

# 中国宏观经济不确定性的溢出效应—— 一带一路沿线部分国家的研究

汪怡帆 侯成瀚

(湖南大学经济管理研究中心, 湖南省、长沙市, 410000)

**摘要:** 本文主要是研究中国宏观经济不确定性的溢出效应对“一带一路”倡议中沿线部分国家宏观经济的影响。根据我国在一带一路沿线国家的投资力度以及贸易合作方面的综合排名, 本研究选取了新加坡、俄罗斯、韩国、马来西亚、印度、印度尼西亚和波兰这七个国家作为主要的研究对象, 将美国和欧盟这两大经济体的宏观变量作为控制变量, 主要研究近二十年来我国宏观不确定性对所选取国家的通货膨胀率、产出增长以及短期利率这三个关键宏观经济指标的影响。本文采用共同均值随机波动率向量自回归模型(CSVM-VAR)同时估计样本中各国的宏观经济不确定性指数, 并衡量其对不同国家的宏观经济变量的影响。并采用 Cross 等(2019)针对 CSVM-VAR 开发的高效参数抽样方法, 即更高效的马尔可夫链蒙特卡洛(MCMC)算法, 对所提出的模型进行抽样估计, 解决传统估计方法在缺乏计算效率中不足。实证结果发现, 中国宏观经济不确定性的溢出效应对这七个国家的宏观经济活动具有较为显著的影响, 并且该冲击带来的影响对各个国家是因人而异的。首先, 在通货膨胀方面, 除了对俄罗斯的通货膨胀影响不显著外, 该冲击会减少新加坡、马来西亚、印度及印度尼西亚的通货膨胀, 增加韩国和波兰的通货膨胀。其次, 对于产出增长, 该冲击对俄罗斯以及印尼的产出增长的影响并不显著, 但会增加新加坡、印度及波兰的产出增长, 并对韩国及马来西亚的产出增长产生负面影响。然后, 该冲击对这七个国家的短期利率都存在显著的影响, 具体来说, 该冲击降低了除新加坡外的六个国家的短期利率, 导致了除新加坡外的六个国家的货币扩张。并且文中通过脉冲响应函数的分析对中国宏观经济不确定性的溢出效应进行更全面的评估, 进一步确认了中国宏观经济不确定性的溢出效应对本文的研究对象的宏观经济活动存在较为重要的冲击影响。最后根据本文的实证研究结果对结论进行总结并提出相应的政策建议。

**关键词:** 宏观经济不确定性 溢出效应 CSVM-VAR 模型 MCMC 算法

**中图分类号:** F061.3

**文献标识码:** A

## 1. 引言

经济学的不确定性意味着经济主体对于其未来的经济发展状况特别是对其未来的收益与损失的分布范围以及状态不能准确认知。不确定性被广泛认为是经济衰退的主要驱动因素之一, 也是阻碍经济复苏的主要因素。所以对不确定性的分析和理解, 在一定程度上不仅决定了现实发生事件能通过经济学进行分析和解释, 而且是经济学现代发展的一个非常重要的方向。并且对于部分国际影响力较大的主要经济体来说, 其经济不确定性的影响并不局限于本国境内, 而是可能会延伸影响世界其它地区。因此研究不确定性国际溢出效应的学者和相关文献愈来愈多。另一方面, 中国在 2013 年底提出的“一带一路”倡议, 很好地响应了经济全球化的呼声, 引起了全世界的关注和积极的响应。自改革开放 40 多年来中国经济高速发展, 作为新兴大国, 中国愿意在国际经济治理中承担更大责任。并且在“一带一路”倡议提出的这些年中, 中国与沿线各国的经济合作有了很大程度的进展, 因此, “一带一路”项目中各国之间的经济命运似乎变得越来越相互关联。为了推动“一带一路”倡议的顺利发展, 我们需要对这个倡议中各个国家之间的经济联系进行深入研究, 尤其是作为东道主国家的中国的经济对该倡议中的其他国家或地区经济的影响。中国是作为“一带一路”倡议的发起国家, 因此中国所做出的相关经济决策会对“一带一路”沿线其他国家的经济发展具有一定程

度的影响。

由于出现的各种经济活动和经济数据指标存在不确定性,这些早期的不确定性可能对以后的经济活动产生一定的影响,因此研究经济不确定性对经济的影响对于“一带一路”倡议中各个国家的经济发展都具有重要的意义。另一方面,现在绝大多数关于宏观经济不确定性的文献研究仍然是以美国等发达国家作为研究对象,特别是着重于美国经济不确定性对国际上经济的冲击影响,对于发展中国家研究较少。并且,虽然有很多关于不确定性对经济影响的实证研究,但是其中有很大一部分论文研究都是针对政策不确定性冲击的影响。所以以一带一路沿线部分国家作为研究对象进行中国宏观经济不确定性的溢出效应的探究,是一种新的尝试。这种尝试无论是在宏观经济不确定性的溢出效应方面还是对于“一带一路”倡议的研究方面都是有意义的。

## 2. 文献综述

### 2.1 “一带一路”倡议相关研究

对于“一带一路”倡议方面的文献研究,Huang(2016)指出,尽管在政治、政策协调和项目管理等领域成功实施的障碍很高,但该倡议是一个重要的倡议,具有改变世界经济的潜力<sup>[1]</sup>。潘超等(2020)在对中国与“一带一路”倡议中沿线部分国家的经济关系的动态分析中主要以沿线的西亚国家为代表进行了分析,指出“一带一路”倡议在促进经济发展及沿线国家之间的合作与互动方面具有明确的作用<sup>[2]</sup>。关于“一带一路”倡议对宏观经济的影响方面,经济增长作为宏观经济研究的目标之一,杨权等(2020)在对“一带一路”金融发展与经济增长的研究中发现,“一带一路”沿线国家的金融深化会对国家的经济增长带来积极的正向影响,而金融包容则会对国家的经济增长带来消极的负面影响<sup>[3]</sup>。Zhai(2018)通过分析发现,考虑到基础设施发展的外部性以及贸易成本的降低和能源效率的提高,一带一路倡议将会极大的促进全球多边贸易,并有利于世界福利体系的建成与完善,即使是在对该倡议总投资规模的保守假设下也是如此<sup>[4]</sup>。然而,中国和“一带一路”项目中的其他国家要成功实施这一倡议,实现这些利益,还需要应对非常多的重大挑战。

### 2.2 宏观经济不确定性研究

对于不确定性方面的研究,国外在这方面的研究要明显多于国内的研究。Chinn等(2018)指出,不确定性冲击可能会对全球经济产生重大影响<sup>[5]</sup>,这一研究的结论进一步强调了我们的研究中国宏观经济不确定性对项目其他国家经济的影响程度的重要性,因为不确定性是不可消除的,所以只有充分了解了不确定性冲击将会带来的影响才能更好的促进项目的发展。具体来说,Carriero等(2017)向我们展示了宏观不确定性冲击对宏观经济变量具有重大影响<sup>[6]</sup>;Mumtaz等(2018)发现,估计值表明全球不确定性在解释通货膨胀、利率和股票价格波动方面起着重要作用<sup>[7]</sup>;Drew等(2017)发现不确定性会对经济活动产生负面影响<sup>[8]</sup>。根据这些文章,我们可以发现经济不确定性在经济及金融方面都存在或多或少的影响,即对不确定性的研究对未来经济活动具有一定的意义。

国内对于不确定性的研究起步要略晚于国外的研究,并且国内关于宏观经济不确定性的研究文献中对不确定性的度量绝大多数都是借鉴国外研究的度量方法。王蕊(2019)主要对中国宏观经济不确定性与经济增长进行了测度与实证分析,分别分析了宏观经济不确定性对投资需求的影响、对消费需求的影响以及对进出口贸易的影响,该宏观经济不确定性对我国这些方面都表现出负面影响作用<sup>[9]</sup>。刘松林等(2020)的研究表明经济政策存在的不确定性会在一定程度上会阻碍宏观经济的发展,同时对投资和消费的负面影响程度最大<sup>[10]</sup>。这些研究也从某些方面说明了为什么大家会普遍认为经济不确定性是经济衰退的主要驱动因素之一。

### 2.2.1 不确定性的度量

由于不确定性是不可观测的,所以有很大一部分文章在研究不确定性影响时选用的计量分析方法是二阶段估计方法,即不确定性的度量在初步步骤中进行估算,然后在后续的计量经济学分析中将其视为可观察的数据系列使用。不可观测的不确定性度量通常会被可观测的代理变量所代替,代理变量可通过在第一阶段中选取合理的可观测变量或者通过模型估计而得。单东方(2020)、张喜艳等(2019)以及庞超然等(2019)都使用的是现在比较常用的新闻指数即 EPU 指数作为经济政策不确定性的替代变量<sup>[11][12][13]</sup>。这个 EPU 指数是由 Baker 等人(2016)编制,主要通过搜索“不确定性”、“政策”、“中央银行”、“预算”及“税收”等关键词出现频率所构建经济政策不确定性指数(EPU)<sup>[14]</sup>;Holland(1995)通过专业经济预测分歧指数(SPF)构建通货膨胀率不确定性指标<sup>[15]</sup>;马文涛(2010)通过尝试发现二阶自回归的两状态马尔科夫范式转换模型(MRSM)能较好地刻画我国通货膨胀<sup>[16]</sup>;这些研究都是在同方差向量自回归(VAR)中包含了他们在第一阶段度量的不确定性,进而在第二阶段研究不确定性冲击带来的影响。但是不确定性度量在估计阶段并未完全嵌入计量经济模型这一事实不可避免地会使统计推断的任务变得复杂化。首先,二阶段法将在第一阶段中估计所得的不确定性作为第二阶段中的可观察变量,第二阶段可能会在回归变量中遭受测量误差,这就有可能将影响到第二阶段中参数估计的准确性。一个相关的问题是,在这种设置中,由于不确定性的代理变量被视为数据,所以不确定性估计不容易得到解决。其次,若直接选取已有的可观测变量作为不确定测度的代理变量,由于所选的代理变量不完全嵌入计量模型,这必然使随后的统计推断更为复杂。最后,还有可能会存在第一阶段和第二阶段中使用的模型有些矛盾的情况。即第一阶段中用来估计代理变量的计量模型往往跟第二阶段中研究不确定性影响的计量模型相互矛盾,使其统计检验研究结果存在不一致性。

### 2.2.2 不确定性的度量

随机波动率向量自回归模型的应用是近年来贝叶斯计量经济学的重点关注的研究领域。现有文献中根据具体研究问题开发及构造了各种不同类型的随机波动率(SV)模型,这些持续优化的模型对本文具体的研究模型选择及构造上提供了参考。其中,Mumtaz 等人(2013)使用结构向量自回归(SVAR)模型研究了货币政策波动性的影响<sup>[17]</sup>;Carriero 等人(2016)的文章中向我们介绍了通用因子随机波动率向量自回归模型(GFSV-VAR)以及嵌套在该模型下的共同随机波动率向量自回归模型(CSV-VAR)<sup>[18]</sup>。另外,在 Cross 等人(2018)的论文中,他们主要使用共同均值随机波动率自向量回归模型(CSVM-VAR)模型探究了宏观不确定性在小型开放经济体中的国际传播的影响<sup>[19]</sup>。CSVM-VAR 模型本质上算是 Carriero 等人(2016)开发的共同随机波动率 VAR(CSV-VAR)模型的扩展版本。这些模型为本文的后续开展提供了非常重要的启示意义。现有文献的估计方法主要两种,即分别是粒子滤波马尔科夫链蒙特卡罗(MCMC)抽样方法和单步移动 Metropolis-Hasting(MH)抽样方法。对于过度参数化问题,也常用明尼苏达先验解决。并且,最近 Cross 等(2020)的最新文章中对明尼苏达先验进行进一步的验证发现,明尼苏达先验在时间序列分析中的表现比其它方法好<sup>[20]</sup>。

## 3. 数据

本文主要是以一带一路沿线部分国家为例,主要探究中国的宏观经济不确定性溢出效应对一带一路沿线部分国家宏观经济活动的影响作用,所以在宏观变量的选取上我们主要选用通货膨胀、产出增长以及短期利率这三个具有代表性的宏观指标。在对一带一路部分国家数据的选取上,由于共同均值随机波动率自向量回归(CSVM-VAR)模型下数据过多会导致过度参数化从而影响结果以及该模型算法下不能承载过大矩阵运算,所以在研究对象的选取上综合了对《一带一路大数据报告 2018》(以下简称“大数据报告”)中所公布的投资环境指数和对其投资成果显著国家的排名,以及《“一带一路”贸易合作大数据报告 2018》(以下简称

“贸易合作大数据报告”)中与中国贸易合作进出口额的综合排名情况,并根据各个国家数据的可获得性,最后确定了以下七个国家作为研究对象,即新加坡、俄罗斯、韩国、马来西亚、印度、印度尼西亚以及波兰。另外,增加美国以及欧盟这两个全球较大的经济体的数据作为控制变量,即在这七个国家的基础上增加了美国以及欧盟的宏观经济指标数据来保证结果的说服力。

关于具体的数据收集,主要使用的数据库包括中国国家统计局(CNBS)、OECD数据库、EPS数据平台、CEIC数据库以及世界银行数据库。由于我们主要收集月度数据,而常用来衡量产出增长的数据即GDP增长数据大部分都是季度数据,所以我们使用工业生产指数增长(growth in industrial production, IP growth)代替GDP增长来衡量产出增长,所以对三个宏观指标所收集数据的宏观变量是居民消费价格指数(CPI)增长、工业生产指数增长(IP growth)以及短期利率,其中关于CPI和IP的增长数据,选用的衡量通货膨胀和产出增长的CPI增长和IP增长数据是基于上一年同期的同比增长的数据。这些月度数据的时间范围是1999年1月至2019年12月。

## 4. 模型和方法

本文研究的主题是探究中国宏观经济不确定性溢出效应对一带一路沿线部分国家宏观经济的冲击影响作用,我们选择包括东道主国家(中国)在内的一些比较具有代表性的国家作为研究对象,并搭建计量模型对不确定性进行实证分析。根据前面对现有相关文献的梳理我们可以知道,使用二阶段估计法进行研究可能会存在很多问题。为了避免使用二阶段估计可能会带来的问题,我们通过在条件均值中添加均值随机波动率(SVM)模型成分,提出的SVM模型能够研究波动率反馈的影响,即能够同时实现不确定性的构造并能进一步探究其所带来影响的模型。又由于本文主要是探究中国宏观经济不确定性的溢出效应对一带一路沿线部分国家宏观经济活动的冲击影响,是针对国家与国家之间,即是聚焦于国家层面,因此计量模型选定为共同均值随机波动率向量自回归(CSVM-VAR)模型,因为我们需要的是每一个国家对应一个共同的随机波动率,也就是各国根据所选三个宏观经济变量构建出各国的共同随机波动率(CSV);另外,共同均值随机波动率向量自回归(CSVM-VAR)模型中的“均值(in mean)”代表着我们构建出的共同随机波动率可以作为一个回归量在均值等式中进行后续回归分析。所以这个模型不仅能满足我们这个需求,还能同时研究所构建的随机波动率对各国宏观经济变量所带来的影响。即CSVM-VAR模型能够联合、连贯地构建不确定性测度,并对其对宏观经济的影响进行推断,能够有效避免我们在文献部分所说的二阶段法可能会带来的问题。

### 4.1 共同均值随机波动率向量自回归(CSVM-VAR)模型

在方差随时间变化的情况下,共同均值随机波动率向量自回归模型(CSVM-VAR)是最适用于本文研究的模型。具体来说,CSVM-VAR模型可以很好地满足研究的需求,它可以同时构建我们所需要的不确定性指标,并且可以同时反映出所构造的中国宏观经济的不确定性的溢出效应是如何影响其他国家的宏观经济活动的。即该模型能够满足以下两个条件(1)构造不确定性的度量,(2)推断其对宏观经济的影响,从而避免了二阶段方法的问题。因此,这个模型能够很好地帮助我们分析中国宏观经济不确定性溢出效应对“一带一路”沿线中这七个研究对象国家的宏观经济带来的冲击影响作用。

本文的具体构建运行的模型是基于中国、新加坡、俄罗斯、韩国、马来西亚、印度、印度尼西亚、波兰、美国及欧盟这十个国家的CSVM-VAR模型,其具体结构形式写于本文4.3小节,以下对CSVM-VAR模型的介绍以及第4.2小节的贝叶斯估计的推断解释都是基于两个国家模型下的解释举例说明,这样能够帮助更加方便地理解。至于后文第4.3小节基于十个国家的模型原理和本部分及下面第4.2小节的原理完全一致,只是对应矩阵的维度相应变

大，由两个国家变成十个国家。接下来对 CSVM-VAR 模型进行详细介绍。

CSVM-VAR 模型的结构如下

$$B_0 y_t = c + \sum_{i=1}^p B_i y_{t-i} + A \begin{pmatrix} h_t^C \\ h_t^O \end{pmatrix} + \varepsilon_t^y, \quad \varepsilon_t^y \sim N(0, \Sigma_t) \quad (1)$$

定义  $y_t$  向量为  $y_t = (y_{1,t}, \dots, y_{2n,t})' = (y_t^C, y_t^O)'$ ，其中上标为 C 的表示中国的变量集，上标为 O 的表示其他国家的变量集。在我们的研究中， $y_t^C$  和  $y_t^O$  均为  $n \times 1$  的向量，这里由于我们使用三个宏观变量，所以有  $n=3$ 。但是这个模型也可以容纳不同大小的向量。

$N(\cdot, \cdot)$  为高斯分布， $c$  为  $2n \times 1$  向量， $B_i$ ,  $i=1, \dots, p$  是大小为  $2n \times 2n$  的向量自回归系数矩阵，其中  $p$  为设定的 VAR 滞后的期数， $B_0$  为主对角线上的下三角“结构影响矩阵”。 $2n \times 2$  的“不确定性影响矩阵” $A$  和  $2n \times 2n$  协方差矩阵  $\Sigma_t$  分别指定为

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \quad \text{和} \quad \Sigma_t = \begin{pmatrix} e^{h_t^C} \Sigma_C & 0 \\ 0 & e^{h_t^O} \Sigma_O \end{pmatrix}$$

其中每个  $a_{ij}$ ,  $i, j=1, 2$ ，都是  $n \times 1$  的向量， $\Sigma_C$  和  $\Sigma_O$  都是大小为  $n \times n$  的对角矩阵，即  $\Sigma_C = \text{diag}(\sigma_{1,C}^2, \dots, \sigma_{n,C}^2)$  和  $\Sigma_O = \text{diag}(\sigma_{n+1,O}^2, \dots, \sigma_{2n,O}^2)$ 。我们注意到协方差矩阵  $\Sigma_t$  随时间变化，并且这种时变是由其他国家和中国经济共同的随机波动率  $h_t$  驱动的。因此，不确定性影响矩阵  $A$  的系数可以反映出所构造的各个国家经济不确定性对经济所带来的冲击影响。

等式 (1) 可以表示为下面等式，

$$y_t = \tilde{X}_t \beta + W_t \gamma + A \begin{pmatrix} h_t^C \\ h_t^O \end{pmatrix} + \varepsilon_t^y, \quad \varepsilon_t^y \sim N(0, \Sigma_t) \quad (2)$$

其中  $\beta = \text{vec}([c, B_1, \dots, B_p])$ ， $\tilde{X}_t = I_{2n} \otimes (1, y_{t-1}', \dots, y_{t-p}')$ ， $\gamma$  是将每一行  $B_0$  中的非零元素堆叠起来的向量，并且

$$W_t = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & 0 \\ -y_{1,t} & 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & -y_{1,t} & -y_{2,t} & \dots & \dots & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & \dots & \dots & -y_{1,t} & -y_{2,t} & \dots & -y_{2n-1,t} \end{pmatrix}$$

根据矩阵  $A$ ，我们可以将等式 (2) 部分展开，

$$\Rightarrow \begin{cases} y_t^C = \tilde{X}_{tt} \beta + W_t \gamma + a_{11} h_t^C + a_{12} h_t^O + \varepsilon_t^y & (3) \\ y_t^O = \tilde{X}_{td} \beta + W_t \gamma + a_{21} h_t^C + a_{22} h_t^O + \varepsilon_t^y & (4) \end{cases}$$

其中，里面的  $\tilde{X}_{tt}$  和  $\tilde{X}_{td}$  是原来  $\tilde{X}_t$  的前  $n$  行和后  $n$  行。由等式 (3) 和 (4) 可以

知道， $3 \times 1$  的后验均值矩阵  $a_{21}$  能够反映出中国宏观经济不确定性对其他国家宏观经济所产生的溢出效应，同样的， $3 \times 1$  的后验均值矩阵  $a_{12}$  能够反映出其他国家宏观经济不确定性对中国宏观经济所产生的溢出效应。

假设对数波动的状态方程遵循平稳的 AR (1) 过程

$$h_t^C = \phi^C h_{t-1}^C + \varepsilon_t^C, \quad \varepsilon_t^C \sim N(0, \sigma_C^2) \quad (5)$$

$$h_t^O = \phi^O h_{t-1}^O + \varepsilon_t^O, \quad \varepsilon_t^O \sim N(0, \sigma_O^2) \quad (6)$$

其中, 设置初始条件为  $(h_1^c, h_1^o) \sim N(0, V_h)$ 。

对于该模型, 我们为每个模型参数假设独立的先验分布。对于测量方程(1), 我们为 VAR 系数和不确定性影响矩阵指定一个高斯先验  $\beta \sim N(\beta_0, V_\beta)$ ,  $\gamma \sim N(\gamma_0, V_\gamma)$ ,  $a = \text{vec}(A)' \sim N(a_0, V_a)$ , 和特定变量的反伽玛 (inverse-Gamma) 先验为:

$$\sigma_{i,c}^2 \sim IG(\eta_{i,c}, \omega_{i,c}), \quad i=1, \dots, n$$

$$\sigma_{j,o}^2 \sim IG(\eta_{j,o}, \omega_{j,o}), \quad j=n+1, \dots, 2n$$

对于状态方程(5)和(6), 系数和协方差矩阵分别遵循截断的正态和反伽玛分布:

$$\phi^c \sim N(\phi_0^c, V_{\phi_0^c}) \mathbb{1}(|\phi^c| < 1) \quad \sigma_c^2 \sim IG(S_{h^c}, v_{h^c})$$

$$\phi^o \sim N(\phi_0^o, V_{\phi_0^o}) \mathbb{1}(|\phi^o| < 1) \quad \sigma_o^2 \sim IG(S_{h^o}, v_{h^o})$$

其中  $\mathbb{1}(|\phi^c| < 1)$ ,  $\mathbb{1}(|\phi^o| < 1)$  是一个指示函数, 即如果  $|\phi^c| < 1$ ,  $\mathbb{1}(|\phi^c| < 1)$  是真命题, 则返回值为 1, 否则为 0。

由前文对现有相关文献的分析可知, 自向量回归模型 (VAR) 在宏观经济学研究中是常用的工具, 被广泛用于结构分析和预测, 并且该模型并不会对参数施加限制, 在某种程度上具有较高的通用性, 但是这种不对参数施加限制的高通用性是具有两面性的。一方面, 高维 VAR 可以解决潜在的遗漏变量问题; 另一方面, 在参数过多的情况下, 过度参数化问题会影响参数估计量的准确性。因此, VAR 模型一般而言只是基于少量的变量。而本文由于国家数据选取的原因, 在之前的文献中还没有估计过这么高维的 CSVM-VAR 模型。近期文献指出在高维 VAR 中采用不同的收缩估计方法可以提高参数的准确度, 也能提高模型预测能力<sup>[35]</sup>。并且, 最近 Cross 等人 (2020) 的最新文章中对明尼苏达先验进行进一步的验证发现, 明尼苏达先验在时间序列分析中的表现比其它方法好<sup>[36]</sup>。所以对于本文的先验主要采用明尼苏达先验。本文中在 CSVM-VAR 模型系数设置的具体一个明尼苏达类型的先验。具体而言, 先验均值设为零向量,  $\beta_0 = 0$ , 先验协方差矩阵与其对应元素的对角线集合如下:

$$\text{Var}(c) = 10 \times I_{2n},$$

$$\text{Var}(B_l^{ij}) = \begin{cases} \frac{\lambda_1^2 \lambda_2}{l^{\lambda_3}} \frac{\sigma_i^2}{\sigma_j^2} & l=1, \dots, p \quad \text{且} \quad i \neq j, \\ \frac{\lambda_1^2}{l^{\lambda_3}} & l=1, \dots, p \quad \text{且} \quad i=j, \end{cases}$$

其中  $B_l^{ij}$  表示的是矩阵  $(B_1, \dots, B_p)$  的第  $(i, j)$  个元素, 设  $\sigma^2$  为变量  $r$  在自回归模型 (AR(p)) 模型上的残差的方差。并根据现有相关文献, 将超参数设置为  $\lambda_1^2 = 0.2$ 、 $\lambda_2 = 0.5$ 、 $\lambda_3 = 2$ 。

## 4.2 贝叶斯估计

贝叶斯计量方法最关键的点是利用贝叶斯定理结合新的证据及以前的先验概率, 来得到新的概率。根据贝叶斯定理

$$p(\theta | X) = \frac{p(X | \theta)p(\theta)}{p(X)} \propto p(X | \theta)p(\theta)$$

该定理表达了更新知识 (后验,  $p(\theta|X)$ )、已知知识 (先验,  $p(\theta)$ ) 以及来自观察的知识 (可能性,  $p(X|\theta)$ ) 之间的关系。上面这个定理等式表示的是, 假设一个模型中数据  $X$  是根据未知参数  $\theta$  的概率分布生成的, 并且有关于参数  $\theta$  的先验知识, 可以用概率分布  $p(\theta)$  来表示。那么, 当观察到数据  $X$  时, 我们可以使用贝叶斯定理更新关于该参数的先验知识。

### 4.2.1 MCMC 方法

贝叶斯估计的关键是要知道相应的后验分布。但是, 由于本文 CSVM-VAR 模型不是标准随机波动率模型, 即存在非标准后验分布的情况; 并且本文 CSVM-VAR 中参数的高度非线性关系, 使估计难度增加, 也为研究高维度的 CSVM-VAR 带来了难度。对于非标准后验

分布问题以及估计难度的问题，虽然马尔科夫链蒙特卡方法（MCMC）和 Metropolis Hastings（MH）抽样算法这两种抽样方法均可对本项目所提出的计量模型进行估计，但是这两种方法在处理高维数据时的计算效率与统计效率都不高。所以我们在基于前文所提到的 MCMC 和 MH 抽样算法的基础上，根据模型特点有针对性地对所提出的计量模型使用更高效的马尔科夫链蒙特卡方法（MCMC）估计方法，从而从后验分布中提取相应的样本。

为提高估计效率，我们采用 Cross 等人（2018）提出的一种针对 CSVM-VAR 而开发的高效估计方法对模型参数进行抽样估计<sup>[33]</sup>。首先，我们将简单介绍一下 MCMC 算法的总体思路，然后在基于以上简化模型，推导出算法中的主要步骤。其中 MCMC 方法的总体思路如下：

- 1) 首先假设  $\theta_{\text{current}}$  是后验分布中抽取的一个样本；
- 2) 在参数空间中提出一个新的位置  $\theta_{\text{new}}$ ；
- 3) 根据 Metropolis-Haisting 步骤构建接收  $\theta_{\text{new}}$  的概率，并决定接受或拒绝  $\theta_{\text{new}}$ ；
- 4) 如果接收跳转，则跳转到新位置，并返回步骤 1)；
- 5) 如果拒绝，保持当前位置并返回步骤 1)；
- 6) 连续获取一系列点，最后返回接受的点集。

#### 4.2.2 后验模拟过程

为了方便阐述，令  $y = (y_1, \dots, y_T)'$ ， $h^o = (h_1^o, \dots, h_T^o)'$  及  $h^c = (h_1^c, \dots, h_T^c)'$ 。后验抽取可以通过从以下样本依次采样来获得：

- 1)  $p(h^c | h^o, A, \beta, \gamma, \Sigma_c, \Sigma_o, \phi^c, \sigma_c^2, y) = p(h^c | h^o, A, \beta, \gamma, \Sigma_c, \Sigma_o, \phi^c, \sigma_c^2, y)$ ;
- 2)  $p(h^o | h^c, A, \beta, \gamma, \Sigma_c, \Sigma_o, \phi^o, \sigma_o^2, y) = p(h^o | h^c, A, \beta, \gamma, \Sigma_c, \Sigma_o, \phi^o, \sigma_o^2, y)$ ;
- 3)  $p(A, \beta, \gamma | h^o, h^c, \Sigma_o, \Sigma_c, \phi^o, \sigma_o^2, \phi^c, \sigma_c^2, y) = p(A, \beta, \gamma | h^o, h^c, \Sigma_o, \Sigma_c, y)$ ;
- 4)  $p(\Sigma_c | h^o, h^c, A, \beta, \gamma, \Sigma_o, \phi^c, \sigma_c^2, y) = p(\Sigma_c | h^c, A, \beta, \gamma, y)$ ;
- 5)  $p(\Sigma_o | h^o, h^c, A, \beta, \gamma, \Sigma_c, \phi^o, \sigma_o^2, y) = p(\Sigma_o | h^o, A, \beta, \gamma, y)$ ;
- 6)  $p(\sigma_c^2 | h^o, h^c, A, \beta, \gamma, \Sigma_o, \Sigma_c, \phi^c, y) = p(\sigma_c^2 | h^c, \phi^c)$ ;
- 7)  $p(\sigma_o^2 | h^o, h^c, A, \beta, \gamma, \Sigma_o, \Sigma_c, \phi^o, y) = p(\sigma_o^2 | h^o, \phi^o)$ ;
- 8)  $p(\phi^c | h^o, h^c, A, \beta, \gamma, \Sigma_o, \Sigma_c, \sigma_c^2, y) = p(\phi^c | h^c, \sigma_c^2)$ ;
- 9)  $p(\phi^o | h^o, h^c, A, \beta, \gamma, \Sigma_o, \Sigma_c, \sigma_o^2, y) = p(\phi^o | h^o, \sigma_o^2)$ 。

对对数波动率的非标准条件分布中采样的主要困难来自步骤 1) 和 2) 中。为了克服计算上的障碍，我们可以借鉴 Cross（2018）等<sup>[33]</sup>的文章，他们开发一个有效的单块采样器，通过 MCMC 对应的程序来绘制步骤 1) 和 2) 中的对数波动率。理解算法的关键是要注意，在这些步骤中，对数波动率的拟议分布的对数条件密度具有块带的黑塞矩阵（Hessian Matrix）。

此过程的总体思路是：

- 首先推导出相应的对数后验分布；
- 其次，通过牛顿迭代（Newton-Raphson）方法求出后验分布的最大值， $\tilde{h}$ ，和相关黑塞矩阵， $-K$ ，构建采样建议正态分布  $N(\tilde{h}, \tilde{K}^{-1}) \equiv g$ ；
- 然后，我们使用“接受-拒绝”算法（Accept-Reject algorithm, AR）从后验概率密度函数  $f$  中抽取样本  $\hat{h}_{\text{current}}$ ，即  $\hat{h}_{\text{current}} \sim \min\left\{g, \frac{f}{c}\right\} \equiv q$ 。
- 最后，我们使用 Metropolis-Hasting 算法从要提取的后验分布中提取样本。即生成

$u \sim U(0,1)$ , 如果  $u \leq \alpha = \min \left\{ 1, \frac{f(\hat{h}_{current})}{f(\hat{h}_0)} \times \frac{q(\hat{h}_0)}{q(\hat{h}_{current})} \right\}$  则返回  $\hat{h}_{current}$ ; 否则, 返回  $\hat{h}_0$  并且重新循环抽样。

### 4.3 本文具体 CSVM-VAR 模型

经过 4.1 及 4.2 两小节分别对共同均值随机波动率向量自回归模型以及贝叶斯估计方法的推导说明介绍, 本文具体的运行 CSVM-VAR 模型如下

$$y_t = \tilde{X}_t \beta + W_t \gamma + A H_t + \varepsilon_t^y, \quad \varepsilon_t^y \sim N(0, \Sigma_t) \quad (7)$$

其中  $\beta = \text{vec}([c, B_1, \dots, B_p])'$ ,  $\tilde{X}_t = I_{10m} \otimes (1, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p})$ ,  $\gamma$  是将每一行  $B_0$  中的非零元素堆叠起来的向量,  $H_t = (h_t^C, h_t^S, h_t^R, h_t^K, h_t^M, h_t^I, h_t^{In}, h_t^P, h_t^A, h_t^{EU})'$ , 这其中  $h_t$  不同的上标代表不同的国家, 即从左至右分别代表中国、新加坡、俄罗斯、韩国、马来西亚、印度、印度尼西亚、波兰、美国及欧盟, 并且  $A$  矩阵为  $30 \times 10$  大小的矩阵,  $a_{ij}$  为  $3 \times 1$  的矩阵, 其中  $i=1 \dots 10$  及  $j=1 \dots 10$ , 即

$$A = \begin{pmatrix} a_{1,1} & a_{1,2} & a_{1,3} & \dots & \dots & \dots & a_{1,10} \\ a_{2,1} & a_{2,2} & a_{2,3} & \dots & \dots & \dots & a_{2,10} \\ a_{3,1} & a_{3,2} & a_{3,3} & \dots & \dots & \dots & a_{3,10} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{10,1} & a_{10,2} & a_{10,3} & \dots & \dots & \dots & a_{10,10} \end{pmatrix}$$

以及

$$W_t = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & 0 \\ -y_{1,t} & 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & -y_{1,t} & -y_{2,t} & \dots & \dots & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \dots & \dots & -y_{1,t} & -y_{2,t} & \dots & -y_{10m-1,t} \end{pmatrix}$$

即矩阵的维度相应变大, 原理与推导方法与前面一致此处不再赘述。

同样, 根据矩阵  $A$ , 我们可以将等式 7) 展开可写出十个等式,

$$\begin{cases} y_t^C = \tilde{X}_{t1} \beta + W_t \gamma + a_{1,1} h_t^C + a_{1,2} h_t^S + a_{1,3} h_t^R + a_{1,4} h_t^K + a_{1,5} h_t^M + a_{1,6} h_t^I \\ \quad + a_{1,7} h_t^{In} + a_{1,8} h_t^P + a_{1,9} h_t^A + a_{1,10} h_t^{EU} + \varepsilon_t^y & (7-1) \\ \Rightarrow y_t^S = \tilde{X}_{t2} \beta + W_t \gamma + a_{2,1} h_t^C + a_{2,2} h_t^S + \dots + a_{2,9} h_t^A + a_{2,10} h_t^{EU} + \varepsilon_t^y & (7-2) \\ \quad \dots & \\ \quad \dots & \\ y_t^{EU} = \tilde{X}_{t10} \beta + W_t \gamma + a_{10,1} h_t^C + a_{10,2} h_t^S + \dots + a_{10,9} h_t^A + a_{10,10} h_t^{EU} + \varepsilon_t^y & (7-10) \end{cases}$$

由等式 (7-1) 至 (7-10) 这 10 个等式我们可以知道,  $3 \times 1$  的后验均值矩阵  $a_{2,1}$ 、 $a_{3,1}$ 、 $a_{4,1}$ 、



$a_{5,1}$ 、 $a_{6,1}$ 、 $a_{7,1}$  及  $a_{8,1}$  能够分别反映出中国宏观经济不确定性对新加坡、俄罗斯、韩国、马来西亚、印度、印度尼西亚及波兰宏观经济所产生的溢出效应。同样的， $3 \times 1$  的后验均值矩阵  $a_{2,9}$ 、 $a_{3,9}$ 、 $a_{4,9}$ 、 $a_{5,9}$ 、 $a_{6,9}$ 、 $a_{7,9}$  及  $a_{8,9}$  能够分别反映出，加入的作为控制变量的美国的宏观经济不确定性对这七个国家的冲击影响； $3 \times 1$  的后验均值矩阵  $a_{2,10}$ 、 $a_{3,10}$ 、 $a_{4,10}$ 、 $a_{5,10}$ 、 $a_{6,10}$ 、 $a_{7,10}$  及  $a_{8,10}$  能够分别反映出，加入的作为控制变量的欧盟的宏观经济不确定性对这七个国家的冲击影响。

## 5. 基于 CSVN-VAR 模型的实证结果

### 5.1 本文具体 CSVN-VAR 模型

下图 1 给出了中国、新加坡、俄罗斯、韩国、马来西亚、印度、印度尼西亚和波兰的估计宏观经济不确定性指数。

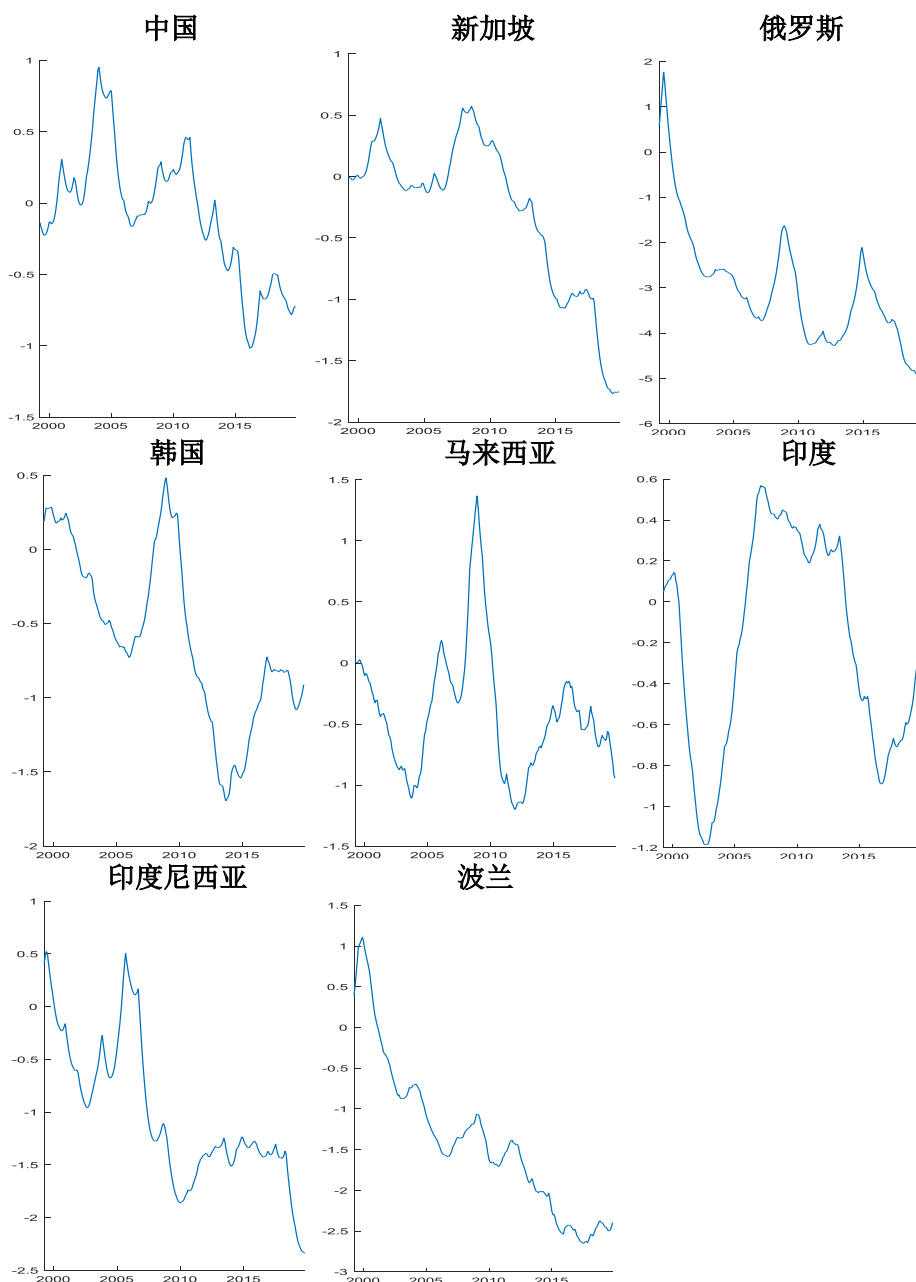


图 1: 中国及一带一路沿线七国的不确定性指标

从图 1 中可以看出, 中国及这七个国家的不确定性指标都在 2000 年初呈上升趋势, 而 2000 年代初的显著上升可能与“互联网泡沫”有关, 该泡沫在纳斯达克指数在 2000 年 3 月 10 日达到峰值 5132.52。以及 1997 年亚洲金融危机对这其中的部分亚洲国家也产生可不小的影响。同时, 我们还可以观察到, 以上八个国家的不确定性指标也反映了围绕 2008 年全球金融危机的不确定性迅速上升。在 2008 年之后的两年内, 每个国家的不确定性都有一个非常明显的快速上升过程, 随后下降。这可以看出, 2008 年的金融危机对大多数国家产生了重大影响。

当然, 除了 2000 年代初的“互联网泡沫”和 2008 年的全球金融危机这两个国际上的经济波动让这些国家的宏观经济不确定性都产生了不同程度的上升, 每个国家的宏观经济不确定性的波动还会受其本国经济变化事件冲击的影响, 所以每个国家的宏观经济不确定性仍然存在一些差异。例如, 中国和印度在 2004 年左右都大幅上升, 并且达到了一个峰点。2004 年中国不确定性指数的大幅上升可能与当年的经济政策控制有关, 根据孙培钧和华碧云 (2004) 在解读印度经济的崛起中所解释的, 印度可能是由于 2003 年年中以后工农业生产由之前的低迷状态向好的经济形势发展, 第三季度和第四季度国内总产值均有显著增长, 印度经济开始出现“阳光”, 印度经济开始迅速崛起, 与世界各国经济联系也愈加紧密<sup>[21]</sup>, 这一原因可能是造成 2004 年后均值不确定性指标达到一个峰值的重要原因。另外, 中国在 2010 年到 2011 年不确定性波动也较大, 这主要当时受到欧洲主权债务危机时期的影响较大的原因。印度尼西亚在 1999 年后 2005 年前不确定性指标持续下降, 可能主要是自 1997 年受到亚洲金融危机带来的重大影响, 经济产生了严重的衰退并且货币也大幅贬值, 而 1999 年底开始缓慢复苏后抑制了其经济不确定性。印度尼西亚和马来西亚在 2005 年后不确定性指标快速上升的重要影响原因可能和 2005 年油价上涨有很大的关系, 油价上涨使亚洲地区的通胀压力加大, 印度尼西亚、马来西亚和香港的通胀率都急剧上升, 亚洲地区的平均通胀率已经上升到 4.6%, 创 6 年半以来的新高<sup>[22]</sup>。俄罗斯在 2015 年左右大幅上升, 俄罗斯在 2015 年左右不确定性上升的原因可能包括多重压力, 主要在 2014 年左右, 俄罗斯与乌克兰由于产生争端遭受国际制裁, 加上石油价格急剧下跌以及卢布在西方国家的贬值, 这些可能导致俄罗斯不确定性指标在 2015 年左右上升到了另一个峰值。而像中国、新加坡、韩国和马来西亚等国在 2016 年也出现了一个小的随机波动率峰值, 这主要是在 2016 年受全球经济环境的影响导致的油价下跌、原材料出口价格的低迷及俄罗斯经济衰退等多重影响造成的。

这也表明, 一国经济指标的不确定性不仅受到其本国经济活动的影响, 而且还受到其他国家经济活动的影响, 特别是那些对国际经济影响较大的国家。这也在一定程度上和现在已有的研究经济不确定性的文献的结论是一致的, 即当经济领域有重大事件发生时, 经济的不确定性指数则会根据各国经济受到的这个经济事件对其经济产生不同的影响程度, 从而产生不同程度的波动, 当然这些不确定指标有的可能短期就迅速反映了, 而有的则会在未来的某个时间段对其经济产生影响, 可能会存在滞后反应的情况。

## 5.2 宏观不确定性的溢出效应

### 5.2.1 中国宏观不确定性对其他国家的溢出效应

通过本文构建的 CSVM-VAR 模型, 我们知道“不确定性影响矩阵” $A$  是目标矩, 其中可以反映中国宏观经济不确定性对其他国家经济的溢出效应影响。下表 2 显示了估计结果, 其中的后验均值即为  $A$  矩阵中反映出中国宏观经济不确定性对其他七个国家经济的溢出效应影响, 即中国的宏观经济不确定性对新加坡、俄罗斯、韩国、马来西亚、印度、印度尼西亚和波兰的经济不确定性的影响。表 3 呈现的是加入的全球两个大经济体——美国及欧盟, 作为控制变量国家的宏观经济不确定性对其余 7 国的影响结果, 表 3 中省略了对应的 90% 置信区间, 主要呈现美国及欧盟的宏观经济不确定性对这七个国家经济的冲击影响, 及相应的  $P = \text{Pro}(a_{ij} > 0)$  值, 即  $P > 0$  表示后验分布大于零的概率。

其中,对于表 2 中的 90%可信区间,如果该区间不包括 0,我们可以认为对应的后验均值非常显著;对于包括 0 的区间,则根据分布判断其是否显著。为了更直观地观测显著性,构造了概率  $P>0$ ,即是指后验分布中大于 0 的概率  $P$  值。通常用这个  $P$  值与 0.5 做比较, $P$  值为 0.5 时说明后验分布与先验分布并无差别,即此时所得到的后验证均值的结果是没有意义的,在统计上完全不显著。 $P$  值与 0.5 相差越大说明结果越显著,即  $P$  为 0 或者 1 的时候是完全显著的,当然一般  $P$  值大于 0.7 或者小于 0.3 是我们就可以认为这个结果是有意义的。表 3 中美国及欧盟对于其他七国溢出效应对应的  $P$  值也是同理。另外表 2 及表 3 中的后验均值对应数值的正负能测量影响的方向,但对应的数值大小并不具有实际意义,不能准确表示特定的数字含义。

表 1: CSVM-VAR 模型下中国宏观经济不确定性对其余 7 国的影响结果

国家	变量	后验均值	90% 置信区间	$P>0$
新加坡	Inflation	-1.495***	(-2.081, -0.976)	0
	IP growth	12.467***	(0.935, 22.063)	0.962
	Interest rate	0.225***	(-0.064, 0.553)	0.903
俄罗斯	Inflation	0.260	(-0.733, 1.266)	0.647
	IP growth	0.373	(-1.911, 2.582)	0.579
	Interest rate	-0.888**	(-2.437, 0.652)	0.160
韩国	Inflation	1.491***	(0.984, 2.087)	1
	IP growth	-2.113**	(-7.906, 2.750)	0.198
	Interest rate	-0.600***	(-0.773, -0.365)	0
马来西亚	Inflation	-1.529***	(-2.692, -0.542)	0.002
	IP growth	-2.187**	(-5.876, 1.345)	0.153
	Interest rate	-0.144***	(-0.288, -0.013)	0.033
印度	Inflation	-2.106***	(-3.085, -0.542)	0.026
	IP growth	3.483***	(-0.051, 7.424)	0.947
	Interest rate	-1.074***	(-1.973, 0.094)	0.067
印度尼西亚	Inflation	-1.189*	(-3.027, 1.195)	0.214
	IP growth	-0.171	(-4.979, 5.080)	0.480
	Interest rate	-1.688***	(-2.148, -1.222)	0
波兰	Inflation	0.130*	(-0.184, 0.789)	0.747
	IP growth	3.826***	(0.705, 7.946)	0.978
	Interest rate	-0.270***	(-1.107, 0.052)	0.084

IP growth - 工业生产指数增长;

$P>0$  表示后验分布大于零的概率;

\*\*\*:  $|P-0.5|>0.4$ , \*\*:  $|P-0.5|>0.3$ , \*:  $|P-0.5|>0.2$ ;

数据主要来自于 EPS, CNBS, OECD, CEIC 以及世界银行数据库

具体地来看,通过表 1 我们可以发现,中国宏观经济不确定性对其他国家的溢出效应因国家而异。从具体的影响方向来看,首先就通货膨胀来看,中国宏观经济不确定性的溢出效应除了对俄罗斯的通货膨胀影响不显著外,该冲击会减少新加坡、马来西亚、印度及印度尼西亚的通货膨胀,增加了韩国和波兰的通货膨胀。其次,对于各国的产出增长,中国宏观经济不确定性的溢出效应对俄罗斯以及印度尼西亚的产出增长的影响并不显著,但是中国宏观经济不确定性的冲击增加了新加坡、印度及波兰的产出,但对韩国及马来西亚的产出产生了负面影响。然后,中国宏观经济不确定性的溢出效应对这七个国家的短期利率的都存在显著的影响。其中,该冲击降低了除新加坡外的六个国家的短期利率,导致了俄罗斯、韩国、马来西亚、印度、印度尼西亚及波兰的货币扩张。

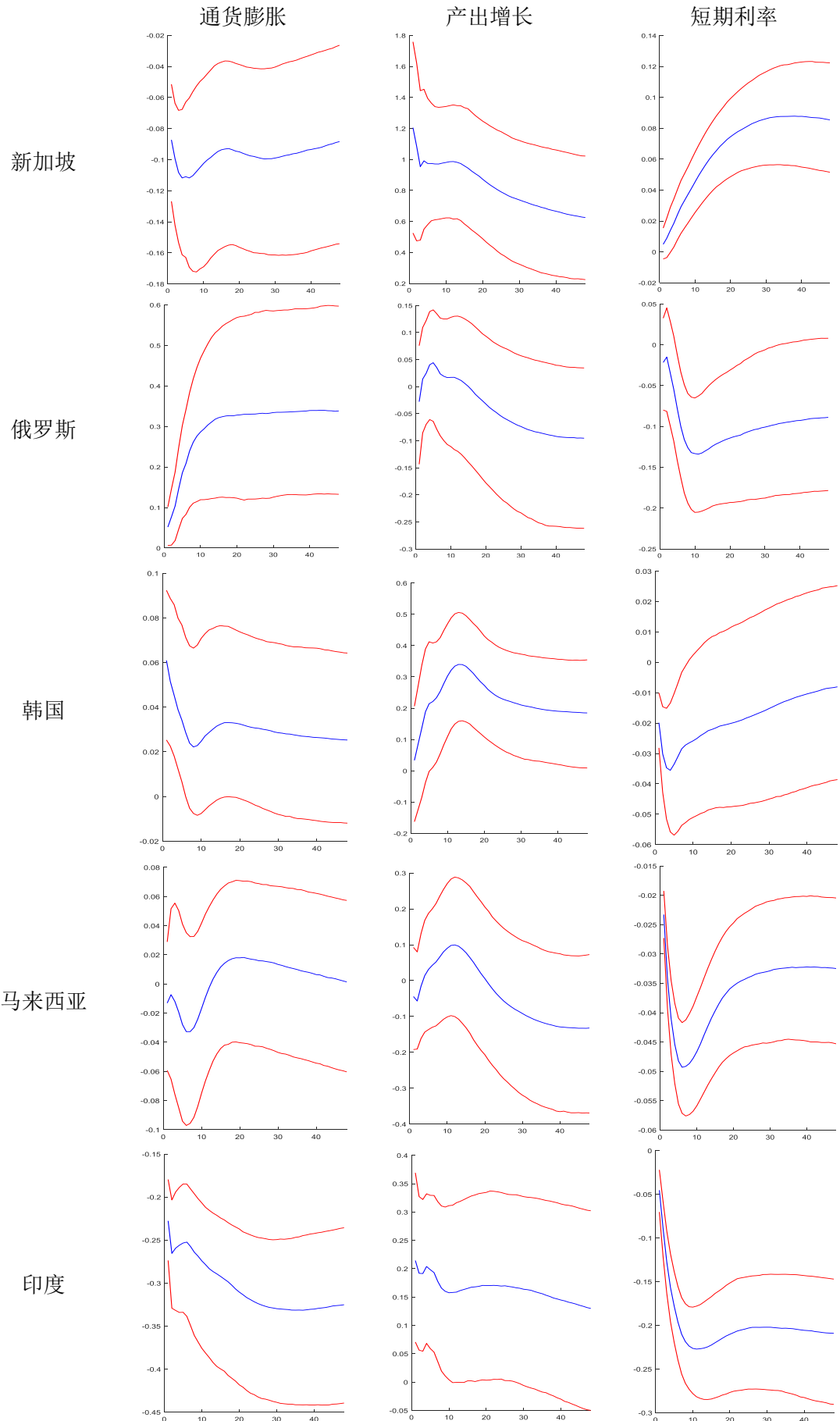
中国宏观经济不确定性在对本文所研究的一带一路中的这七个国家的溢出效应的结果对我们来说是新颖的。因为现在极少有关于中国宏观经济不确定性的溢出效应对其他国家的带来冲击影响的研究,关于中国经济不确定性的研究主要集中于对本国自身经济的影响,并且大部分现有研究经济不确定性或经济政策不确定性的影响的文献也是主要集中于发达国家之间以及美国等贸易大国的经济或经济政策不确定性所存在的溢出效应对其他国家的影响。虽然没有直接的关于中国宏观经济不确定性溢出效应的研究作为支撑,但是现有关于美国等大经济体的溢出效应的研究文献对本文的结果分析也是具有一定支撑作用的。随着现在对不确定性的深入研究发现,不确定性并不只是会对经济发展带来单一的负面影响。关于美国经济不确定性的研究中,部分文献发现美国产生的不确定性冲击倾向于减少产出,同时增加通货膨胀和利率<sup>[23][24][25][26]</sup>;但也有文献研究表明美国的不确定性对部分国家的溢出效应是因国而异的,即会增加产出以及降低利率<sup>[19]</sup>;而最近关于美国不确定性全球范围的研究更进一步地表明了,美国不同类型的政策不确定性即货币政策不确定性及财政政策不确定性对其他国家带来的溢出效应也是不同的,其溢出效应并不是对所有的都是负面的影响,对于各个国家的产出、价格指数、利率以及资金流入的溢出效应影响既有正向的也有负向的,这取决于美国不同类型的政策影响以及具体国家的特征<sup>[27]</sup>。这么来看中国宏观经济不确定性的溢出效应结果表 1 中所呈现的因国而异的结果与现有部分文献中的结果类似,并且对于现有关于中国经济不确定性的溢出效应结果来看也是新颖的。

另外,对于各国短期利率在受到中国宏观经济不确定性的溢出效用冲击所表现出不同的变化趋势能够在一定程度上反映出不同国家的货币政策的调控。本文结果中该冲击对这七个国家的短期利率的都存在在显著的影响,其中,中国宏观经济不确定性的冲击降低了除新加坡外的六个国家的短期利率,导致了俄罗斯、韩国、马来西亚、印度、印度尼西亚及波兰的货币扩张。这意味着,在中国宏观经济不确定性上升后,俄罗斯、韩国、马来西亚、印度、印度尼西亚及波兰这六个国家的中央银行会实施扩张性货币政策即通过降低利率以抵消中国宏观经济不确定性的溢出效应带来的冲击对其实际经济活动产生的负向影响。

在接下来,我们通过脉冲响应函数来进一步讨论各国各宏观经济变量随着时间推移受到中国宏观经济不确定性溢出效应的冲击是如何反应的。

### 5.2.2 脉冲响应分析

脉冲响应函数经济意义是,脉冲响应函数描述的是 VAR 模型用来描述内生变量在一段连续的时间内对误差冲击的反应。脉冲响应函数是观察我们所研究的模型中各个变量对加入的冲击在随着时间的推移过程中的反应,具体对于本文研究来说,即是观察当在中国宏观经济不确定性上施加一个标准差大小的冲击后对内生变量的冲击影响趋势。因此脉冲响应函数可以用来进一步探究中国宏观经济不确定性溢出效应对其他七个国家各宏观经济变量的动态影响情况。以下图 12 为给中国宏观经济不确定性施加一个标准差大小的冲击后分别对新加坡、俄罗斯、韩国、马来西亚、印度、印度尼西亚及波兰的各宏观经济变量的脉冲响应图。其中,每个图中间的蓝色实线是对不确定性度量的一个标准差冲击的平均均值估计趋势,即脉冲响应趋势;蓝线上下两根红色视线是响应的第 16 和第 84 百分位数,横坐标是表示 45 个月的脉冲水平,纵坐标是表示百分点变化水平。



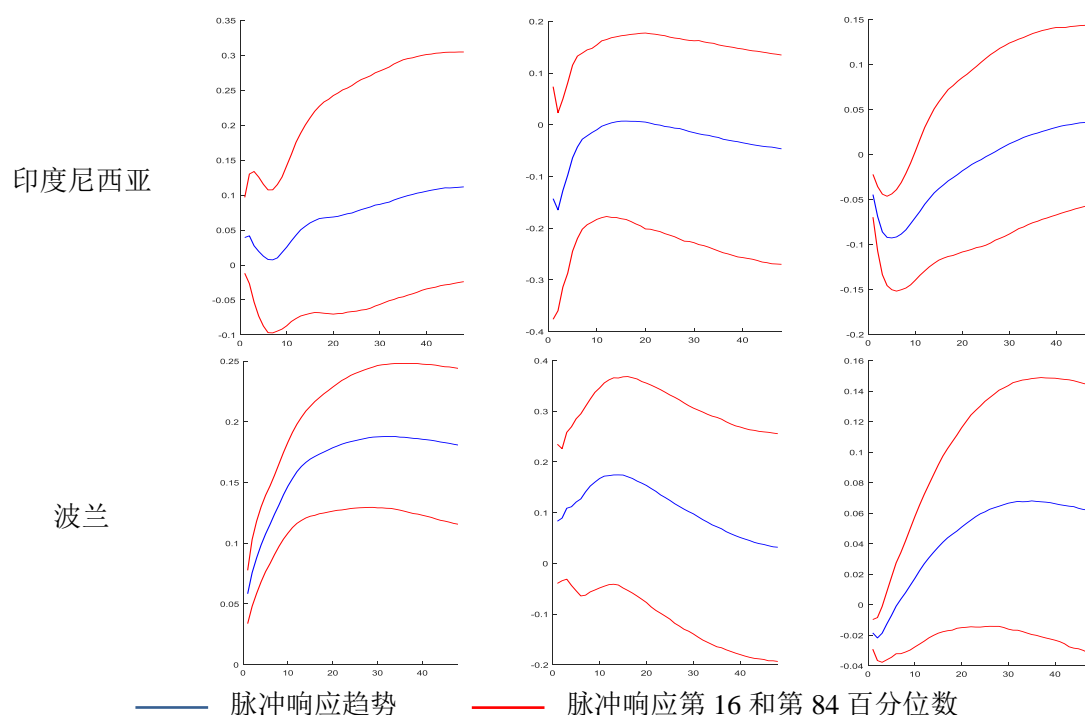


图 2：中国一个标准差的宏观经济不确定性对其余 7 国冲击的脉冲响应

上图 2 中，从上至下分别是中国一个标准差的宏观经济不确定性对新加坡、俄罗斯、韩国、马来西亚、印度、印度尼西亚及波兰的各宏观经济变量对应的脉冲响应图，从左至右对应的宏观经济变量分别通货膨胀、产出增长以及短期利率。结合溢出效应结果及脉冲响应图的结果具体来看如下：

首先，对于中国宏观经济不确定性带来的冲击在各国通货膨胀的影响上，除了对俄罗斯的通货膨胀影响不显著外，会减少新加坡、马来西亚、印度及印度尼西亚的通货膨胀，增加韩国和波兰的通货膨胀。这些国家对应通货膨胀的脉冲响应图中，除了马来西亚的通货膨胀脉冲响应图显示在第 13 个月左右后脉冲效应呈现该冲击由减少其通货膨胀变为增加其通货膨胀外，即该冲击在短期与长期对其通货膨胀的影响不一致外，其余国家通货膨胀受到的影响在短期与长期表现一致。

其次，对于中国宏观经济不确定性带来的冲击在各国产出增长的影响上，中国宏观经济不确定性的溢出效应对俄罗斯以及印度尼西亚的产出增长的影响并不显著，但是中国宏观经济不确定性的冲击会增加新加坡、印度及波兰的产出，而对韩国及马来西亚的产出增长会产生负面影响。并且从相应的脉冲响应图我们观察到新加坡、韩国、印度及波兰的产出增长在短期和长期受到该冲击的影响是一致的，但是这其中对于韩国的产出增长的脉冲响应图，不确定性冲击的增加会使其产出增长持续增加，并且在第 15 个月左右上升到一个最大值，之后增长速率放缓，但是其产出增长仍然持续增加，而这与溢出效应估计矩阵 A 的结果中对其当期的冲击的影响正好相反，即在当期短期的冲击下，不确定性的冲击对韩国的产出增长具有抑制的作用，这主要是由于在脉冲响应图中呈现的动态结果是结合不确定性影响矩阵结果 A 与矩阵  $B_0$ ，结合了数据结构，所以会表现出这种差异；马来西亚的产出增长的脉冲响应图显示，在短期该不确定性冲击对其具有抑制作用，随后该冲击对其产出增长的具有促进作用的，而在长期这种不确定性冲击又会使其产出增长迅速下降，抑制其产出增长。

然后，对于中国宏观经济不确定性带来的冲击在各国短期利率的影响上，中国宏观经济不确定性的冲击对这七个国家的短期利率的都存在在显著的影响。其中，该冲击降低了除新加坡外的六个国家的短期利率，导致了俄罗斯、韩国、马来西亚、印度、印度尼西亚及波兰

的货币扩张。而其中对应的脉冲响应图，除了印度尼西亚及波兰的短期利率脉冲响应图在短期和长期表现不一致，即表现出在短期降低，长期增加的趋势；其余五个国家的短期利率变动趋势在短期及长期均为一致的。

## 6. 结论

通过本文的实证分析，我们可以发现，中国宏观经济不确定性的溢出效应对各个国家的宏观经济活动具有较大的影响，并且该冲击带来的影响对各个国家是因国而异的。第一，在通货膨胀方面，除了对俄罗斯的通货膨胀影响不显著外，中国宏观经济不确定性的溢出效应会减少新加坡、马来西亚、印度及印度尼西亚的通货膨胀，增加韩国和波兰的通货膨胀。第二，对于各国的产出增长，中国宏观经济不确定性的溢出效应对俄罗斯以及印度尼西亚的产出增长的影响并不显著，但是中国宏观经济不确定性的冲击增加了新加坡、印度及波兰的产出，但对韩国及马来西亚的产出产生了负面影响。第三，这些冲击对这七个国家的短期利率的都存在在显著的影响。其中，中国宏观经济不确定性的冲击降低了除新加坡外的六个国家的短期利率，导致了俄罗斯、韩国、马来西亚、印度、印度尼西亚及波兰的货币扩张。这表明中国宏观经济不确定性的溢出效应对各国的各宏观经济活动表现出不同的传导机制，而通过相应的脉冲响应分析探究中国宏观经济不确定性溢出效应对其他七个国家各宏观经济变量的动态影响情况，帮助我们进一步了解了该冲击对各国的各宏观经济活动表现出不同的传导机制。其中，由于在溢出效应结果表中是单纯的不确定性影响矩阵结果  $A$ ，而在脉冲响应图中呈现的动态结果是结合不确定性影响矩阵结果  $A$  与矩阵  $B_0$ ，结合了数据结构，所以这两种结果可能会表现差异，例如该冲击对印度尼西亚的通货膨胀以及韩国的产出增长的影响结果在溢出效应结果表中与脉冲响应图中表现出相反的结果。

通过以一带一路中这七个作为本文研究对象的国家来探究中国宏观经济不确定性的溢出效应，并且根据本文的实证研究结果及相应的分析，对各国应对中国宏观经济不确定性的溢出效应具有如下启示：

第一，中国及一带一路沿线其他各国都应该提高有效的经济金融监管和经济金融市场透明度。具有合理的透明度，才能正确引导市场并且让公众更清晰地了解真实的情况，避免社会公众对经济产生过度的负面预期，从而尽可能减轻不确定性为经济带来的负面效应。

第二，各国政府及政策制定者需要尽量保持宏观经济调控政策的稳定性与持续性，在以全局的角度制定宏观经济调控政策的同时，还要注重定向调控。

第三，中国作为一带一路项目的发起国家，并且通过实证研究中国宏观经济不确定性的溢出效应对一带一路沿线的部分国家的宏观经济活动具有显著的影响，所以保证中国国内经济的稳定也是至关重要的。即要不断深化中国与一带一路沿线国家经济金融政策合作的同时保证各国政府能够进一步加强国家之间经济信息的共享和相关政策的沟通，建立有效的宏观经济政策的协调机制，这样才能积极控制和平衡中国宏观经济不确定性的溢出效应。总的来说，随着现在经济不确定性对各国经济影响的常态化，对经济不确定性的研究变得越来越重要。

### 参考文献

[1] Yiping Huang. Understanding China's Belt & Road Initiative: Motivation, framework and assessment[J]. China Economic Review, 2016(40): 314-321.

[2] 潘超, 冀志斌, 许志龙. 中国与“一带一路”沿线部分国家的经济关系动态分析[J]. 西南师范大学学报(自然科学版), 2020, 45(01): 75-79.

[3] 杨权, 郭雅恒. “一带一路”金融发展与经济增长研究[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2020(03): 79-91.

- [4] Zhai F . China' s belt and road initiative: A preliminary quantitative assessment[J]. Journal of Asian Economics, 2018, 55.
- [5] Menzie Chinn, Laurent Ferrara, Raffaella Giacomini. Impact of uncertainty shocks on the global economy[J]. Journal of International Money and Finance, 2018(88): 209-211.
- [6] Carriero A , Clark T E , Marcellino M G . Measuring Uncertainty and Its Impact on the Economy[J]. Social Science Electronic Publishing, 2017.
- [7] Mumtaz H , Musso A . The Evolving Impact of Global, Region-Specific, and Country-Specific Uncertainty[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2018.
- [8] Drew D. Creal, Jing Cynthia Wu. Monetary policy uncertainty and economic fluctuation[J]. International Economic Review, 2017, 58(4).
- [9] 王蕊. 宏观经济不确定性与经济增长[D]. 东北财经大学, 2019.
- [10] 刘松林, 王晓娟, 王辉. 经济政策不确定性对宏观经济影响的实证分析[J]. 统计与决策, 2020, 36(06): 115-117.
- [11] 单东方. 经济政策不确定性对 FDI 影响研究[J]. 经济问题, 2020(03): 42-49.
- [12] 张喜艳, 陈乐一. 经济政策不确定性的溢出效应及形成机理研究[J]. 统计研究, 2019, 36(01): 115-128.
- [13] 庞超然, 杜奇睿. 经济政策不确定性、金融周期及宏观经济效应——基于 TVP-SV-VAR 模型的分析[J]. 经济问题探索, 2019(08): 16-25+36.
- [14] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring economic policy uncertainty[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(4) : 1593 — 1636.
- [15] Holland A S , Creditbanking J O M , Deyoung R , et al. Inflation and uncertainty: tests for temporal ordering[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1995, 27(3): 827-837.
- [16] 马文涛. 通货膨胀不确定性及其对宏观经济的影响[J]. 中南财经政法大学学报, 2010(02): 9-14+142.
- [17] Haroon Mumtaz, Francesco Zanetti. The Impact of the Volatility of Monetary Policy Shocks[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2013, 45(4).
- [18] Carriero A , Clark T E , Marcellino M . Common Drifting Volatility in Large Bayesian VARs[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2016, 34(3).
- [19] Cross J L, Hou C, Poon A. International Transmission of Macroeconomic Uncertainty in Small Open Economies: An Empirical Approach[J]. Working Papers, 2018.
- [20] Cross J L , Hou C , Poon A . Macroeconomic forecasting with large Bayesian VARs: Global-local priors and the illusion of sparsity[J]. International Journal of Forecasting, 2020, 36.
- [21] 孙培钧, 华碧云. 解读印度经济的崛起[J]. 南亚研究, 2004(01): 3-11.
- [22] 邹新, 马素红. 2005 年世界经济回顾与今年的发展前景[J]. 中国城市金融, 2006, 02(2): 36-36.
- [23] Carriero A , Clark T E , Marcellino M G . Measuring Uncertainty and Its Impact on the Economy[J]. Social Science Electronic Publishing, 2017.
- [24] Haroon Mumtaz, Konstantinos Theodoridis. The International transmission of volatility shocks: an empirical analysis[J]. Journal of the European Economic Association, 2015, 13(3).
- [25] Born B , Pfeifer J . Policy Risk and the Business Cycle[J]. Journal of Monetary Economics, 2014, 68(nov.): 68-85.
- [26] Mumtaz H , Theodoridis K . Common and country specific economic uncertainty[J]. Journal of International Economics, 2017.
- [27] Trung N B . The spillover effects of US economic policy uncertainty on the global economy: A global VAR approach[J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2019, 48: 90-110.



## The spillover effect of China's macroeconomic uncertainty—— Research on some countries along the Belt and Road

Wang Yifan, Hou Chenghan

(Center for Economics, Finance and Management, Hunan University, Changsha / Hunan, 410000)

**Abstract:** This paper mainly studies the impact of the spillover effect of China's macroeconomic uncertainty on the macroeconomics of countries along the "Belt and Road" initiative. According to the comprehensive rankings of our country's investment and trade cooperation of countries along the Belt and Road, this study selected seven countries, Singapore, Russia, South Korea, Malaysia, India, Indonesia, and Poland as the main research objects, the United States and the European Union of the two big economies macro variables are used as control variables, and mainly studies the impact of China's macro uncertainty on the three key macroeconomic indicators of selected countries: inflation rate, output growth, and short-term interest rates in the past two decades. This paper uses the common stochastic volatility in mean vector autoregressive model (CSVM-VAR) to simultaneously estimate the macro uncertainty index of each country in the sample, and measure its influence on the macro variables of each country. And this study adopts the efficient parameter sampling method developed by Cross et al. (2019) for CSVM-VAR, that is, the more efficient Markov chain Monte Carlo (MCMC) algorithm, to conduct sampling estimation of the proposed model, so as to solve the deficiency of the traditional estimation method in the computational efficiency. The empirical results show that the spillover effect of macroeconomic uncertainty in China has a significant impact on the macroeconomic activities of these seven countries, and the impact of the shock on each country varies from country to country. First of all, in terms of inflation, the shock reduced inflation in Singapore, Malaysia, India and Indonesia, and increased inflation in South Korea and Poland, except for the insignificant impact on inflation in Russia. Second, for output growth, the impact of the shock on output growth in Russia and Indonesia is not significant, but it increased output growth in Singapore, India, and Poland, and negatively affect output growth in South Korea and Malaysia. Then, in terms of short-term interest rates, the shock had a significant impact on the short-term interest rates of these seven countries. Specifically, the shock reduced the short-term interest rates of six countries except Singapore and led to monetary expansion in six countries except Singapore. In addition, through the analysis of impulse response function, this paper conducts a more comprehensive assessment of the spillover effect of China's macroeconomic uncertainty, further confirming that the spillover effect of China's macroeconomic uncertainty has a relatively important impact on the macroeconomic activities of the research object in this paper. Finally, according to the empirical research results of this article, the conclusion is summarized and corresponding policy recommendations are put forward.

**Keywords:** Macroeconomic uncertainty; Spillover effect; CSVM - VAR model; MCMC algorithm