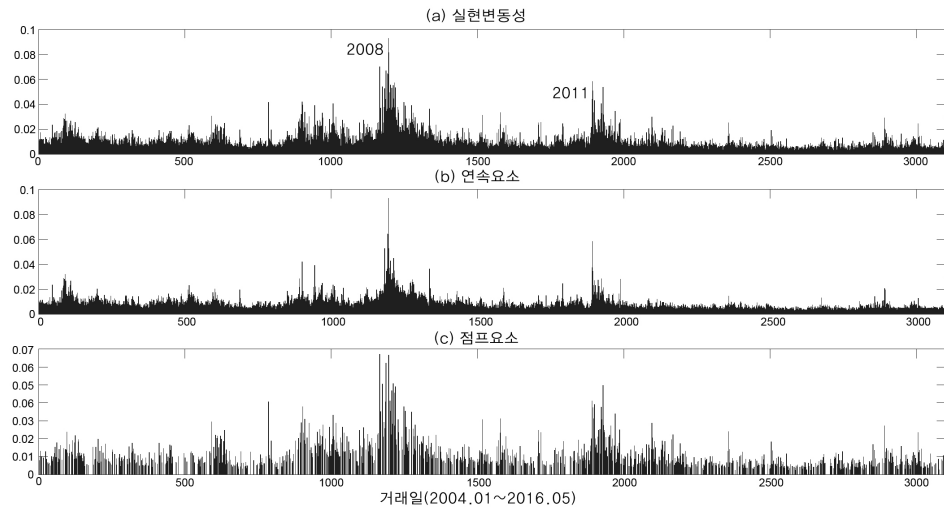
$$RBV_t = \frac{\pi}{6 - 4\sqrt{3} + \pi} \left(\frac{M}{M-2}\right) \sum_{i=2}^{M-1} Med(|r_{t,i-1}|, |r_{t,i}|, |r_{t,i+1}|)^2 \quad (5)$$

$$RTQ_t = \frac{3\pi M}{9\pi + 72 - 52\sqrt{3}} \left(\frac{M}{M-2}\right) \sum_{i=2}^{M-1} Med(|r_{t,i-1}|, |r_{t,i}|, |r_{t,i+1}|)^4 \quad (6)$$

여기서, Med 는 중위수 산출을 나타낸다. Bardorff-Nielsen and Shephard(2004, 2006)에 의하여 제안된 RBV 측정치는 표본의 빈도 숫자에 높은 관련성을 갖는 문제점이 지적된다. 더욱이 이 측정치는 실현변동성의 연속요소와 점프요소의 산출, 그리고 점프요소의 통계적 유의성 평가의 기준이 되는 Z -통계량에 영향을 미친다. 이러한 문제를 보완하기 위해 본 연구에서는 Andersen et al.(2012)에 의하여 제안된 식 (4)~식 (6)을 이용하여 통계적 유의성에 근거한 실현변동성의 점프요소를 평가한다.⁴⁾ 분석에 사용되는 실현변동성은 식 (1)에 의하여 산출된 분산 값에 제곱근을 취한 표준편차 값($RV_t \equiv \sqrt{RV_t^{(v)}}$)을 이용한다.⁵⁾ 검증과정에 이용된 실현변동성, 분해된 연속요소와 점프요소 각각에 대한 시계열 추이와 기초통계량 검증결과는 <그림 1>과 <표 1>에 제시하였다.

<그림 1> 실현변동성과 분해된 연속요소와 점프요소 각각의 시계열 추이

그림은 2004년 1월부터 2016년 6월까지 3,100거래일의 KOSPI 실현변동성(a)의 추이, 그리고 실현변동성을 연속요소(b)와 점프요소(c)로 분해한 후, 각각의 시계열 추이를 비교한 것이다. 그림의 X축은 거래일을 나타낸다.



- 4) 실현변동성을 연속요소와 점프요소로 분해하는 방법은 Andersen et al.(2012) 등의 외국연구뿐만 아니라 엄철준, 박종원(2016) 등의 국내연구에서 전개과정에 대한 상세한 언급이 있다. 따라서 논문의 지면관계로 구체적 설명을 생략한다.
- 5) 기존연구들에 의하면, 실현변동성은 분산, 표준편차, 그리고 표준편차의 로그변환의 3가지 종류를 이용한다. 표준편차의 로그변환 실현변동성은 분포 속성이 정규분포에 가장 근접하는 특징을 보이지만, 실현변동성을 연속요소와 점프요소로 분해할 때, 수학적 이유로 다음의 추가적 조정을 한다. 즉, 통계적으로 비유의적인 점프요소는 영(0)의 값을 갖기 때문에, 이를 통제하기 위하여 1의 값을 더한 후에 변환한다. 이러한 조정은 예측력 평가의 손실함수 측정치들의 값을 높게 만든다. 또한 로그변환은 값의 크기를 축소시키기 때문에 실제치와 예측치 간의 상관성을 높인다. 물론, 기존연구들에서 확인되었듯이, 실현변동성의 분산, 표준편차, 로그변환 등에 관계없이 관찰된 검증결과는 질적으로 다르지 않다는 것이 알려져 있다. 본 연구에서는 표준편차로 계산된 실현변동성 측정치를 중심으로 검증결과를 보고한다.

〈그림 1〉은 2004년 1월부터 2016년 6월의 기간 동안에 KOSPI 일중 고빈도 수익률 자료를 이용하여 산출된 실현변동성과 통계적 유의성 기준으로 분해된 연속요소와 점프요소에 대한 시계열 추이를 나타낸 것이다. 실현변동성의 점프요소는 식 (4)의 Z_t -통계량을 근거로, 통계적으로 유의한 값만을 선택하였고, 그 숫자는 3,100거래일에서 39.46% 수준(약 1,223거래일)이다. 실현변동성의 연속요소는 식 (3)에 의하여 점프요소를 뺀 값이다. 3가지 실현변동성 자료의 시계열적 변화는 미국 신용위기, 유럽 재정위기 등의 기간에서 높은 값을 갖는 유사성을 보인다. 그림에 제시된 실현변동성, 연속요소, 점프요소 각각에 대한 기초통계량은 〈표 1〉에 제시하였다.

〈표 1〉 실현변동성과 분해된 연속요소와 점프요소 각각의 기초 통계량

표는 2004년 1월부터 2016년 6월까지의 기간에서 산출된 KOSPI 실현변동성, 분해된 연속요소와 점프요소 각각에 대한 기초통계량을 나타낸다. 즉, 평균, 표준편차, 왜도, 첨도와 함께, 각 자료 내에서 최댓값, 최솟값, 중위수, 그리고 분위수 기준으로 95% 수준과 5% 수준의 값을 각각 제시하였다. 변동성의 지속성을 평가를 위한 Ljung-Box 통계량을 함께 제시하였다.

	실현변동성(RV)	연속요소(C)	점프요소(J)
평균	0.011049	0.008826	0.004162
표준편차	0.007346	0.005617	0.007020
왜도	3.292904	4.119605	2.725702
첨도	21.2317	36.1481	14.6605
최댓값	0.092719	0.092719	0.067329
95% 분위수	0.023998	0.017774	0.017333
중위수	0.008983	0.007435	0.000000
5% 분위수	0.004566	0.003846	0.000000
최솟값	0.003076	0.002398	0.000000
Ljung-Box	22440.41	24375.33	1138.39

〈표 1〉의 기초통계량을 보면 실현변동성에서 분해된 연속요소와 점프요소는 서로 상이한 속성을 갖는다는 것을 알 수 있다. 연속요소가 점프요소에 비교하여 분포 속성에서 중심부분이 보다 뾰족하고 두꺼운 꼬리의 속성을 보인다. 그리고 연속요소는 점프요소에 비해 실현변동성의 분포 속성에 보다 유사한 특성을 갖는다. 특히 지속성 정도를 측정한 Ljung-Box통계량에서 2가지 요소간의 분명한 차이를 확인할 수 있다. 연속요소는 높은 Ljung-Box통계량을 갖는 반면에 점프요소는 연속요소와 비교하여 4.7% 수준의 매우 낮은 값을 갖는다. 즉, 연속요소는 높은 지속성을 갖는데 반해 점프요소의 지속성은 상대적으로 매우 낮은 수준이다. 연속요소와 점프요소간의 상관관계는 11.63%로 낮은 수준이다.

3. 외부충격변수

한국 주식시장의 변동성에 영향을 미치는 외부충격의 속성을 10가지 자료들을 종합적으로 결합하여 단일의 공통요인인 외부충격변수를 생성하는 방법을 설명한다. 먼저, 선택된 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료에 대한 기초통계량을 <표 2>에 제시하였다.

<표 2> 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료들에 대한 기초 통계량

표는 2004년 1월부터 2016년 6월의 기간에서 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료들에 대한 기초통계량을 나타낸다. 즉, 환율시장의 미국 달러로 표시된 유럽 유로(USD/EUR), 일본 엔(USD/JPY), 중국 위안화(USD/CNY), 주식시장에 있어서, 미국의 S&P500, 일본의 Nikkei 225, 중국의 상하이종합지수, 국제금리시장에 있어서 미국의 연방기금금리(EFFR), 미국 달러표시 서부 텍사스 석유가격(WTI), 미국 달러표시 금가격(Gold), 그리고 국제상품시장의 상품지수(CRB)이다.

	USD/EUR	USD/JPY	USD/CNY	S&P500	Nikkei225
평균	-0.000040	0.000013	0.000071	0.000206	0.000117
표준편차	0.006441	0.006710	0.001238	0.012276	0.015596
왜도	0.154995	0.468217	0.253577	-0.301068	-0.617973
첨도	5.9328	8.1768	50.3521	14.2890	11.6169
Ljung-Box	20.81	26.81	60.79	161.86	36.11
	ShangHai	EFFR	WTI	Gold	CRB
평균	0.000212	0.000039	0.000126	0.000373	-0.000092
표준편차	0.017294	0.000052	0.024695	0.012230	0.010545
왜도	-0.439413	1.118817	0.018956	-0.391662	-0.653793
첨도	7.0683	2.6377	8.1520	7.9423	8.5144
Ljung-Box	49.96	67929.57	54.15	20.43	62.77

<표 2>에 의하면, 미국신용위기 이후에 미국 달러가치의 하락에 따라 유로, 엔, 위안의 환율 자료는 모두 양(+)의 왜도를 보인다. 반면, 시장붕괴의 직접적 영향을 받은 주식시장의 S&P 500, Nikkei 225, 상하이종합지수는 모두 음(-)의 왜도를 보인다. 미국금리정책을 대표하는 연방기금금리는 매우 낮은 표준편차와 함께 Ljung-Box 통계량에 의한 높은 지속성이 확인된다. 즉, 미국 신용위기 이전은 저금리정책에 따라 지속적으로 낮은 금리를 책정하였고, 이후는 제로금리정책을 유지하였다. 이러한 이유에 따라 낮은 변동성과 높은 지속성을 갖는 것으로 보인다. 미국 서부 텍사스 원유가격은 높은 표준편차를 보이며, 이는 검증기간동안 높은 가격변동을 의미한다. 금시장은 미국신용위기 등에서 미국 달러가치 하락에 대한 가격상승 및 가격변동을 갖는다. 국제상품지수인 CRB 지수는 최근 국제경제침체에 따라, 특히 중국의 경제성장을 하락에 따라 수요 감소와 함께 가격하락을 보인다.

〈표 2〉에 제시된 10가지 외부충격 자료를 결합하여 연구목적에 적합한 단일의 공통요인인 외부충격변수 시계열자료를 생성한다. 본 연구에서 단일의 외부충격변수의 생성을 고안한 이유는 한국경제와 금융시장이 특정한 한 가지 외부충격에만 영향을 받지 않고, 시간에 따라 각 기간에서 의미 있는 영향을 미치는 외부충격의 내용이 다른 사실을 반영하려는 목적에서이다. 이러한 전제에 대한 실증적 입증은 제3.4절(외부충격변수의 추가적 논의) 부분에서 설명한다. 10가지 외부충격 자료의 속성을 대표하는 단일 공통요인의 시계열자료를 생성하기 위하여 Baker and Wurgler(2006)에서 사용된 주성분분석을 이용한다. 즉, 10가지 외부충격 자료 각각을 표준화과정을 통해 표준화한 후에⁶⁾, 표준화된 10가지 외부충격 자료를 주성분분석에 사용하여 가장 큰 값을 갖는 고유치를 선택하고, 그 고유치의 속성만을 포함한 요인점수를 산출한다. 가장 큰 값을 갖는 고유치가 대표적 단일 공통요인의 속성을 갖기 때문이다(King, 1966; Ross, 1976; Eom, Park, Kim, and Kaizoji, 2015). 물론, 산출된 요인점수는 10가지 외부충격 자료의 단일 공통요인인 외부충격변수의 시계열자료이다. 〈표 3〉은 2004년 1월부터 2016년 6월의 기간에서 생성된 외부충격변수(ES_t , 즉, $ES_t = \sum_{i=1}^{10} B_i F_{i,t}$, $t = 1, 2, \dots, T$)에 대한 10가지 외부충격 자료($F_{i,t}$)의 영향정도인 주성분계수(B_i)를 나타낸다.

〈표 3〉 10가지 유형의 외부충격 자료들로부터 생성된 요인점수의 요인부하량

표는 2004년 1월부터 2016년 6월까지의 기간에서 외부충격의 속성을 갖는 표준화된 10가지 자료들을 이용하여 주성분분석으로부터 추출된 가장 큰 값을 갖는 고유치의 속성만을 갖는 요인점수(외부충격변수) 시계열자료에 있어서 10가지 자료 각각의 주성분계수(principal component coefficient)를 나타낸다.

	USD/EUR	USD/JPY	USD/CNY	S&P500	Nikkei225
요인부하량	0.3322	-0.1343	0.1691	0.3426	0.3165
	ShangHai	EFFR	Oil WTI	Gold	CRB
요인부하량	0.2127	0.0332	0.4800	0.2703	0.5250

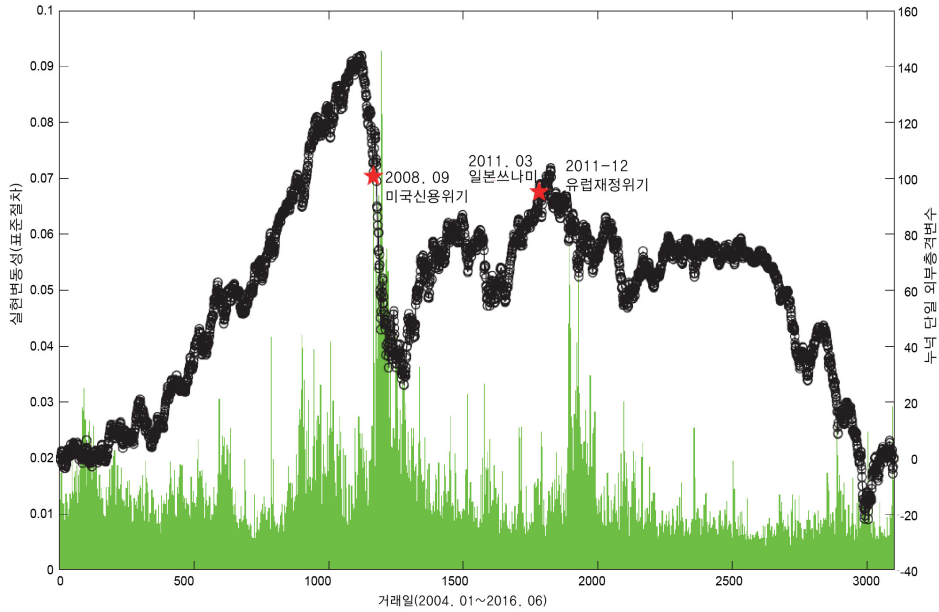
생성된 단일 외부충격변수의 시계열 추이는 〈그림 2〉에 제시하였다. 그림은 앞의 KOSPI 일중 고빈도 자료로부터 측정된 실현변동성(〈그림 1(a)〉)과 외부충격변수를 함께 표시하였다. X축은 2004년 1월부터 2016년 6월까지의 3,100거래일을 나타낸다. Y축은 이중 축으로

6) Baker and Wurgler(2006)에 적용된 표준화과정은 자료(x)에서 평균(\bar{x})을 차감하고 자료의 표준편차(σ)로 나누는 방식이다. 즉, $z = (x - \bar{x})/\sigma$. 그리고 표준화된 자료는 평균 0과 표준편차 1의 분포 속성을 갖는다.

왼쪽-Y축은 실현변동성, 오른쪽-Y축은 외부충격변수의 값을 각각 나타낸다. 여기서, 외부충격 변수의 시계열추이를 확인하기 위하여 기간에 따른 누적 값을 표시한다.

〈그림 2〉 외부충격변수와 실현변동성 간의 추이 비교

그림은 2004년 1월부터 2016년 6월까지 3,100거래일에 있어서, KOSPI 실현변동성과 외부충격변수의 시계열 추이를 비교한 것이다. 그림의 X축은 거래일을 나타낸다. 이중 Y축에서 왼쪽-Y축은 실현변동성으로 그림의 막대그래프(초록색)의 축이고, 오른쪽-Y축은 외부충격변수의 시계열자료에 대한 누적된 추이를 선그래프(검정색)로 나타낸 것이다. 첫 번째 별모양은 2008년 9월 미국 리먼브러더스의 파산일로 2007년~2009년 미국 신용위기기간을 표시하였고, 두 번째 별모양은 2011년~2012년 유럽 재정위기기간에 시장충격을 높인 2011년 3월 일본 쓰나미의 발생일을 표시한 것이다.



그림에 의하면, 본 연구에서 생성한 외부충격변수의 시계열자료가 국제적으로 알려진 시장의 중요한 흐름을 잘 반영하고 있는 것으로 확인된다. 즉, 2007~2008년 미국의 신용위기 기간, 2011~2012년 유럽의 재정위기 기간에서 급격한 상승과 하락의 추세를 보인다. 그리고 최근 국제경제의 침체에 따른 분명한 하락추세를 보인다. 또한, 외부충격변수의 큰 변화시점에 실현변동성의 급격한 상승행태를 확인할 수 있다. 생성된 외부충격변수는 실현변동성과 -8.20% 의 상관관계를 갖고, 분해된 연속요소와 점프요소의 상관관계는 각각 -8.59% 와 -1.97% 이다. 이러한 낮은 상관관계는 외부충격변수가 HAR-RV 모형의 새로운 설명변수로 추가될 때 고유한 정보가치를 제공할 수 있음을 시사한다.

Ⅲ. 실증 결과

본 장에서는 다음과 같이 검증결과를 구분하여 제시한다. 우선, 내표본에서 이질적 자기회귀 모형에 대한 외부충격변수의 정보효과를 설명력 개선 관점에서 확인한 검증결과를 제시하고, 둘째, 외표본에서 이질적 자기회귀모형에 대한 외부충격변수의 정보효과를 예측력 개선 관점에서 확인한 검증결과를 제시한다. 셋째, 검증결과와 강건성 확인을 위하여 변동성 레버지리 효과와 고빈도 자료로부터의 실현왜도/첨도를 각각 포함한 이질적 자기회귀모형에서 외부충격 변수의 고유한 설명력 및 예측력 개선 여부에 대한 검증결과를 제시한다. 그리고 본 연구에서 단일 외부충격변수 고안에 대한 추가적 논의를 언급한다.

1. 내표본에서 이질적 자기회귀모형과 외부충격 변수의 설명력

본 절에서는 2004년 1월부터 2016년 6월까지의 내표본에서, Corsi(2009), Andersen et al.(2007)에 의하여 제안된 실현변동성의 이질적 자기회귀모형에서 외부충격변수의 도입이 모형의 설명력을 개선하는 효과를 갖는지를 분석한 결과를 제시한다. 검증모형에 대한 간단한 소개는 다음과 같다. Corsi(2009)에 의한 실현변동성-이질적 자기회귀모형(HAR-RV 모형)에서, 종속변수는 미래기간 일별($h = 1, RV_{t+1}$), 주별($h = 5, RV_{t+5}$), 월별($h = 22, RV_{t+22}$)의 3가지 기간의 실현변동성을 이용하고, 설명변수는 과거기간 일별($d = h = 1, RV_{t-1}$), 주별($w = h = 5, RV_{t-5}$), 월별($m = h = 22, RV_{t-22}$)의 3가지 기간의 실현변동성을 이용한다. Andersen et al.(2007)은 실현변동성을 연속요소와 점프요소로 분해한 후에 실현변동성-이질적 자기회귀모형에 결합 적용한 HAR-RV-J 모형과 HAR-RV-CJ 모형을 제안하였다. 본 연구에서는 엄철준, 박종원(2016)의 연구에 근거하여, 점프요소(J_{t-d})를 포함한 HAR-RV-J 모형을 중심으로 검증결과를 제시한다. 이들의 연구결과에 의하면, 한국 주식시장에서 HAR-RV-J 모형은 HAR-RV-CJ 모형에 비교하여, 모형의 추정치에 대한 통계적 유의성이 높고, 외표본의 예측력 개선에 있어서 비교우위를 갖는다. 따라서 새로운 설명변수인 외부충격변수(ES_{t-d})를 포함한 HAR-RV-J-ES 모형으로부터의 검증결과를 중심으로 제시한다.⁷⁾

7) 지면관계상 보고는 하지 않았지만 HAR-RV-CJ-ES 모형에 대한 분석을 수행하였으며, 검증결과는 본문에서 언급된 주요 내용과 질적으로 차이가 없다. 요청 시 분석결과는 제공가능하다.

HAR-RV-J 모형:

$$RV_{t+h} = \alpha + \beta_D RV_{t-d} + \beta_W RV_{t-w} + \beta_M RV_{t-m} + \gamma_D J_{t-d} + \epsilon_{t+h} \quad (7)$$

HAR-RV-J-ES 모형:

$$RV_{t+h} = \alpha + \beta_D RV_{t-d} + \beta_W RV_{t-w} + \beta_M RV_{t-m} + \gamma_D J_{t-d} + \delta_D ES_{t-d} + \epsilon_{t+h} \quad (8)$$

여기서, $RV_{t+h} = \frac{1}{h} \sum_{k=1}^h RV_{t+k}$, $RV_{t-h} = \frac{1}{h} \sum_{k=1}^h RV_{t-k}$, $h = 1, 5, 22$.

내표본에서 외부충격변수의 정보효과를 검증하기 위하여 채택된 HAR-RV-J 모형과 HAR-RV-J-ES 모형에 대한 검증결과는 <표 4>에 제시하였다. 표의 왼쪽 열은 HAR-RV-J 모형에 대한 결과이고, 표의 오른쪽 열은 HAR-RV-J-ES 모형에 대한 결과이다. 각 모형별로 종속변수는 일별, 주별, 월별의 3가지 기간에 따라 구분하였다. 모형별 주요 회귀계수와 함께 F-통계량과 설명력(R^2)을 제시한다. 표의 괄호는 잔차의 자기상관성과 이분산성을 Newey and West(1987)의 방법으로 조정한 표준오차를 이용한 t 값이다.⁸⁾

HAR-RV-J 모형의 검증결과를 보면 과거기간의 실현변동성은 유의한 양(+의 관계로, 과거기간의 점프요소는 유의한 음(-)의 관계로 미래기간의 실현변동성을 설명하고 있다. 즉, 미래기간의 일별과 주별 실현변동성에 대해 과거기간의 일별, 주별, 월별 실현변동성의 회귀계수는 모두 1% 수준에서 유의한 양(+의 값을 갖고, 과거기간 점프요소는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관계를 갖는다. 이는 과거기간의 장단기 실현변동성 변화는 미래 기간에도 높은 지속성을 보이지만, 불연속성을 갖는 점프요소는 미래 기간의 변동성에 음(-)의 영향을 미침을 의미한다. 모형의 설명력은 63.09%~78.28%의 높은 수준을 보인다.

HAR-RV-J-ES 모형의 검증결과를 보면, 외부충격변수는 미래기간 실현변동성의 변화를 유의하게 설명하는 고유한 정보효과를 가짐을 보여준다. 즉, 미래기간 일별과 주별의 실현변동성에 대해 외부충격변수는 유의수준 1%에서 유의한 음(-)의 관계를 갖는다. 월별

8) Newey and West(1994)에 의한 시차길이(lag)는 $4 \times (T/100)^{(2/9)}$ 으로 결정한다. 이 식에 따라 본 연구에서 분석에 이용된 자료길이(T)로부터 산출된 시차길이는 lag=9의 값을 갖는다. 최근 Newey and West(1987) 표준오차를 활용한 연구(Ang, Chen, and Xing, 2006)에서 lag ≥ 11 의 조건(lag = 12)을 언급 및 이용하였다. 따라서 본 연구는 기존연구에 근거하여 lag = 12를 설정하고 Newey and West의 표준오차를 산출하며, 이를 적용한 t 값을 검증결과 표에 보고한다. 물론, 산출식에 의한 시차길이에 따른 검증결과도 본문에서 보고하는 검증결과의 통계적 유의성 평가와 질적으로 차이가 없다.

변동성의 경우 유의수준은 떨어지나 음(-)의 관계를 갖는다. 이는 외부충격변수가 미래기간 실현변동성의 변화에 대해 과거의 실현변동성이나 점프요소와는 차별적인 설명력을 가지며, 그 관계는 불연속적인 점프요소와 유사하게 음(-)의 관계를 갖는다는 것이다. <표 4>에서 확인된 HAR-RV-J-ES 모형의 설명력은 64.38%~79.73% 수준으로 HAR-RV-J 모형에 비해 외부충격변수를 설명변수로 추가하는 경우 1.29%~1.53%의 설명력 개선효과를 확인할 수 있다.

<표 4> 내표본에서 실현변동성-이질적 자기회귀모형과 외부충격변수의 정보효과

표는 2004년 1월부터 2016년 6월까지의 내표본에 있어서 점프요소가 포함된 기준모형인 HAR-RV-J 모형과 외부충격변수의 새로운 설명변수가 포함된 비교모형인 HAR-RV-J-ES 모형간의 설명력 개선을 조사한 것이다. 표의 열은 종속변수로 미래기간 일별, 주별, 월별 실현변동성의 3가지로 구분하였다. 표의 행은 설명변수로 과거 기간 일별(β_D), 주별(β_W), 월별(β_M) 실현변동성의 3가지의 회귀계수, 종속변수의 기간에 일치시킨 과거기간 점프요소($\gamma^{(J)}$)와 외부충격변수($\delta^{(ES)} \times 100$)의 각 회귀계수를 나타낸다. 괄호속의 값은 Newey-West(1987)의 연구에 근거하여 잔차에 존재하는 자기상관성과 이분산성을 조정한 표준편차를 반영한 값이다. 'a', 'b', 'c'는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의적인 것을 표시하였다. 회귀적 관계의 유의성인 F-통계량과 설명력(조정 R^2)을 함께 제시하였다.

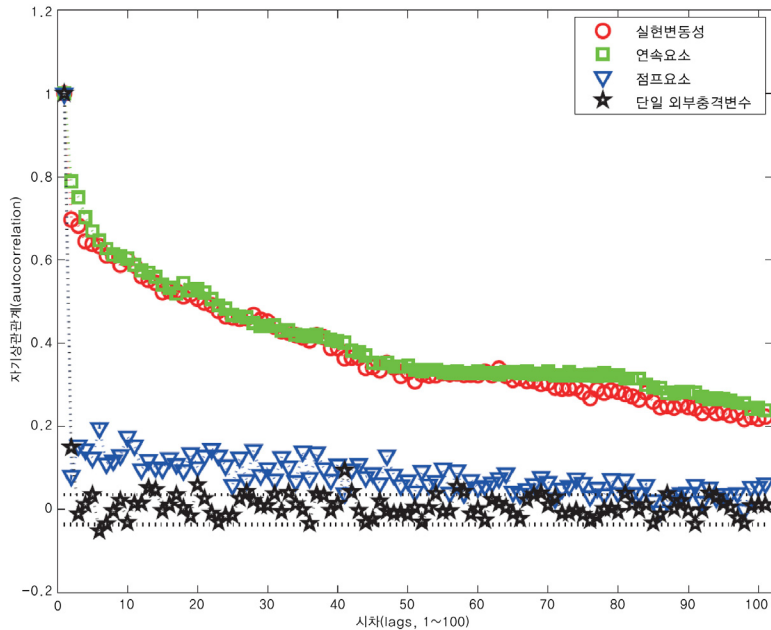
	HAR-RV-J 모형			HAR-RV-J-ES 모형		
	[종속변수 기간구분]			[종속변수 기간구분]		
	일별	주별	월별	일별	주별	월별
β_D	0.4391 ^a (6.88)	0.4251 ^a (4.81)	0.1887 (1.18)	0.3984 ^a (5.83)	0.3867 ^a (5.75)	0.1806 (1.19)
β_W	0.3905 ^a (5.16)	0.3055 ^a (4.85)	0.5397 ^a (3.31)	0.4268 ^a (5.81)	0.3189 ^a (5.14)	0.4440 ^a (3.13)
β_M	0.2248 ^a (4.34)	0.2608 ^a (4.76)	0.1979 (1.08)	0.2181 ^a (4.53)	0.2681 ^a (4.95)	0.2996 ^b (2.31)
$\gamma^{(J)}$	-0.2572 ^a (-8.59)	-0.2098 ^a (-4.90)	-0.1911 ^b (-2.12)	-0.2435 ^a (-7.80)	-0.1791 ^a (-5.60)	-0.1907 ^b (-2.30)
$\delta^{(ES)} \times 100$	-	-	-	-0.0555 ^a (-5.97)	-0.0517 ^a (-3.54)	-0.0552 (-1.52)
F값	1,306.41	546.92	61.44	1,104.57	476.66	52.18
조정 R^2	63.09%	78.28%	64.71%	64.38%	79.73%	66.24%

<표 4>에 제시된 각 변수의 계수 추정치가 갖는 특성은 <그림 3>에 제시된 실현변동성과 변동성 분해요소 및 외부충격변수에 대한 자기상관관계 그래프(correlogram)를 통해 다시 확인할 수 있다. 그림에서 실현변동성과 연속요소는 시차=1에서 각각 0.70과 0.79의 자기상관관계를 갖고, 시차=100에 각각 0.22와 0.24로 매우 천천히 감소하는 지속적인 특성을 보인다. 반면에 점프요소와 외부충격변수는 시차 1에서 시차 100으로 갈 때 자기상관관계는

0.08~0.06과 0.15~0.01의 작은 값을 갖는다. 즉, 점프요소와 같이 외부충격변수는 매우 낮은 지속성을 보인다.

〈그림 3〉 실현변동성과 변동성 분해요소, 외부충격변수의 동적속성 비교

그림은 2004년 1월부터 2016년 6월까지 3,100거래일에 있어서, KOSPI 실현변동성의 자기상관관계를 시각적으로 관찰하기 위하여 실현변동성(O), 분해된 연속요소(□)와 점프요소(▽), 그리고 단일 외부충격 시계열자료에 대한 자기상관관계 그래프(correlogram)를 나타낸 것이다. X축은 시차 1에서 시차 100까지를 표시하였고, 점선은 유의성 평가에 대한 이론적 기준선이다.



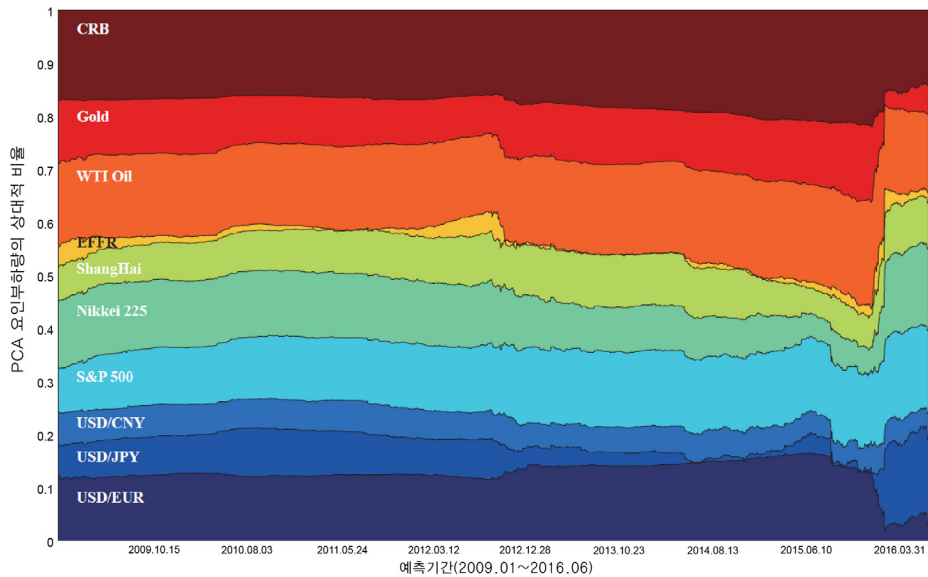
2. 외표본에서 이질적 자기회귀모형과 외부충격 변수의 예측력

본 절에서는 2009년 1월부터 2016년 6월까지의 7년 6개월의 외표본을 이용하여, HAR-RV-J 모형에 외부충격변수를 도입하는 것이 미래기간의 실현변동성에 대한 예측력을 개선하는 효과를 갖는지를 분석한 결과를 제시한다. 예측력 평가를 위한 실증분석설계를 간단하게 설명한다. 우선, 기간설정이다. 미래기간의 예측 출발시점은 2009년 1월 2일이다. 즉, 미래기간 일별 실현변동성의 경우는 2009년 1월 2일의 거래일수 1일이, 주별 실현변동성은 2009년 1월 2일에서 1월 8일까지의 거래일수 5일이, 월별 실현변동성은 2009년 1월 2일에서 2월 4일의 거래일수 22일이 첫 번째 예측기간이다. 검증기간의 이동길이는 예측기간과 겹침이

없도록 동일한 기간 길이로 설정하였다. 이러한 기간설정에 따라 미래기간 일별 실현변동성의 예측은 총 1,861회, 주별 예측은 총 372회, 월별 예측은 총 84회 반복을 한다. 한편, HAR-RV-J 모형과 HAR-RV-J-ES 모형의 추정을 위한 과거기간 길이는 통계적 안정성을 위해 거래일수 기준으로 1,000일(약 4년)을 설정한다. 그리고 앞서 설명한 10가지 외부충격 자료로부터의 주성분분석을 이용하여 단일 공통요인인 외부충격변수를 생성하는 기간 역시 동일한 기간(과거 1,000일)을 이용한다. 즉, 외표본에서 반복적 검증과정에 따라 매번 생성된 외부충격변수를 모형에 사용한다. 외표본 분석에 이용된 단일의 외부충격변수의 속성을 결정하는 10가지 외부충격 자료들 각각이 갖는 주성분계수의 상대적 비율의 시계열적 추이는 <그림 4>에 제시하였다.⁹⁾

<그림 4> 외부충격변수를 구성하는 외부충격 자료들의 영향력

그림은 2009년 1월부터 2016년 6월까지의 외표본(1,861거래일)에 있어서 PCA 방법에 의하여 단일 외부충격변수 시계열자료를 생성하는데 이용된 10가지 외부충격 자료들 각각의 주성분계수 상대적 비율의 변화 추이를 나타낸다. 그림에 표시된 각각은 미국 달러로 표시된 유럽 유로(USD/EUR), 일본 엔(USD/JPY), 중국 위안화(USD/CNY), 미국의 S&P500, 일본의 Nikkei 225, 중국의 상하이종합지수, 미국의 연방기금금리(EFFR), 서부 텍사스 석유가격(WTI), 금가격(Gold), 그리고 국제상품시장의 상품지수(CRB)이다.



9) <그림 4>에서, 본 연구는 외표본 분석의 각 기간에서 주성분분석을 통해 생성한 가장 큰 값을 갖는 고유치의 단일 공통요인인 외부충격변수($ES_t = \sum_{i=1}^{10} B_i F_{i,t}$)에 대한 10가지 외부충격 자료($F_{i,t}$) 각각의 상대적 영향 정도를 주성분계수(B_i)를 이용하여 측정하였다. 즉, 상대적 영향력 비율은 $|B_i| / \sum_{i=1}^{10} |B_i|$ 이다.

〈그림 4〉에서, 외부충격변수에 반영된 10가지 외부충격 자료의 상대적 영향력이 시간에 따라 변함을 확인할 수 있다. 외환시장에서 보면 USD/EUR이 시계열적으로 외부충격변수에 높은 영향을 미치지만, 2015년 이후 USD/JPY의 영향력이 보다 높아졌다. 주식시장에서 S&P 500이 높은 영향을 갖지만, 역시 2015년 이후 Nikkei 225의 영향이 높아진다. 상품시장의 관점에서 보면, 국제상품지수인 CRB와 석유시장의 WTI가 시계열적으로 외부충격변수의 생성에 높은 영향을 미친다.

다음으로, 예측성과의 평가 방법이다. 본 연구에서 제안하는 모형인 HAR-RV-J-ES 모형이 비교모형인 HAR-RV-J 모형의 예측력을 개선하는지 여부의 평가는 손실함수, 유사성 평가, 통계적 유의성에 의한 예측력 비교우위 등을 함께 이용한다. 첫째, 손실함수는 많은 연구들에서 이용되는 MAE(mean absolute error)와 RMSE(root mean squared error)이다. 각 측정치는 작은 값을 가질수록 예측성고가 높은 것으로 평가한다. 둘째, 예측치와 실제치의 유사성 평가는 Mincer and Zarnowitz(1969) 회귀식을 이용한다.

$$RV_{t+h} = b_0 + b_1 \widehat{RV}_{t+h} + e_{t+h} \quad (9)$$

식 (9)에서 종속변수는 미래기간의 실제치이고 설명변수는 과거기간 모형으로부터의 예측치이다. 모형의 설명력(R^2)이 높다는 것은, 예측치가 실제치의 변화에 매우 근접함을 나타낸다. 셋째, 제안모형과 비교모형의 MSE를 이용하여 두 모형간의 예측력 비교우위를 평가하는 Theil's U-통계량이다.

$$\text{Theil's U-통계량} = \frac{MSE_1}{MSE_0} \quad (10)$$

$$\text{여기서, } MSE_i = \frac{1}{T-R-k+1} \sum_{t=R}^{T-k} (\widehat{RV} - RV)^2$$

식 (10)에서 MSE_i 는 전체기간(T), 모형의 추정기간(R), 그리고 예측기간(k)를 함께 고려한 손실함수이다. MSE_0 은 비교모형이고, MSE_1 는 제안모형이다. 따라서 Theil's U-통계량이 1보다 작은 값을 갖는 경우 제안모형이 비교모형에 비하여 예측력의 비교우위를 가짐을 나타낸다. 넷째, 통계적 유의성을 기준으로 예측력의 비교우위를 평가하는 McCracken(2007)의 MSE-F 통계량과 Clark and McCracken(2001)의 ENC-NEW 통계량을 이용한다.

$$MSE-F = (T-R-k+1) \frac{\bar{d}}{MSE_1} \quad (11)$$

여기서, $\bar{d} = \frac{1}{T-R-k+1} \sum_{t=R}^{T-k} \widehat{d}_{t+k} = MSE_0 - MSE_1$

$$ENC-NEW = (T-R-k+1) \frac{\bar{c}}{MSE_1} \quad (12)$$

여기서, $\bar{c} = \frac{1}{T-R-k+1} \sum_{t=R}^{T-k} \widehat{c}_{t+k}$, $(\widehat{c}_{t+k} = \epsilon_0(\epsilon_0 - \epsilon_1), \epsilon = RV - \widehat{RV})$

즉, MSE-F 통계량과 ENC-NEW 통계량에 대한 귀무가설은 제안모형(MSE_1)의 예측력은 비교모형(MSE_0)의 예측력과 동일하다는 것이고, 대립가설은 제안모형의 예측력이 비교모형의 예측력 보다 우수하다는 것이다. 통계적 유의성 평가를 위한 임계치는 Clark and McCracken (2004)의 붓스트랩 과정으로부터 제공된 기준으로 평가한다. 이상과 같이, 본 연구에서는 다양한 관점에서 여러 방법을 이용하여 보수적 관점에서 제안 모형의 비교우위를 평가하고, 이를 통해 검증결과의 신뢰성을 높인다.

외표본에 대해 외부충격변수가 모형의 예측력을 개선하는지에 대한 검증결과는 <표 5>에 제시하였다. 표의 열은 종속변수인 미래기간 실현변동성의 일별, 주별, 월별의 3가지 구분이다. 표의 행에서 Panel A는 비교모형인 HAR-RV-J 모형에 대한 예측력 평가이고, Panel B는 제안모형인 HAR-RV-J-ES 모형에 대한 예측력 평가이다. 그리고 Panel C는 비교모형에 대한 제안모형의 예측력 비교우위를 평가한 것이다.

<표 5>의 결과는 미래기간 일별 실현변동성의 예측에 있어서 제안모형(HAR-RV-J-ES 모형)은 비교모형(HAR-RV-J 모형)에 비교하여 분명한 예측력 개선효과를 가짐을 보여준다. 즉, 손실함수인 MAE와 RMSE의 크기를 비교하였을 때, 제안모형이 비교모형에 비교하여 작은 값을 갖는다. 예측치와 실제치 간의 Mincer-Zarnowitz 회귀식에 의하면, 제안모형이 비교모형 보다 높은 설명력을 갖는다. 또한 Theil's U-통계량이 1보다 작은 값을 갖고, 통계적 유의성 관점에서 MSE-F 통계량과 ENC-NEW 통계량은 모두 유의수준 1%에서 귀무가설을 기각한다. 반면, 미래기간 주별과 월별 실현변동성에 대해서는, 비록 ENC-NEW 통계량이 유의하게 귀무가설을 기각하지만, 다른 평가 측정치들의 결과를 볼 때 제안모형이 비교모형에

〈표 5〉 외표본에서 실현변동성-이질적 자기회귀모형과 외부충격변수의 정보효과

표는 2009년 1월부터 2016년 6월까지의 외표본에 있어서 기준모형인 HAR-RV-J 모형과 외부충격변수를 포함한 비교모형인 HAR-RV-J-ES 모형간의 예측력 개선을 조사한 것이다. 표의 열은 종속변수로서 미래 예측기간 길이로 일별, 주별, 월별의 3가지로 구분하였다. 괄호 속의 값은 각 예측기간별로 반복 실험된 회수를 표시하였다. 실제치와 예측치 간의 차이값에 의하여 측정된 MAE와 RMSE의 손실함수를, 실제치와 예측치 간의 Mincer-Zarnowitz 회귀식 설명력(R^2)을, 기준모형과 비교모형 각각의 MAE 간의 비율인 Theil's U-통계량을, 그리고 통계적 유의성에 근거한 예측력 평가의 MSE-F 통계량과 ENC-NEW 통계량을 함께 제시하였다. 여기서, 'a', 'b', 'c'는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의적인 것을 표시하였다.

	일별 [n = 1,861]	주별 [n = 372]	월별 [n = 84]
Panel A: 기준모형(HAR-RV-J 모형)			
MAE	0.004172	0.003579	0.003890
RMSE	0.002691	0.002282	0.002678
Min.Zar. R^2	48.80%	48.33%	47.60%
Panel B: 비교모형(HAR-RV-J-ES 모형)			
MAE	0.004108	0.003624	0.003968
RMSE	0.002666	0.002335	0.002752
Min.Zar. R^2	50.38%	47.49%	47.99%
Panel C: 비교모형의 예측 우수성 평가			
Theil's U	0.9694	1.0254	1.0407
MSE-F	58.6576 ^a	-9.2247	-3.2867
ENC-NEW	70.3093 ^a	13.3943 ^a	1.6019 ^c

비해 예측력을 개선한다고 보기 어렵다. 이러한 결과는 외부충격변수가 미래기간 실현변동성의 단기적 변화를 예측하는데 차별적인 정보효과를 가짐을 의미한다.

3. 강건성 검증

본 절에서는 앞의 〈표 4〉와 〈표 5〉에서 확인된 실현변동성-이질적 자기회귀모형에 대한 외부충격변수의 내표본 설명력 개선과 외표본 예측력 개선의 효과에 대한 강건성 검증결과를 제시한다. Corsi and Reno(2012)는 실현변동성-이질적 자기회귀모형에 있어서 변동성 레버리지효과가 고유한 정보효과를 갖는다는 결과를 보고한다. 또 최근 엄철준, 박종원(2016)은 한국주식시장에서 일중 고빈도 자료로부터 산출된 실현왜도와 실현침도가 실현변동성-이질적 자기회귀모형의 설명력과 예측력을 개선하는 정보가치를 갖는다는 증거를 제시한다. 본 연구에서는 〈표 4〉와 〈표 5〉에 보고한 검증결과와 강건성을 확인하기 위해 실현변동성-이질적 자기회귀모형에 선행연구에서 확인된 변동성 레버리지효과와 실현왜도/침도 각각을 포함하여 외부충격변수가 내표본과 외표본에서 의미 있는 정보가치를 갖는지를 분석한다. Corsi

and Reno(20012)과 엄철준, 박종원(2016)에서 설정한 방법과 동일하게, 변동성 레버리지 효과와 실현왜도/침도를 각각 반영한 실현변동성-이질적 자기회귀모형(LHAR-RV-J, HAR-RV-J-SK)은 식 (13)과 식 (15)이고, 외부충격변수를 추가적으로 포함한 모형(LHAR-RV-J-ES, HAR-RV-J-SK-ES)은 식 (14)와 식 (16)이다.¹⁰⁾

LHAR-RV-J 모형:

$$RV_{t+h} = \alpha + \beta_D RV_{t-d} + \beta_W RV_{t-w} + \beta_M RV_{t-m} + \gamma_D J_{t-d} + \lambda_D r_{t-d}^{(-)} + \lambda_W r_{t-w}^{(-)} + \lambda_M r_{t-m}^{(-)} + \epsilon_{t+h} \quad (13)$$

LHAR-RV-J-ES 모형:

$$RV_{t+h} = \alpha + \beta_D RV_{t-d} + \beta_W RV_{t-w} + \beta_M RV_{t-m} + \gamma_D J_{t-d} + \lambda_D r_{t-d}^{(-)} + \lambda_W r_{t-w}^{(-)} + \lambda_M r_{t-m}^{(-)} + \delta_D ES_{t-d} + \epsilon_{t+h} \quad (14)$$

여기서, $r_{t-h}^{(-)} = \min[(r_{t-1}, r_{t-2}, \dots, r_{t-h}), 0]$

HAR-RV-J-SK 모형:

$$RV_{t+h} = \alpha + \beta_D RV_{t-d} + \beta_W RV_{t-w} + \beta_M RV_{t-m} + \gamma_D J_{t-d} + \eta_D^{(S)} S_t + \eta_D^{(K)} K_t + \epsilon_{t+h} \quad (15)$$

HAR-RV-J-SK-ES 모형:

$$RV_{t+h} = \alpha + \beta_D RV_{t-d} + \beta_W RV_{t-w} + \beta_M RV_{t-m} + \gamma_D J_{t-d} + \eta_D^{(S)} S_t + \eta_D^{(K)} K_t + \delta_D ES_{t-d} + \epsilon_{t+h} \quad (16)$$

여기서, $S_t = [\sqrt{M} \sum_{i=1}^M r_{i,t}^3] / RV_t^{3/2}$, $K_t = [M \sum_{i=1}^M r_{i,t}^4] / RV_t^2$, $M =$ 하루중 자료 숫자

식 (14)~식 (16)에 대한 추정결과는 각각 <표 6>과 <표 7>에 제시하였다.¹¹⁾

10) 식 (15)와 식 (16)에서 외부충격변수와 실현왜도(s_t)와 실현침도(k_t) 간의 상관관계는 각각 -29.21%와 1.71%로 모형에서 설명 변수간의 다중공선성은 우려할 수준이 아니다.

11) 실현변동성의 연속요소와 점프요소를 모두 반영한 LHAR-RV-CJ-ES 모형과 HAR-RV-CJ-SK-ES 모형에 대한 분석결과는 지면관계상 보고를 생략한다. 추정결과는 본문에 제시한 <표 6> 및 <표 7>의 주요 내용과 질적으로 차이가 없다.

먼저, 변동성 레버리지효과를 포함한 실현변동성-이질적 자기회귀모형에 대한 외부충격 변수의 정보효과를 검증한 <표 6>의 결과를 살펴본다. 표에서 열은 종속변수인 미래기간 실현변동성의 일별, 주별, 월별의 3가지 구분이다. 표의 행에서 Panel A는 내표본에서

<표 6> 변동성 레버리지효과를 포함한 LHAR-RV-J 모형과 외부충격변수의 정보효과

표는 내표본과 외표본 각각에 있어서 변동성 레버리지효과를 포함한 기준모형인 LHAR-RV-J 모형과 외부충격변수를 포함한 비교모형인 LHAR-RV-J-ES 모형간의 설명력 개선 및 예측력 개선을 조사한 것이다. 표의 열은 종속변수로 미래기간 일별, 주별, 월별 실현변동성의 3가지로 구분하였다. Panel A는 내표본에 대한 검증결과로, 설명변수인 과거기간 일별(β_D), 주별(β_W), 월별(β_M) 실현변동성, 점프요소($\gamma^{(J)}$), 외부충격변수($\delta^{(ES)}$), 그리고 일별(λ_D), 주별(λ_W), 월별(λ_M)의 음(-)의 수익률에 대한 각 회귀계수를 나타낸다. 괄호속의 값은 Newey-West(1987)의 연구에 근거한 조정된 t값이다. 'a', 'b', 'c'는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의적인 것을 표시하였다. 회귀적 관계의 F-통계량과 설명력(조정 R^2)을 함께 제시하였다. Panel B는 외표본에 대한 예측력 평가를 위하여 MAE, RMSE, Mincer-Zarnowitz 회귀식의 설명력(R^2), Theil's U-통계량, MSE-F 통계량, 그리고 ENC-NEW 통계량을 각각 제시하였다.

	LHAR-RV-J 모형			LHAR-RV-J-ES 모형		
	[종속변수 기간구분]			[종속변수 기간구분]		
	일별	주별	월별	일별	주별	월별
Panel A: 내표본에서의 모형 추정						
β_D	0.2705 ^a [4.25]	0.2395 ^a [4.59]	0.1161 [0.73]	0.2750 ^a [4.17]	0.2411 ^a [4.95]	0.1385 [0.91]
β_W	0.3806 ^a [5.17]	0.3169 ^a [4.78]	0.4497 ^a [3.50]	0.3826 ^a [5.28]	0.3143 ^a [4.65]	0.3618 ^b [2.02]
β_M	0.2415 ^a [3.57]	0.2840 ^a [4.22]	0.1606 [0.78]	0.2445 ^a [3.62]	0.2899 ^a [4.11]	0.2390 [1.44]
$\gamma^{(J)}$	-0.2202 ^a [-7.46]	-0.1762 ^a [-6.00]	-0.1760 ^c [-1.93]	-0.2173 ^a [-7.10]	-0.1647 ^a [-6.25]	-0.1794 ^b [-2.13]
λ_D	-0.1128 ^a [-6.96]	-0.1237 ^a [-3.58]	-0.0120 [-0.29]	-0.0827 ^a [-4.99]	-0.1009 ^a [-3.13]	0.0089 [0.18]
λ_W	-0.0530 ^a [-2.83]	-0.0255 [-1.46]	-0.0696 [-0.85]	-0.0568 ^a [-3.11]	-0.0304 [-1.62]	-0.0623 [-0.82]
λ_M	-0.0094 [-0.63]	-0.0194 [-0.62]	-0.0305 [-0.81]	-0.0068 [-0.46]	-0.0153 [-0.50]	-0.0337 [-0.91]
$\delta^{(ES)} \times 100$	-	-	-	-0.0368 ^a [-3.79]	-0.0316 ^a [-3.40]	-0.0506 [-1.39]
F값	819.19	371.70	36.35	731.89	334.91	33.29
조정 R^2	65.25%	81.16%	66.01%	65.73%	81.63%	67.20%
Panel B: 외표본에서의 모형 예측력 평가						
MAE	0.004128	0.003580	0.003893	0.004098	0.003566	0.003889
RMSE	0.002675	0.002306	0.002702	0.002660	0.002302	0.002754
M.Z.R ²	49.98%	49.83%	48.47%	50.70%	49.84%	49.27%
		[일별]		[주별]		[월별]
Theil U		0.9852		0.9921		0.9977
MSE-F		27.9851 ^a		2.9456		0.1905
E.-NEW		30.1528 ^a		7.2517 ^a		3.2083 ^a

비교모형인 LHAR-RV-J 모형과 제안모형인 LHAR-RV-J-ES 모형에 대한 설명력 개선의 결과를 제시하고, Panel B는 외표본에 있어서 비교모형에 대한 제안모형의 예측력 개선의 비교우위를 평가한 결과를 제시하였다. 외표본에서의 예측력 평가기준은 앞의 <표 5>에서 사용된 평가방법과 동일하게 적용하였다.

<표 7> 실현왜도와 실현첨도를 포함한 HAR-RV-J-SK 모형과 외부충격변수의 정보효과

표는 내표본과 외표본 각각에 있어서 실현왜도와 실현첨도를 포함한 기준모형인 HAR-RV-J-SK 모형과 외부충격 변수를 포함한 비교모형인 HAR-RV-J-SK-ES 모형간의 설명력 개선 및 예측력 개선을 조사한 것이다. 표의 열은 종속변수로 미래기간 일별, 주별, 월별 실현변동성의 3가지로 구분하였다. Panel A는 내표본에 대한 검증결과로, 설명변수인 과거기간 일별(β_D), 주별(β_W), 월별(β_M) 실현변동성, 점프요소($\gamma^{(J)}$), 실현왜도($\eta_D^{(S)}$), 실현첨도($\eta_D^{(K)}$), 그리고 외부충격변수($\delta^{(ES)}$)에 대한 각 회귀계수를 나타낸다. 괄호속의 값은 Newey and West(1987)의 연구에 근거한 조정된 t값이다. 'a', 'b', 'c'는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의적인 것을 표시하였다. 회귀적 관계의 F-통계량과 설명력(조정 R^2)을 함께 제시하였다. Panel B는 외표본에 대한 예측력 평가를 위하여 MAE, RMSE, Mincer-Zarnowitz 회귀식의 설명력(R^2), Theil's U-통계량, MSE-F 통계량, 그리고 ENC-NEW 통계량을 각각 제시하였다.

	HAR-RV-J-SK 모형			HAR-RV-J-SK-ES 모형		
	[종속변수 기간구분]		월별	[종속변수 기간구분]		
	일별	주별		일별	주별	월별
Panel A: 내표본에서의 모형 추정						
β_D	0.4324 ^a (6.27)	0.4217 ^a (4.33)	0.1280 (0.77)	0.4129 ^a (5.76)	0.4005 ^a (5.21)	0.1668 (0.97)
β_W	0.3858 ^a (5.08)	0.3016 ^a (4.65)	0.5910 ^a (3.42)	0.4043 ^a (5.50)	0.3059 ^a (4.80)	0.4609 ^a (3.10)
β_M	0.1887 ^a (4.02)	0.2352 ^a (4.18)	0.1890 (1.08)	0.1832 ^a (4.15)	0.2344 ^a (4.26)	0.2870 ^b (2.39)
$\gamma^{(J)}$	-0.1273 ^a (-3.28)	-0.1110 ^b (-2.23)	-0.1180 (-0.88)	-0.1194 ^a (-2.98)	-0.0733 ^b (-1.96)	-0.1376 (-1.08)
$\eta_D^{(S)} \times 100$	0.0012 ^a (3.65)	0.0005 (1.15)	0.0011 (1.43)	0.0005 (1.28)	-0.0003 (-0.51)	0.0002 (0.30)
$\eta_D^{(K)} \times 100$	-0.0071 ^a (-6.27)	-0.0050 ^a (-4.42)	-0.0030 (-0.83)	-0.0073 ^a (-6.23)	-0.0058 ^a (-4.47)	-0.0026 (-0.79)
$\delta^{(ES)} \times 100$	-	-	-	-0.0507 ^a (-5.05)	-0.0526 ^a (-3.11)	-0.0516 (-1.34)
F 값	914.94	377.43	41.25	818.93	351.95	36.96
조정 R^2	64.25%	78.92%	65.21%	65.24%	80.31%	66.39%
Panel B: 외표본에서의 모형 예측력 평가						
MAE	0.004156	0.003605	0.004091	0.004106	0.003442	0.004475
RMSE	0.002711	0.002305	0.002783	0.002689	0.002202	0.003027
M.Z.R ²	49.27%	47.83%	44.82%	50.45%	52.54%	37.76%
		[일별]		[주별]		[월별]
Theil U		0.9764		0.9118		1.1969
MSE-F		45.0159 ^a		35.9774 ^a		-13.8195
E.-NEW		55.4111 ^a		92.5656 ^a		8.4797 ^a

〈표 6〉의 결과를 보면 변동성 레버리지효과의 포함여부에 관계없이, 실현변동성-이질적 자기회귀모형에 있어서 외부충격변수는 내표본에서의 설명력 개선 및 외표본에서의 예측력 개선에 고유한 정보가치를 갖는다. 먼저 Panel A의 내표본에 대한 검증결과에서 외부충격변수는 미래기간의 실현변동성과 여전히 유의한 음(-)의 관계를 가지며, LHAR-RV-J-ES 모형의 설명력은 65.73%~81.63%로, LHAR-RV-J 모형에 비교하여 개선된 설명력(0.48%~1.19%)을 보여준다. 다음으로 Panel B의 외표본에 대한 추정결과를 보면, 예측력 평가에서 비교모형(LHAR-RV-J 모형)에 비해 제안모형(LHAR-RV-J-ES 모형)이 낮은 MAE와 RMSE, 높은 Mincer-Zarnowitz 회귀식 설명력을 갖는다. 더욱이 미래기간 단기간 실현변동성에 있어서 Theil's U-통계량, MSE-F 통계량, ENC-NEW 통계량은 통계적으로 유의한 제안모형의 예측력 개선을 지지하는 결과를 보인다. 이러한 결과는 외부충격변수는 변동성 레버리지 효과를 포함한 이질적 자기회귀모형에서도 예측력 개선에 고유한 정보가치를 가짐을 의미한다.

다음으로, 실현왜도/침도를 포함한 실현변동성-이질적 자기회귀모형에 대한 외부충격 변수의 정보가치를 검증한 〈표 7〉의 결과를 살펴본다. 표에서 Panel A는 내표본에서 비교모형인 HAR-RV-J-SK 모형과 제안모형인 HAR-RV-J-SK-ES 모형에 대한 설명력 개선의 결과를 제시하고, Panel B는 외표본에 있어서 비교모형에 대한 제안모형의 예측력 개선의 비교우위를 평가한 결과를 제시하였다.

〈표 7〉의 결과는 실현왜도와 실현침도의 모형 포함여부에 관계없이, 외부충격변수는 내표본에서 설명력을 개선하고 외표본에서 예측력을 개선하는 고유한 정보가치를 가짐을 보여준다. 즉, Panel A를 보면 외부충격변수는 여전히 유의한 음(-)의 관계를 가지며, HAR-RV-J-SK-ES 모형의 설명력은 65.24%~80.31%로, HAR-RV-J-SK 모형에 비교하여 0.99%~1.39% 수준의 설명력 개선을 보인다. Panel B의 외표본에서의 예측력 평가결과를 보면 일별과 주별의 미래기간 실현변동성에 대하여 HAR-RV-J-SK-ES 모형이 HAR-RV-J-SK 모형에 비교하여 낮은 MAE와 RMSE, 높은 Mincer-Zarnowitz 회귀식 설명력을 갖는다. 그리고 통계적으로 유의한 Theil's U-통계량, MSE-F 통계량, ENC-NEW 통계량을 보여줘 제안모형이 예측력을 개선하는 효과를 가짐을 지지한다. 즉, 외부충격변수는 실현왜도/침도를 포함한 이질적 자기회귀모형에도 예측력 개선에 고유한 정보가치를 갖는다.

지금까지 살펴본 강건성 검증의 결과는 본 연구에서 사용된 외부충격변수가 갖는 미래 기간의 실현변동성 변화에 대한 설명력과 예측력을 개선하는 정보효과는 기존연구에서 알려진

변동성 레버리지 효과나 실현왜도/실현첨도의 포함여부에 관계없이 성립하는 강건한 결과임을 보여준다. 또한 이는 다양한 외부충격 자료들을 종합적으로 반영하여 단일의 외부충격변수를 생성하는 방법이 실현변동성-이질적 자기회귀모형의 확장에 유용하게 적용될 수 있음을 의미한다.

4. 외부충격변수에 대한 추가 논의

본 연구는 외부충격변수가 실현변동성-이질적 자기회귀모형에서 새로운 설명변수로서 미래기간 실현변동성의 변화에 대해 유의한 설명력 및 예측력 개선의 정보가치를 갖는다는 증거를 확인하였다. 즉, 외부충격변수는 미래기간 실현변동성-이질적 자기회귀모형에서 과거기간 장단기 실현변동성, 분해된 연속요소와 점프요소, 알려진 변동성 레버리지효과 실현 왜도/첨도 등과 구분되는 고유한 정보가치를 갖는다. 검증과정에 이용된 단일의 외부충격변수의 생성 및 활용 근거는 앞서 언급하였듯이 다음과 같다. 주식시장의 변동성은 여러 유형의 외부충격으로부터 영향을 받는다. 하지만 이러한 영향은 특정한 한 가지 외부충격에만 종속되는 것이 아니며 다양한 내용의 외부충격에 의해 발생한다. 더욱이 기간에 따라 주식시장의 변동성에 영향을 미치는 외부충격의 유형과 영향의 정도는 상이하다. 이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 특정 기간이나 특정 유형의 외부충격 자료에 종속되지 않고 주식시장의 변동성에 대한 외부충격의 영향을 일관되고 종합적으로 반영하는 방법으로 선행연구를 참조하여 선택된 10가지 유형의 외부충격 자료들을 대표하는 단일의 외부충격변수를 주성분분석을 이용하여 생성하고 검증과정에 이용하였다. 다음에서는 본 연구에서 사용된 단일의 외부충격변수가 타당한지를 추가적 검증을 통해 확인한다.

투자자 심리가 주식시장의 가격변화에 미치는 영향을 연구한 Da, Engelberg, and Gao (2011)는 구글 트렌드(google trend) 지표를 투자자들의 심리지수 대용변수로 이용하였다. 즉, 많은 투자자들이 그들의 관심을 구글을 통해 검색하기 때문에, 검색빈도는 시장에 대한 투자자들의 관심정도를 나타낼 수 있는 대용변수가 된다. 다음에서는 Da et al.(2011)의 방법에 근거하여, 한국에서 구글 트렌드와 유사한 기능을 갖는 네이버 트렌드(naver trend)지수를 이용하여, 단일의 외부충격변수의 생성·활용에 대한 타당성을 검증한다. 네이버 트렌드는 구글 트렌드와 동일하게 검색빈도의 지수 값이 0과 100 사이에 있고, 100의 값이 가장 높은

관심정도를 의미한다. 검증을 위해 외부충격의 속성을 갖는 자료들에 대한 전문적 용어가 아닌 일반적 용어를 검색어로 선택한 후에, 이들 검색어들에 대하여 검색빈도의 지수값이 100의 값 혹은 높은 값들의 군집을 형성하는 기간을 해당 외부충격에 대한 시장의 관심도가 높은 기간으로 정의한다. 즉, 관심기간은 외부충격의 정보효과가 높은 기간으로 한다. 선택된 네이버 트렌드의 검색어는 다음과 같다: 미국경제, 일본경제, 중국경제, 유럽경제, 연준금리, 오일가격, 금가격, 원자재가격.¹²⁾ 비교는 전체기간(2004. 01~2016. 06)과 네이버 트렌드에 의하여 확인된 관심기간이다. 전체기간과 관심기간 각각에 대하여 실현변동성을 종속변수로, 10가지 외부충격 자료를 설명변수로 하여 그랜저 인과관계검증(Granger causality test)을 실시한다. 검증결과는 <표 8>에 제시하였다.

<표 8> 실현변동성과 10가지 외부충격 자료들 간의 인과관계 검증

표는 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료들이 실현변동성에 대한 그랜저 인과관계를 전체기간(2004. 01~2016. 06)과 관심기간으로 구분하여 각각 검증한 결과이다. 외부충격의 속성을 갖는 자료들은 유럽 유로(USD/EUR), 일본 엔(USD/JPY), 중국 위안화(USD/CNY), 미국의 S&P500, 일본의 Nikkei 225, 중국의 상하이종합지수, 미국의 연방기금금리(EFFR), 미국 서부 텍사스 석유가격(WTI), 금가격(Gold), 그리고 국제상품지수(CRB)이다. 그랜저 인과관계의 통계적 유의성은 F-값을 이용하였고, 유의수준 '1%', '5%', '10%'에서 각각 유의적인 결과를 'a', 'b', 'c'로 구분표시 하였다.

외부충격 자료	인과관계: <i>ES</i> <i>RV</i>		검색어를 통해 확인된 네이버 트렌드의 관심기간
	전체기간	관심기간	
	F-값	F-값	
USD/EUR	2.2695	7.7432 ^a	2011. 08. 01~2012. 07. 30
USD/JPY	1.7965	9.8860 ^a	2014. 01. 02~2014. 12. 30
USD/CNY	0.5007	5.1256 ^a	2015. 07. 01~2016. 03. 31
S&P500	0.1096	22.9130 ^a	2008. 01. 02~2008. 12. 30
Nikkei225	1.3016	13.7264 ^a	2014. 01. 02~2014. 12. 30
ShangHai	4.0835 ^b	11.7061 ^a	2015. 07. 01~2016. 03. 31
EFFR	11.4482 ^a	5.1189 ^b	2015. 03. 02~2016. 01. 29
WTI	0.4955	4.7712 ^b	2008. 01. 02~2008. 12. 30
Gold	1.3393	5.8852 ^b	2010. 01. 04~2010. 12. 30
CRB	0.4939	13.7496 ^a	2008. 01. 02~2008. 12. 30

12) 검색어별 확인된 관심기간은 다음과 같다. 첫째, 검색어 미국경제는 2008년에 높은 값들의 군집, 2011년에 100의 값을 보인다. 둘째, 검색어 일본경제는 2011년에 100의 값, 2014년에 높은 값들의 군집을 보인다. 셋째, 검색어 중국경제는 2015년에 100의 값과 높은 값들의 군집을 보인다. 넷째, 검색어 유럽경제는 2011~2012년에 높은 값들의 군집, 2014년에 100의 값을 보인다. 다섯째, 검색어 연준금리는 2015년에 100의 값과 높은 값들의 군집을 보인다. 여섯째, 검색어 오일가격은 2008년에 100의 값과 높은 값들의 군집을 보인다. 일곱째, 검색어 금가격은 2010년에 100의 값과 높은 값들의 군집을 보인다. 마지막으로, 검색어 원자재가격은 2008년에 100의 값과 높은 군집을 보인다. 우리는 통계검증의 안정성을 위해 100의 값 혹은 높은 값들의 군집을 포함한 1년 이상의 기간을 관심기간으로 설정한다.

〈표 8〉에 의하면, 10가지 외부충격 자료들이 시계열적으로 상이한 기간에서 실현변동성에 대해 유의한 정보가치를 가짐을 확인할 수 있다. 즉, 외부충격 자료 각각의 관심기간에서 실현변동성에 대하여 통계적으로 유의한 그랜저 인과관계를 확인할 수 있지만, 전체기간에서는 연방기금 금리와 중국 상하이 지수를 제외한 나머지 외부충격 자료는 유의한 결과를 갖지 못한다. 한편, 주성분분석을 통해 단일 공통요인으로 생성된 외부충격변수는 전체기간에서 실현변동성에 대하여 유의한 그랜저 인과관계($F = 3.0811$)를 갖는다. 이는 한국경제와 주식시장의 변동성에 의미 있는 영향을 미치는 외부충격이 한 가지 자료에만 기인하지 않으며 또한 기간별로 영향을 미치는 외부충격의 유형이 상이하다는 것을 나타낸다. 따라서 본 연구에서 사용된 여러 유형의 외부충격 자료들로부터 단일의 공통요인으로 외부충격변수를 생성하고 연구에 이용하는 방법은 시장의 변동성에 미치는 외부충격의 영향을 일관되고 충분히 반영하는 유용한 방법이 될 수 있다는 점에서 그 타당성을 갖는다.¹³⁾

IV. 결 론

본 연구는 한국 주식시장의 KOSPI 시장지수에 대해 2004년 1월부터 2016년 6월까지의 기간에 있어서 일중 5분 단위 수익률 자료를 이용하여, 주식시장의 변동성에 대한 실현변동성-이질적 자기회귀모형을 기초로 외부충격변수가 갖는 설명력 개선과 예측력 개선 효과를 중심으로 검증하였다. 연구에서 검증결과의 신뢰성을 높이기 위하여, 통계적 유의성 평가에 의한 실현변동성의 점프요소를 채택하는 방법, 거래가 없는 시간동안의 정보를 실현변동성에 반영하는 방법, 통계적 유의성 평가에 의한 새로운 모형의 예측력 평가 방법, 알려진 변동성 레버리지 효과와 실현 왜도/첨도 등을 반영한 검증 등의 개선된 방법을 실증설계에 반영하였다. 또한, 국제금융시장, 원자재시장, 상품시장 각각에서 외부충격의 속성을 갖는 10개 유형의 자료들을 주성분분석을 통해 단일 시계열자료인 외부충격변수로 생성하는 방법을 고안하여 검증과정에 이용하였다.

13) 이러한 이점을 갖는 반면에 외부 충격 자료들의 결합인 외부충격변수의 영향에 대한 구체적인 경제적 해석은 어렵다는 문제점을 갖는다.

검증결과에 의하면, 기존의 실현변동성-이질적 자기회귀모형에 새로운 설명변수로 도입한 외부충격변수는 미래기간의 실현변동성에 대해 유의한 관계를 가지며, 내표본에서의 설명력 개선과 외표본의 예측력을 개선하는 결과를 보여준다. 즉, 미래기간 주식시장의 변동성을 설명하고 예측하는데 외부충격변수는 유의한 정보효과를 갖는다. 그리고 이러한 결과는 변동성 레버리지효과나 실현 왜도/첨도의 포함여부에 관계없이 성립하는 강건한 결과이다. 본 연구의 결과는 한국 주식시장에서 외부충격변수가 미래기간의 실현변동성의 변화를 보다 정확하게 설명하고 예측하는데 유용한 정보효과를 가지며, 본 연구에서 이용된 외부충격변수의 생성과 이용 방법이 실현변동성-이질적 자기회귀모형을 이용한 변동성 연구에 유용하게 활용될 수 있음을 의미한다.

참고문헌

- 김권식, “해외충격이 국내경기변동에 미치는 효과 분석,” 대외경제정책연구원 (2005).
(Translated in English) Kim, K. S., “Impacts of Foreign Shocks on Domestic Macroeconomic Fluctuations,” *Korean Institution for International Economic Policy*, (2005).
- 김윤진, “한국의 금융스트레스지수 추이와 시사점,” 한국경제연구원 KERI Brief (2016).
(Translated in English) Kim, Y. J., “Trends and Implications of Korean Financial Stress Index,” *KERI Brief*, (2016).
- 안지연, “대규모 외부충격(disasters)이 재해발생국과 우리나라 주식시장에 미친 영향,” 국제금융연구, 제3권 제1호 (2013), pp. 107-132
(Translated in English) An, J. Y., “Impacts of Large-Scale Disasters on Stock Markets in Countries occurred and Korea,” *Review of International Money and Finance*, Vol. 3, No. 1 (2013), pp. 107-132.
- 엄철준, “고빈도 수익률과 실현변동성을 이용한 금융자료의 통계적 속성에 관한 재고찰,” 재무연구, 제28권 제3호 (2015), pp. 453-485.
(Translated in English) Eom, C., “A Re-Examination of the Statistical Characteristics of Financial Time Series using Intraday High-Frequency Returns and Realized Volatility,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 28, No. 3 (2015), pp. 453-485.
- 엄철준, 박종원, “변동성 예측에서 실현 왜도와 첨도가 갖는 정보효과: 이질적 자기회귀모형의 개선을 중심으로,” 한국경영학연구, 제45권, 제4호 (2016), pp. 1173-1211.
(Translated in English) Eom, C. and J. W. Park, “A Study on the Information Effect of Realized Skewness and Kurtosis in Volatility Forecasting Using the Heterogeneous Autoregressive Model,” *Korean Business Review*, Vol. 45, No. 4 (2016), pp. 1173-1211.

윤덕룡, 김수빈, 강삼모, “주요 통화대비 원화 환율 변동이 우리나라 수출경쟁력에 미치는 영향,” 대외경제정책연구원, (2014).

(Translated in English) Yoon, S. R., S. B. Kim, and S. Kang, “Impacts of Exchange Rates on Korea’s Trade Balance by Industry and Region,” *Korean Institution for International Economic Policy*, (2014).

이근영, “국제금융시장 충격이 국내금융시장 변동성에 미치는 영향,” 금융연구, 제24권 제4호 (2010), pp. 49–85.

(Translated in English) Lee, K. Y., “The Impact of International Financial Shocks on the Volatility of Domestic Financial Markets,” *Journal of Money and Finance*, Vol. 24, No. 4 (2010), pp. 49–85.

이동은, 송원호, 오승환, “해외충격에 따른 거시경제 안정화 정책에 대한 연구,” 대외경제정책연구원, (2009).

(Translated in English) Rhee, D.-E., W. Song, and S. H. Oh, “Effects of International Economic Shocks and Macroeconomic Policies,” *Korean Institution for International Economic Policy*, (2009).

한덕희, “2006~2010년 동안의 중국 금융정책이 한, 중 주식시장에 미치는 영향,” 금융공학연구, 제9권 제4호 (2010), pp. 57–80.

(Translated in English) Hahn, D. H., “Effectiveness of China’s Monetary Policy, 2006~2010,” *Korean Journal of Financial Engineering*, Vol. 9, No. 4 (2010), pp. 57–80.

한상범, 김형태, “코스닥지수 및 벤처지수의 변동성분석,” 경제학연구, 제50권, 제1호 (2002), pp. 117–143.

(Translated in English) Hahn, S. and H. Kim, “A Volatility Analysis of KOSDAQ Composite Index and Venture Index,” *Kyong Je Hank Yon Gu*, Vol. 50, No. 1 (2002), pp. 117–143.

Ang, A., J. Chen, and Y. Xing, “Downside Risk,” *Review of Financial Studies*, Vol.

- 19, No. 4 (2006), pp. 1191–1239.
- Andersen, T. G. and T. Bollerslev, “Answering the Skeptics: YES, Standard Volatility Models do Provide Accurate Forecasts,” *International Economic Review*, Vol. 39, No. 4 (1998), pp. 885–905.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold, and P. Labys, “The Distribution of Realized Exchange Rate Volatility,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 96 (2001a), pp. 42–55.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold, and H. Ebens, “The Distribution of Realized Stock Return Volatility,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 61, No. 1 (2001b), pp. 43–76.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold, and P. Labys, “Modeling and Forecasting Realized Volatility,” *Econometrica*, Vol. 71 (2003), pp. 579–625.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev, and F. X. Diebold, “Roughing it up: including Jump Components in the Measurement, Modeling, and Forecasting of Return Volatility,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 89 (2007), pp. 701–720.
- Andersen T. G., T. Bollerslev, and X. Huang, “A Reduced Form Framework for Modeling Volatility of Speculative Prices based on Realized Variance Measures,” *Journal of Econometrics*, Vol. 160, No. 1 (2011), pp. 176–189.
- Andersen, T. G., D. Dobrev, and E. Schaumburg, “Jump–Robust Volatility Estimation using Nearest Neighbor Truncation,” *Journal of Econometrics*, Vol. 169 (2012), pp. 75–93.
- Baker, M. and J. Wurgler, “Investor Sentiment and the Cross–Section of Stocks Returns,” *Journal of Finance*, Vol. 61, No. 4 (2006), pp. 1645–1680.
- Bardorff–Nielsen, O. E. and N. Shephard, “Power and Bipower Variation with Stochastic Volatility and Jumps (with discussion),” *Journal of Financial Economics*, Vol. 2 (2004), pp. 1–57.
- Bardorff–Nielsen, O. E. and N. Shephard, “Econometric Testing for Jumps in Financial Economics using Bipower Variation,” *Journal of Financial Economics*,

- Vol. 4 (2006), pp. 1–30.
- Boyer, B. H., T. Kumagai, and K. Yuan, “How Do Crises Spread? Evidence from Accessible and Inaccessible Stock Indices,” *Journal of Finance*, Vol. 61 (2006), pp. 957–1003.
- Busch, T., B. J. Christensen, and M. Nielsen, “The Role of Implied Volatility in Forecasting Future Realized Volatility and Jumps in Foreign Exchange, Stock, and Bond Markets,” *Journal of Econometrics*, Vol. 160 (2011), pp. 48–57.
- Byun, S. J. and J. S. Kim, “The Information Content of Risk–Neutral Skewness for Volatility Forecasting,” *Journal of Empirical Finance*, Vol. 23 (2013), pp. 142–161.
- Corsi, F., “A Simple Approximate Long–Memory Model of Realized Volatility,” *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 7, No. 2 (2009), pp. 174–196.
- Corsi, F. and R. Reno, “Discrete–Time Volatility Forecasting with Persistent Leverage Effect and the Link with Continuous–Time Volatility Modeling,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 30, No. 3 (2012), pp. 368–380.
- Clark, T. E. and M. W. McCracken, “Tests of Equal Forecast Accuracy and Encompassing for Nested Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 105 (2001), pp. 85–110.
- Clark, T. E. and M. W. McCracken, “Evaluating Long–Horizon Forecasts,” *Manuscript*, University of Missouri at Columbia (2004).
- Da, Z., J. Engelberg, and P. Gao, “In Search of Attention,” *Journal of Finance*, Vol. 66, No. 5 (2011), pp. 1461–1499.
- Eom, C., J. W. Park, Y.–H. Kim, and T. Kaizoji, “Effects of the Market Factor on Portfolio Diversification: The Case of Market Crashes,” *Investment Analysts Journal*, Vol. 44, No. 1 (2015), pp. 71–83.
- Huang, C., X. Gong, X. Chen, and F. Wen, “Measuring and Forecasting Volatility in Chinese Stock Market using HAR–CJ–M Model,” *Abstract and Applied Analysis*, (2013), p. 13.
- Jain, A. and S. Ghosh, “Dynamics of Global Oil Prices, Exchange Rate and Precious

- Metal Prices in India,” *Resources Policy*, Vol. 38 (2013), pp. 88–93.
- King, B. F., “Market and Industry Factors in Stock Price Behavior,” *Journal of Business*, Vol. 39, No. 1 (1966), pp. 139–190.
- Mackowiak, B., “External Shocks, U.S. Monetary Policy and Macroeconomic Fluctuations in Emerging Markets,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54 (2007), pp. 2512–2520.
- McCracken, M. W., “Asymptotics for Out-of-Sample Tests of Granger Causality,” *Journal of Econometrics*, Vol. 140 (2007), pp. 719–752.
- Mincer, J. and V. Zarnowitz, “The Evaluation of Economic Forecasts,” in Mincer, J. (Ed.) *Economic Forecasts and Expectations*, NBER, New York, 1969.
- Muller, U., M. Dacorogna, R. Dave, O. Pictet, R. Olsen, and J. Ward, “Fractals and Intrinsic Time: A Challenge to Econometricians,” *39th International AEA Conference on Real Time Econometrics*, 15–15 October, Luxembourg, 1993.
- Newey, W. K. and K. West, “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, Vol. 55 (1987), pp. 703–708.
- Newey, W. K. and K. West, “Autimetic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation,” *Review of Economic Studies*, Vol. 61 (1994), 631–653.
- Ross, S., “The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing,” *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, No. 3 (1976) pp. 341–360.
- Zhu, X., J. Chen, and M. Zhong, “Dynamic Interacting Relationships among International Oil Prices, Macroeconomic Variables and Precious Metal Prices,” *Transactions of Nonferrous Metals Society of China*, Vol. 25 (2015), pp. 669–676.

〈부 록〉

〈표 1〉 기존연구들에서 고려한 외부충격자료 정리

참고문헌	연구대상 외부충격 및 분석자료들
김권식(2005)	두바이 유가지수, 엔/달러 환율, GDP, 원/달러 환율, 단기이자율, 소비자물가지수
Mackowiak(2007)	미국연방기금금리, 세계상품가격, 통화량, 산업생산지수, 도매가격지수, 세계상품가격, 신흥국 [한국, 말레이시아, 필리핀, 태국, 홍콩, 싱가포르, 칠레, 멕시코], 거시경제변수들
이동은, 송원호, 오승환(2009)	미국 나스닥지수, 산업생산지수, 통상산업 수익, PC출하, 중국 경제성장율, 산업생산지수, 수출액, 수입액, 원자재 석유선물지수, 브랜트유, WTI유, 두바이유, 알루미늄, 구리(동), 금, 철광석, 납, 주식, 아연, 보리, 옥수수, 쌀, 밀, 미국 경제성장율, 파산은행수, 주택가격지수, 가계신용부채액
이근영(2010)	미연방기금금리, 미재무부증권금리(3개월), 다우존스지수, 엔/달러, 국내금리, KOSPI, 원/달러환율
한덕희(2010)	중국금융정책(지급준비율, 이자율), 상해종합지수
Jain and Ghosh(2013)	석유(Brent Crude Index), 환율(INR/USD), 금, 은, 백금
윤덕룡, 김수빈, 강삼모(2014)	GDP(미국, 유럽, 일본, 중국), 환율 [원/달러, 원/유로, 원/엔, 원/위안], 무역수지
Zhu, Chen, and Zhong(2015)	석유(Brent Crude Index), 금, 은, 백금, 이자율(Repo bond interest rate), 환율(RMB/USD)