

# 政策不确定性的宏观经济溢出效应： 地区异质与时变特征

王爱俭<sup>1,2</sup> 石振宇<sup>2</sup>

(1.天津财经大学 中国滨海金融协同创新中心,天津 300222;2.天津财经大学 金融学院,天津 300222)

**摘要:**文章首先通过反事实模拟检验政策不确定性的宏观经济溢出效应,随后分别运用 PVAR 模型和 TVP-VAR 模型探讨该溢出效应的地区异质与时变调整特征。研究发现:如果某段期间不存在政策不确定性,则该段时期经济将呈现更高的产出和通胀以及更低的杠杆率;受经济金融发展和政策制度保障等因素影响,政策不确定性对产出、通胀和杠杆的影响力度由东部至西部地区顺次递增;随着经济政策“逆周期调节”的加强、社会保障逐步健全以及直接融资规模比重不断提高,政策不确定性的宏观经济溢出效应呈现逐渐减弱态势。政策决策部门要保持政策调控的连续性和政策取向稳定性,以减弱政策不确定性对宏观经济的不利冲击。

**关键词:**政策不确定性;反事实模拟;地区异质;时变特征

**中图分类号:**F015 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2020)02-0079-11

## 一、引言

近年来,美国金融危机和欧洲债务危机等相继爆发、中美贸易摩擦不断升级,以及各国为应对全球经济增速放缓相继出台非常规经济政策,导致国际政治经济环境日趋复杂。审视过去十多年间中国宏观经济政策的历次调整,不难发现开放经济中复杂的经济运行机制,使得来自内外部各种冲击均可能导致财政和货币政策频繁发生变动。全球金融危机期间,面对经济增速出现“断崖式”骤降,央行连续数次下调存贷款基准利率和法定存款准备率。与此同时,中央还出台“四万亿”扩张性财政刺激政策减弱宏观经济下行压力。进入经济新常态以来,中国经济呈现出“三期叠加”态势,经济结构转型和经济增速下滑引发经济政策频繁调整。这些政策的出台,在减缓经济运行中面临的内外部不利冲击的同时,也提高了经济政策的不确定性。

Bloom 发现政策不确定性增加,抑制了产出和就业,且存在滞后的“超调”现象,这是因为更高的不确定性使得企业暂时停止投资和员工招聘,冲击带来的波动性加大,将引起产出和就业等的过度调

**收稿日期:**2019-12-19

**基金项目:**国家社科基金重大项目“美国逆全球化视域下我国跨境资本流动与宏观经济均衡研究”(17ZDA100)

**作者简介:**王爱俭(1954—),女,天津人,天津财经大学中国滨海金融协同创新中心、天津财经大学金融学院教授,博士生导师;

石振宇(1990—),男,天津人,天津财经大学金融学院博士生,本文通讯作者。

整<sup>[1]</sup>。政策不确定性冲击对微观主体投资、招聘和消费行为的影响叠加至经济整体则体现为对产出、就业和通胀的影响<sup>[2]</sup>，且其对宏观经济负向冲击效应的主要作用机制为预期渠道<sup>[3]</sup>。因此，微观主体对政策的预期将放大不确定性对宏观经济的负向需求冲击，且中国经济结构转型时期劳动供给弹性减小与收入份额下降使得该负向冲击效应逐渐增强<sup>[4]</sup>。此外，经济政策不确定性的宏观经济溢出效应还存在明显的地区异质和时变调整特征。Carrière-Swallow 和 Céspedes 发现，发展中国家金融市场欠发达造成了信贷约束，使得不确定性冲击对其投资和私人消费的负向溢出效应更强，且恢复到初始水平所需时间也更长<sup>[5]</sup>。Calomiris 等则认为金融发展程度越低的国家，受到的信贷供给冲击就越小，如金融危机对发展中国家的影响远小于发达国家<sup>[6]</sup>。张兵兵等发现，政策不确定性冲击对经济波动的影响正负频繁转换，具有持续性时变特征<sup>[7]</sup>。庞超然和杜奇睿研究表明，中国宏观经济和金融周期对政策不确定性冲击的响应程度逐年减弱，不存在明显的结构变化<sup>[8]</sup>。

不确定性主要通过“实物期权效应”对投资、消费和产出等产生短期抑制作用<sup>[9]</sup>。不确定性与投资方面，由于投资过程产生沉没成本，经济前景不明朗增加了企业等待的期权价值，从而通过“延迟效应”和“谨慎效应”等渠道规避不确定性可能引发的风险，进而导致投资总量下降<sup>[10]</sup>。不确定性与消费方面，根据消费者跨期决策理论，由于消费者难以预测政策不确定性冲击如何影响其未来收入，因而倾向于推迟作出消费决策<sup>[11]</sup>。不确定性与出口方面，由于政策不确定性创造了企业等待的实物期权价值，其上涨将通过“实物期权效应”延误企业进入出口市场的决策<sup>[12]</sup>。总之，政策不确定性通过对投资、消费和出口的共同作用对生产总值产生负向影响。通货膨胀方面，由于保持价格稳定是政策调控的主要目标，因此当货币当局面对较高的政策不确定性时，将通过采取紧缩的货币政策降低平均通货膨胀率，以减小政策不确定性产生的成本<sup>[13]</sup>。宏观杠杆方面，政策不确定性上涨导致国有企业杠杆率上涨相对于私有企业杠杆率下降占据主导作用，而国有企业融资方式向债权融资倾斜并对股权融资产生替代效应，即导致杠杆率上涨<sup>[14]</sup>。此外，生产总值还可能分别通过菲利普斯曲线关系和杠杆率分解影响通货膨胀和宏观杠杆<sup>[15]</sup>。通过梳理经典文献，本文归纳经济政策不确定性宏观经济溢出效应的作用机理如图 1 所示。

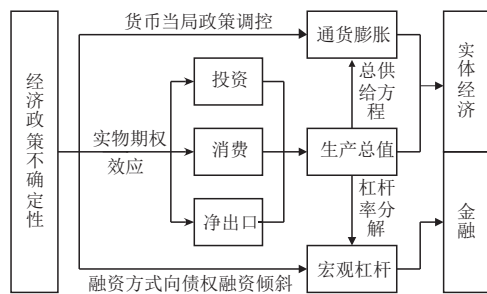


图 1 政策不确定性宏观经济溢出效应作用机理

不确定性创造了企业等待的实物期权价值，其上涨将通过“实物期权效应”延误企业进入出口市场的决策<sup>[12]</sup>。总之，政策不确定性通过对投资、消费和出口的共同作用对生产总值产生负向影响。通货膨胀方面，由于保持价格稳定是政策调控的主要目标，因此当货币当局面对较高的政策不确定性时，将通过采取紧缩的货币政策降低平均通货膨胀率，以减小政策不确定性产生的成本<sup>[13]</sup>。宏观杠杆方面，政策不确定性上涨导致国有企业杠杆率上涨相对于私有企业杠杆率下降占据主导作用，而国有企业融资方式向债权融资倾斜并对股权融资产生替代效应，即导致杠杆率上涨<sup>[14]</sup>。此外，生产总值还可能分别通过菲利普斯曲线关系和杠杆率分解影响通货膨胀和宏观杠杆<sup>[15]</sup>。通过梳理经典文献，本文归纳经济政策不确定性宏观经济溢出效应的作用机理如图 1 所示。

本文在检验相关经典文献已有结论的基础上，探讨了经济政策不确定性宏观经济溢出效应的地区异质与时变调整特征，主要贡献在于：第一，通过设计反事实实验，对比分析存在政策不确定性与否的两种情况下各宏观经济变量模拟序列与真实序列走势，并由此检验其宏观经济溢出效应；第二，分别运用面板和时变脉冲响应与方差分解方法，从空间和时间两个维度检验并分析政策不确定性溢出效应是否以及如何因地而异、因时而异。以期减少政策不确定性的不利冲击，实现宏观经济金融平稳运行提供有益启示。

## 二、反事实模拟设计及实证分析

上文通过综述经典文献梳理政策不确定性宏观经济溢出效应的作用机理，发现政策不确定性导致实体经济（生产总值和通货膨胀）衰退和金融周期（宏观杠杆）上行。鉴于此，本文将通过反事实模拟对已有结论进行验证。

### （一）实验设计

如果样本内某段时间区间的政策不确定程度发生变动，那么该区间内的生产总值、通货膨胀和宏观杠杆将作何改变？为此，本文借鉴田磊和林建浩的研究方法，分三步设计如下反事实实验：（1）设定政策不确定性在某段区间冲击序列值为零；（2）将该冲击向量序列代入 VAR 模型，得到各变量模拟序列；（3）将变量真实序列与模拟序列进行对比，得出结论<sup>[10]</sup>。本文通过构建 MS-VAR 模型确定政

策不确定性走势在各时期所处区制。滞后 p 阶、划分 M 区制的均值 MS-VAR 模型一般形式为：

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)[y_{t-1} - \mu(s_{t-1})] + \dots + A_p(s_t)[y_{t-p} - \mu(s_{t-p})] + u_t \quad (1)$$

式(1)中,扰动项  $u_t \sim \text{NID}[0, \Sigma(s_t)]$ , 并且参数转移函数  $\mu(s_t), A_1(s_t) \dots A_p(s_t)$  和  $\Sigma(s_t)$  依赖于区制变量  $s_t$  所处状态:

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 & \text{当 } s_t = 1 \text{ 时} \\ \vdots \\ \mu_M & \text{当 } s_t = M \text{ 时} \end{cases} \quad (2)$$

滞后 p 阶、划分 M 区制的截距 MS-VAR 模型一般形式为:

$$y_t = \nu(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (3)$$

根据均值  $\mu(s_t)$ 、截距  $\nu(s_t)$ 、自回归系数  $A_1(s_t) \dots A_p(s_t)$  和扰动项  $u_t$  的方差是否依赖于转换变量所处区制, MS-VAR 模型可细分为 MSM, MSMA, MSMH, MSMAH, MSI, MSIA, MSIH 以及 MSIAH 等多种具体形式。本文根据对数似然值、AIC 准则、HQ 准则和 SC 准则设定模型为 MSMH 形式, 根据研究问题设定两区制模型, 根据政策不确定性指数残差序列的偏自相关系数确定模型滞后 1 阶。

政策不确定性走势及其区制划分结果如图 2 和表 1 所示。图 2 中数据序列走势和平滑概率曲线显示, 中国政策不确定性在 2011 年第四季度至 2012 年第四季度和 2015 年第三季度至 2018 年第四季度处于区制 II, 结合表 1 中区制样本均值和标准差计算结果可知, 区制 II 代表高不确定性和高波动性状态。结合国内外现实经济运行, 2011 年底, 随着欧债危机持续恶化导致人民币被动升值, 欧洲国家经济衰退加之人民币升值幅度较大, 导致中国净出口下降和国际投机资本套汇流入, 政策不确定性有所加大。2015 年底, 美联储退出量化宽松政策后首次加息 25 个基点并逐步进入加息周期, 跨境资本套利空间逐渐收窄。中国央行于 2016 年初调高利率以逆转大规模跨境资本外流、缓解人民币汇率贬值压力, 政策不确定性不断加大。2017 年初以来, 美国单边主义和贸易保护主义有所抬头, 对包括中国在内的多个国家和地区加征关税。2018 年中美贸易摩擦爆发并不断升级, 截至 2019 年第二季度, 美国对原产于中国的 7000 多项关税、价值约 2500 亿美元的商品加征 25% 的关税, 中国对原产于美国的 5000 多项关税、价值约 1100 亿美元的商品加征 5%~25% 的关税, 中美两国贸易政策变动

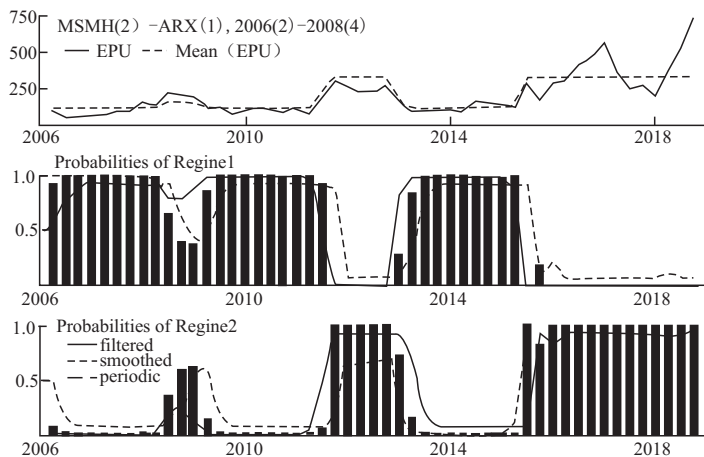


图 2 政策不确定性走势及其区制划分

表 1 政策不确定性走势的区制划分

区制名称	样本划分	样本容量	样本均值	样本标准差
区制 I	2006 年第二季度——2011 年第三季度	32	117.290	42.312
	2013 年第一季度——2015 年第二季度			
区制 II	2011 年第四季度——2012 年第四季度	19	342.401	145.382
	2015 年第三季度——2018 年第四季度			

导致经济政策不确定性持续增加。接下来,本文假定区制 II 中样本容量较大的 2015 年第三季度至 2018 年第四季度不存在政策不确定性,并将对应时间区间的政策不确定性序列值设定为零,以进行反事实模拟。

## (二)结果分析

将用于反事实模拟的政策不确定性序列代入由生产总值(GDP)、通货膨胀(CPI)、宏观杠杆(LEV=信贷/GDP)和政策不确定性(EPU)构成的四元 VAR 模型,得到对应生产总值、通货膨胀和宏观杠杆的模拟序列,将各变量真实序列与模拟序列进行对比,以检验政策不确定性的宏观经济溢出效应。

图 3 显示,模拟产出和通胀序列均高于真实产出和通胀序列,而模拟杠杆序列则低于真实杠杆序列。这表明,如果 2015 年第三季度至 2018 年第四季度期间不存在政策不确定性,则该段时期经济将呈现更高的产出和通胀以及更低的杠杆,此即表明政策不确定性导致产出和通胀下降以及杠杆率上涨。具体而言,2015 年第三季度至 2018 年第四季度期间,模拟产出和通胀序列分别比真实产出和通胀序列高 5.72% 和 9.92%,模拟杠杆序列比真实杠杆序列低 19.82%。即在此期间经济政策不确定性冲击导致产出和物价水平分别下降 5.72% 和 9.92%,导致杠杆率上涨 19.82%。究其原因,随着 2015 年底美联储进入加息周期,加之 2018 年中美贸易摩擦不断反复导致中国政策不确定性迅速飙升,并通过“实物期权效应”造成产出从而通胀在样本期内出现较大幅度下降,但决策部门保经济增长的“底线思维”使得政策不确定性对该段时期生产总值的影响力度相对通胀较弱。此外,随着宏观审慎监管框架逐步健全,加之近年来宏观杠杆率不断攀升导致系统性金融风险持续累积,决策跨部门逐渐将稳杠杆甚至去杠杆作为重要政策目标,这使得政策不确定性对宏观杠杆的正向溢出效应有所减弱。

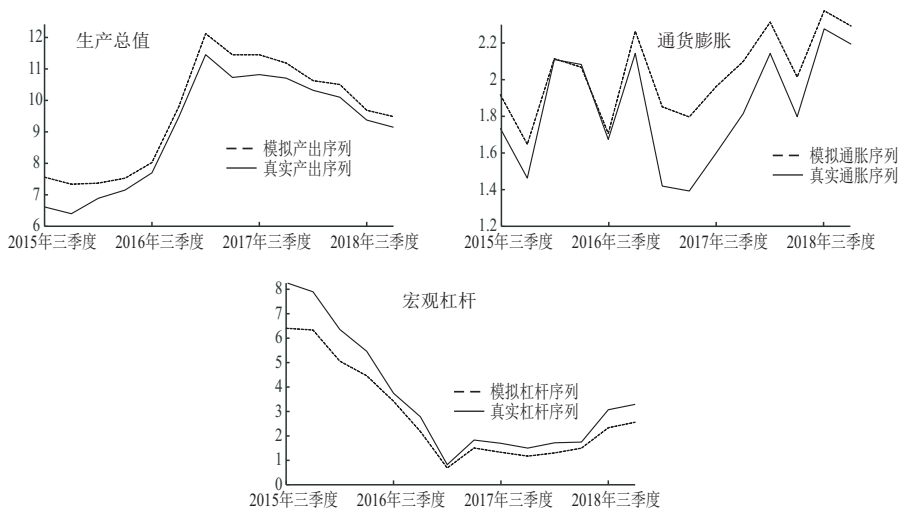


图 3 政策不确定性的宏观经济溢出效应:反事实模拟

## 三、地区异质性

考虑到国内各个地区间经济发展水平、金融市场规模以及政策制度保障等存在较大差异,可能导致经济政策的实施效果具有非对称性<sup>[16]</sup>。鉴于此,本文将运用 PVAR 模型捕捉政策不确定性溢出效应的地区异质特征。

### (一)实证框架

1.PVAR 模型设定。PVAR 模型将传统 VAR 模型与面板数据相结合,不仅可以考察变量间的内生互动关系,而且能够探讨不可观测的个体异质性。PVAR 模型设定如下:

$$Y_{i,t} = \Gamma_0 + \sum_{j=1}^n \Gamma_j Y_{i,t-j} + \eta_i + \gamma_t + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

式(4)中, $i$ 表示省份; $t$ 表示季度; $\eta_i$ 表示个体效应; $\gamma_t$ 表示时间效应。 $\Gamma_0$ 为截距向量; $\Gamma_j$ 为 $j$ 阶滞后的系数矩阵; $\epsilon_{i,t}$ 为扰动向量。设定 $Y_{i,t} = (\text{GDP}_{i,t}, \text{CPI}_{i,t}, \text{LEV}_{i,t}, \text{EPU}_t)'$ ,其中, $\text{GDP}_{i,t}$ 为 $i$ 省 $t$ 时期的生产总值; $\text{CPI}_{i,t}$ 为 $i$ 省 $t$ 时期的通货膨胀率; $\text{LEV}_{i,t}$ 为 $i$ 省 $t$ 时期的宏观杠杆率; $\text{EPU}_t$ 为全国 $t$ 时期的政策不确定性指数。为考察政策不确定性溢出效应的地区异质特征,本文按照国家统计局的划分标准,将样本省份划分为东部、中部和西部地区,并据此展开本部分的实证分析。

2.变量选取与数据说明。选取2006年第一季度至2018年第四季度中国31个省(市、自治区)生产总值、通货膨胀率和宏观杠杆率的面板数据代表国内各地区宏观经济金融运行。各变量选取具体说明如下:

考虑到居民消费价格指数是经济政策的主要调控目标,本文选取各省份同比CPI作为地区通货膨胀( $\text{CPI}_{i,t}$ )的代理变量。生产总值作为最能全面反映地区经济活动整体变化的综合指标,本文选取各省份GDP作为地区生产总值( $\text{GDP}_{i,t}$ )的代理变量。Levine等认为信贷/GDP能够较好刻画金融部门活动水平<sup>[17]</sup>,该指标可作为测算金融周期的基准变量<sup>[18]</sup>,本文采用各省份本外币各项贷款余额与生产总值之比作为地区宏观杠杆( $\text{LEV}_{i,t}$ )的代理变量。选取Baker等构建的EPU指数作为本文经济政策不确定性( $\text{EPU}_t$ )的代理变量<sup>[19]</sup>。

数据来源于中经网统计数据库、Wind资讯和www.policyuncertainty.com网站。本文同时采用LLC检验和IPS检验对面板数据变量进行单位根检验。面板单位根检验结果如表2所示,东部、中部和西部地区均在1%的显著性水平下拒绝变量不平稳的原假设。

表2 面板单位根检验

地理区域	检验标准	统计量	变量			结论
			GDP	CPI	LEV	
东部地区	LLC 检验	统计量	-11.046	-5.245	-3.920	平稳
		P 值	0.000	0.000	0.000	
	IPS 检验	统计量	-13.473	-8.523	-12.818	
		P 值	0.000	0.000	0.000	
中部地区	LLC 检验	统计量	-9.883	-4.449	-6.061	平稳
		P 值	0.000	0.000	0.000	
	IPS 检验	统计量	-11.595	-8.972	-10.753	
		P 值	0.000	0.000	0.000	
西部地区	LLC 检验	统计量	-5.743	-4.068	-4.752	平稳
		P 值	0.000	0.000	0.000	
	IPS 检验	统计量	-13.002	-8.945	-11.647	
		P 值	0.000	0.000	0.000	

## (二)结果分析

1.PVAR模型参数估计结果。本文根据AIC、BIC和HQIC标准,并综合考虑东部、中部和西部地区实证结果的可比性,选择滞后2阶的PVAR模型。PVAR模型参数估计结果如表3所示,政策不确定性对东部、中部和西部地区生产总值、通货膨胀和宏观杠杆的大部分回归系数均显著,且三个地区L1.EPU和L2.EPU对当期GDP和CPI具有负向影响,对当期LEV具有正向影响。如上所述,政策不确定性程度提高通过“实物期权效应”抑制地区消费、投资和出口,进而对地区经济增长产生负向影响。生产总值增速放缓不仅导致地区杠杆率上涨,而且通过菲利普斯曲线关系引起地区价格水平下降。此外,较高的政策不确定性还将通过引致货币当局紧缩货币政策和国有企业融资方式向债权融资倾斜,导致通货膨胀下降和宏观杠杆上涨<sup>[13][14]</sup>。对比三个地区发现,L.EPU(将L1.EPU和L2.EPU的回归系数简单加总)对当期GDP、CPI和LEV的影响力度均呈现由东部至西部递增的态势。

地理区域	解释变量	被解释变量		
		GDP	CPI	LEV
东部地区	L1.EPU	-0.017 * (-1.750)	-0.431 *** (-3.680)	-0.008 (-0.530)
	L2.EPU	-0.022 ** (-2.040)	-0.570 *** (-4.310)	0.011 (0.430)
中部地区	L1.EPU	-0.022 *** (-2.600)	-0.476 *** (-2.820)	0.015 * (1.720)
	L2.EPU	-0.019 ** (-2.410)	-0.646 *** (-3.880)	0.018 ** (2.400)
西部地区	L1.EPU	-0.035 *** (-3.430)	-0.540 *** (-4.270)	0.034 *** (2.840)
	L2.EPU	-0.010 (-1.290)	-0.613 *** (-5.280)	0.016 ** (2.050)

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

2. 面板脉冲响应分析。基于 PVAR 模型估计政策不确定性对三个地区生产总值、通货膨胀和宏观杠杆冲击的面板脉冲响应函数,以捕捉政策不确定性溢出方向的地区异质特征。

图 4 分别为东部、中部和西部地区生产总值、通货膨胀和宏观杠杆对政策不确定性冲击的反应路径。三个地区 GDP 和 CPI 对 EPU 正向冲击均表现为负响应,LEV 对 EPU 正向冲击均表现为正响应。对比三个地区发现,GDP、CPI 和 LEV 对 EPU 冲击的响应程度由西部至东部顺次递减。脉冲响应与参数估计结果相互印证,且两者均表明政策不确定性对宏观经济的溢出效应存在明显的地区异质特征。究其原因,可能如下:

第一,产出和通胀方面。面对政策不确定性冲击,西部地区经济发展较落后加之制度保障不健全使得家庭通过减少消费并增加预防性储蓄以备意外支出,而东部地区则可通过高收入和完备的社会

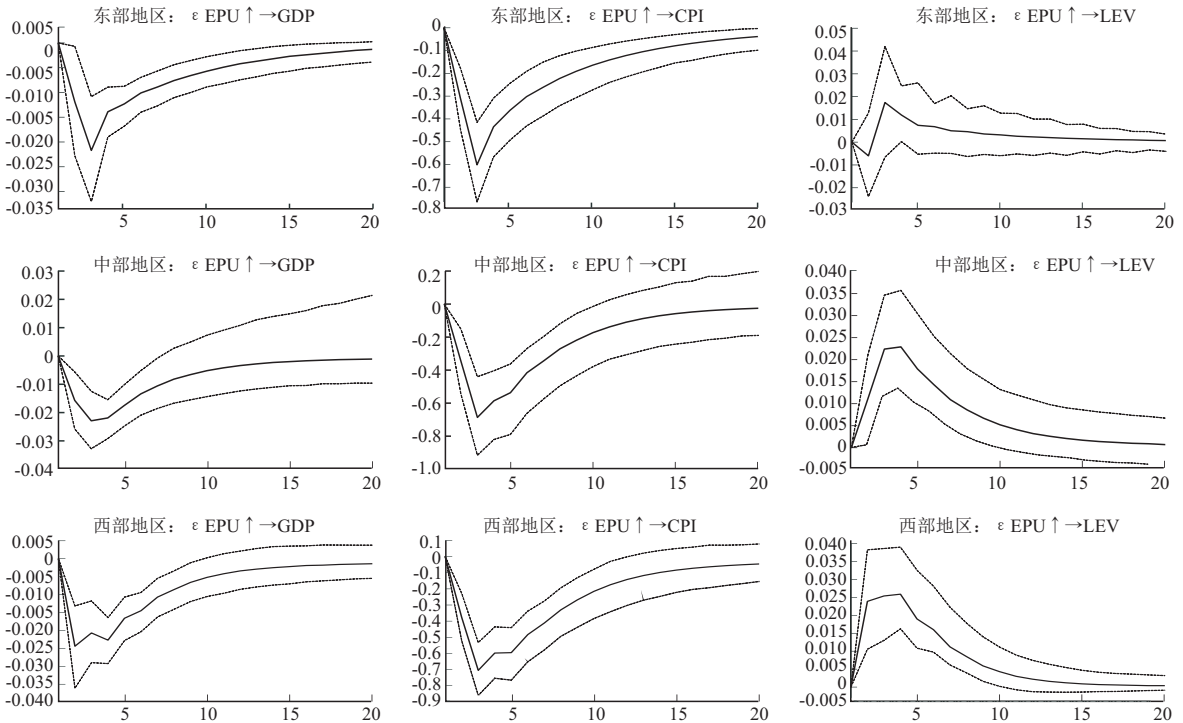


图 4 政策不确定性溢出效应地区异质:面板脉冲响应分析

保障平滑消费以减弱政策不确定性带来的效用下降。此外,东部地区较发达的金融市场使得企业在政策不确定性冲击中受到的信贷约束较弱,也使得消费和投资从而通胀和产出下降的幅度相对更小。

第二,杠杆率方面。由于金融抑制越强,地方政府对国企的行政干预和隐性担保也越严重。这使得在金融抑制较强的西部地区,银行为减少政策变动风险更倾向于为国有企业提供贷款;而在金融市场较为完善的东部地区,由于行政干预相对较少,银行的信贷投放决策则更多地考虑市场回报<sup>[14]</sup>。

3.面板方差分解分析。基于PVAR模型估计政策不确定对三个地区生产总值、通货膨胀和宏观杠杆冲击的面板方差分解函数,以捕捉政策不确定性的溢出程度的地区异质特征。滞后第20期的方差分解结果如表4所示,总体而言,政策不确定性对西部地区宏观经济金融的波动贡献程度高于东部和中部地区。

表4 政策不确定性溢出效应地区异质:面板方差分解分析

地理区域	冲击变量	预测期	响应变量			贡献加总
			GDP	CPI	LEV	
东部地区	EPU	20	0.098	0.212	0.014	0.324
中部地区	EPU	20	0.060	0.106	0.137	0.303
西部地区	EPU	20	0.154	0.132	0.157	0.443

#### 四、时变特征

考虑到宏观经济变量间的动态关系受经济金融形势变化、个体行为偏好转变以及政策制度改革等影响而发生结构性渐变或突变<sup>[20]</sup>。鉴于此,本文将运用TVP-VAR模型捕捉经济政策不确定性溢出效应的时变调整特征。

##### (一)实证框架

1.TVP-VAR模型设定。TVP-VAR模型能够有效捕捉不稳定的经济系统变量间可能存在的非线性甚至时变关系。TVP-VAR模型设定如下:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum \epsilon_t, t = s+1 \dots n \tag{5}$$

式(5)中,  $X_t = I_k \otimes (y_{t-1} \dots y_{t-s})$ ,  $\otimes$ 表示Kronecker积;向量 $\beta_t$ 以及矩阵 $A_t$ 和 $\sum_t$ 均为时变的。借鉴Primiceri的方法,取 $a_t = (a_{21} a_{31} a_{32} a_{41} \dots a_{k,k-1})'$ 为 $A_t$ 中下三角元素的堆叠向量;取 $h_t = (h_{1t} \dots h_{kt})'$ ,其中 $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2, j = 1, \dots, k, t = s+1, \dots, n$ <sup>[21]</sup>。假定式(5)中的参数服从随机游走在过程:

$$\begin{pmatrix} \beta_{t+1} \\ a_{t+1} \\ h_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_t \\ a_t \\ h_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{\beta t} \\ u_{a t} \\ u_{h t} \end{pmatrix}, \sim N \left( 0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sum_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sum_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sum_h \end{pmatrix} \right) \tag{6}$$

式(6)中,  $t = s+1, \dots, n; \beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta 0}, \sum_{\beta 0}); a_{s+1} \sim N(\mu_{a 0}, \sum_{a 0}); h_{s+1} \sim N(\mu_{h 0}, \sum_{h 0})$ 。本文借鉴Nakajima的方法,运用MCMC算法估计TVP-VAR模型<sup>[22]</sup>。令 $y = \{y_t\}_{t=1}^n, \omega = (\sum_{\beta} \sum_a \sum_h)$ ,设 $\pi(\omega)$ 为 $\omega$ 的先验概率密度函数。基于给定 $y$ ,通过MCMC算法对后验分布 $\pi(\beta, a, h, \omega | y)$ 抽样。

2.变量选取与数据说明。选取2006年1月至2018年12月全国的生产总值(GDP<sub>t</sub>)、通货膨胀率(CPI<sub>t</sub>)和宏观杠杆率(LEV<sub>t</sub>)的时间序列数据代表全国宏观经济金融运行<sup>[23]</sup>。数据处理和检验说明如下:首先,运用X-13方法对各变量进行季节调整以剔除季节因素;其次,将各变量进行标准化处理以消除量纲差异;最后,同时采用ADF方法和PP方法对所选变量进行单位根检验。如表5所示,各变量在10%的显著性水平下拒绝变量不平稳的原假设。

##### (二)结果分析

1.TVP-VAR模型参数检验。TVP-VAR模型MCMC算法10000次抽样的参数检验结果如表6和图5所示。CD统计量最大值为0.827,小于5%显著性水平的临界值1.96;无效因子最大值为68.88,至少可以得到145个有效样本;经迭代抽样后,样本自相关系数迅速衰减并趋于零;参数序列

变量	ADF 检验			PP 检验			结论
	检验形式 (C, T, L)	t 统计量	P 值	检验形式 (C, T, B)	t 统计量	P 值	
GDP	(0, 0, 3)	-2.586	0.010	(0, 0, 8)	-1.869	0.059	平稳
CPI	(0, 0, 12)	-2.461	0.014	(0, 0, 8)	-2.703	0.007	平稳
LEV	(0, 0, 5)	-3.845	0.000	(0, 0, 7)	-2.627	0.009	平稳
EPU	(0, 0, 2)	-3.782	0.000	(0, 0, 8)	-8.070	0.000	平稳

表 6

TVP-VAR 模型参数检验

参数	均值	标准差	95% 置信区间	Geweke 检验	无效因子
sb <sub>1</sub>	0.002	0.000	[0.002, 0.003]	0.155	7.790
sb <sub>2</sub>	0.002	0.000	[0.002, 0.003]	0.061	8.630
sa <sub>1</sub>	0.005	0.002	[0.003, 0.009]	0.827	34.990
sa <sub>2</sub>	0.005	0.001	[0.003, 0.009]	0.077	50.000
sh <sub>1</sub>	0.007	0.002	[0.004, 0.013]	0.194	68.880
sh <sub>2</sub>	0.734	0.207	[0.408, 1.237]	0.696	53.380

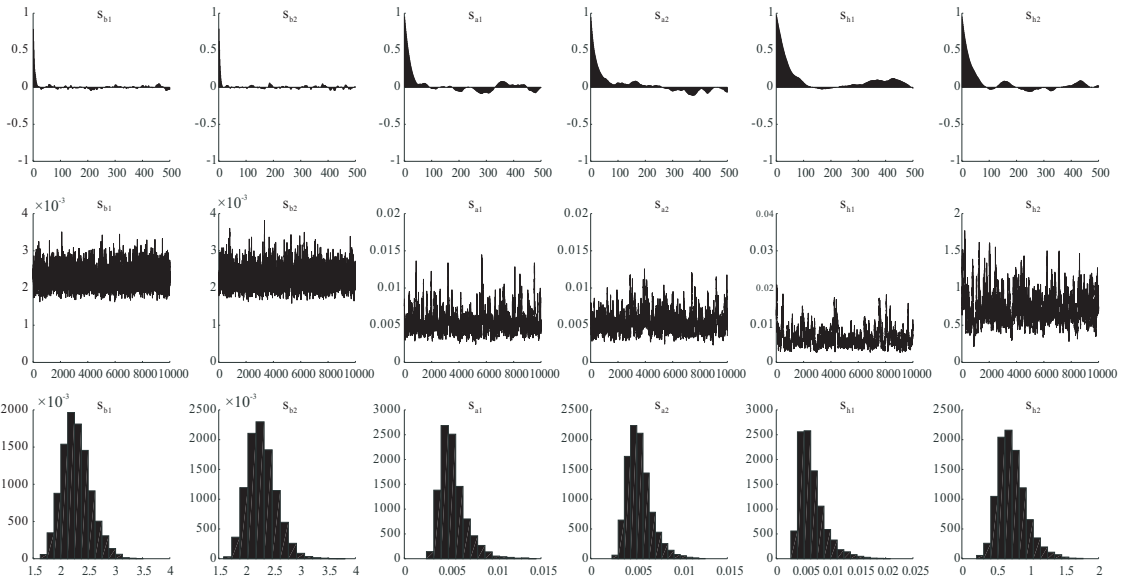


图 5 MCMC 模拟参数分布

基本围绕后验均值“白噪声”波动。这表明,后验均值接近参数真实值,模型参数模拟结果有效。

2.时变脉冲响应分析。运用 TVP-VAR 模型估计政策不确定对生产总值、通货膨胀和宏观杠杆对冲击的时变脉冲响应函数,以捕捉政策不确定性溢出方向的时变调整特征。

图 6 分别为  $\epsilon_{\text{EPU}} \uparrow \rightarrow \text{GDP}$ 、 $\epsilon_{\text{EPU}} \uparrow \rightarrow \text{CPI}$  和  $\epsilon_{\text{EPU}} \uparrow \rightarrow \text{LEV}$  时变脉冲响应曲面。 $\epsilon_{\text{EPU}} \uparrow \rightarrow \text{GDP}$  时点脉冲响应显示,生产总值对政策不确定性正向冲击表现为负响应,并随时间推移而趋于稳定。究其原因,政策不确定性主要通过“实物期权效应”抑制投资、消费和净出口,三者的共同作用导致生产总值下降。其中,“实物期权效应”溢出渠道为:一是微观主体推迟作出购买、投资和进入出口市场决策的“延迟效应”;二是微观主体对不确定因素反应迟缓的“谨慎效应”<sup>[10]</sup>。等间隔脉冲响应显示,由于样本期内中国经济基本处于下行周期,决策部门由于规避经济收缩偏好而具有采取扩张政策刺激经济增长的动机。此外,微观主体对决策部门经济刺激政策的预期也将部分抵消政策不确定性对消费、投资和净出口的“实物期权效应”。因此,近年来经济增速下滑引致的决策部门对经济增长的“底线思维”和经济政策表现出的“逆周期调节”特征减弱了政策不确定性对经济增长的负向冲击。



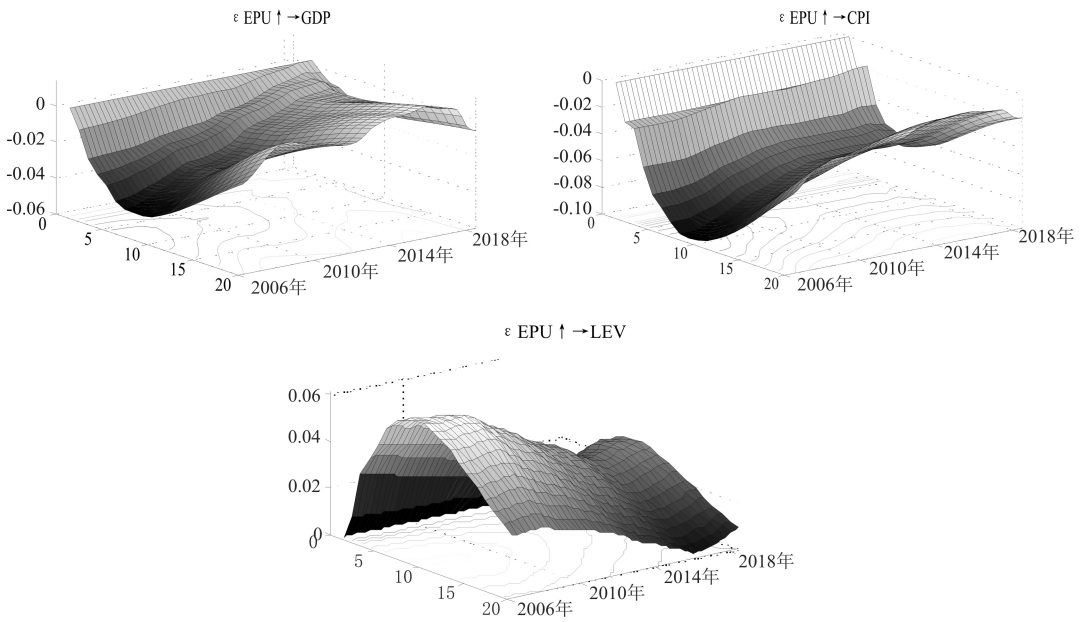


图6 政策不确定性溢出效应时变特征:时变脉冲响应分析

$\epsilon_{EPU} \uparrow \rightarrow CPI$  时点脉冲响应显示,通货膨胀对政策不确定性正向冲击表现为负响应,并随时间推移而趋于稳定。原因在于,根据预防性储蓄理论,面对政策不确定性冲击,个人和企业为预防意外支出倾向于持有货币或增加储蓄,从而减少消费和投资支出。这使得处于产业链上各个环节的消费品生产企业将通过(变向)降低价格等手段减少库存积压以加快资金周转<sup>[23]</sup>,该连锁反应传导至零售终端即导致通货膨胀降低。等间隔脉冲响应显示,由于样本初期中国社会保障网络不健全,家庭部门倾向于通过增加预防性储蓄推迟购买决定。此外,消费品市场产品同质化现象突出,激烈的市场竞争则使得“价格战”成为企业部门常用的竞争手段<sup>[10]</sup>,导致政策不确定性对通货膨胀的负向冲击较强。近年来,随着居民收入普遍提高和社会保障逐步完善,家庭部门通过平滑消费部分抵消了政策不确定性的负面影响。此外,随着企业逐步加强品牌建设,产品生产逐渐向差异化方向发展,领先企业市场定价能力有所增强,政策不确定性对通货膨胀的负向冲击也随之减弱。

$\epsilon_{EPU} \uparrow \rightarrow LEV$  时点脉冲响应显示,宏观杠杆对政策不确定性正向冲击表现为正响应,并随时间推移而趋于稳定。究其原因,面对经济政策不确定性冲击,国有企业既可能由于政治联系而获得更多内部信息,也可能由于政府隐性担保支持而规避银行贷款的政策变动风险和潜在偿债风险。这使得政策不确定性增加导致国有企业杠杆率上涨相对于私有企业杠杆率下降占据主导作用<sup>[14]</sup>。等间隔脉冲响应显示,由于样本初期中国金融抑制较强,政府对国企的行政干预和隐性担保也较严重。考虑到政策不确定性冲击下偿债风险的普遍增加,银行受避险动机驱使将贷款由私有企业转向国有企业,使得政策不确定性对宏观杠杆的正向冲击较强。随着多层次资本市场逐步健全,民营企业和小微企业的融资渠道得以拓宽,社会融资规模中直接融资比重不断上升。此外,近年来宏观杠杆率不断攀升导致系统性金融风险持续累积,决策部门逐渐将稳杠杆甚至去杠杆作为重要政策目标,这使得政策不确定性对宏观杠杆的正向溢出效应有所减弱。

3.时变方差分解分析。运用 TVP-VAR 模型估计政策不确定性对生产总值、通货膨胀和宏观杠杆冲击的时变方差分解函数,以捕捉政策不确定性溢出程度的时变调整特征。

图7分别为 $\epsilon_{EPU} \uparrow \rightarrow GDP$ 、 $\epsilon_{EPU} \uparrow \rightarrow CPI$ 和 $\epsilon_{EPU} \uparrow \rightarrow LEV$ 时变方差分解曲面。 $\epsilon_{EPU} \uparrow \rightarrow GDP$ 方差分解结果显示,近年来,经济增速下滑引致的决策部门对经济增长的“底线思维”和宏观政策表现出的“逆周期调节”特征,使得政策不确定性冲击对经济增长的波动贡献程度有所降低。滞后20期的平均贡献程度由2006年的9.83%开始下降并在2014年以后基本稳定在1%以内。可见,由于经济运行

机制较为复杂,加之管理部门对经济运行的“强干预”,使得政策不确定性并非影响中国经济增长的主要因素。

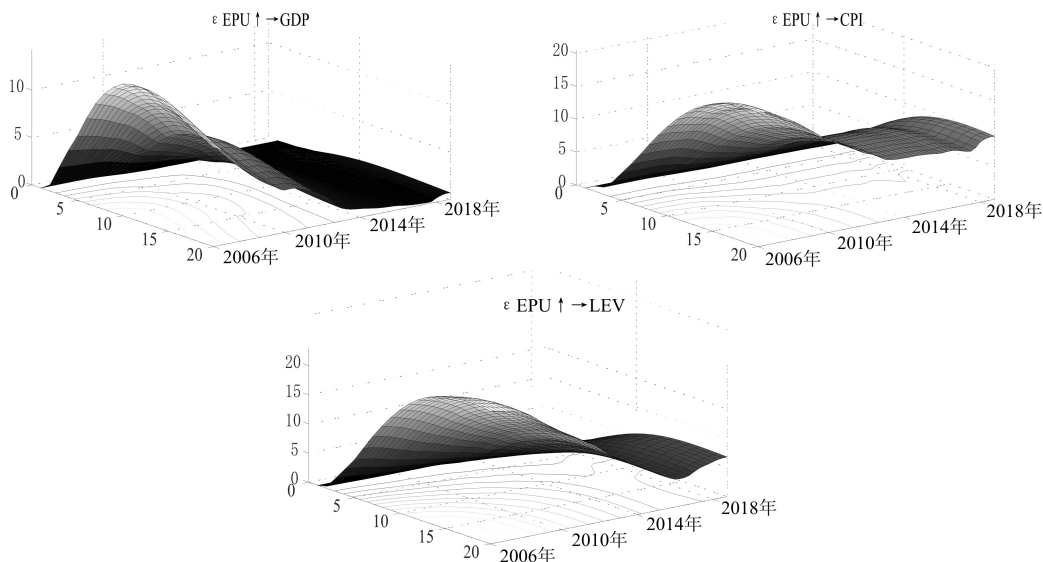


图7 政策不确定性溢出效应时变特征:时变方差分解分析

$\epsilon_{EPU} \uparrow \rightarrow CPI$  方差分解结果显示,近年来,居民收入的普遍提高和社会保障的逐步完善,使得家庭部门通过平滑消费减弱政策不确定性的负向冲击成为可能。此外,随着企业逐步加强品牌建设,产品生产逐渐向差异化方向发展,市场竞争中“价格战”现象有所缓解,使得政策不确定性冲击对通货膨胀的方差解释程度随之减弱。滞后20期的平均解释程度由2006年的12.63%开始下降并在2013年以后基本稳定在6%左右。可见,政策不确定性的通胀效应大于产出效应,因而也是中国通货膨胀较为重要的影响因素。

$\epsilon_{EPU} \uparrow \rightarrow LEV$  方差分解结果显示,近年来,多层次资本市场的逐步健全拓宽了民营企业和小微企业的融资渠道,直接融资比重不断上升。此外,随着宏观杠杆率不断攀升背景下系统性金融风险的持续累积,杠杆率调控逐渐成为宏观政策调控的重要取向,使得政策不确定性冲击对宏观杠杆的波动贡献程度有所降低。滞后20期的平均贡献程度由2006年的15.33%下降至2018年的4.62%。可见,经济政策的“朝令夕改”不利于当前系统性风险持续累积背景下的金融去杠杆化改革,应注意保持政策的长期一致性。

## 五、结论与启示

本文首先通过设计反事实实验,对比分析存在政策不确定性与否的两种情况下各宏观经济变量模拟序列与真实序列走势,并由此检验其宏观经济溢出效应。随后分别运用面板和时变脉冲响应与方差分解方法,从空间和时间两个维度检验并分析政策不确定性溢出效应是否存在以及如何因时因地而异。

通过以上分析,得出如下主要结论:第一,如果某时期不存在政策不确定性,则该段时期经济将呈现更高的产出和通胀以及更低的杠杆,即政策不确定性导致产出和通胀下降以及杠杆率上升;第二,与中部和东部地区相比,西部地区经济发展较落后、制度保障不健全以及金融市场欠发达,使得政策不确定性对其宏观经济金融波动的冲击更强;第三,随着“逆周期调节”宏观审慎监管框架的引入、社会保障网络逐步健全以及社会融资规模中直接融资的比重不断提高,政策不确定性对生产总值、通货膨胀和宏观杠杆的冲击效应有所减弱。

基于上述研究结论,得到如下启示:第一,面对政策不确定性冲击,要明确经济增长的“政策底线”以稳定公众预期,通过经济政策的“逆周期调节”减弱不确定性对经济增长的负向冲击效应;第二,考虑通

过提高居民可支配收入和完善社会保障网络,引导消费者合理预期,并通过跨期平滑消费减弱政策不确定性对通货膨胀的冲击;第三,完善金融市场运行机制并健全多层次的资本市场,以拓宽民营企业和中小企业的融资渠道,通过保持政策调控的连续性和政策取向的稳定性“保留好杠杆、去掉坏杠杆”。

#### 参考文献:

- [1] Bloom, N. The Impact of Uncertainty Shocks[J]. *Econometrica*, 2009, 77(3): 623—685.
- [2] 田磊, 林建浩, 张少华. 政策不确定性是中国经济波动的主要因素吗——基于混合识别法的创新实证研究[J]. *财贸经济*, 2017, (1): 5—20.
- [3] 金雪军, 钟意, 王义中. 政策不确定性的宏观经济后果[J]. *经济理论与经济管理*, 2014, (2): 17—26.
- [4] 许志伟, 王文甫. 经济政策不确定性对宏观经济的影响——基于实证与理论的动态分析[J]. *经济学(季刊)*, 2019(1): 23—50.
- [5] Carrière-Swallow, Y., Céspedes, L.F. The Impact of Uncertainty Shocks in Emerging Economies[J]. *Journal of International Economics*, 2013, 90(2): 316—325.
- [6] Calomiris, C.W., Love, I., Peria, M.S.M. Stock Returns' Sensitivities to Crisis Shocks Evidence from Developed and Emerging Markets[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2012, 31(4): 743—765.
- [7] 张兵兵, 朱晶, 孔乐兰. 经济政策不确定性与中国宏观经济波动: 时变视角下的再审视[J]. *浙江社会科学*, 2018, (12): 43—51+156.
- [8] 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, (8): 16—25+36.
- [9] Abel, A. B., Dixit, A. K., Eberly, J. C., Pindyck, R. S. Options, the Value of Capital, and Investment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111(3): 753—777.
- [10] 田磊, 林建浩. 经济政策不确定性兼具产出效应和通胀效应吗? 来自中国的经验证据[J]. *南开经济研究*, 2016, (2): 3—24.
- [11] Hassan, L., Shaw, D., Shiu, E., Walsh, G., Parry, S. Uncertainty in Ethical Consumer Choice A Conceptual Model[J]. *Journal of Consumer Behaviour*, 2013, 12(3): 182—193.
- [12] Handley, K., Limao, N. Trade and Investment Under Policy Uncertainty Theory and Firm Evidence[J]. *American Economic Journal Economic Policy*, 2015, 7(4): 189—222.
- [13] Holland, A.S. Inflation and Uncertainty Tests for Temporal Ordering[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1995, 27(3): 827—837.
- [14] 纪洋, 王旭, 谭语嫣, 黄益平. 经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化[J]. *经济学(季刊)*, 2018, (2): 449—470.
- [15] 张斌, 何晓贝, 邓欢. 不一样的杠杆——从国际比较看杠杆上升的现象、原因与影响[J]. *金融研究*, 2018, (2): 15—29.
- [16] 黄佳琳, 秦凤鸣. 中国货币政策效果的区域非对称性研究——来自混合截面全局向量自回归模型的证据[J]. *金融研究*, 2017, (12): 1—16.
- [17] Levine, R., Loayza, N., Beck, T. Financial Intermediation and Growth Causality and Causes[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2000, 46(1): 31—77.
- [18] 陈雨露, 马勇, 阮卓阳. 金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定? [J]. *金融研究*, 2016, (2): 1—22.
- [19] Baker, S.R., Bloom, N., Davis, S.J. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4): 1593—1636.
- [20] 陈创练, 郑挺国, 姚树洁. 时变参数泰勒规则及央行货币政策取向研究[J]. *经济研究*, 2016, (8): 43—56.
- [21] Primiceri, G.E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy[J]. *The Review of Economic Studies*, 2005, 72(3): 821—852.
- [22] Nakajima, J. Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility An Overview of Methodology and Empirical Applications[J]. *Monetary and Economic Studies*, 2011, (29): 107—142.
- [23] Deneckere, R., Peck, J. Dynamic Competition with Random Demand and Costless Search A Theory of Price Posting[J]. *Econometrica*, 2012, 80(3): 1185—1247.

(责任编辑:肖加元)