

全球经济政策不确定性对韩国KOSPI股市波动的影响

李 顺

韩国檀国大学工商管理学院, 韩国 龙仁

收稿日期: 2024年1月24日; 录用日期: 2024年2月22日; 发布日期: 2024年3月25日

摘 要

本研究采用GJR-GARCH-MIDAS模型, 探讨全球经济政策不确定性(GEPU)对韩国KOSPI股市波动的影响。主要结果如下: 首先, 已实现波动率的增加对股市长期成分波动有显著正向影响; 其次, 全球经济政策不确定性对KOSPI股市长期波动产生显著负向影响; 最后, 在GJR-GARCH-MIDAS模型中同时考虑已实现波动率和全球经济政策不确定性时, 对股市长期波动的预测显著提升, 相较于基准模型, 最大可降低6.7%的预测损失。

关键词

GJR-GARCH-MIDAS, 全球经济政策不确定性(GEPU), KOSPI股市

The Impact of Global Economic Policy Uncertainty on the Long-Term Volatility of the South Korean KOSPI Stock Market

Shun Li

Graduate School of Business Administration, Dankook University, Yongin City, Korea

Received: Jan. 24th, 2024; accepted: Feb. 22nd, 2024; published: Mar. 25th, 2024

Abstract

This study employs the GJR-GARCH-MIDAS model to investigate the impact of global economic policy uncertainty (GEPU) on the volatility of the South Korean KOSPI stock market. The main empirical results are as follows: Firstly, The increase in realized volatility has a significant positive impact on the long-term component volatility of the stock market. Secondly, global economic pol-

icy uncertainty negatively affects the long-term volatility component of the KOSPI stock market. Finally, when inputting both realized volatility and global economic policy uncertainty factors in the GJR-GARCH-MIDAS model, the prediction (result) of the long-term component volatility of the stock market significantly improves, reducing prediction loss up to 6.7%, as compared to the base line model.

Keywords

GJR-GARCH-MIDAS, Global Economic Policy Uncertainty (GEPU), KOSPI Stock Market

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 介绍

本研究利用 GJR-GARCH-MIDAS 模型来研究全球经济政策不确定性(简称: GEPU)对韩国 KOSPI 股市波动的影响。韩国交易所的 KOSPI 综合股价指数是一个具有代表性的新兴市场,参与市场交易的主要是个人投资者,具有很强的流动性。在 Kim, Ryu and Yang [1]的研究中表明韩国国内的个人投资者的交易量占据了总交易量的 85%左右,其中外国人投资者占比大概为 8%左右。因此全球的经济政策不确定性可能会影响着这些投资者的决策。

关于不确定性的研究近几年引起广泛关注[2] [3] [4]。很多学者已经证明 GEPU 影响着金融市场,那么它会预测未来的韩国股市波动吗?本研究旨在提供证据,为从业者提供理论性建议。这里使用 Engle 等[5]提出的 GARCH-MIDAS 模型,该模型可以允许使用不同频率的数据放在一起进行分析,因为股市收益率波动数据是日度的,而 GEPU 是月度的。

研究主要结果如下:首先,观察到已实现波动率的增加与股市长期成分波动的上升呈显著正向关系。其次, GEPU 对 KOSPI 股市的长期波动成分产生显著的负向影响,这或许反映了投资者在面对全球经济政策不确定性时倾向于选择相对较为安全的资产,导致股市波动减缓。最后,当同时考虑已实现波动率和 GEPU 时,对股市长期成分波动的预测显著提升,相较于基准模型,最大可降低 6.7%的预测损失。

其他部分安排如下:第二节介绍了数据来源,第三节介绍了本研究使用的模型,第四节介绍主要的实证结果,第五节得出结论。

2. 数据

本研究使用的 KOSPI 指数来自韩国 FnGuide 数据网站,考虑到数据的可得性,选取样本为 2000 年 1 月 4 日到 2021 年 9 月 30 日。指数每日收益率计算为对数收益率并扩大 100 倍,记为 R。另外,本研究使用的 GEPU 数据来自网站(<http://policyuncertainty.com/>)上的月度数据。对原数据进行对数差分处理后再扩大 100 倍以求其变化率。

3. 模型介绍

根据 Engle 等[5]的研究,构建 GARCH-MIDAS 模型,将股市收益的波动分解为短期波动和长期波动成分。

$$r_{i,t} = \mu + \sqrt{\tau_t * g_{i,t}} \varepsilon_{i,t} \quad \forall i = 1, \dots, N_t \quad (1)$$

$r_{i,t}$ 是 KOSPI 指数的对数收益率； μ 为条件期望； τ_t 为长期波动成分， $g_{i,t}$ 为短期波动成分； $\varepsilon_{i,t}$ 为白噪声序列 $\varepsilon_{i,t} | \phi_{i-1,t} \sim N(0,1)$ 。

短期波动 $g_{i,t}$ 使用 GJR-GARCH (1, 1) 模型。

$$g_{i,t} = \left(1 - \alpha - \frac{\gamma}{2} - \beta\right) + \left(\alpha + \gamma * I_{\{\varepsilon_{i-1,t} < 0\}}\right) \frac{\varepsilon_{i-1,t}^2}{\tau_t} + \beta g_{i-1,t} \quad (2)$$

这里如果满足 $I_{\{\cdot\}}$ 的条件，则取值为 1，不满足则为 0。短期成分的模型要满足 $\alpha > 0$ ； $\beta \geq 0$ ； $\gamma \geq 0$ ； $\alpha + \beta + \frac{\gamma}{2} < 1$ 。 γ 代表着是否存在不对称效果。

长期波动 τ_t 可以用 RV_t 或者 GEPU 来表示。这里对长期波动进行对数处理，以确保 τ_t 的值始终为正的。

$$\ln \tau_t = m + \theta \sum_{k=1}^K \varphi_k(w_1, w_2) X_{t-k} \quad (3)$$

$$RV_t = \sum_{i=1}^{N_t} (r_{i,t} - \bar{r}_t)^2 \quad (4)$$

这里的 m 为常数项， K 是最大滞后阶数； θ 为长期影响系数。

权重函数中，设置 $w_1 = 1$ ，确保了各外生变量对长期波动的影响是单调递减的，简化为：

$$\varphi_k(w_2) = \frac{\left(1 - \frac{k}{K}\right)^{w_2-1}}{\sum_{j=1}^K \left(1 - \frac{j}{K}\right)^{w_2-1}} \quad (5)$$

Engle 等[5]的研究上表明， $K = 36$ 时模型预测效果更好。因此这里也设置为 $K = 36$ 。式(1)、(2)、(3)、(5)构成了单因子模型的固定窗口版本。

同时，本研究也考虑单因子模型的滚动窗口预测版本。短期波动与式 2 保持不变，那么 RV_t 改为：

$$RV_t^{(rw)} = \sum_{j=1}^{N'} (r_{i,t-j} - \bar{r}_{t-j})^2 \quad (6)$$

r_{i-j} 为向后滚动的每日收益率， N' 为一个月内的交易日，在模型中设置为 $N' = 22$ 。

GEPU 的式子为：

$$X_i^{(rw)} = \frac{1}{N'} \sum_{j=1}^{N'} X_{i-j} \quad (7)$$

X_i 是一个日变量，其值等于相应的月值； $X_i^{(rw)}$ 为 i 日一个月前的平均值。

模型的设定可以对式 3 进行拓展，构成双因子模型。

长期波动 τ_t 更改为：

$$\ln \tau_t = m + \theta_1 \sum_{k=1}^K \varphi_{1k}(w_{1,1}, w_{1,2}) RV_t + \theta_2 \sum_{k=1}^K \varphi_{2k}(w_{2,1}, w_{2,2}) X_{1,t-k} \quad (8)$$

式(1)、(2)、(5)、(8)为固定窗口版本的双因子模型。

$$\ln \tau_t^{(rw)} = m^{(rw)} + \theta_1^{(rw)} \sum_{k=1}^K \varphi_{1k}(w_{1,1}, w_{1,2}) RV_{t-k}^{(rw)} + \theta_2^{(rw)} \sum_{k=1}^K \varphi_{2k}(w_{2,1}, w_{2,2}) X_{i,t-k}^{(rw)} \quad (9)$$

式(1)、(2)、(5)、(9)为滚动窗口版本的双因子模型。

4. 实证结果

4.1. 描述性统计

首先列出 KOSPI 指数对数日收益率 R、已实现波动率 RV 和 GEPU 的描述性统计。如表 1 所示。从表中可以看出，收益率 R 是左偏、尖峰厚尾的分布特征；GEPU 的变化率呈现右偏，峰度较小。J-B 检验的结果来看，各变量均不服从正态分布。所有的序列均通过了 ADF 检验。

Table 1. Descriptive statistics of the logarithmic returns R, RV, and GEPU changes of the KOSPI index

表 1. KOSPI 指数对数收益率，RV 和 GEPU 变化的描述性统计

KOSPI 指数对数收益率，RV 和 GEPU 变化的描述性统计。								
	Mean	Std.dev	Max	Min	skewness	kurtosis	J-B	ADF
R	0.020	1.479	11.284	-12.805	-0.558	7.071	11463.999***	-34.082***
RV	43.132	62.215	596.395	2.839	4.244	26.949	8681.248***	-5.293***
Δ GEPU	0.461	17.928	74.676	-48.884	0.641	1.655	47.633***	-8.076***

注：J-B 代表正态分布的 Jarque-Bera 检验，其原假设是序列服从正态分布；ADF 代表 Augmented Dickey-Fuller 单位根检验，其零假设是序列包含单位根，即非平稳。***，**，* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上拒绝原假设。

4.2. 样本内估计结果

单因子模型参数估计如表 2 所示。 $\alpha + \beta + \frac{\gamma}{2}$ 的值小于 1，说明股市有较强短期波动持续性。本研究

主要关注模型长期成分 θ 的系数，在单因子模型中发现 RV 的 θ 系数显著为正，这说明 RV 对股市波动有一个正向的影响。而 GEPU 变化率的 θ 系数显著为负，这说明 GEPU 与股市波动有一个反向的影响。

Table 2. Model statistical results

表 2. 模型统计结果

KOSPI	μ	α	β	γ	m	θ_1	θ_2	$w_{2,1}$	$w_{2,2}$	LLH	AIC	BIC
Panel A: single-factor models												
RV	0.028** (0.014)	0.010 (0.006)	0.836*** (0.011)	0.177*** (0.014)	-0.441*** (0.066)	0.017*** (0.001)		4.321*** (0.601)		-6778.676	13571.351	13616.446
RV ^{rw}	0.029** (0.014)	0.009 (0.007)	0.836*** (0.011)	0.176*** (0.014)	-0.447*** (0.066)	0.016*** (0.001)		4.643*** (0.614)		-6725.334	13464.669	13509.725
Δ GEPU	0.022 (0.017)	0.033*** (0.006)	0.901*** (0.006)	0.105*** (0.010)	0.485*** (0.125)	-0.141*** (0.036)		1.000*** (0.126)		-6801.845	13617.691	13662.785
Δ GEPU ^{rw}	0.024* (0.014)	0.032*** (0.006)	0.900*** (0.006)	0.106*** (0.010)	0.420*** (0.127)	-0.172*** (0.038)		1.000*** (0.113)		-6750.185	13514.371	13559.427
Panel B: two-factor models												
RV + Δ GEPU	0.028** (0.014)	0.008 (0.006)	0.835*** (0.011)	0.180*** (0.014)	-0.424*** (0.065)	0.018*** (0.001)	-0.096*** (0.025)	4.823*** (0.650)	1.000*** (0.161)	-6773.057	13564.115	13622.093
(RV + Δ GEPU) ^{rw}	0.028** (0.014)	0.007 (0.006)	0.835*** (0.011)	0.178*** (0.014)	-0.428*** (0.064)	0.017*** (0.001)	-0.104*** (0.023)	5.195*** (0.650)	1.000*** (0.146)	-6719.185	13456.369	13514.299

注：LLH 是对数似然函数，AIC 表示赤池信息准则，BIC 表示贝叶斯信息准则。括号中的数字是标准误差。***，**，* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。没有上标的表示固定的窗口参数，而带有上标“rw”的上标表示滚动窗口参数。滚动窗口版本中的每月值将复制到相应月份每天的值中。

在表 2 双因子模型中，控制了 RV 的影响，GEPU 仍然和股市波动有一个显著的反比关系。这表明高 RV 可能加强了投资者对市场波动性的关注，但 GEPU 的负向影响表明投资者可能更加谨慎，从而抑制了股市波动。

然后，从权重图图 1 上看 RV 和 GEPU 对股市波动的具体影响。根据 θ 值和 Beta 权重函数的权重值可计算影响强度。当期的 RV 变化率每增加 1%，下期股市波动率会上升 $e^{0.017 \times 0.103} - 1 \approx 1.753 \times 10^{-3}$ ，or 0.175%。GEPU 变化率每增加 1%，下期股市波动率则下降 $e^{-0.141 \times 0.028} - 1 \approx -3.940 \times 10^{-3}$ ，or -0.394%。随着滞后阶数的增加，影响强度的权重逐渐减少，并在 36 个月后趋于零。

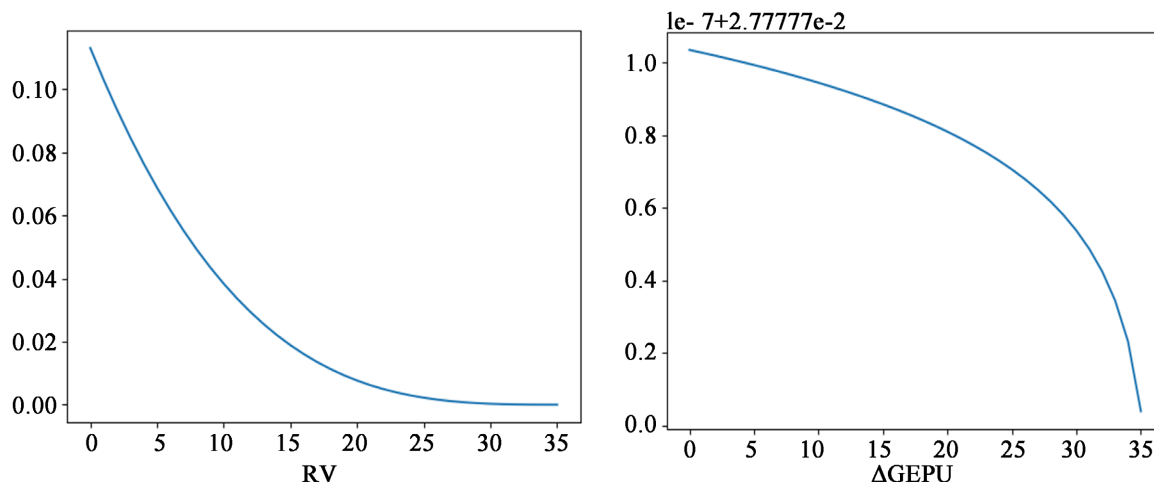


Figure 1. Weight graph
图 1. 权重图

从模型的 LLH、AIC、BIC 的值上可以看出，滚动窗口版本的模型估计要比对应模型的固定窗口版本有更好的拟合效果。因此接下来的分析我们只关注滚动窗口版本。

4.3. 样本外预测

对于任何模型，都关注其在未来一段时间内的预测能力。因此接下来选择样本外 1165 天进行预测能力检验。本研究采用 Hansen 等[6]提出的模型置信集 MCS 检验。选择三个损失函数来评估模型预测误差。分别为 MSE，MAE 和 $R^2\text{LOG}$ 。

本研究把模型 GJR-GARCH (1, 1)、各变量的 GJR-GARCH-MIDAS 模型一起放在 MCS 置信集 M 里。将 MCS 置信集的 p 值设置为 0.10。检验结果如表 3 所示。可以看到同时考虑了 RV 和 GEPU 的模型效果最好。

Table 3. MCS test results
表 3. MCS 检测结果

MCS	MSE		MAE		$R^2\text{LOG}$	
	T_R	T_{\max}	T_R	T_{\max}	T_R	T_{\max}
GJR-GARCH (1, 1)	<u>0.304</u>	<u>0.208</u>	0.004	0.011	0.000	0.000
RV ^{rw}	<u>0.852</u>	<u>0.852</u>	0.000	0.026	0.000	0.003
$\Delta\text{GEPU}^{\text{rw}}$	<u>0.304</u>	<u>0.377</u>	0.004	0.026	0.000	0.003
(RV + ΔGEPU) ^{rw}	<u>1.000</u>	<u>1.000</u>	<u>1.000</u>	<u>1.000</u>	<u>1.000</u>	<u>1.000</u>

注：表中的数字是 p 值。大于 0.10 的数字以粗体和下划线表示，表明相应的模型在模型集中的性能明显更好。

接下来, 对比两个模型预测精度问题, 采用 Diebold and Mariano [7]的方法, 对比两个模型的预测精度。选用 GJR-GARCH (1, 1)模型作为基准模型, 进行 DM 测试。结果如表 4 所示, 发现同时考虑了 RV 和 GEPU 的模型对股市长期成分波动的预测效果最好。与基准模型相比在 $R^2\text{LOG}$ 损失函数下最大降低了 6.7%的损失。

Table 4. DM test results
表 4. DM 检测结果

DM	MSE	MAE	$R^2\text{LOG}$
RV^{rw}	0.962*** (-2.592)	0.968*** (-6.269)	0.973** (-9.632)
$\Delta GEPU^{rw}$	0.992 (-0.531)	0.975*** (-4.701)	0.967*** (-11.412)
$(RV + \Delta GEPU)^{rw}$	0.961*** (-3.853)	0.945*** (-9.082)	0.933*** (-13.904)

注: 比率小于 1 表示该模型对波动率的预测优于基准模型。DM 测试统计信息显示在括号中。***, **, * 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上拒绝原假设。

5. 结论

在本研究中, 采用 GJR-GARCH-MIDAS 模型来研究 GEPU 对韩国 KOSPI 股市长期成分波动的影响。首先, 发现 RV 的波动越大, 股市的长期成分波动就越大。其次, GEPU 对 KOSPI 股市的长期波动成分有一个显著的负向影响, 这反映了投资者在面对全球经济政策不确定性时更倾向于寻求相对较为安全的资产, 导致股市波动减少。最后, 在同时考虑 RV 和 GEPU 时对股市长期成分波动的预测有了显著提升, 与基准模型相比可以降低 6.7%的预测损失。这一发现强调了全球经济政策不确定性在韩国股市波动中的关键作用, 同时也证实了考虑多个因素对于更准确预测市场行为的必要性。

本研究的结果为韩国的政策制定者和投资者们提供了理论性建议。为政府制定有效的经济政策提供了指导; 还为投资者在制定相应的投资策略时提供理论性建议。

参考文献

- [1] Kim, K., Ryu, D. and Yang, H. (2019) Investor Sentiment, Stock Returns, and Analyst Recommendation Changes: The KOSPI Stock Market. *Investment Analysts Journal*, **48**, 89-101. <https://doi.org/10.1080/10293523.2019.1614758>
- [2] Avramov, D. (2002) Stock Return Predictability and Model Uncertainty. *Journal of Financial Economics*, **64**, 423-458. <https://doi.org/10.2139/ssrn.260591>
- [3] Chau, F., Deesomsak, R. and Wang, J. (2014) Political Uncertainty and Stock Market Volatility in the Middle East and North African (MENA) Countries. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, **28**, 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2013.10.008>
- [4] Pástor, L. and Veronesi, P. (2012) Uncertainty about Government Policy and Stock Prices. *The Journal of Finance*, **67**, 1219-1264. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01746.x>
- [5] Engle, R.F., Ghysels, E. and Sohn, B. (2013) Stock Market Volatility and Macroeconomic Fundamentals. *The Review of Economics and Statistics*, **95**, 776-797. https://doi.org/10.1162/REST_a_00300
- [6] Hansen, P.R., Lunde, A. and Nason, J.M. (2011) The Model Confidence Set. *Econometrica*, **79**, 453-497. <https://doi.org/10.3982/ECTA5771>
- [7] Diebold, F.X. and Mariano, R.S. (2002) Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics*, **20**, 134-144. <https://doi.org/10.1198/073500102753410444>