

외부충격과 실현변동성의 이질적 자기회귀모형

엄 철 준 부산대학교 경영대학 교수
장 욱 덕성여자대학교 경영학과 교수
박 종 원 서울시립대학교 경영대학 교수

요약

본 연구는 외부충격변수(ES)가 실현변동성의 이질적 자기회귀(HAR-RV)모형에서 미래 기간 실현변동성의 변화에 대한 대표본 설명력 개선과 외표본 예측력 개선에 유용한 정보효과를 갖는지를 중점적으로 분석하였다. 실현변동성은 2004년 1월부터 2016년 6월까지 KOSPI 200 시장지수의 일중 5분 단위 고빈도 수익률 자료를 이용하여 산출한다. 외부충격변수는 요인분석을 이용하여 구한 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료들을 결합한 단일 시계열자료이다. 주요 검증결과는 다음과 같다. 첫째, 제안된 방법으로 생성된 단일 외부충격변수의 시계열자료는 국제적으로 알려진 시장충격의 중요한 흐름을 잘 반영하고, 실현변동성이 급격하게 상승하는 시장붕괴 시점에서 유사한 움직임을 보였다. 둘째, 대표본 분석에서 외부충격변수를 새로운 독립변수로 추가한 이질적 자기회귀모형(HAR-RV-J-ES모형)은 미래기간 일별과 주별 실현변동성의 변화를 유의적으로 설명하는 정보효과를 가졌다. 셋째, 외표본 분석에서 외부충격변수는 이질적 자기회귀모형의 미래기간 일별 실현변동성의 예측력 개선에 유의한 증거를 보였다. 넷째, 확인된 외부충격변수의 설명력과 예측력 개선은 변동성 레버리지효과에 영향을 받지 않는 고유한 정보효과임을 확인하였다. 이러한 결과는 미래기간 실현변동성의 변화를 설명하고 예측하는데 본 연구에서 사용된 외부충격변수가 유용한 정보가치를 가짐을 보여주는 것이며, 본 연구에서 제안한 외부충격의 속성을 갖는 다양한 자료들을 결합하여 단일의 외부충격변수를 생성하는 방법이 향후 관련 연구에 새로운 시각을 제공할 수 있음을 의미한다.

주요단어: 외부충격변수, 이질적 자기회귀모형, 실현변동성, 요인분석, 대표본과 외표본

External Shocks and the Heterogeneous Autoregressive Model of Realized Volatility

Abstract:

We examine the information effect of external shocks on the realized volatility based on the HAR-RV (heterogeneous autoregressive realized volatility) model in Korean stock market. For the study, we estimate the realized volatility using the five minute intraday high-frequency KOSPI return data from Jan. 2004 to June 2016. And we develop and use the single external shock variable (ES) which is constructed from the 10-external shock variables representing changes of international stock, crude oil, gold, foreign exchange market prices, and interest rate. We use factor analysis to develop the ES from the 10-external shock variables. The main results are as follows. First, the developed external shock variable (ES) represents well the shocks in international market prices and the time-series patterns of ES are similar to the realized volatility patterns of KOSPI, especially in the market crash period. Second, in In-sample analysis using the HAR-RV-ES model which is the model added the ES variable to HAR-RV model as a new explanatory variable, the ES variable shows a significant explanatory power on changes of daily and weekly realized volatility. Third, in Out-of-sample analysis, the ES variable has a significant predictive power on future realized volatility. Fourth, The information effects of ES variable are robust to volatility leverage effect. These results suggest that the developed ES variable in this study is useful variable with additive and independent information effect for explaining and predicting the future volatility in the HAR-RV model, and the proposed method for developing the ES variable is helpful for the improvement of HAR-RV model.

Keywords: External shock variable, Realized Volatility, Heterogenous autoregressive model, Factor analysis, In-sample and Out-of-sample

I. 서론

최근 각국의 국내경제와 금융시장은 세계시장 및 주변국에서 발생한 외부충격 (external shock, **ES**)에 보다 큰 영향을 받고 있다. 글로벌화의 진전과 과학기술의 발전에 따라 세계 금융시장은 긴밀한 연결 관계를 형성하고 있고, 이에 따라 자본시장의 개방도가 높고 시장규모가 작은 신흥자본시장일수록 외부충격으로부터 더 큰 영향을 받음을 보여준다 (Boyer, Kumagai & Yuan (2006)). 우리나라 역시 1997년 외환위기 이후 자본시장의 개방이 빠르게 이루어졌고 세계 금융시장 뿐만 아니라 미국, 유럽, 중국 등 주변국가로부터의 외부충격에 대하여 큰 영향을 받고 있다. 한편, 재무금융 분야에서 변동성은 자산가격결정모형과 포트폴리오 선택에 있어 기본적인 입력요소이며, 주식시장에서 어떻게 하면 투자자들의 이질적 기대를 반영하여 변동성을 보다 정확하게 측정하고 예측할 수 있는가는 학문적 뿐만 아니라 실무적으로 매우 중요한 연구주제이다. 본 연구는 외부충격이 한국 주식시장의 변동성에 미치는 영향을 분석한다. 구체적으로 한국자본시장에 영향을 미치는 외부충격의 속성을 반영하는 외부충격변수를 구성하고, 실현변동성의 이질적 자기회귀 모형 (heterogeneous autoregressive model of realized volatility: HAR-RV model)을 기반으로 외부충격변수가 주식시장의 변동성 변화를 설명하고 미래 변동성을 예측할 수 있는 정보효과를 갖는지를 검증한다.

세계금융시장, 원자재시장, 상품시장의 가격변동은 우리나라의 국내경제 및 금융시장에 직간접적으로 영향을 미친다. Mackowiak (2007)는 미국의 통화정책

변화의 충격이 신흥자본시장에 빠르게 반영되며 의미있는 영향을 미친다는 실증 결과를 보여준다. 그의 연구에서 분석된 신흥자본시장은 한국, 말레이시아, 필리핀, 태국, 홍콩, 싱가포르, 칠레 그리고 멕시코의 8개국이다. 2007-8년 미국의 신용위기, 2011-12년 유럽의 재정위기로 인한 시장붕괴는 한국을 포함한 많은 국가들에 큰 영향을 미쳤다. 2012년 일본의 아베노믹스에 의한 적극적 외환시장개입, 2012년 이후 중국 경제성장률의 하락, 2015년 이후 미국 연방준비제도 이사회의 금리인상 예고 등은 모두 한국경제와 금융시장에 지속적으로 영향을 미치는 외부충격으로 인식된다. 특히, 금리인상을 시사하고 있는 미국금리정책의 변화는 한국은행 기준금리 변화에 직접적으로 영향을 미칠 뿐만 아니라 막대한 국내부채규모에 대한 충격요인이 되고 있다. 원자재와 상품가격의 변동 역시 국내시장에 큰 영향을 미친다. Jain and Ghosh (2013), Zhu, Chen and Zhong (2015) 등에 의하면, 특히 한국은 석유에 대한 의존도가 매우 높기 때문에, 석유가격의 상승은 인플레이션 상승, 경제성장률 하락, 금융시장 변동성 증가 등의 직접적 결과를 가져온다. 또한 국제상품시장에서 거래되는 에너지, 농업, 비철금속 등의 가격변화도 우리경제에 직·간접적으로 영향을 미친다. 김권식 (2005), 이동은·송원호·오승환 (2009), 이근영 (2010), 한덕희 (2010), 윤덕룡·김수빈·강삼모 (2014) 등은 외부충격이 한국경제와 금융시장에 미치는 영향을 분석하고 있다.¹⁾ 본 연구에서는 기존연구들을 참고로 최근 한국경제에 영향을

1) 국내연구들에서 한국경제와 금융시장에 의미 있는 영향을 미치는 것으로 확인된 외부충격변수들은 다음과 같다. 김권식 (2005)은 일본 엔환율, 국제유가 등의 충격이 미치는 영향을 조사하였고, 이동은·송원호·오승환 (2009)은 미국 신용위기, 중국경제성장, 원자재가격 등의 충격이 미치는 영향을, 한덕희 (2010)은 중국금융정책 등의 충격이 미치는 영향을, 그리고 윤덕룡·김수빈·강삼모 (2014)는 유럽 유로환율, 일본 엔환율, 중국 위안환율 등의 충격이 미치는 영향을 조사하였다. 한편, 변동성 관점에서 외부충격의 영향을 조사한 이근영 (2010)은 미국금리(연방기금금리), 다우존스지수, 일본 엔환율 등을 이용하였다.

미치는 외부충격을 반영하여, 국제금융시장, 원자재시장, 상품시장 등으로부터 국내경제와 금융시장에 중요한 영향을 미치는 외부충격의 속성을 갖는 10가지의 변수들을 다음과 같이 선택하였다: 미국의 S&P 500, 일본의 Nikkei 225, 중국의 상하이종합지수 (주식시장), 미국달러에 대한 유럽 유로(EUR), 일본 엔(JPY), 중국 위안(CNY)의 환율 (외환시장), 연방기금금리(effective federal fund rate, EFFR) (금리시장), 미국 서부 텍사스 원유가격(crude oil prices of West Texas Intermediate, WTI) (석유시장), 금가격 (금시장), 그리고 국제상품지수인 CRB(Thomson Reuters/Core Commodity, Commodity Research Bureau) (상품시장). 이후 본 연구는 선택한 10가지 외부충격의 속성을 갖는 변수를 종합적으로 결합한 단일의 외부충격변수 시계열자료를 생성한 후에, 생성된 단일 외부충격변수가 갖는 한국주식시장의 변동성에 대한 영향을 분석한다.

최근 재무금융 분야에서 일종 고빈도 자료는 시장 변동성을 측정하는데 중요한 수단으로 이용되고 있다. 대표적으로 Anderden and Bollerslev (1998)는 변동성 측정에서 측정오차가 작고 측정모형의 가정으로부터 자유로운 고빈도자료를 이용한 실현변동성을 제안하였다. Andersen, Bollerslev, Diebold and Labys (2001), Andersen, Bollerslev, Diebold and Evens (2001) 등은 외환시장과 주식시장에서 실현변동성의 유용성을 입증하였고, 국내에서는 한상범·김형태 (2002), 엄철준 (2015) 등이 주식시장과 환율시장에 있어서 실현변동성의 통계적 속성을 분석·소개 하였다. Corsi (2009)는 이질적 시장가설(heterogeneous market hypothesis, Muller et al. (1993))을 근거로 장단기 실현변동성을 이용한 이질적 자기회귀모형(HAR-RV모형)을 제안하였고, Andersen, Bollerslev,

Diebold and Labys (2003) 등은 기존 변동성모형들과의 비교에서 **HAR-RV모형**이 내표본과 외표본에서 비교우위를 갖는다는 증거를 제시하였다. 실현변동성의 이질적 자기회귀모형은 변동성 변화에 대한 설명력 개선과 예측력 개선을 위한 새로운 설명변수의 도입 유연성이 매우 높다는 장점을 갖는다. Andersen, Bollerslev and Diebold (2007)은 실현변동성을 연속적 속성을 갖는 연속요소와 불연속적 속성을 갖는 점프요소로 분리하여 이질적 자기회귀모형에 결합함으로써 변동성의 예측력을 높였다. Busch, Christensen and Nielsen (2011)은 옵션 가격에서 추정된 내재변동성을, Cori and Reno (2012)는 변동성의 레버리지효과를, Byun and Kim (2013)은 옵션가격에서 산출된 위험-중립 왜도를, Huang, Gong, Chen and Wen (2013)은 모멘텀효과를, 그리고 엄철준·박종원(2016)은 실현왜도와 실현첨도를, 새로운 독립변수로 소개하고 추가된 독립변수의 정보효과를 실증적으로 입증하였다. 본 연구에서는 외부충격변수를 실현변동성의 이질적 자기회귀모형에 새로운 설명변수로 도입한 후에, 외부충격변수가 내표본과 외표본에서 실현변동성 변화에 대한 설명력과 예측력 개선에 유용한지를 검증한다.

본 연구가 기존연구들에 비교하여 갖는 차별점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 국제금융시장, 원자재시장, 상품시장 각각에서 선택된 외부충격의 속성을 갖는 자료들을 요인분석을 이용하여 단일 시계열자료인 외부충격변수로 생성한다. 이후 생성된 외부충격변수를 새로운 독립변수로 추가한 실현변동성 이질적 자기회귀모형을 통해 미래기간 실현변동성에 대한 내표본과 외표본에서 외부충격변수의 정보효과를 분석한다. 10가지 외부충격의 속성을 갖는 자료들을 결합하여 단

일의 외부충격변수를 생성하는 방법은 본 연구에서 새롭게 고안한 것이다. 한국 경제와 금융시장은 한 가지 외부충격변수에만 영향을 받지 않으며, 시계열적으로 각 기간에서 의미 있는 영향을 미치는 외부충격변수도 다르다. 따라서 알려진 외부충격의 속성을 갖는 자료들을 단일 시계열자료로 생성한 후, 이를 외부충격의 대응변수로 이용하는 것이 필요하다. 따라서 본 연구에서 고안한 방법은 관련 연구에 새로운 시각을 제공할 수 있을 것이다. 둘째, 기존연구들에서 사용된 방법과 비교하여 보다 개선된 연구방법론을 채택하여 검증결과의 신뢰성을 높인다. 구체적으로 통계적 유의성 평가에 의한 실현변동성의 점프요소를 채택한 Andersen, Dobrev, and Schamburg (2012)의 방법을 사용하여 실현변동성의 연속요소과 점프요소를 분리한다. 거래가 없는 시간동안의 시장변동성 정보를 실현변동성 측정에 반영한 Andersen, Bollerslev and Huang (2011)의 방법을 사용하여 정보 불연속성의 영향을 축소한다. 새로운 설명변수를 도입한 모형이 통계적 유의성 관점에서 예측력을 개선하는지를 평가하는 Clark and McCracken (2001), McCracken (2007)의 방법을 사용하여 외부충격변수 예측력 개선의 평가 신뢰성을 높인다. 변동성의 특징적 현상(stylized facts)인 변동성 레버리지효과를 이질적 자기회귀모형에 도입한 Corsi and Reno (2009)의 방법을 사용하여 외부충격변수의 미래기간 실현변동성의 설명력 개선과 예측력 개선에 대한 정보효과의 강건성을 확인한다.

본 연구의 주요 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, KOSPI 200 시장지수의 일중 5분 단위 고빈도 수익률자료로부터 측정된 실현변동성에서, 통계적으로 유의한 불연속적 속성을 갖는 점프요소는 전체거래일의 약 40% 수준이고, 연속요소

는 60% 수준이다. 둘째, 요인분석을 이용하여 국제금융시장, 원자재시장, 상품 시장에서 대표적 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료들로부터 생성한 단일의 외부충격변수 시계열자료는 국제적으로 알려진 시장의 중요한 흐름을 잘 반영하는 것으로 확인된다. 특히 생성된 단일 외부충격변수는 전체기간에서 실현변동성과의 유의한 그랜저 인과관계를 갖는다. 또한 KOSPI 200 시장지수의 실현변동성이 급격하게 상승하는 시장충격의 시점과도 유사한 패턴을 보인다. 셋째, 점프요소를 실현변동성 이질적 자기회귀모형(HAR-RV-J모형)에 결합한 경우, 과거기간의 실현변동성과 점프요소는 미래기간 일별과 주별의 실현변동성 변화에 대하여 각각 유의한 양(+)과 음(-)의 값을 가진다. 이는 미래기간 실현변동성이 과거기간의 실현변동성에 대하여 높은 지속성을 갖고, 점프요소와는 낮은 지속성을 갖는다는 것을 의미한다. 넷째, 새로운 독립변수로 외부충격변수를 추가한 이질적 자기회귀모형(HAR-RV-J-ES모형)에서 외부충격변수는 미래기간 일별과 주별의 실현변동성 변화에 대하여 유의한 설명력 개선효과를 갖는 것으로 확인되었다. 즉, 외부충격변수는 미래기간의 일별과 주별 실현변동성에 대하여 유의한 음(-)의 회귀계수를 갖고, 이는 점프요소와 유사하게 미래 실현변동성 변화에 대한 낮은 지속성을 나타낸다. 그리고 외표본에서 외부충격변수를 포함한 이질적 자기회귀모형은 미래기간 일별 실현변동성의 예측에 있어서 통계적으로 유의하고 견고한 예측력 개선의 증거를 보인다. 마지막으로, 검증결과에 대한 강건성 확보를 위하여 변동성 레버리지효과를 추가적으로 고려한 이질적 자기회귀모형(LHAR-RV-J-ES모형)에서도 역시 외부충격변수의 유의한 설명력과 예측력 개선효과가 나타나 외부충격변수의 정보효과가 강건함을 보여준다. 이러한 결과는 미래기간의 실현변동성의 변화를 보다 정확하게 설명하고 예측하

는데 외부충격변수가 유용한 정보효과를 가짐을 보여주는 것이며, 본 연구에서 제안한 외부충격의 속성을 갖는 다양한 자료들을 결합하여 단일의 외부충격변수를 생성하는 방법이 향후 관련 연구에 새로운 시각을 제공할 수 있음을 의미한다.

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

II. 실증설계

2.1. 자료 및 기간

본 연구는 한국주식시장의 KOSPI 200시장지수에 대한 2004년 1월부터 2016년 6월까지 12년 6개월 동안 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. 그리고 국제적 및 주변국

의 외부충격에 대한 영향은 수출입이 많고 한국주식시장을 대표하는 기업들에게 높다는 것을 가정하고, KOSPI 200 시장지수를 선택한다.²⁾ 시장지수의 일중 고빈도 자료는 한국거래소에서 구입하였다.

다음으로, 본 연구는 기존연구들과 최근 한국경제에 영향을 미치는 외부충격 뉴스를 근거로, 국제금융시장, 원자재시장, 상품시장 각각으로부터 외부충격의 속성을 갖는 자료들을 선택하였다. 선택된 자료들은 6가지 분류의 10개이다.³⁾ 첫째, 국제 주식시장에 관련된 자료로서 미국 주식시장의 S&P 500 시장지수, 일본의 Nikkei 225 시장지수, 그리고 중국의 상하이종합지수를 선택한다. 둘째, 국제 외환시장에 관련된 자료로서 미국달러로 표시된 유럽 유로환율, 일본 엔환율, 그리고 중국 위안환율이다. 셋째, 국제 금리시장에 관련된 자료로서 최근 한국은행의 시중금리조정에 직접적 영향을 미치는 연방기금금리를 선택한다. 넷째, 석유시장에 대한 가격자료는 미국달러에 대한 미국 서부 텍사스 원유 가격 자료이다. 다섯째, 금시장의 가격자료는 미국달러에 대한 온스당 가격을 이용하였다. 마지막으로, 국제 원자재시장의 동향을 대표하는 CRB지수를 선택하였다. CRB지수는 에너지(39%), 농축산물(41%), 비철금속(20%) 등의 19가지 종목으로 구성된다. 이상의 자료들은 KOSPI 200 시장지수의 자료 기간과 동일하게

2) 본 연구는 관찰대상에 대한 강건성을 위하여, KOSPI 시장지수의 일중 5분 단위 고빈도 수익률자료를 이용하여 동일한 검증과정을 수행하였다. 본 논문에 지면관계로 제시하지 않지만, 확인된 검증결과는 본 연구에서 언급한 검증결과와 질적으로 차이가 없다.

3) 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 석유 가격, 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 웹사이트 (<http://www.tradingeconomics.com/commodity/crb>)에서 CRB지수를 구했다.

2004년 1월부터 2016년 6월까지의 3,100 거래일에 있어서 일별자료를 수집하여 검증과정에 이용하였다. 4)

2.2. 실현변동성

먼저, 일중 5분단위의 고빈도 자료를 이용하여 실현변동성을 측정하고, 측정된 실현변동성을 연속요소와 점프요소의 2가지로 분해하는 방법을 소개한다. 한국 주식시장은 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 시간에서 발생할 수 있는 시장변동성의 정보를 반영하지 못하는 문제점이 있다. 따라서 우리는 Andersen et al. (2011), Huang et al. (2013), 엄철준·박종원(2016) 등에서 사용된 비거래 시간 동안의 시장변동성정보를 포함한 실현변동성을 다음과 같이 산출한다.

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

여기서, $r_{t,i}$ 는 5분 단위 가격정보($p_{t,i} = \ln(P_{t,i})$, $i = 1, 2, \dots, M(=73)$)를 이용하여 로그차분방법($r_{t,i} = p_{t,i} - p_{t,i-1}$)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 연속요소(C_t)와 점프요소(J_t)로 분해하는 방법은 다음과 같다.

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

4) 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료들 각각에 있어서 KOSPI 200 시장지수의 거래일에 자료가 없는 경우는 내삽법(interpolation)을 통해 조정하였다.

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

여기서 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 지시함수(indicator function)이다. 즉, Z -통계량을 근거로 통계적으로 유의적인 경우 ($Z_t > \Phi_{1-\alpha}$), $I=1$ 이 되고, $J_t = RV_t - RBV_t$ 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 유의성에 의한 점프요소의 평가를 위하여 사용하는 Z -통계량은 Andersen et al. (2012)에 의하여 개선된 방법으로 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. Barndorff-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. 따라서 우리는 Andersen et al. (2012)에 의하여 제안된 식(4), 식(5), 식(6)을 이용하여 통계적 유의성에 근거한 실현변동성의 점프요소를 평가한다.⁵⁾ 한편, 우리는 식(1)에 의하여 산출된 분산

값의 실현변동성에 제곱근을 취한 표준편차의 값($RV_t = \sqrt{RV_t^{(v)}}$)을 본 연구에서 언급하는 실현변동성으로 이용한다.⁶⁾

앞의 방법에 따라 측정된 실현변동성, 실현변동성의 연속요소와 점프요소 각각에 대한 시계열 추이와 기초통계량 검증결과는 <그림 1>과 <표 1>에 제시하였다.

[여기 <그림 1>의 위치]

그림은 2004년 1월부터 2016년 6월의 기간 동안에 KOSPI 200 일중 5분 단위 고빈도 수익률 자료를 이용하여 산출된 실현변동성과 분해된 연속요소와 점프요소에 대한 시계열 추이를 나타낸 것이다. 실현변동성의 점프요소는 식(4)의 Z_t -통계량을 근거로, 통계적으로 유의적인 값만을 선택하였고, 그 숫자는 3,100거래일에서 39.46% 수준(약 1,223거래일)이다. 식(3)에 의하여 실현변동성에서 점프요소를 뺀 나머지 60.55% 수준의 거래일에 대한 실현변동성이 연속요소에 해당한다. 3가지 실현변동성의 시계열적 변화는 미

5) 실현변동성을 연속요소와 점프요소로 분해하는 방법은 Andersen et al. (2012) 등의 외국연구뿐만 아니라 엄철준·박종원 (2016) 등의 국내연구에서 전개과정에 대한 상세한 언급이 있기 때문에, 본 연구는 논문의 지면관계로 상세한 설명을 하지 않는다.

6) 기존연구들에 의하면, 실현변동성은 분산, 표준편차, 그리고 표준편차의 로그변환의 3가지 종류를 이용한다. 표준편차의 로그변환 실현변동성은 분포적 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. 따라서 본 연구는 표준편차에 의한 산출된 실현변동성 측정치를 중심으로 검증결과를 보고한다.

국 신용위기, 유럽 재정위기 등의 기간에서 높은 값을 갖는 유사성을 보인다. 그림에 제시된 실현변동성, 연속요소, 점프요소 각각에 대한 기초통계량은 <표 1>에 제시하였다.

[여기 <표 1>의 위치]

표의 기초통계량에 의하면, 실현변동성의 연속요소와 점프요소는 서로 상이한 속성을 갖는다는 것을 알 수 있다. 연속요소가 점프요소에 비교하여 분포적 속성에서 중심부분이 보다 뾰족하고 두꺼운 꼬리의 속성을 보인다. 그리고 연속요소는 점프요소 보다 실현변동성의 분포적 속성에 보다 근접한다. 또한, 자료의 지속성을 측정하는 Ljung-Box통계량에서 실현변동성의 2가지 요소는 분명한 차이를 보인다. 즉, 연속요소는 높은 Ljung-Box통계량을 갖기 때문에, 높은 변동성의 지속성을 보인다. 반면에 점프요소는 연속요소와 비교하여 4.7% 수준의 매우 작은 Ljung-Box통계량을 보이기 때문에 지속성이 낮은 불연속적 속성을 보인다. 이와 같이 실현변동성의 2가지 요소간의 상이한 속성은 상관관계 측정에서도 확인된다. 즉, 점프요소와 연속요소간의 상관관계는 13.07%에 불과하다.

2.3. 외부충격 변수

이제, 한국경제와 금융시장에 대하여 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료들을 통계적 접근법을 통해 단일 시계열자료인 외부충격변수로 생성하는 방법을 소개한다. 먼저, 선택된 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료에 대한 기초통계량은 <표 2>에 제시하였다.

[여기 <표 2>의 위치]

표에 의하면, 미국신용위기 이후, 미국의 달러가치 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-Box통계량에 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. 석유시장의 대표지수인 미국 서부 텍사스 원유가격은 높은 표준편차를 보이며, 이는 검증기간동안 높은 가격변동을 의미한다. 금시장은 미국신용위기 등에서 미국달러가치 하락에 대한 가격상승 및 가격변동을 갖는다. 국제상품지수인 CRB지수는 최근 국제경제침체에 따라, 특히 중국의 경제성장을 하락에 따라 수요 감소와 함께 가격하락을 보인다.

<표 2>에 제시된 2004년 1월부터 2016년 6월의 기간동안 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료를 이용하여 연구목적에 적합한 단일의 시계열자료인 외부충격변수를 생성한다. 이러한 고안 방법은 한국경제와 금융시장이 한가지 외부충격의 자료에만 영향을 받지 않고 시간흐름에 따라 각 기간에서 의미 있는 영향을 미치는 외부충격 자료도 다르다는 전제에 근거한다. 우리는 외부충격의 속성을 대표하는 단일의 시계열자료를 생성하기 위하여 요인분석을 이용한다. 요인분석은 King (1966), Ross (1976) 등의 연구들에서 공통요인을 추출하기 위하여 사용되

는 대표적인 통계방법이다. 특히, 요인분석으로부터 생성하는 고유치들 중에서 가장 큰 값을 갖는 고유치는 모든 자료들이 갖는 대표적 공통성을 포함한다. 예를 들어, Eom et al. (2015) 등의 기존연구에서, 주식수익률 자료로부터 추출된 가장 큰 값을 갖는 고유치의 속성은 시장요인의 속성을 갖는 것으로 널리 알려져 있다. Baker and Wurgler (2006)는 주성분분석을 이용하여 시장에서 투자자 심리의 속성을 갖는 6가지 자료로부터 가장 큰 값을 갖는 고유치를 생성한 후, 해당 고유치의 시계열자료인 요인점수를 투자자 심리지수로 이용하였다. 우리는 재무 분야에서 널리 이용된 요인분석을 근거로, 앞에서 언급한 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료들로부터 가장 큰 값을 갖는 고유치를 추출하고, 해당 고유치의 속성을 갖는 시계열자료인 요인점수를 단일의 외부충격변수 시계열자료로 이용한다.⁷⁾ 요인분석으로부터 생성된 가장 큰 값을 갖는 고유치를 구성하는 10가지 외부충격 자료들 각각에 대한 요인부하량(factor loading)은 <표 3>에 제시하였고, 단일 고유치에 의한 설명력은 87.04%이다.

[여기 <표 3>의 위치]

그리고 생성된 단일의 외부충격변수 시계열자료에 대한 추이는 <그림 2>에 제시하였다. 그림은 앞의 KOSPI 200 일종 고빈도 자료로부터 측정된 실현변동성과 생성된 단일의 외부충격변수 시계열자료를 함께 도시하였다. X축은 2004년 1월부터 2016년 6월까지의 3,100거래일을 나타낸다. Y축은 이중 축으로 표시하였

7) 본 연구는 가장 큰 값을 갖는 고유치의 고유한 속성을 보다 명확하게 추출하기 위하여 주성분분석(principle component analysis) 보다 요인분석의 통계적 방법을 선택하였다. 즉, 요인분석에서 요인추출방법으로 직교(varimax)방법을 선택함으로써, 추출 가능한 다른 모든 요인들과의 독립적 관계를 보다 높였다. 이러한 점은 주성분분석에 비교하여 공통요인의 고유한 속성을 반영한 시계열자료를 생성하는데 있어서 요인분석의 비교우위 특징에 해당한다.

다. 즉, 왼쪽-Y축은 실현변동성을, 오른쪽-Y축은 외부충격변수를 각각 나타낸다. 외부충격변수는 시계열추이를 확인하기 위하여 기간에 따른 누적 값을 표시한다.

[여기 <그림 2>의 위치]

그림에 의하면, 본 연구에서 생성한 외부충격변수의 시계열자료가 국제적으로 알려진 시장의 중요한 흐름을 잘 반영하고 있는 것으로 확인된다. 즉, 2007-8년 미국의 신용위기 기간, 2011-12년 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 단일 외부충격변수는 실현변동성과 -8.32%의 상관관계를 갖고, 분해된 연속요소와 점프요소와는 각각 -7.70%와 -3.53%의 상관관계를 갖는다. 즉, 단일 외부충격변수는 모형의 새로운 독립변수로서 다중공선성의 문제점을 야기하지 않고, 특히 국내시장의 변동성에 독립된 외국으로부터의 고유한 정보를 포함한다는 것을 의미한다. 우리는 <그림 1>과 <표 1>에서 보고된 실현변동성, 실현변동성의 연속요소와 점프요소, 그리고 <표 2>와 <그림 2>에서 보고된 단일의 외부충격변수 시계열자료를 이용하여 설정된 연구목적을 수행한다.

III. 실증결과

본 장에서는 다음과 같이 검증결과를 구분하여 제시한다. 우선, 내표본에서 이

질적 자기회귀모형에 대한 외부충격변수의 정보효과를 설명력 개선 관점에서 확인한 검증결과를 제시하고, 둘째, 외표본에서 이질적 자기회귀모형에 대한 외부충격변수의 정보효과를 예측력 개선 관점에서 확인한 검증결과를 제시한다. 셋째, 검증결과의 강건함을 위하여 변동성의 레버지리효과를 반영한 이질적 자기회귀모형에 대한 외부충격변수의 설명력 및 예측력 개선 여부의 추가적 검증결과를 제시한다. 그리고 단일 외부충격변수에 대한 추가적 논의를 언급한다.

3.1. 내표본에서 이질적 자기회귀모형과 외부충격 변수의 정보효과

본 절에서는 2004년 1월부터 2016년 6월까지의 내표본에서, Corsi (2009), Andersen et al. (2007)에 의하여 제안된 실현변동성의 이질적 자기회귀모형에 있어서 외부충격변수의 도입이 설명력 개선에 의미 있는 정보효과를 갖는지를 조사한 결과를 제시한다. 검증모형에 대한 간단한 소개는 다음과 같다. Corsi (2009)에 의한 실현변동성 이질적 자기회귀모형 (**HAR-RV모형**)에 있어서, 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, 독립변수는 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)는 실현변동성을 연속요소와 점프요소로 분해한 후에 실현변동성 이질적 자기회귀모형에 결합 적용한 **HAR-RV-J모형**과 **HAR-RV-CJ모형**을 제안하였다. 본 연구에서 채택한 이질적 자기회귀모형은 엄철준·박종원 (2016)의 연구에 근거하여, 점프요소 (J_{t-d})를 포함한 **HAR-RV-J모형**을 중심으로 검증결과를 제시한다. 이들의 연구결과에 의하면, 한국주식시장에서 **HAR-RV-J모형**은 **HAR-RV-CJ모형**에 비교하여, 모형의 회귀계수에 대

한 통계적 유의성이 높고, 외표본의 예측력 개선에 있어서 비교우위를 갖는다는 것을 보고하였다. 그리고 새로운 독립변수인 단일 외부충격변수(ES_{t-d})를 포함한 HAR-RV-J-ES모형으로부터의 검증결과를 제시한다. 물론, 우리는 HAR-RV-CJ(-ES) 모형에 대한 검증과정을 수행하였으며, 논문의 지면관계로 <부록: 표 1>에 제시한다. 검증결과는 본문에서 언급된 주요 내용과 질적으로 차이가 없다.

HAR-RV-J모형:

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

HAR-RV-J-ES모형:

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

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-J모형과 HAR-RV-J-ES모형에 대한 검증결과는 <표 4>에 제시하였다. 표의 왼쪽 열은 HAR-RV-J모형에 대한 결과이고, 표의 오른쪽 열은 HAR-RV-J-ES모형에 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-West (1987)의 방법으로 조정한 표준오차를 이용한 t 값이다.

[여기 <표 4>의 위치]

HAR-RV-J모형의 검증결과에 의하면, 독립변수인 과거기간 실현변동성은 유의

적인 양(+)의 관계로서, 과거기간의 점프요소는 유의적인 음(-)의 관계로서 미래기간의 실현변동성을 설명하고 있다. 즉, 미래기간 일별과 주별의 실현변동성에 대한 과거기간 모든 실현변동성의 회귀계수는 유의수준 1%에서 유의적인 양(+)의 값을 갖고, 과거기간 점프요소의 회귀계수는 유의수준 1%에서 유의적인 음(-)의 값을 갖는다. 미래기간 월별의 실현변동성에 대하여 과거기간 주별 실현변동성만이 유의적인 양(+)의 회귀계수를 갖고, 과거기간 점프요소는 유의수준 5%에서 유의적인 음(-)의 값을 갖는다. 이러한 관찰은 미래기간의 실현변동성이 과거기간의 장단기 실현변동성에 대하여 높은 지속성을 보이지만, 불연속성을 갖는 점프요소는 감소하는 속성을 갖는다는 것을 의미한다. 그리고 독립변수인 과거기간 실현변동성과 점프요소를 통하여 종속변수인 미래기간 실현변동성의 변화는 64.54%~78.86%의 높은 수준으로 설명된다.

HAR-RV-J-ES모형의 검증결과에 의하면, **HAR-RV-J모형**에 추가적 독립변수로 도입한 외부충격변수는 미래기간 실현변동성의 변화를 유의적으로 설명하는 고유한 정보효과를 갖는다. 즉, 미래기간 일별과 주별의 실현변동성에 있어서 과거기간의 외부충격변수는 유의수준 1%에서 유의적인 음(-)의 값을 갖는다. **HAR-RV-J모형**과 동일한 독립변수인 과거기간 실현변동성과 점프요소는 이미 확인된 결과와 동일하게 통계적으로 유의적인 양(+)과 음(-)의 관계를 보인다. 이러한 관찰은 과거기간의 외부충격변수는 일별과 주별 미래기간 실현변동성의 변화를 설명하는데 고유한 추가적 정보를 갖고 있으며, 그 속성은 불연속적 특징을 갖는 점프요소와 유사한 음(-)의 관계로 미래기간 실현변동성을 설명한다는 것을 의미한다. 모형의 설명력은 65.44%~79.89%의 높은 수준을 보이고, 외

부충격변수의 추가적 독립변수를 통해 0.90%~1.03%의 설명력 개선이 있다.

3.2. 외표본에서 이질적 자기회귀모형과 외부충격 변수의 정보효과

본 절에서는 2009년 1월부터 2016년 6월까지의 7년 6개월의 외표본을 이용하여, 앞 절에서 통계적 유의성이 확인된 **HAR-RV-J모형**과 **HAR-RV-J-ES모형**에서 외부충격변수의 도입이 예측력 개선에 의미 있는 정보효과를 갖는지를 조사한 결과를 제시한다. 먼저, 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. 이상의 기간설정에 따라 미래기간 일별 실현변동성의 예측은 총 1,861회, 주별 예측은 총 372회, 월별 예측은 총 84회 반복을 한다. 한편, **HAR-RV-J모형**과 **HAR-RV-J-ES모형**의 추정을 위한 과거기간 길이는 통계적 안정성을 위해 거래일수 기준 약 4년(1,000일)을 이용한다. 다음으로, 예측성과의 평가 방법이다. 제안모형인 **HAR-RV-J-ES모형**이 비교모형인 **HAR-RV-J모형**의 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 예측성과의 높은 것으로 평가한다. 둘째, 예측치와 실제치의 유사성 평가는 Mincer-Zarnowitz (1969) 회귀식을 이용한다.

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

즉, 종속변수는 미래기간의 실제치이고 독립변수는 과거기간 모형으로부터의 예측치이다. 만약, 예측치에 의한 실제치의 설명력 (R^2)이 높다는 것은, 예측치가 실제치의 변화에 매우 근접하다고 평가한다. 셋째, 제안모형과 비교모형의 MSE(mean squared error)를 이용하여 두 모형간의 예측력 비교우위를 평가하는 Theil's U-통계량이다.

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

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

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

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

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

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

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

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 연구는 다양한 관점에서 여러 측정방법을 통하여 보수적 관점에서 제안 모형의 비교우위를 평가하고, 이를 통해 검증결과의 신뢰성을 높인다.

외표본에 있어서 이질적 자기회귀모형에 대한 외부충격변수의 예측력 개선에 대한 검증결과는 <표 5>에 제시하였다. 표의 열은 종속변수인 미래기간 실현변동성의 일별, 주별, 월별의 3가지 구분이다. 표의 행에서 Panel A는 비교모형인 HAR-RV-J모형에 대한 예측력 평가이고, Panel B는 제안모형인 HAR-RV-J-ES모형에 대한 예측력 평가이다. 그리고 Panel C는 비교모형에 대한 제안모형의 예측력 비교우위를 평가한 것이다.

[여기 <표 5>의 위치]

표에 의하면, 미래기간 일별 실현변동성의 예측에 있어서 제안모형 (HAR-RV-J-ES모형)은 비교모형 (HAR-RV-J모형)에 비교하여 분명한 예측력 개선의 비교우위 증거를 보인다. 즉, 손실함수인 MAE와 RMSE의 크기를 비교

하였을 때, 제안모형이 비교모형에 비교하여 작은 값을 갖는다. 예측치와 실제 치간의 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. 한편, 미래기간 주별과 월별에 있어서, 비록 ENC-NEW 통계량이 유의적으로 귀무가설을 기각하지만, 다른 평가 측정치를 모두 고려한 보수적 관점에서 제안모형이 비교모형의 예측력을 개선한다고 보기 어렵다. 이상의 검증결과를 통하여, 과거기간의 외부충격변수는 미래기간 실현변동성의 단기적 (일별) 변화를 예측하는데 고유한 추가적 정보 효과를 갖는다는 것을 알 수 있다.

3.3. 강건성 검증

본 절에서는 앞의 <표 4>와 <표 5>에서 확인된 이질적 자기회귀모형에 대한 외부충격변수의 설명력 개선과 예측력 개선의 유의적 정보효과에 대한 강건성 검증결과를 제시한다. 변동성과 관련된 많은 연구들에서 변동성 레버리지효과는 일상적으로 관찰되는 현상으로 인정된다. 즉, 변동성 레버리지효과는 과거기간에서 음(-)의 수익률과 미래기간의 변동성간에 음(-)의 상관관계가 존재한다는 것이다. 변동성 레버리지효과를 이질적 자기회귀모형에 결합 적용한 Corsi and Reno (20012)연구, 그리고 변동성 레버리지효과를 포함한 모형을 기준으로 새로운 독립변수의 탐색 노력을 한 Byun and Kim (2013), 엄철준·박종원 (2016)의 연구가 있다. 본 연구는 검증결과에 대한 강건성을 얻기 위하여 변동성 레버리지효과를 반영한 이질적 자기회귀모형에 대한 외부충격변수의 내표본과 외표본

에서의 정보효과를 추가적으로 검증한다. 검증모형은 다음과 같다. 변동성 레버리지효과를 모형에 고려하기 위하여, 과거기간의 일별, 주별, 월별 각각에 대한 음(-)의 수익률은 다음의 방법으로 산출한다.

$$r_{t-h}^{(-)} = \min[(r_{t-1}, r_{t-2}, \dots, r_{t-h}), 0] \quad (13)$$

즉 주어진 과거기간 내에서 가장 작은 음(-)의 값을 갖는 수익률을 이용한다. 그리고 식 (13)에 의하여 생성된 과거기간의 일별, 주별, 월별의 수익률을 이질적 자기회귀모형에 반영하면 다음과 같다.

LHAR-RV-J모형:

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

LHAR-RV-J-ES모형:

$$RV_{t+h} = \alpha + \beta_D RV_{t-d} + \beta_W RV_{t-w} + \beta_M RV_{t-m} + \gamma_D J_{t-d} + \lambda_D r_{t-d}^{(-)} + \lambda_W r_{t-w}^{(-)} + \lambda_M r_{t-m}^{(-)} + \delta_D ES_{t-d} + \epsilon_{t+h} \quad (15)$$

변동성 레버리지효과를 반영한 이질적 자기회귀모형에 있어서, 내표본의 모형 설명력 개선과 외표본의 모형 예측력 개선에 대한 검증결과는 <표 6>에 제시하였다. 그리고 앞의 검증과정에서 채택한 **HAR-RV-J(-ES) 모형**에 근거하여, 본 절에서도 **LHAR-RV-J(-ES) 모형**을 중심으로 검증결과를 제시한다. 물론, 우리는 실현변동성의 연속요소와 점프요소를 모두 반영한 **LHAR-RV-CJ(-ES) 모형**에 대한 검증과정을 수행하였으며, 논문의 지면관계로 <부록: 표 2>에 제시한다. 검증결과는 본문에 언급된 주요 내용과 질적으로 차이가 없다. <표 6>에 있어서, 열은 종속변수인 미래기간 실현변동성의 일별, 주

별, 월별의 3가지 구분이다. 표의 행에서 Panel A는 내표본에서 비교모형인 **LHAR-RV-J모형**과 제안모형인 **LHAR-RV-J-ES모형**에 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. 그리고 모형별 회귀 계수, F-통계량, 설명력(R^2)을 함께 제시한다. 표의 괄호 안의 t 값은 Newey-West (1987)의 방법으로 조정한 값이다.

[여기 <표 6>의 위치]

검증결과에 의하면, 변동성 레버리지효과의 고려여부에 관계없이, 이질적 자기회귀모형에 있어서 외부충격변수는 내표본에서의 설명력 개선 및 외표본에서의 예측력 개선에 고유한 정보효과를 갖는다는 증거를 확인할 수 있다. 먼저, 내표본에서 **LHAR-RV-J모형**의 검증결과에 의하면, 변동성 레버리지효과의 회귀계수는 음(-)의 값을 갖고, 이는 실현변동성과 과거기간 음(-)의 수익률간에 음(-)의 관계를 갖는다는 것을 확인시켜 준다. 과거기간 실현변동성은 앞의 <표 4>에서 확인된 **HAR-RV-J모형**의 결과와 다르지 않다. 모형의 설명력은 66.55%~81.49%의 높은 수준이고, 변동성 레버리지 효과의 반영에 따라 추가적으로 개선된 설명력은 0.91%~2.63% 수준이다. 다음으로, **LHAR-RV-J-ES모형**의 검증결과에 의하면, **HAR-RV-J-ES모형**에 추가적으로 도입한 변동성 레버리지효과는 미래기간 실현변동성의 변화를 유의적으로 설명한다. 즉, 앞의 **HAR-RV-J-ES모형**에서 확인된 실현변동성, 점프요소, 외부충격변수에 대한 회귀계수의 통계적 평가는 동일하고, 변동성 레버리지효과의 변

수는 미래기간 일별과 주별의 실현변동성에 있어서 유의적인 음(-)의 회귀계수를 갖는다. 모형에 대한 설명력은 65.64%~81.89%로 **HAR-RV-J-ES모형**에 비교하여 0.84%~2.00% 수준의 설명력 개선이 확인된다. 한편, 외표본에서의 예측력 평가를 위하여 비교모형(**LHAR-RV-J모형**)에 대한 제안모형(**LHAR-RV-J-ES모형**)의 예측력 비교우위의 검증결과를 Panel B에서 제시하였다. 미래기간 실현변동성에 대하여 **LHAR-RV-J모형** (**LHAR-RV-J-ES모형**)은 **HAR-RV-J모형** (**HAR-RV-J-ES모형**)에 비교하여 낮은 MAE와 RMSE를 보이고, Mincer-Zarnowitz 회귀식은 개선된 설명력을 갖는다. 그리고 미래기간 단기 실현변동성에 있어서 Theil's U-통계량, MSE-F 통계량, ENC-NEW 통계량은 통계적으로 유의적인 제안모형의 예측력 개선을 지지한다. 이상의 검증결과를 통하여 실현변동성 이질적 자기회귀모형에 있어서 변동성 레버리지 효과는 내표본과 외표본에 있어서 미래기간 실현변동성의 변화에 설명력 개선과 예측력 개선에 유의적인 정보가치를 갖는다는 것을 알 수 있다. 또한 표의 검증결과는 외부충격변수는 변동성 레버리지효과의 고려여부에 관계없이 실현변동성 이질적 자기회귀모형에서 미래기간 설명력 개선과 예측력 개선에 고유한 정보효과를 갖는다는 것을 강건하게 확인할 수 있다.

3.4. 외부충격변수의 추가적 논의

본 연구는 단일의 외부충격변수가 실현변동성 이질적 자기회귀모형에서 새로운 독립변수로서 미래기간 실현변동성의 변화에 대한 유의적인 설명력 개선과 예측력 개선의 정보가치를 갖는다는 증거를 확인하였다. 즉, 외부충격변수는 미래기간 실현변동성에 대한 이질적 자기회귀모형에서 과거기간 장단기 실현변동성,

분해된 연속요소와 점프요소 그리고 변동성 레버리지효과와 구분되는 고유한 정보효과를 갖는다. 우리는 한국경제와 금융시장에 한가지 외부충격자료만이 영향을 미치는 것이 아니고, 시간흐름에 따라 각 기간에 의미 있는 영향을 미치는 외부충격자료도 다르다는 가정 하에서, 10가지 외부충격의 속성을 갖는 자료들로부터 통계적 방법으로 단일의 외부충격변수 시계열자료를 생성하였다. 단일의 외부충격변수 시계열자료를 생성 및 이용하면, 한국경제와 금융시장에 대한 외부충격의 영향을 특정 기간 및 특정 자료에 종속되지 않고 전체기간에서 시계열적으로 관찰할 수 있는 이점을 갖는다. 본 절에서는 단일의 외부충격변수를 생성·이용하는데 사전적으로 가정된 부분에 대한 추가적 검증 및 논의를 제시한다.

본 연구에서 단일의 외부충격변수를 생성하기 위하여 고안한 방법의 검증설계 타당성을 다음의 추가적 검증과정을 통해 확인한다. 금융 분야에서 투자자 심리가 주식시장의 가격변화에 유의적인 영향을 미치는가에 대한 연구주제에서, 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. 그리고 이들은 구글 트렌드 지수가 주가가격변화에 유의적인 정보효과를 갖는다는 것을 실증적으로 입증하였다. 우리는 이들의 연구방법에 근거를 두고, 한국에서 구글 트렌드와 유사한 기능을 갖는 네이버 트렌드(naver trend) 지수를 이용한다. 네이버 트렌드는 구글 트렌드와 동일하게 검색빈도의 지수 값이 0과 100사이에 있고, 100의 값이 가장 높은 관심정도를 의미한

다. 우리는 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 시장 관심정도가 높은 기간으로 정의한다. 즉, 관심기간을 외부충격의 정보효과가 높은 기간으로 한다. 선택된 네이버 트렌드의 검색어는 다음과 같다. 미국경제, 일본경제, 중국경제, 유럽경제, 연준금리, 오일가격, 금가격, 원자재가격이다.⁸⁾ 비교는 전체기간 (2004. 01-2016. 06)과 네이버 트렌드에 의하여 확인된 관심기간이다. 전체기간과 관심기간 각각에 대하여 <표 1>의 실현변동성을 종속변수로, <표 2>의 외부충격 속성을 갖는 자료들을 독립변수로 한 그랜저 인과관계검증 (Granger causality test)을 실시한다. 검증결과는 <표 7>에 제시하였다.

[여기 <표 7>의 위치]

검증결과에 의하면, 본 연구에서 선택한 외부충격 속성을 갖는 10가지 자료들은 시계열적으로 상이한 기간에서 실현변동성에 대한 유의적인 정보효과를 갖는다는 것을 확인할 수 있다. 즉, 네이버 트렌드 지수에 근거한 관심기간에서 외부충격의 속성을 갖는 모든 자료들은 실현변동성에 대하여 통계적으로 유의적인

8) 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 2011-12년에 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.

그랜저 인과관계를 갖는다. 하지만, 전체기간에서는 연방기금금리와 중국 상하이 지수를 제외한 나머지 모든 자료들은 통계적으로 유의적인 그랜저 인과관계를 갖지 않는다. 한편, [그림 2]에서 제시된 요인분석을 통해 생성된 단일의 외부 충격변수 시계열자료는 전체기간에서 실현변동성에 대하여 유의수준 5%에서 유의적인 그랜저 인과관계 ($F=4.4759$)를 갖는다. 따라서 본 연구에서 고안한 방법을 통해 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료들로부터 생성한 단일의 외부충격변수 시계열자료는 외부충격의 주요한 정보를 효과적으로 결합하여 포함한다는 것을 알 수 있다. 즉, 본 연구에서 고안한 단일의 외부충격변수의 생성과 이용에 대한 검증설계의 타당성을 지지하는 증거이다. 한국은 자본자유화를 통하여 금융의 개방시스템을 갖고 있고 대부분의 원자재를 외국으로부터 수입해야만 하는 순수 수입국의 위치에 있다. 다양한 외부충격이 상이한 시점에서 각각 한국 경제와 금융시장에 유의적인 영향력을 갖는다면, 이들 외부충격의 속성들을 종합적으로 결합한 단일의 대표적인 외부충격변수 시계열자료 생성 및 활용이 필요하다. 즉, 본 연구에서 고안한 방법은 이러한 관점에서 향후 연구에 본 연구의 고안 방법이 새로운 시각을 제공할 것으로 생각된다.

IV. 결론

본 연구는 한국주식시장의 KOSPI 200 지수에 대한 2004년 1월부터 2016년 6월 까지의 기간을 대상으로 일중 5분 단위 수익률 자료를 이용하여, 주식시장의 변동성에 대한 외부충격의 영향을 실현변동성의 이질적 자기회귀모형에 대한 외부 충격변수의 설명력 개선과 예측력 개선에 중점을 두고 검증하였다. 검증결과의 신뢰성을 높이기 위하여, 통계적 유의성 평가에 의한 실현변동성의 점프요소를

채택하는 방법, 거래가 없는 시간동안의 시장변동성 정보를 실현변동성 반영하는 방법, 통계적 유의성 평가에 의한 새로운 모형의 예측력 개선 평가 방법, 변동성의 일상적 현상인 변동성 레버리지효과를 반영한 추가적 검증모형 등의 개선된 방법을 실증설계에 반영하였다. 또한, 국제금융시장, 원자재시장, 상품시장 각각에서 외부충격의 속성을 갖는 10개의 자료들을 요인분석의 통계적 방법을 통해 단일의 시계열자료인 외부충격변수를 생성하는 방법을 고안하여 검증과정에 실제적으로 이용하였다. 검증결과에 의하면, 기존 이질적 자기회귀모형에 새로운 독립변수로 도입한 외부충격변수는 통계적으로 유의한 회귀계수를 가졌고, 내표본의 설명력 개선과 외표본의 예측력 개선을 지지하는 증거를 보였다. 즉, 미래기간 주식시장의 변동성을 설명하고 예측하는데 외부충격변수는 유의한 정보효과를 가진다. 나아가 이러한 결과는 변동성 레버리지효과의 고려 여부에 관계없이 성립하는 강건한 결과임을 보여주어 외부충격변수가 고유한 정보효과를 가짐을 확인할 수 있다. 이상의 검증결과는 본 연구에서 고안한 방법으로부터 생성된 외부충격변수가 미래기간 실현변동성의 변화를 보다 정확하게 설명하고 예측하는데 유용한 정보효과를 갖는다는 것을 실증적으로 보여주는 것이다. 따라서 본 연구의 검증설계 및 연구결과는 외부충격에 민감한 한국경제와 금융시장의 상황을 반영한 향후의 연구에 유용한 기여를 할 수 있을 것으로 기대한다.

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).

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, 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* 24(4), (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* 24(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, 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* 9(4), (2010), pp.57-80.

(Translated in English) Hahn, D. H., "Effectiveness of China's Monetary Policy, 2006-2010," *Korean Journal of Financial Engineering*, 9(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

Andersen, T. G., and T. Bollerslev, 'Answering the Skeptics: YES, Standard Volatility Models do Provide Accurate Forecasts,' *International Economic Review*, 39(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*, 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* 61, (2001b), pp.43-76.

Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold and P. Labys, "Modeling and Forecasting Realized Volatility," *Econometrica* 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* 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* 160(1), (2011), pp.176-189.

Andersen T. G., D. Dobrev and E. Schaumburg, “Jump-robust Volatility Estimation using Nearest Neighbor Truncation,” *Journal of Econometrics* 169, (2012), pp.75-93.

Baker, M., and J. Wurgler, “Investor Sentiment and the Cross-Section of Stocks Returns,” *Journal of Finance*, 61(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* 2, (2004), pp.1-57.

Bardorff-Nielsen, O. E. and N. Shephard, “Econometrics of Testing for Jumps in Financial Economics using Bipower Variation,” *Journal of Financial Economics* 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*, 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* 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* 23, (2013), pp.142-161.

Corsi F., “A Simple Approximate Long-memory Model of Realized Volatility,” *Journal of Financial Econometrics* 7(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* 30(3), (2012), pp.368-380.

Clark, T. E. and McCracken, M. W., “Tests of Equal Forecast Accuracy and Encompassing for Nested Models,” *Journal of Econometrics* 105, (2001), pp.85-110.

Clark, T. E. and McCracken, M. W., “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*, 66(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*, 44(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 Volume 2013*, Article ID 143194, (2013), 13 pages.

Jain, A. and S. Ghosh, “Dynamics of Global Oil Prices, Exchange Rate and Precious Metal Prices in India,” *Resources Policy* 38, (2013), pp.88-93.

King, B. F., "Market and Industry Factors in Stock Price Behavior," *Journal of Business* 39(1), (1966), pp.139-190.

Mackowiak, B., "External Shocks, U.S. Monetary Policy and Macroeconomic Fluctuations in Emerging Markets," *Journal of Monetary Economics* 54, (2007), pp.2512-2520.

McCracken, M. W., "Asymptotics for Out-of-Sample Tests of Granger Causality," *Journal of Econometrics* 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), pp.3-46.

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).

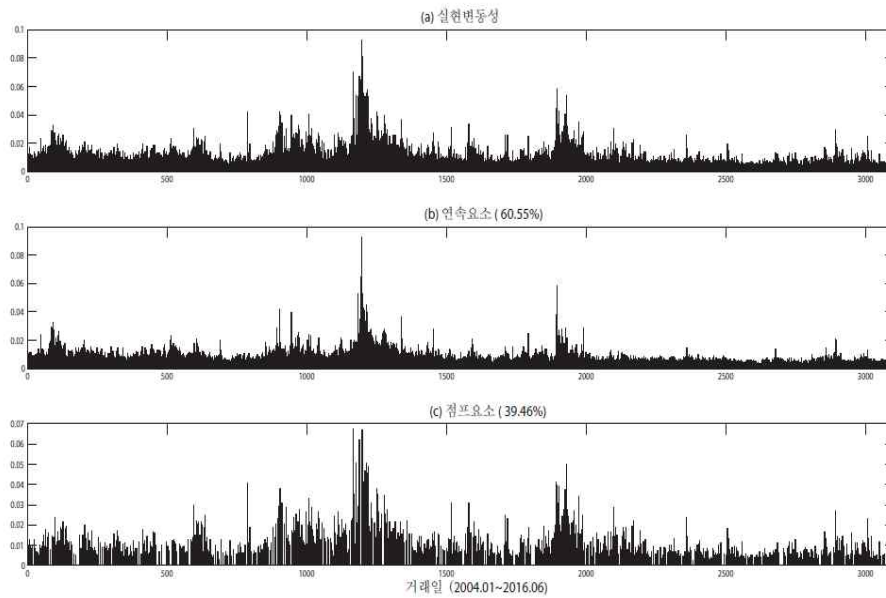
Newey W. K. and K. West, "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55, (1987), pp.703-708.

Ross, S., "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory* 13(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* 25, (2015), pp.669-676.

〈그림 1〉 실현변동성, 연속요소 및 점프요소의 시계열 추이

그림은 2004년 1월부터 2016년 6월까지 3,100 거래일의 실현변동성(a)의 추이, 그리고 실현변동성을 연속요소(b)와 점프요소(c)로 분해한 후, 각각의 시계열 추이를 비교한 것이다. 전체 실현변동성 중에서 통계적으로 유의적인 점프요소는 39.46% 거래일이고, 연속요소는 60.55%이다. 그림의 X축은 거래일을 나타내고, Y축은 각각의 변동성 값을 나타낸다.



〈표 1〉 실현변동성, 연속요소 및 점프요소의 기초 통계량

표는 2004년 1월부터 2016년 6월까지 총 3,100 거래일 각각에 대하여 산출된 실현변동성, 실현변동성의 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-Box통계량을 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 2〉 외부충격의 10가지 자료들에 대한 기초 통계량

표는 2004년 1월부터 2016년 6월의 기간에서 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료들에 대한 기초통계량을 나타낸다. 즉, 미국달러로 표시된 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.

| | 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 |

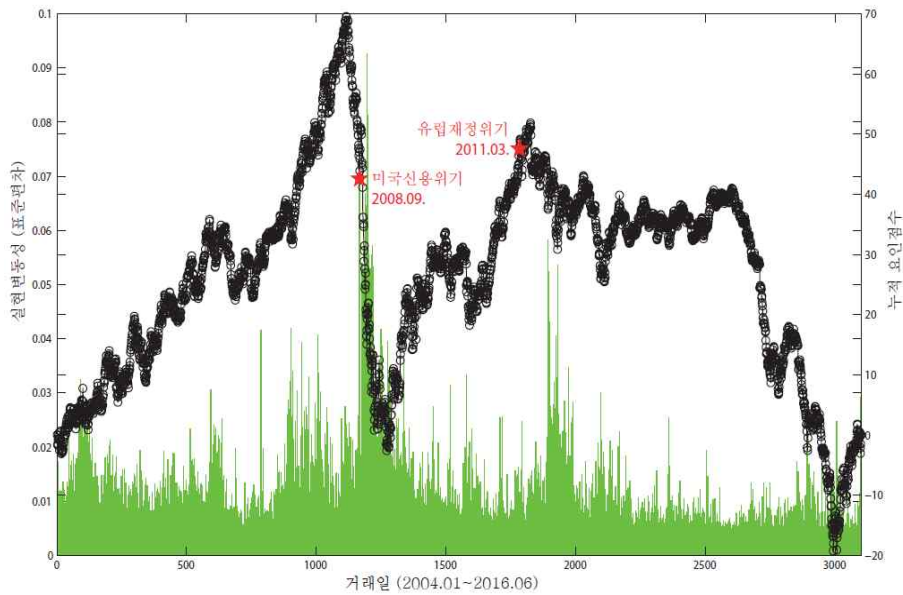
〈표 3〉 외부충격의 10가지 자료들로부터 생성된 요인점수의 요인부하량

표는 2004년 1월부터 2016년 6월까지의 기간 동안에 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료들을 이용하여 요인분석으로부터 추출된 가장 큰 값의 고유치 속성만을 갖는 요인점수에 포함된 10가지 자료 각각의 요인부하량을 나타낸다. 즉, 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.

| | USD/EUR | USD/JPY | USD/CNY | S&P500 | Nikkei225 |
|-------|----------|-----------|----------|----------|-----------|
| 요인부하량 | 0.360002 | -0.134372 | 0.163228 | 0.346002 | 0.308195 |
| | ShangHai | EFFR | Oil WTI | Gold | CRB |
| 요인부하량 | 0.179721 | 0.026146 | 0.689759 | 0.320526 | 0.837786 |

〈그림 2〉 외부충격 대응변수와 실현변동성 간의 추이 비교

그림은 2004년 1월부터 2016년 6월까지 3,100 거래일에 있어서, KOSPI 200 시장지수의 실현변동성과 단일의 외부충격변수 시계열자료의 추이를 비교한 것이다. 그림의 X축은 거래일을 나타낸다. 이중 Y축에서 왼쪽-Y축은 실현변동성으로 막대그래프(초록색)의 축이고, 오른쪽-Y축은 외부충격변수의 시계열자료에 대한 누적된 추이를 선그래프(검정색)로 나타낸 것이다. 첫 번째 별모양은 2008년 9월 미국 리먼브러더스의 파산일로 2007-9년 미국 신용위기기간을 표시하였고, 두 번째 별모양은 2011-12년 유럽 재정위기기간에 시장충격을 높인 2011년 3월 일본 쓰나미의 발생일을 표시한 것이다.



〈표 4〉 내표본을 이용한 이질적 자기회귀모형과 외부충격변수의 정보효과

표는 2004년 1월부터 2016년 6월까지의 내표본에 있어서 점프요소가 포함된 기준모형인 HAR-RV-J모형과 외부충격변수의 새로운 설명변수가 포함된 비교모형인 HAR-RV-J-ES모형간의 설명력 개선을 조사한 것이다. 표의 열은 종속변수로 미래기간 일별, 주별, 월별 실현변동성의 3가지로 구분하였다. 표의 행은 독립변수로 과거기간 일별(β_D), 주별(β_W), 월별(β_M) 실현변동성의 3가지의 회귀계수, 과거기간 점프요소(γ_D)와 외부충격변수(δ_D)의 각 회귀계수를 나타낸다. 괄호속의 값은 Newey-West의 연구에 근거하여 잔차에 존재하는 자기상관성과 이분산성을 조정한 표준편차를 반영한 t값이다. '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-J모형 | | | HAR-RV-J-ES모형 | | |
|------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| | [종속변수 기간구분] | | | [종속변수 기간구분] | | |
| | 일별 | 주별 | 월별 | 일별 | 주별 | 월별 |
| β_D | 0.4460 ^a (7.03) | 0.4385 ^a (3.86) | 0.1874 (1.13) | 0.4182 ^a (6.40) | 0.4158 ^a (4.24) | 0.1871 (1.13) |
| β_W | 0.3927 ^a (5.10) | 0.2816 ^a (2.69) | 0.5276 ^a (2.80) | 0.4156 ^a (5.57) | 0.2895 ^a (2.84) | 0.4957 ^a (2.73) |
| β_M | 0.2179 ^a (3.97) | 0.2706 ^a (4.39) | 0.2156 (1.12) | 0.2145 ^a (4.07) | 0.2748 ^a (4.20) | 0.2461 (1.32) |
| γ_D | -0.2569 ^a (-8.01) | -0.2001 ^a (-3.93) | -0.1951 ^b (-1.99) | -0.2492 ^a (-7.74) | -0.1863 ^a (-4.17) | -0.1958 ^b (-2.00) |
| δ_D | - | - | - | -0.0008 ^a (-4.83) | -0.0008 ^a (-2.78) | -0.0004 (-0.79) |
| F 값 | 1390.88 | 566.11 | 61.08 | 1157.32 | 481.42 | 48.97 |
| 조정 R^2 | 64.54% | 78.86% | 64.58% | 65.44% | 79.89% | 64.80% |

〈표 5〉 외표본을 이용한 이질적 자기회귀모형과 외부충격변수의 정보효과

표는 2009년 1월부터 2016년 6월까지의 외표본에 있어서 비교모형인 **HAR-RV-J모형**과 외부충격변수를 포함한 제안모형인 **HAR-RV-J-ES모형**간의 예측력 개선을 조사한 것이다. 모형의 추정기간은 과거기간 1,000일이다. 표의 열은 종속변수로서 미래 예측기간 길이에 일별, 주별, 월별의 3가지로 구분하였다. 괄호 속의 값은 각 예측기간별로 반복 실험된 회수를 표시하였다. 실제치와 예측치간의 차이값에 의하여 측정된 MAE와 RMSE의 손실함수를, 실제치와 예측치간의 Mincer-Zarnowitz 회귀식 설명력(R^2)을, MAE간의 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: 비교모형 (HAR-RV-J모형) | | | |
| MAE | 0.004269 | 0.003677 | 0.004146 |
| RMSE | 0.002781 | 0.002327 | 0.002899 |
| Min.Zar.R2 | 50.48% | 50.11% | 48.17% |
| Panel B: 제안모형 (HAR-RV-J-ES모형) | | | |
| MAE | 0.004212 | 0.003727 | 0.004213 |
| RMSE | 0.002770 | 0.002393 | 0.002990 |
| Min.Zar.R2 | 51.77% | 49.04% | 49.21% |
| Panel C: 제안모형의 예측 우수성 평가 | | | |
| Theil's U | 0.9734 | 1.0271 | 1.0326 |
| MSE-F | 50.9089 ^a | -9.8191 | -2.6553 |
| ENC-NEW | 63.6172 ^a | 8.0832 ^a | 0.5156 ^c |

〈표 6〉 변동성 레버리지의 LHAR-RV-J모형과 외부충격변수의 정보효과

표는 내표본과 외표본 각각에 있어서 변동성 레버리지효과를 포함한 비교모형인 LHAR-RV-J모형과 외부충격변수를 포함한 베안모형인 LHAR-RV-J-ES모형 간의 설명력 개선 및 예측력 개선을 조사한 것이다. 표의 열은 종속변수로 미래기간 일별, 주별, 월별 실현변동성의 3가지로 구분하였다. Panel A는 내표본에 대한 검증결과로, 독립변수인 과거기간 일별(β_D), 주별(β_W), 월별(β_M) 실현변동성, 점프요소(γ_D), 외부충격변수(δ_D), 그리고 일별(λ_D), 주별(λ_W), 월별(λ_M)의 음(-)의 수익률에 대한 각 회귀계수를 나타낸다. 괄호속의 값은 Newey-West의 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-J모형 | | | LHAR-RV-J-ES모형 | | |
|----------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| | [종속변수 기간구분] | | | [종속변수 기간구분] | | |
| | 일별 | 주별 | 월별 | 일별 | 주별 | 월별 |
| Panel A: 내표본에서의 모형 추정 | | | | | | |
| β_D | 0.2888 ^a (4.48) | 0.2569 ^a (4.01) | 0.1236 (0.76) | 0.2899 ^a (4.44) | 0.2587 ^a (4.17) | 0.1304 (0.80) |
| β_W | 0.3910 ^a (5.17) | 0.3067 ^a (3.35) | 0.4700 ^a (3.04) | 0.3917 ^a (5.28) | 0.3040 ^a (3.28) | 0.4407 ^a (2.80) |
| β_M | 0.2365 ^a (3.53) | 0.2856 ^a (4.00) | 0.1821 (0.83) | 0.2393 ^a (3.56) | 0.2926 ^a (3.90) | 0.2032 (0.96) |
| γ_D | -0.2265 ^a (-7.13) | -0.1660 ^a (-5.04) | -0.1834 ^b (-1.97) | -0.2245 ^a (-7.01) | -0.1607 ^a (-5.08) | -0.1849 ^b (-1.99) |
| λ_D | -0.1109 ^a (-6.62) | -0.1223 ^a (-2.95) | -0.0159 (-0.33) | -0.0906 ^a (-5.52) | -0.1066 ^a (-2.74) | -0.0107 (-0.21) |
| λ_W | -0.0517 ^a (-2.75) | -0.0235 (-1.23) | -0.0585 (-0.80) | -0.0545 ^a (-2.94) | -0.0276 (-1.44) | -0.0574 (-0.78) |
| λ_M | -0.0061 (-0.42) | -0.0197 (-0.86) | -0.0250 (-0.62) | -0.0043 (-0.30) | -0.0153 (-0.68) | -0.0268 (-0.66) |
| δ_D | - | - | - | -0.0006 ^a (-3.35) | -0.0005 ^a (-2.29) | -0.0003 (-0.66) |
| F 값 | 867.88 | 379.84 | 35.51 | 771.66 | 340.74 | 31.05 |
| 조정 R^2 | 66.55% | 81.49% | 65.49% | 66.91% | 81.89% | 65.64% |
| Panel B: 외표본에서의 모형 예측력 평가 | | | | | | |
| MAE | 0.004218 | 0.003683 | 0.004164 | 0.004186 | 0.003685 | 0.004158 |
| RMSE | 0.002755 | 0.002383 | 0.002876 | 0.002748 | 0.002395 | 0.002918 |
| M.Z.R2 | 51.76% | 51.78% | 48.73% | 52.45% | 51.45% | 50.12% |
| | [일별] | | [주별] | | [월별] | |
| Theil U | 0.98479 | | 1.001582 | | 0.997159 | |
| MSE-F | 28.742587 ^a | | -0.587664 | | 0.239366 | |
| E.-NEW | 32.206294 ^a | | 3.738671 ^a | | 1.589553 ^a | |

〈표 7〉 실현변동성과 10가지 외부충격 자료들 간의 인과관계 검증

표는 외부충격의 속성을 갖는 10가지 자료들이 실현변동성에 대한 그랜저 인과관계를 전체기간(2004. 01~2016. 06)과 관심기간(네이버 트렌드에 의한 관심기간)로 구분하여 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 구분표시하였다.

| 외부충격자료 | 인과관계: $ES \Leftrightarrow RV$ | | 검색어를 통해 확인된 네이버 트렌드의 관심기간 |
|-----------|-------------------------------|----------------------|------------------------------|
| | 전체기간 | 관심기간 | |
| | F-값 | F-값 | |
| USD/EUR | 1.6493 | 8.7028 ^a | 2011.08.01.~2012.70.30 |
| USD/JPY | 1.7572 | 12.1097 ^a | 2014.01.02.~2014.12.30 |
| USD/CNY | 0.5316 | 5.4801 ^a | 2015.07.01.~2016.03.31 |
| S&P500 | 0.0945 | 24.5032 ^a | 2008.01.02.~2008.12.30 |
| Nikkei225 | 1.1138 | 12.9488 ^a | 2014.01.02.~2014.12.30 |
| ShangHai | 4.2301 ^b | 13.1280 ^a | 2015.07.01.~2016.03.31 |
| EFFR | 10.8046 ^a | 10.8053 ^a | 2015.03.02.~2016.01.29 |
| WTI | 0.2251 | 4.2823 ^b | 2008.01.02.~2008.12.30 |
| Gold | 1.1261 | 5.8773 ^b | 2010.01.04.~2010.12.30 |
| CRB | 0.3085 | 13.3148 ^a | 2008.01.02.~2008.12.30 |

〈부록: 표 1〉 LHAR-RV-CJ모형과 외부충격변수의 정보효과

표는 내표본과 외표본 각각에 있어서 연속요소와 점프요소를 포함한 기준모형인 HAR-RV-CJ모형과 외부충격변수를 포함한 비교모형인 HAR-RV-CJ-ES모형 간의 설명력 개선 및 예측력 개선을 조사한 것이다. 표의 열은 종속변수로 미래기간 일별, 주별, 월별 실현변동성의 3가지로 구분하였다. Panel A는 내표본에 대한 검증결과로, 독립변수인 과거기간 일별($\beta_D^{(C)}$), 주별($\beta_W^{(C)}$), 월별($\beta_M^{(C)}$)의 연속요소, 일별($\gamma_D^{(J)}$), 주별($\gamma_W^{(J)}$), 월별($\gamma_M^{(J)}$)의 점프요소, 그리고 외부충격변수(δ_D)에 대한 회귀계수를 나타낸다. 괄호속의 값은 Newey-West의 표준편차를 반영한 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 검증결과로, 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-CJ모형 | | | LHAR-RV-CJ-ES모형 | | |
|----------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|-------------------------------|
| | [종속변수 기간구분] | | | [종속변수 기간구분] | | |
| | 일별 | 주별 | 월별 | 일별 | 주별 | 월별 |
| Panel A: 내표본에서의 모형 추정 | | | | | | |
| $\beta_D^{(C)}$ | 0.4818 ^a (6.02) | 0.4420 ^a (4.04) | 0.1221 (0.58) | 0.4468 ^a (5.50) | 0.4195 ^a (4.34) | 0.1227 (0.58) |
| $\beta_W^{(C)}$ | 0.4289 ^a (3.51) | 0.3870 ^a (3.80) | 1.0479 ^a (2.62) | 0.4657 ^a (3.88) | 0.3807 ^a (3.65) | 1.0186 ^a (2.63) |
| $\beta_M^{(C)}$ | 0.0949 (1.10) | 0.0782 (0.79) | -0.3136 (-0.57) | 0.0910 (1.14) | 0.1132 (1.34) | -0.2862 (-0.53) |
| $\gamma_D^{(J)}$ | 0.0246 (1.06) | 0.0785 ^a (2.95) | -0.0446 (-0.88) | 0.0180 (0.78) | 0.0760 ^a (3.22) | -0.0455 (-0.91) |
| $\gamma_W^{(J)}$ | 0.1245 ^b (2.03) | 0.0294 (0.28) | -0.0507 (-0.24) | 0.1236 ^b (1.99) | 0.0532 (0.59) | -0.0702 (-0.33) |
| $\gamma_M^{(J)}$ | 0.2398 ^a (2.56) | 0.3518 ^b (2.05) | 0.5955 (1.54) | 0.2395 ^a (2.71) | 0.3097 ^b (2.11) | 0.6155 (1.57) |
| δ_D | - | - | - | -0.0008 ^a (-4.96) | -0.0007 ^a (-3.59) | -0.0004 (-0.84) |
| F 값 | 956.38 | 391.41 | 45.95 | 853.78 | 353.01 | 39.48 |
| 조정 R^2 | 65.26% | 79.52% | 67.62% | 66.18% | 80.36% | 67.84% |
| Panel B: 외표본에서의 모형 예측력 평가 | | | | | | |
| MAE | 0.004285 | 0.003655 | 0.004156 | 0.004224 | 0.003688 | 0.004191 |
| RMSE | 0.002771 | 0.002336 | 0.003002 | 0.002752 | 0.002381 | 0.003101 |
| M.Z.R2 | 50.16% | 50.83% | 48.67% | 51.49% | 49.99% | 50.29% |
| | [일별] | | [주별] | | [월별] | |
| Theil U | 0.971981 | | 1.018437 | | 1.016931 | |
| MSE-F | 53.646442 ^a | | -6.734375 | | -1.398499 | |
| E.-NEW | 63.877654 ^a | | 10.126768 ^a | | 1.102633 ^a | |

〈부록: 표 2〉 LHAR-RV-CJ모형과 외부충격변수의 정보효과

표는 내표본과 외표본 각각에 있어서 기준모형인 LHAR-RV-CJ모형과 비교모형인 LHAR-RV-CJ-ES모형간의 설명력과 예측력 개선을 조사한 것이다. 표의 열은 종속변수로 미래기간 일별, 주별, 월별 실현변동성의 3가지로 구분하였다. Panel A는 내표본에 대한 검증결과로, 독립변수인 과거기간 일별 ($\beta_D^{(C)}$), 주별 ($\beta_W^{(C)}$), 월별 ($\beta_M^{(C)}$)의 연속요소, 일별 ($\gamma_D^{(J)}$), 주별 ($\gamma_W^{(J)}$), 월별 ($\gamma_M^{(J)}$)의 점프요소, 일별 (λ_D), 주별 (λ_W), 월별 (λ_M)의 음(-) 수익률, 그리고 외부충격변수 ($\delta^{(ES)}$) 각각에 대한 회귀계수를 나타낸다. 괄호속의 값은 Newey-West (1987)의 표준편차를 고려한 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-CJ모형 | | | LHAR-RV-CJ-ES모형 | | |
|----------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|-------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|-------------------------------|
| | [종속변수 기간구분] | | | [종속변수 기간구분] | | |
| | 일별 | 주별 | 월별 | 일별 | 주별 | 월별 |
| Panel A: 내표본에서의 모형 추정 | | | | | | |
| $\beta_D^{(C)}$ | 0.2980 ^a (3.56) | 0.2642 ^a (4.14) | 0.0618 (0.25) | 0.2970 ^a (3.56) | 0.2633 ^a (4.54) | 0.0769 (0.31) |
| $\beta_W^{(C)}$ | 0.4762 ^a (4.25) | 0.3905 ^a (3.86) | 1.0067 ^a (3.12) | 0.4806 ^a (4.39) | 0.3818 ^a (3.77) | 0.9753 ^a (3.20) |
| $\beta_M^{(C)}$ | 0.1083 (1.36) | 0.1442 ^c (1.74) | -0.3691 (-0.62) | 0.1099 (1.41) | 0.1639 ^b (2.06) | -0.3543 (-0.61) |
| $\gamma_D^{(J)}$ | -0.0325 (-1.42) | 0.0074 (0.31) | -0.0578 (-0.78) | -0.0292 (-1.29) | 0.0110 (0.46) | -0.0527 (-0.72) |
| $\gamma_W^{(J)}$ | 0.0962 (1.42) | 0.0638 (0.80) | -0.0967 (-0.31) | 0.0918 (1.34) | 0.0725 (0.94) | -0.1241 (-0.40) |
| $\gamma_M^{(J)}$ | 0.2061 ^b (2.24) | 0.2562 ^b (2.10) | 0.5468 (1.23) | 0.2093 ^b (2.32) | 0.2395 ^b (2.10) | 0.5697 (1.26) |
| λ_D | -0.1125 ^a (-7.12) | -0.1157 ^a (-3.18) | 0.0130 (0.16) | -0.0920 ^a (-6.01) | -0.1022 ^a (-2.84) | 0.0206 (0.24) |
| λ_W | -0.0458 ^b (-2.47) | -0.0225 (-1.14) | -0.0587 (-0.79) | -0.0487 ^a (-2.66) | -0.0264 (-1.32) | -0.0569 (-0.77) |
| λ_M | -0.0180 (-1.19) | -0.0288 (-1.24) | -0.0391 (-0.87) | -0.0164 (-1.10) | -0.0252 (-1.08) | -0.0417 (-0.92) |
| $\delta^{(ES)}$ | - | - | - | -0.0006 ^a (-3.53) | -0.0004 ^a (-2.62) | -0.0004 (-0.78) |
| F 값 | 696.83 | 303.72 | 31.15 | 637.77 | 279.20 | 28.09 |
| 조정 R^2 | 67.27% | 81.95% | 68.49% | 67.64% | 82.29% | 68.70% |
| Panel B: 외표본에서의 모형 예측력 평가 | | | | | | |
| MAE | 0.004234 | 0.003649 | 0.004126 | 0.004200 | 0.003647 | 0.004116 |
| RMSE | 0.002751 | 0.002370 | 0.002901 | 0.002738 | 0.002388 | 0.002951 |
| M.Z.R2 | 51.37% | 52.42% | 49.89% | 52.08% | 52.19% | 51.59% |
| | [일별] | | | [주별] | | |
| Theil U | 0.984135 | | | 0.998586 | | 0.995013 |
| MSE-F | 30.001046 ^a | | | 0.526867 | | 0.421018 |
| E.-NEW | 32.09653 ^a | | | 4.423667 ^a | | 1.633965 ^a |