

后危机时代中国“大稳健”的成因研究

薛立国 张谊浩 马永远*

摘要: 本文立足2012—2019年中国“大稳健”的现实背景,试图探寻这一现象背后的成因。通过构建带有随机波动的时变参数向量自回归模型(TVP-VAR-SV),综合运用模型适用性检验、模型参数动态学分析、预测误差方差分解、脉冲响应分析、格兰杰因果检验等方法,研究发现:2012—2019年中国的“大稳健”由多种因素共同促成。一方面,这一时期积极财政政策和稳健货币政策的实行促进了经济波动的缓和;另一方面,这一时期供给侧结构性改革和一系列市场化改革举措抵御和分散了随机波动的影响。本文结论藉由模型滞后期、参数先验分布以及货币政策代理变量等6种不同情景的稳健性检验后仍然成立。本研究为促进“十四五”时期我国经济平稳健康发展提供经验证据与政策启示。

关键词: 后危机时代;“大稳健”;积极财政政策;稳健货币政策;随机波动

中图分类号: F822.0;F812.45

一、引言

20世纪80年代中期至2008年国际金融危机之前,发达经济体经历了长达20年左右“高增长、低通胀”的黄金期,学术界将这一时期称为“大稳健”(Great Moderation),并对其进行了众多学术探讨。其中,“大稳健”的成因引发了激烈讨论,并由此形成两种不同观点:一种观点认为货币政策的传导机制发生异化,即该时期政府对通货膨胀(通胀)和实体经济的反应程度强于其他时期(Boivin and Giannoni, 2006);另一种观点则强调随机波动的异质性,即该时期的随机波动小于其他时期(Stock and Watson, 2002)。本质上而言,上述双方争论的焦点在于是“好政策”(good policy)还是“好运气”(good luck)促成发达经济体长达20年左右的平稳运行。反观中国,作为一个转型国家,是否也存在类似于发达经济体的“大稳健”?

部分学者对这一问题进行了探索,研究发现相较于改革开放至20世纪末,2001—2007年中国经济波动较为缓和,经济运行较为平稳(Zhang and Clovis, 2010; 张成思, 2010)。遗

* 薛立国,南京大学商学院,邮政编码:210093,电子信箱:xueliguo@nju.edu.cn;张谊浩,南京大学商学院,邮政编码:210093,电子信箱:zhangyh@nju.edu.cn;马永远(通讯作者),南京航空航天大学经济与管理学院,邮政编码:211106,电子信箱:myy1991@nuaa.edu.cn。

本文获得中国博士后科学基金面上项目“后危机时代中国的‘大稳健’:形成机理和经验研究”(批准号:2022M721568)、江苏高校哲学社会科学研究项目“美联储加息对中国经济的影响与对策研究”(批准号:2023SJYB0004)、江苏省卓越博士后计划(批准号:2023ZB835)的资助。感谢匿名评审专家及编辑老师提出的宝贵意见,当然文责自负。

憾的是,2008 年国际金融危机使得这一平稳态势难以延续。历经 3 年的调整恢复,我们发现相较于 2001—2007 年,2012—2019 年这一时期中国经济运行更为平稳,主要体现在通胀与产出的波动两个方面。如图 1 所示,2001—2007 年,中国通胀率和产出增速的标准差(S.D.)分别为 0.76 和 0.90(左侧深灰色阴影区域);2008—2011 年,对应指标的标准差分别为 1.24 和 1.41(中间浅灰色阴影区域);2012—2019 年,对应指标的标准差分别为 0.52 和 0.50(右侧深灰色阴影区域),较 2001—2007 年分别下降 31.6%和 44.4%。这意味着,于 2008 年中断的“大稳健”,在 2012—2019 年再度出现,并且较 2001—2007 年这一时期波动更为缓和^①。据此,本文将重点关注 2012—2019 年中国的“大稳健”,并试图揭示这一时期中国经济如此平稳运行的原因。而国内外学者关于“大稳健”的成因探讨为本研究提供了较为丰富的理论借鉴。

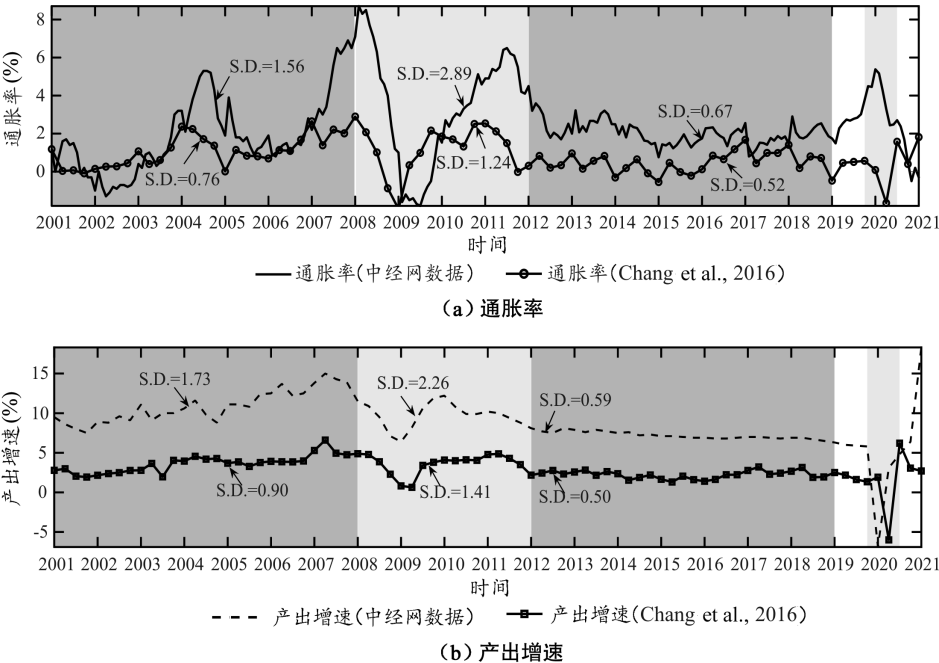


图 1 宏观经济变量的动态演进趋势图

(数据来源:作者基于中经网统计数据库和 Chang 等(2016)相关数据测算绘制^②。)

发达经济体的“大稳健”最早是由监测美国经济日常运行的两位经济学家 Gilchrist 和 Kashyap 于 1990 年发现,当时的分析报告作为美联储理事会的内部备忘录未予公开。随后, Kim 和 Nelson(1999)、McConnell 和 Perez-Quiros(2000)在期刊上公开发表美国经济波动缓和的有关文章,指出美国 GDP 增速的波动在 1984 年 1 季度发生极大的下降,并在此之后维持低波运行,直至 2008 年国际金融危机爆发。Stock 和 Watson(2002)系统阐释了波动缓和

①这里将 2001—2007 年和 2008—2011 年两个时期的波动分开测算,主要是考虑到金融危机期间宏观经济波动较大,且经济的刺激政策一定程度上会加剧经济波动。但鉴于两个时期货币政策转向均较为频繁,因而下文分析时将二者合并讨论。

②我们采用中经网数据和 Chang 等(2016)两套数据测算经济波动率,可知二者的波动率变化趋势并无二致。

的原因,并将这一现象概括为宏观经济的“大稳健”。Bernanke 于 2004 年发表题为“The Great Moderation”的演讲彻底引发了学术界对于“大稳健”的关注^①。此后,围绕“大稳健”成因的研究层出不穷,可概括为两种观点:一是将“大稳健”的成因归结为随机波动。Primiceri (2005) 基于时变参数向量自回归模型(TVP-VAR)、Sims 和 Zha (2006) 基于区制转换模型(Regime-Switching Model)证实美国的“大稳健”主要是由随机波动促成,这两篇文献也是该领域的代表之作。Benati (2008)、Lubik 和 Matthes (2015)、Chan 和 Eisenstat (2018) 分别探讨了英、美等国的“大稳健”成因,同样认为随机波动是促成“大稳健”的主要因素。二是将“大稳健”的成因归结为货币政策。Clarida 等 (2000)、Galí 等 (2003)、Lubik 和 Schorfheide (2004) 发现 20 世纪 80 年代中期,政府对于抗通胀的重视程度明显强于稳产出和稳就业,并将“大稳健”时期美国经济的较好表现归结为好政策的实施。

国内学者亦关注了中国自身的“大稳健”,并探究了其背后的原因;第一种观点认为货币政策的不断完善是我国“大稳健”的主要原因(张成思, 2010; 林建浩、王美今, 2013)。孙稳存 (2007) 指出我国“大稳健”的主导因素是货币政策自身波动减小,而非货币政策的结构演化。二者虽有区别,但都将我国“大稳健”归结为货币政策的变化。第二种观点认为较小的随机波动是我国“大稳健”的主要成因(Zhang and Clovis, 2010; 林建浩、王美今, 2016; 祝梓翔、邓翔, 2017)。

概言之,既有国内外文献围绕“大稳健”的成因进行了丰富的研究,但仍存可供拓展的研究空间。首先,国内外学者在探讨“大稳健”成因时基于的时间节点存在差异。国外学者探讨“大稳健”成因主要基于 1984—2007 年这一时期,而国内学者主要基于 1996 年之后^②。特别地,对于研究中国“大稳健”成因的文献,多数探讨 2008 年国际金融危机前中国经济波动缓和的原因,较少言及危机后中国经济波动缓和的原因(Zhang and Clovis, 2010; 张成思, 2010)。其次,已有文献在探讨“好政策”对“大稳健”的影响时仍局限于货币政策。事实上,过去十年积极财政政策和稳健货币政策的实行对中国经济发展产生了深远影响,因而引入财政政策进行政策分析值得研究。最后,国内外学者对“大稳健”形成机理的阐释有所不同。虽然国内外学者都认为“好政策”是“大稳健”的一个成因,但二者有着本质的区别。前者指的是货币政策框架体系的日臻完善,后者指的是货币政策对通胀的反应程度有所不同。有鉴于此,本文立足 2012—2019 年中国“大稳健”的现实背景,通过构建 TVP-VAR-SV 模型并综合运用模型适用性检验、模型参数动态学分析、预测误差方差分解、脉冲响应分析、格兰杰因果检验等方法对这一时期中国“大稳健”的成因作出客观研判。

本文的边际贡献表现为以下三个方面:第一,遴选的中国“大稳健”起止时间较新。已有研究表明自改革开放以来中国经济波动最为缓和的时期是 2001—2007 年,而本文通过分析通胀和产出的波动发现 2012—2019 年中国经济运行实则更为平稳。因此,这一时期的波动缓和现象更应引起关注,其背后的原因也更值得研究。第二,较为系统地梳理了 2008 年国际金融危机之后中国货币政策和财政政策演化特征、供给侧结构性改革和市场化改革分散随机波动影响的典型化事实,以期下文经验研究的影响机制分析奠定理论基础。

①演讲稿原文参见 <https://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2004/20040220/>。

②1996 年,中国经济成功实现了“软着陆”,以市场化手段为主的宏观调控体系初步形成,因而多数学者将此视为中国经济周期波动的分水岭(王成勇、艾春荣, 2010)。

第三,研究揭示的“大稳健”形成机理与既有文献有所不同。一方面,既有国外文献意在表明政府对待抗通胀较为重视,既有国内文献旨在强调货币政策框架体系在从无到有的确立过程中所发挥的缓和波动作用,而本文则侧重体现积极财政政策和稳健货币政策的实行所发挥的稳定经济功能。另一方面,部分既有文献指出“大稳健”源于“好运气”(即较小的随机波动),而本文则认为中国的“大稳健”并非源于“好运气”,本质上是供给侧结构性改革和一系列的市场化改革举措极大增强了中国经济的韧性和自愈能力,从而抵御和分散了随机波动。

后续篇章结构安排如下:第二部分开展典型化事实分析,探讨我国货币政策和财政政策演化、供给侧结构性改革和市场化改革分散随机波动影响的典型化事实;第三部分进行模型构建和数据处理,模型构建部分主要分为 TVP-VAR-SV 模型的构建和模型估计两个方面,数据处理部分主要进行实证分析前必要的数据预处理;第四部分实证分析,主要分为模型适用性检验、模型参数动态学分析、预测误差方差分解、脉冲响应分析、格兰杰因果检验、影响机理分析以及稳健性检验七个方面;第五部分总括本研究结论,并提出相关政策启示及后续研究方向。

二、典型化事实分析

(一)我国货币政策和财政政策演化的典型化事实

1. 货币政策趋于稳健的典型化事实

图 2 报告了我国货币政策趋于稳健的典型化事实。

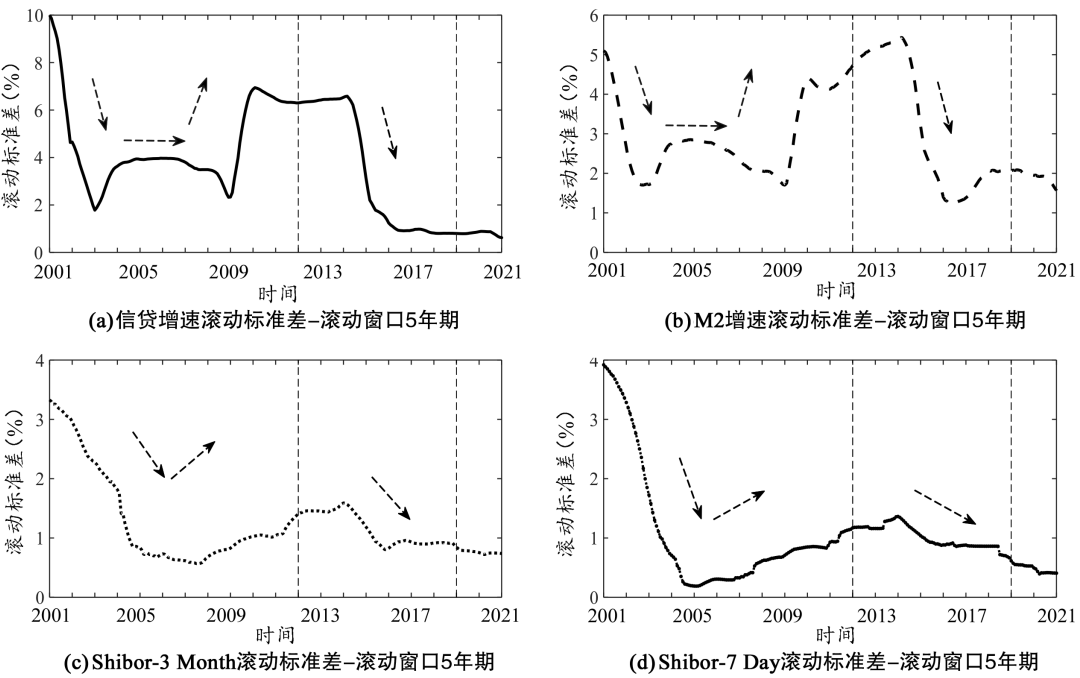


图 2 我国货币政策趋于稳健的典型化事实

(数据来源:作者基于中经网统计数据库相关数据测算绘制。)

借鉴林建浩和王美今(2013)以及祝梓翔和邓翔(2017)的方法,采用滚动窗口波动率

(滚动窗口为5年期)考察我国常规货币政策工具的波动情况,结果表明,无论是数量型政策工具还是价格型政策工具,2012—2019年我国货币政策的波动明显小于2001—2011年。

具体而言,从数量型政策工具来看,2001—2011年,我国信贷增速和M2增速的滚动标准差呈现“大幅下降→小幅上升→低位盘整→小幅下降→大幅上升→高位盘整”的动态演进趋势;2012—2019年,对应指标的滚动标准差演进趋势较为单一,总体呈下降态势。这意味着,2008年国际金融危机之后,政策当局更加注重政策的稳定性、连续性以及有效性,更加强调整货币信贷的稳定增长,极大地增强了货币信贷增速的稳定性。

从价格型政策工具来看,2001—2011年,3个月Shibor和7天Shibor的滚动标准差呈现“大幅下降→低位盘整→小幅上升”的动态演化路径;2012—2019年,对应指标的滚动标准差演化路径较为单一,总体呈下降趋势。因此,无论是从短端的7天Shibor还是中长端的3个月Shibor来看,危机后的货币政策操作相较于危机前更加稳定,货币政策调控更趋稳健。

2. 财政政策趋于积极的典型化事实

图3报告了我国财政政策趋于积极的典型化事实。

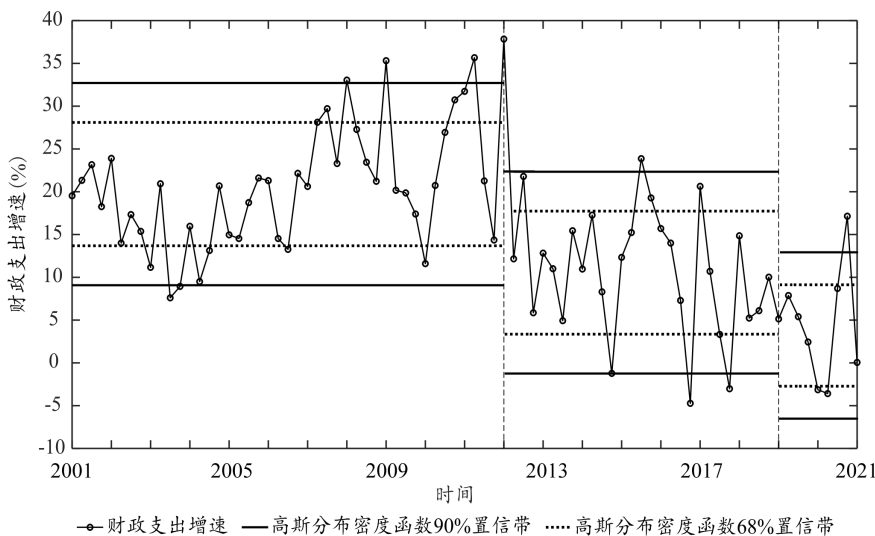


图3 我国财政政策趋于积极的典型化事实

(数据来源:作者基于中经网统计数据库相关数据测算绘制。)

参考 Jensen 等(2020)采用不同置信带的高斯分布密度函数来拟合我国财政支出增速的波动情况。两条实线之间区域表示高斯分布密度函数对应的90%置信带,两条虚线之间区域表示高斯分布密度函数对应的68%置信带。总体而言,2012—2019年我国财政政策的波动较之2001—2011年更为缓和,政策持续性更强。

具体而言,一方面,从增速的波动性来看,虽然2001—2011年我国财政支出增速的中枢(均值增速)明显高于2012—2019年,但2001—2007年的较低财政支出增速和2008—2011年的超高财政支出增速而呈现出的双底“W”形态表明2001—2011年这一时期我国财政政策缺乏稳定性,且相机抉择色彩浓厚。相比而言,2012—2019年这一时期我国财政支出增速相对较为平稳。另一方面,从增速的分布来看,虽然2001—2011年和2012—2019年这两个时期我国财政支出增速都主要分布于68%—90%的置信带,但前者主要分布于置信带的中间,而后者主要分布于置信带的边缘,这意味着2012—2019年这一时期我国财政政策持续

性更强。因此,2012—2019 年的财政政策较之于 2001—2011 年不仅波动有所趋缓,而且政策持续性也有所增强。

(二) 供给侧结构性改革和市场化改革分散随机波动影响的典型化事实

1. 供给侧结构性改革分散随机波动影响的典型化事实

随着经济发展步入新常态,我国面临经济增速换挡、经济结构调整、增长动能转换、发展方式转变、新旧理念更替等多重掣肘。在此背景下,我国于 2015 年 11 月提出供给侧结构性改革,旨在藉由“三去一降一补”举措有序稳妥化解过剩产能。图 4 列出了供给侧结构性改革分散随机波动影响的典型化事实。

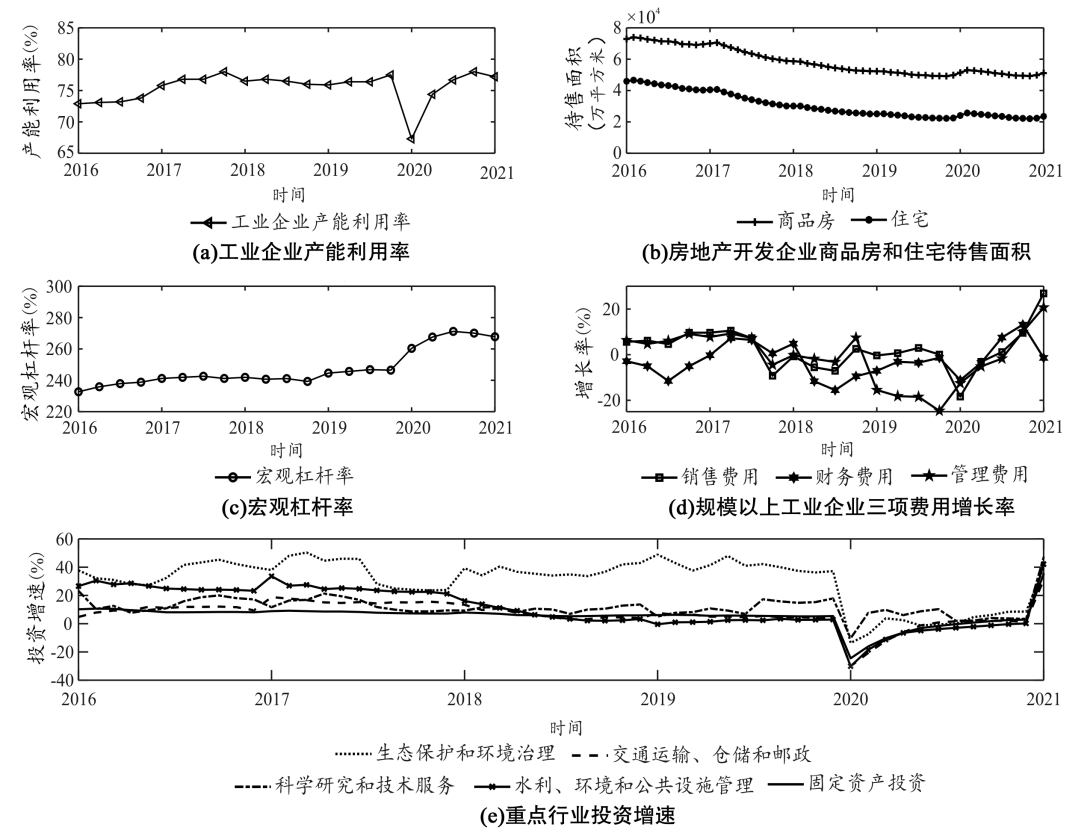


图 4 我国供给侧结构性改革分散随机波动影响的典型化事实

(数据来源:作者基于中经网统计数据库和国家资产负债表研究中心相关数据测算绘制。)

首先,从去产能来看,我国严格管控产能,对于无效低端产能坚决予以关停,工业企业产能利用率逐步提升,从 2016 年的 72.9% 提升至 2019 年的 77.5%,增幅达 4.6 个百分点。其次,从去库存来看,2016 年以来,商品房和住宅的库存总量呈下降趋势,商品房待售面积从 2016 年的 72 892 万平方米下降至 2019 年的 49 821 万平方米,住宅待售面积从 2016 年的 45 942 万平方米下降至 2019 年的 22 473 万平方米,去化比例高达 31.65% 和 51.08%,有效缓解了房地产市场库存淤积的不利局面。再次,从去杠杆来看,我国多措并举优化债务结构,积极引导企业强化负债约束。截至 2019 年末,中国宏观杠杆率为 246.5%,较 2016 年仅增加 13.8%,4 年内年均增长率仅为 3.45%,即便考虑疫情的不利影响,2016—2021 年中国宏观杠杆率年均增长率也不足 6%。紧接着,从降成本来看,我国出台多项诸如扩大减半征收企业

所得税优惠范围、营改增等减税降费政策,同时鼓励企业开源节流,有效压缩不必要开支。2016—2019 年,规模以上工业企业销售费用、管理费用、财务费用的增长率总体呈下降趋势。最后,从补短板来看,我国针对民生建设、生态环保、水利环境、创新驱动等薄弱环节和滞后领域加大投入,将更多资源配置到民生、环保、科技前沿以及“卡脖子”关键核心技术领域。2016—2019 年,上述重点行业发展势头良好,尤其是交通运输、水利环境、生态环保以及科学研究等行业的投资增速明显快于固定资产投资。以上“三去一降一补”举措的实施有效化解了宏观经济发展中不利冲击的影响,分散了随机波动,增强了宏观经济韧性。

2. 市场化改革分散随机波动影响的典型化事实

自 2012 年起,我国全国推进市场化改革,并取得一系列较为显著的成效。首先,更加注重以“市场之手”配置资源,充分释放社会活力。从“发挥市场在资源配置中的基础性作用”到“使市场在资源配置中起决定性作用”这一历史性的转变,进一步厘清了政府和市场之间的关系,有助于提升资源配置效率,极大增强了社会活力。其次,加快新旧生产要素的深度融合,不断激发市场活力。党的十八大以来,我国加快土地、劳动、资本等固有生产要素与数据、人才、高端科技等新型生产要素的深度融合,要素市场体系得以进一步优化升级。同时,促进构建要素市场制度,破除阻碍要素自由流动的藩篱,不断激发市场活力。最后,不断夯实市场经济基础制度,极大调动创业创新的积极性。2015 年《国务院关于实行市场准入负面清单制度的意见》和 2016 年《中共中央 国务院关于完善产权保护制度依法保护产权的意见》的发布,促进了市场主体创业创新。由此可见,2012 年以来,我国实施的一系列市场化改革有效化解了经济运行过程中遇到的风险与挑战,为助力实现经济平稳增长筑牢了根基。

三、模型构建和数据处理

本部分主要分为模型构建和数据处理两部分,模型构建部分主要从 TVP-VAR-SV 模型的构建以及模型估计两方面进行阐释,数据处理部分着重阐述实证分析涉及的相关数据,并进行相关数据预处理。模型构建逻辑如下:首先构建最一般的模型结构,然后在此基础上施加一定约束条件获得其他模型。本文中加粗斜体变量代表向量或矩阵,不加粗变量代表标量。

(一) 模型构建

1. TVP-VAR-SV 模型的构建

p 阶滞后时变参数向量自回归模型具有如下形式:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{c}_t + \mathbf{B}_{1,t}\mathbf{y}_{t-1} + \cdots + \mathbf{B}_{p,t}\mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\mu}_t, t = 1, \cdots, T \quad (1)$$

(1) 式中: $\mathbf{y}_t$ 为 $n \times 1$ 阶可观测内生变量, $\mathbf{c}_t$ 为 $n \times 1$ 阶时变截距项, $\mathbf{B}_{1,t}, \cdots, \mathbf{B}_{p,t}$ 为 $n \times n$ 阶系数矩阵, $\boldsymbol{\mu}_t$ 为不可观测的异质性随机冲击,其协方差矩阵为 $\boldsymbol{\Omega}_t$ 。不失一般性,本文对 $\boldsymbol{\Omega}_t$ 进行乔里斯基分解,即假定 $\boldsymbol{\Omega}_t$ 满足如下条件:

$$\boldsymbol{\Omega}_t = \mathbf{A}_t^{-1} \boldsymbol{\Sigma}_t \boldsymbol{\Sigma}_t' (\mathbf{A}_t')^{-1} \quad (2)$$

(2) 式中: $\mathbf{A}_t$ 为下三角矩阵,具体形式如下:

$$\mathbf{A}_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{n1,t} & \cdots & \alpha_{nn-1,t} & 1 \end{bmatrix}$$

Σ_t 为对角矩阵,具体形式如下:

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_{n,t} \end{bmatrix}$$

由此,可将(1)式表示成如下形式:

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \cdots + B_{p,t}y_{t-p} + A_t^{-1}\Sigma_t\epsilon_t \quad (3)$$

进一步地,将(3)式中等号右边所有系数堆叠成向量 B_t ,则(3)式可表示为:

$$y_t = X_t' B_t + A_t^{-1}\Sigma_t\epsilon_t \quad (4)$$

(4)式中: $X_t' = I_n \otimes [1, y_t', \cdots, y_{t-p}']$, $\otimes$ 表示克罗内克积。

令 α_t 为矩阵 A_t 中非 0 非 1 元素按行堆叠组成的向量, σ_t 为矩阵 Σ_t 中对角元素组成的向量。假定时变参数遵循随机游走过程:

$$B_t = B_{t-1} + \nu_t \quad (5)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \zeta_t \quad (6)$$

$$\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + \eta_t \quad (7)$$

(5)一(7)式中: ν_t, ζ_t, η_t 表示随机扰动项。假定(1)式中约简型随机扰动 μ_t 是外生结构冲击 $\epsilon_t \equiv [\epsilon_t^{as} \quad \epsilon_t^{ad} \quad \epsilon_t^{fiscal} \quad \epsilon_t^r]'$ 的线性变换,且满足 $E(\epsilon_t \epsilon_t') = I_n$, 其中 $\epsilon_t^{as}, \epsilon_t^{ad}, \epsilon_t^{fiscal}, \epsilon_t^r$ 分别表示总供给冲击、总需求冲击、财政政策冲击和货币政策冲击。这里引入财政政策和货币政策冲击,主要是考虑到过去十年积极财政政策和稳健货币政策的实行对中国经济发展产生了深远影响。可知,对于任一满足 $J_t J_t' = \Omega_t$ 的非奇异矩阵 J_t , 可通过构建识别机制 $\mu_t = J_t \epsilon_t$ 将 VAR 模型转化为 SVAR 模型。给定正规化条件,不同结构冲击对于内生变量波动率的贡献变化情况,可藉由 J_t 的演变过程捕获。

上述所有冲击均序列不相关,且服从联合正态分布,其协方差矩阵满足如下形式:

$$V = \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ \nu_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{bmatrix} [\epsilon_t' \quad \nu_t' \quad \zeta_t' \quad \eta_t'] = \begin{bmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \quad (8)$$

(8)式中: I_n 为 n 阶单位矩阵, Q, S, W 为模型的超参数, S 为分块对角矩阵, S_1, S_2, S_3 为矩阵 S 的三个分块,这样可确保 A_t 中非 0 非 1 元素各行独立变化。此外,由于这一假定允许对 A_t 中非 0 非 1 元素逐个方程进行吉布斯抽样,因而极大简化了推断。

通过对上述模型施加一定约束条件即可获得其他模型,具体约束条件及相关模型见表 1。

表 1 列示了 4 种带有不同参数约束条件的模型。其中,“TVP-VAR”模型表示包含时变系数和随机波动两种时变特征的时变模型;“STVP1-VAR”模型表示仅包含时变系数一种时变特征的“半时变”模型,这里的“S”表示“Semi”(下同),“1”表示第 1 种时变特征(即时变系数);“STVP2-VAR”模型表示仅包含随机波动一种时变特征的“半时变”模型,“2”表示第 2 种时变特征(即随机波动);“CP-VAR”模型表示不含任何时变特征的“常系数”模型,这里的“CP”代表“Constant Parameter”。

表 1 模型一览表

模型	模型参数约束
TVP-VAR	无约束, 对应(5)—(7)式
STVP1-VAR	$\alpha_t = \alpha_0, \log \sigma_t = \log \sigma_0$
STVP2-VAR	$B_t = B_0, \alpha_t = \alpha_0$
CP-VAR	$B_t = B_0, \alpha_t = \alpha_0, \log \sigma_t = \log \sigma_0$

至此,已完成模型的描述,下文将对模型进行估计。

2. 模型估计

传统的极大似然方法在高维空间和非线性模型估计方面存在困难,引入贝叶斯估计可以有效解决这一问题。贝叶斯估计须着重解决先验分布设定与模型后验推断。根据(5)—(8)式可知,模型参数包括四类,分别是时变系数、协方差(当期关系)、方差(对数波动)以及超参数。假定这四类参数相互独立,前三类参数为状态变量参数,其初始值的先验分布服从正态分布,超参数的先验分布服从 Inverse-Wishart 分布。因此,下文将从状态变量参数初始值的先验分布设定、超参数的先验分布设定以及模型后验推断三个方面展开。具体而言:

首先,设定状态变量参数初始值的先验分布。对于状态变量参数初始值先验分布的设定通常基于常系数 VAR 模型,选取前 5 年的样本数据作为训练样本(training sample)进行普通最小二乘(OLS)估计^①。具体而言,参数向量 B 的估计值 $\hat{B}$ 通过对模型系统方程逐个进行 OLS 估计获得;参数向量 α 和 σ 的估计值 $\hat{\alpha}$ 和 $\hat{\sigma}$ 通过对(2)式残差的协方差矩阵运用乔里斯基分解获得; $\hat{B}$ 的协方差矩阵 $\hat{V}_B$ 可结合 OLS 估计及其分布性质推导获得, $\hat{\alpha}$ 的协方差矩阵 $\hat{V}_\alpha$ 可借助 Lutkepohl(2006)第 9 章命题 9.5 获得。因此,状态变量参数初始值的先验分布设定如下:

$$B_0 \sim N(\hat{B}, 4 \cdot \hat{V}_B)$$

$$\alpha_0 \sim N(\hat{\alpha}, 4 \cdot \hat{V}_\alpha)$$

$$\log \sigma_0 \sim N(\log \hat{\sigma}, I_4)$$

其次,设定模型超参数的先验分布。由于超参数 S (包括 S_1 、 S_2 和 S_3)、 W 、 Q 的先验分布服从 Inverse-Wishart 分布,而 Inverse-Wishart 分布进行抽样前须明确自由度和尺度矩阵(scale matrices)。本文将 S_1 、 S_2 、 S_3 和 W 的自由度分别设为 2、3、4 和 5(即矩阵维数加 1),这样设定的原因在于:Inverse-Wishart 分布正确设定的前提是必须确保自由度大于矩阵维数;本文将 Q 的自由度设为 20,即初始训练样本的个数。尺度矩阵 $\bar{S}_1$ 、 $\bar{S}_2$ 、 $\bar{S}_3$ 、 $\bar{W}$ 、 $\bar{Q}$ 通常与基于训练样本进行 OLS 估计出的方差成一定比例。因此,超参数的先验分布设定如下:

$$S_1 \sim IW(2 \cdot k_s^2 \cdot \hat{V}_{\alpha,1}, 2)$$

$$S_2 \sim IW(3 \cdot k_s^2 \cdot \hat{V}_{\alpha,2}, 3)$$

$$S_3 \sim IW(4 \cdot k_s^2 \cdot \hat{V}_{\alpha,3}, 4)$$

①已有文献多数采用 8 或 10 年期数据作为训练样本,但囿于本文样本数较少,故只选择前 5 年数据作为训练样本估计常系数 VAR 模型,进而确定先验分布。

$$W \sim IW(5 \cdot k_W^2 \cdot I_4, 5)$$
$$Q \sim IW(20 \cdot k_Q^2 \cdot \hat{V}_B, 20)$$

其中, $k_S = 0.1, k_W = 0.01, k_Q = 0.01$, 这样可确保先验分布不是平的 (flat), 而是模糊和无信息的 (diffuse and uninformative)。

最后, 模型后验推断。对于不同参数而言, 其后验推断采用的抽样方法并不相同。大致可分为三类: 第一类抽样针对系数和协方差。由于系数和协方差可表示成线性高斯状态空间形式, 因而可借助 CK 算法进行抽样 (Carter and Kohn, 1994)。第二类抽样针对方差, 主要涉及 JPR 和 KSC 两种算法。Jacquier 等 (1994) 提出 JPR 算法, 该算法的核心在于令条件方差服从自回归模型, 但有别于 ARCH 和 GARCH 模型, 该模型的均值方程和对数波动率方程均有独立的误差项。Kim 等 (1998) 提出 KSC 算法, 该算法的核心在于通过混合 7 种正态分布近似逼近一个高斯系统来实现, 这种近似误差很小, 可以保证推断的精确性, 且可通过补偿步骤进行修正。本文沿用多数文献的做法采用 KSC 算法进行抽样。第三类抽样针对超参数, 通常假定超参数的先验分布服从 Inverse-Wishart 分布, 可以证明超参数的后验分布同样服从 Inverse-Wishart 分布, 即超参数服从自然共轭先验分布, 因而可直接进行抽样。

本文采用马尔科夫链蒙特卡罗 (MCMC) 抽样, 主要涉及系数状态、协方差状态、方差状态以及超参数等四种参数的抽样, 具体抽样过程详见 Primiceri (2005)。

(二) 数据处理

鉴于货币政策主要盯住通胀和产出的变化, 同时考虑到过去十年积极财政政策和稳健货币政策的实行对中国经济发展产生了深远影响, 本文试图构建四变量的小型经济模型, 并根据 AIC 信息准则将模型滞后期设为 2 期。四变量分别为: 通胀 (Inf)、产出 (Y)、财政支出增速 ($Fiscal$)、利率 (R)。其中, 对于通胀而言, 采用 GDP 平减指数的一阶对数差分表示。对于产出而言, 采用 GDP 平减指数剔除名义 GDP 的价格因素后取一阶对数差分表示。对于利率而言, 采用 7 天银行间市场同业拆借加权平均利率 (Shibor-7 day) 表示。需要强调, 鉴于当前我国货币政策正由数量型逐渐向价格型转变, 因而在货币政策代理变量的遴选上, 本文采用价格型工具而非数量型工具。本文对所有数据进行季节调整和 H-P 滤波处理, 并取周期序列作为观测变量。数据源自中经网统计数据库和 Chang 等 (2016), 时间窗口为 1996 年第 1 季度至 2022 年第 1 季度, 共计 105 个样本数据。由于设定先验分布时耗费 20 个训练样本, 加之滞后期为 2 期, 因而实际用于分析的样本为 83 个, 时间窗口为 2001 年第 3 季度至 2022 年第 1 季度。鉴于部分学者指出在构建 SVAR 识别机制时应尽量将先验假设减到最少, 以确保经验分析结果更多来源于数据本身, 而非某些或明或暗的假设 (徐高, 2008; 林建浩、王美今, 2016), 本文参考 Primiceri (2005)、Belongia 和 Ireland (2016) 采用三角识别机制 (Triangular identification scheme), 并将四变量的顺序设定为: 通胀、产出、财政支出增速、利率, 即假定政府会在当期通过调整财政支出或利率以应对通胀和产出的变化, 但通胀和产出对宏观经济政策的反应存在滞后。这样设定的依据在于: 现实经济中, 政府往往会对宏观经济的变动情况进行相机抉择 (即当期作出决策), 但经济变量对宏观经济政策的反应往往存在时滞 (Primiceri, 2005; Lubik and Matthes, 2015; Belongia and Ireland, 2016)。

1. 平稳性检验

本文在实证分析之前对相关数据进行了平稳性检验, 旨在规避时间序列数据的潜在伪回归问题。表 2 列示了四个宏观经济变量的单位根检验结果。可以发现, 通胀、产出、财政

支出增速、利率在 5% 的显著性水平下均显示平稳,因而可进行下文的实证分析。

表 2 宏观经济变量的单位根检验					
平稳性检验	ADF	检验形式	临界值		
变量	检验值	(C,T,L)	1%	5%	10%
通胀率	-7.746***	(C,0,1)	-3.499	-2.891	-2.583
产出增速	-9.434***	(C,0,1)	-3.494	-2.889	-2.582
财政支出增速	-8.514***	(C,0,1)	-3.494	-2.889	-2.582
利率	-3.126**	(C,0,1)	-3.494	-2.889	-2.582

注:依据赤池信息准则(AIC)选择的最大滞后阶数为 12;***、** 分别表示在 1%、5% 的显著性水平下拒绝原假设;(C,T,L)中的“C”表示 ADF 检验时含常数项,“T”表示含趋势项(T=0 表示不含趋势项),“L”表示滞后阶数。

2. 参数估计结果的描述性统计

表 3 展示了参数估计结果的描述性统计。Primiceri (2005) 指出无效因子在 20 及以下满足条件。从表中数据可知,本文的时变系数、协方差、方差以及超参数均在可接受范围以内,表明本文构建的模型合理有效。

表 3 参数估计结果的描述性统计						
参数	中位数	均值	最小值	最大值	10%分位数	90%分位数
B	0.066	0.077	-3.652	2.336	-0.514	0.724
A	-0.127	-0.664	-2.221	0.184	-2.079	-0.005
Σ	0.358	1.689	0.104	4.438	0.125	0.616
V	1.000	1.700	0.216	9.643	0.950	1.058

四、实证分析

(一) 模型适用性检验

Chan 和 Eisenstat (2018)、Spiegelhalter 等 (2002) 指出对数边际似然(Log marginal likelihood, 简称 Log-ML) 和偏离准则(Deviation in criterion, 简称 DIC) 能够有效甄别模型优劣。本文沿用上述方法,通过对比不同模型的对数边际似然和偏离准则据此研判模型优劣。

一方面,我们借鉴 Chan 和 Eisenstat (2018) 将包含参数约束条件的模型记为 M_i , 不含参数约束条件的模型记为 M_j 。由贝叶斯法则,可得两个模型的后验比值比(Posterior odds ratio) 为:

$$PO_{ij} = \frac{P(M_i|y)}{P(M_j|y)} = \frac{p(y|M_i)P(M_i)/P(y)}{p(y|M_j)P(M_j)/P(y)} = \frac{p(y|M_i)P(M_i)}{p(y|M_j)P(M_j)}$$

(9)

(9) 式中: $P(M_k)$ 表示真实模型为 $M_k(k=i$ 或 $j)$ 的先验概率, y 表示用于参数估计的观测数据, $p(y|M_k)$ 表示边际似然。(9) 式最右侧第一项表示贝叶斯因子(Bayes factor),即两个模型的边际似然之比,第二项表示先验比值比(Prior odds ratio),即两个模型的先验概率之比。假定两个模型具有相同的先验概率,即 $P(M_i) = P(M_j)$,则模型选择将取决于边际似然 $p(y|M_k)$ 。边际似然可表示成如下形式:

$$p(y|M_k) = \int p(y|\psi_k, M_k)p(\psi_k|M_k)d\psi_k$$

(10)

(10) 式中: $p(y|\psi_k, M_k)$ 表示似然函数, $p(\psi_k|M_k)$ 表示模型特定参数向量的先验信息。由于边际似然可视作模型基于观测数据 y 的密度预测,因而如果基于观测数据选择了某一模型,

则该模型对应的边际似然较大,反之,则边际似然较小。

另一方面,Spiegelhalter 等(2002)认为偏离准则可用于在模型拟合度和模型复杂度之间进行权衡取舍。借鉴其做法,假定基于偏差可得如下准则:

$$D(\psi) = -2\log p(y|\psi) + 2\log h(y) \tag{11}$$

(11)式中: $h(y)$ 表示基于观测数据获得的标准化函数。模型的复杂度可用模型有效参数个数 p_D 来衡量。其形式可表示为:

$$p_D = \overline{D(\psi)} - D(\tilde{\psi}) \tag{12}$$

(12)式中: $\tilde{\psi}$ 为 ψ 的估计量, $\overline{D(\psi)}$ 表示后验均值偏差,其可进一步表示为如下形式:

$$\overline{D(\psi)} = -2E_{\psi}[\log p(y|\psi) | y] + 2\log h(y) \tag{13}$$

因此,最终可将 DIC 表示为后验均值偏差和模型有效参数个数之和,即:

$$DIC = \overline{D(\psi)} + p_D \tag{14}$$

DIC 为一种复合指标,其不仅“鼓励”模型的拟合效果,还“惩罚”模型的过度拟合性。DIC 愈小,模型愈适合数据。

表 4 列示了四种不同模型的对数边际似然和偏离准则。通过对比不同模型的对数边际似然可知,“TVP-VAR”模型的对数边际似然最大,为-378.125,表明包含时变系数和随机波动两种时变特征的时变模型最优。通过对比不同模型的偏离准则发现,“TVP-VAR”模型的偏离准则最小,为 578.347,同样意味着包含时变系数和随机波动两种时变特征的时变模型最优。换言之,无论是从对数边际似然还是从偏离准则来看,包含时变系数和随机波动两种时变特征的时变模型均为最优。应该看到,包含时变系数的时变模型主要用于宏观经济政策分析,包含随机波动的时变模型主要用于随机波动分析,若基于观测数据选择时变系数模型,可初步断定经济政策对宏观经济产生影响,若基于观测数据选择随机波动模型,可初步断定随机波动对宏观经济产生影响。本文基于观测数据最终选择包含时变系数和随机波动两种时变特征的时变模型,表明财政政策、货币政策以及总需求冲击、总供给冲击均对中国经济的波动产生影响。

表 4 四种不同模型的评价指标

模型	CP-VAR	STVP1-VAR	STVP2-VAR	TVP-VAR
log-ML	-469.746	-465.232	-398.823	-378.125
	(0.145)	(0.013)	(0.072)	(0.024)
DIC	792.728	778.143	606.153	578.347
	(4.791)	(0.052)	(0.643)	(0.205)

注:括号内的数据表示数值标准误(numerical standard error)。

(二) 模型参数动态学分析

由于经济系统的结构参数可以表征经济主体的行为特征,而模型参数又是这些结构参数的函数。因此,可以通过考察模型参数的动态演进路径来分析经济主体的行为变化和经济数据的演变特征。本文主要关注随机波动的动态学分析。

图 5 展现了宏观经济变量方程的随机波动。图 5(a)和(c)、(b)和(d)分别表示宏观经济变量的随机波动和真实数据。这里的随机波动是指宏观经济变量方程残差标准差的后验均值,本文采用 MCMC 算法对样本进行 70 000 次抽样,前20 000次作为预烧抽样予以舍弃,

基于后 50 000 次抽样求得后验均值。

从宏观经济变量方程的随机波动来看,2001—2011 年、2012—2019 年、2020—2021 年三个时期存在较大差别。2001—2011 年这一时期,通胀和产出的随机波动均呈螺旋上升态势;2012—2019 年这一时期,二者的随机波动均较小,但动态演化路径有所异化,通胀的随机波动呈下降态势,产出的随机波动基本维持在 0 附近;2020—2021 年这一时期,二者的随机变动均呈现先上升后下降的态势,且产出的随机波动在上升阶段呈现直线跃迁态势。

原因主要在于:2001—2011 年这一时期,自 1997 年亚洲金融危机之后我国出现通货紧缩,2003 年遭受非典冲击,2005 年深陷投资和外需双重过热的不利局面,2007 年遇及猪肉价格和粮食价格上涨冲击,2008 年陆续遭遇冰雪灾害、地震、国际油价和粮价上涨等多重冲击以及历史罕见的国际金融危机,多种不利冲击相互交织叠加致使这一时期宏观经济变量的随机波动呈螺旋式上升态势。2012—2019 年这一时期,一方面,随着我国经济发展步入新常态,宏观经济逐渐摆脱次贷危机和欧债危机的掣肘,随机波动的影响日益式微;另一方面,伴随供给侧结构性改革的深入推进,“三去一降一补”举措的实施使得过剩产能得以逐步化解,加之一系列市场化改革举措,极大增强了我国经济的韧性和自愈能力,从而抵御和分散了随机波动的影响。2020—2021 年这一时期,我国遭遇疫情冲击,这次冲击完全不同于 2008 年国际金融危机。2008 年国际金融危机源自 2007 年美国房地产次贷危机,在其演变成全球金融风暴席卷中国之前,我国已有所预期,因而经济下行有限。但疫情冲击属突发性事件,在此之前并无任何征兆,从而直接致使产出增速从 2019 年 4 季度的 1.91% 下滑至 2020 年 1 季度的-5.99%,变化幅度高达 7.9 个百分点,影响之深可见一斑。当然,本文构建的模型较好地捕捉到这一特征,产出方程的随机波动直接从 0.22% 跃升至 4.44%,通胀方程的随机波动也有一定程度的跃升,从而致使这一时期宏观经济变量方程的随机波动几乎呈直线上升态势。

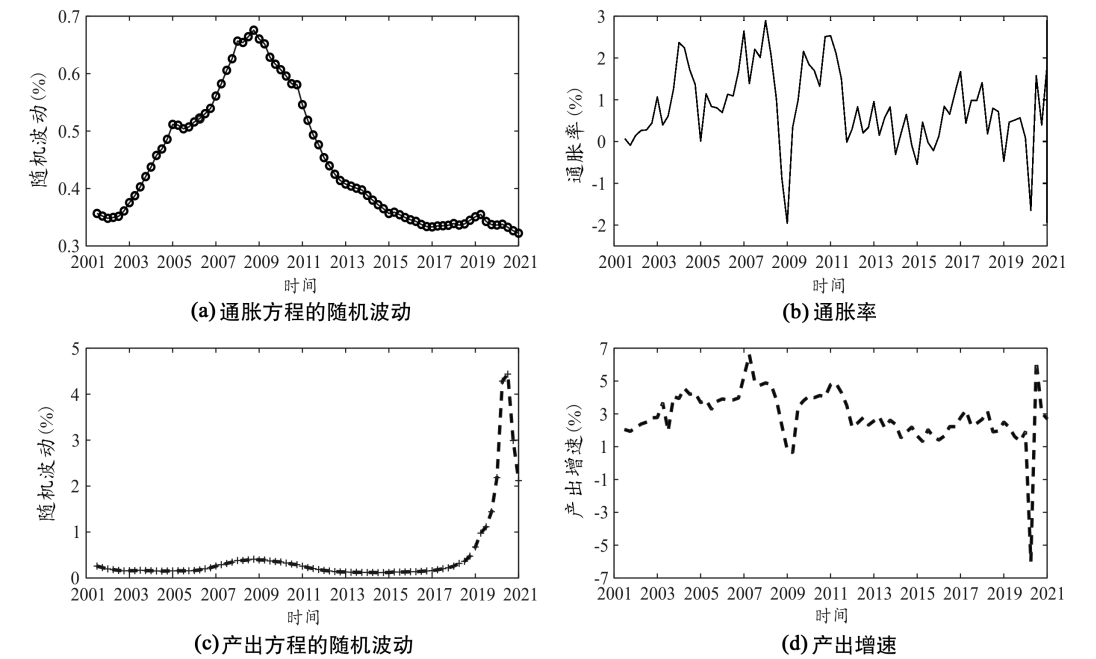


图 5 宏观经济变量方程的随机波动

基于上述分析可知,虽然 2001—2011 年、2012—2019 年、2020—2021 年三个时期宏观经济变量方程的随机波动存在较大差别,但却与各时期宏观经济变量的动态演进路径高度耦合,表明宏观经济变量的动态演进路径一定程度上可藉由随机波动加以解释。因此,基于宏观经济变量方程的随机波动可知:2012—2019 年通胀和产出的波动缓和得益于这一时期供给侧结构性改革和市场化改革举措,从而抵御和分散了随机波动的影响。

(三) 预测误差方差分解

表 5 列示了不同时期宏观经济变量波动的预测误差方差分解。表中(1)和(5)列、(2)和(6)列、(3)和(7)列、(4)和(8)列分别表示总供给冲击、总需求冲击、财政政策冲击和货币政策冲击。首先,总体而言,无论哪个时期,总供给冲击、总需求冲击、财政政策冲击、货币政策冲击均对通胀和产出的波动产生影响,这与上文“模型适用性检验”的结论完全一致。其次,分时期来看,2001—2011 年这一时期,总需求冲击可解释通胀波动的 37.795%、产出波动的 41.315%,表明这一时期通胀和产出的波动主要是由需求刺激引致。2012—2019 年这一时期,通胀波动和产出波动主要由总供给冲击解释,表明供给侧结构性改革和一系列市场化改革发挥了重要作用,从而降低了产出和通胀的波动。此外,对比 2001—2011 年和 2012—2019 年两个时期财政政策和货币政策冲击对通胀波动和产出波动的贡献度可知,2012—2019 年这一时期财政政策冲击和货币政策冲击对通胀和产出波动的贡献度更大,表明 2012—2019 年这一时期积极财政政策和稳健货币政策的实行一定程度上促进了我国经济波动的缓和。2020—2021 年这一时期,供给冲击对通胀波动和产出波动的贡献度仍旧最大,财政政策冲击和货币政策冲击对通胀波动和产出波动的贡献度相比前两个时期仍有提升,表明政府适时启用适度宽松的货币政策和积极有为的财政政策起到了积极作用,有效带动产出企稳回升,防止通胀抬头。最后,通过比较不同时期不同冲击对通胀波动和产出波动的贡献度可知,总体而言,总供给冲击的贡献最大。

表 5 不同时期宏观经济变量波动的预测误差方差分解

时期	期限	不同变量的冲击源(%)							
		通胀率				产出增速			
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
2001— 2011 年	1	100	0	0	0	20.986	79.014	0	0
	4	75.098	7.900	7.413	9.589	56.042	28.158	7.739	8.061
	20	62.602	10.790	10.655	15.953	45.622	26.312	12.614	15.452
	40	35.594	37.795	10.655	15.956	30.612	41.315	12.614	15.459
2012— 2019 年	1	100	0	0	0	2.555	97.445	0	0
	4	68.239	4.187	15.647	11.927	37.593	42.280	12.639	7.488
	20	60.049	4.693	21.566	13.693	35.374	34.202	18.045	12.379
	40	57.044	4.692	21.570	16.694	35.371	30.198	18.048	16.383
2020— 2021 年	1	100	0	0	0	51.167	48.833	0	0
	4	41.728	18.678	28.882	10.712	36.407	34.211	19.175	10.207
	20	36.685	20.534	29.954	12.827	35.618	32.136	20.002	12.244
	40	31.359	20.534	29.954	18.153	32.342	29.263	20.002	18.393

(四) 脉冲响应分析

脉冲响应分析是 VAR 模型的主要分析工具之一,其作用在于能够较好地刻画出宏观经

济变量在受到冲击后的动态运行轨迹。已有文献通常分析某一时点宏观经济变量对外生冲击的响应情况,考虑到“冲击-响应”机制的传导通常需要持续一段时间,因此考察一段时期内的平均脉冲响应更能客观地评估冲击响应机制。基于上文分析可知,2001—2011年、2012—2019年、2020—2021年三个时期总供给冲击对于宏观经济波动的贡献度最大,因而下文着重考察这三个时期宏观经济变量对总供给冲击的脉冲响应。具体步骤如下:首先,计算出每一时期内所有时点的脉冲响应;其次,将每一时期所有时点的脉冲响应进行加权平均;最后,考察每一时期宏观经济变量对总供给冲击的平均脉冲响应。

1. 三个不同时期宏观经济变量对总供给冲击的脉冲响应分析

图6呈报了三个不同时期宏观经济变量对总供给冲击的脉冲响应。图中横轴表示期限,纵轴表示偏离稳态的百分比,阴影区域上下限分别表示16%和84%分位数。可以看到,在受到1单位的总供给冲击,三个时期通胀和产出的动态演进轨迹均呈现“驼峰”形态,并且通胀和产出分别于第5期和第3期达到极值点,随后逐渐向稳态收敛,约12期左右回至稳态;三个时期通胀的波动幅度差异不大,基本处于-0.4%和-0.5%之间,但产出的波动幅度差别迥异,分别为1.38%、0.43%、0.74%,表明2001—2011年这一时期宏观经济波动最大、2020—2021年这一时期次之,2012—2019年这一时期最小。

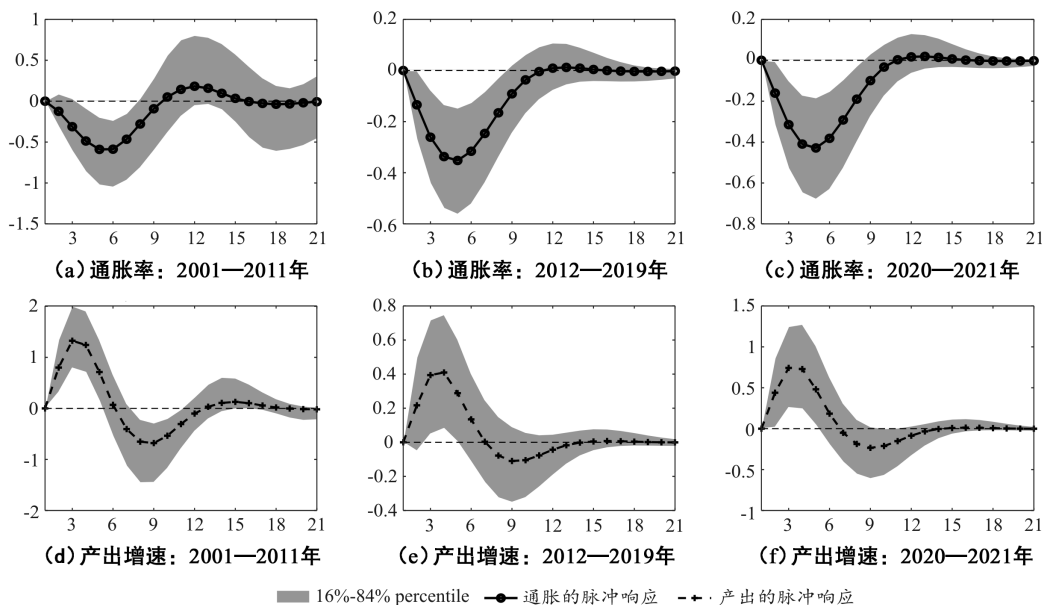


图6 三个不同时期宏观经济变量对总供给冲击的脉冲响应

原因可能在于:2001—2011年这一时期,我国经济主要依靠粗放式的需求拉动,从而带动原材料价格的上升和生产成本的增加,成本骤增导致供给端不断承压,生产者转为嫁成本转而向消费者传导,从而造成产出和通胀的较大波动。2012—2019年这一时期,伴随供给侧结构性改革的深入推进,“三去一降一补”举措的实施使得过剩产能得以逐步化解,加之一系列市场化改革举措,极大增强了我国经济的韧性和自愈能力,因而波动最为缓和。2020—2021年这一时期,虽然供给侧结构性改革和一系列市场化改革渐趋深入,但突如其来的疫情给我国经济带来了沉重打击,因而波动有所加强。

2.各时期宏观经济变量对总供给冲击的三维立体脉冲响应分析

虽然上文揭示出三个不同时期宏观经济变量对总供给冲击的平均脉冲响应轨迹,但无法体现每个时点的脉冲响应路径。为了更加全面地考察各时期的脉冲响应演变进程,下文将探讨整个样本期内宏观经济变量对1单位总供给冲击的脉冲响应,并藉由三维立体脉冲响应图加以呈现。

图7汇报了各时期宏观经济变量对总供给冲击的三维立体脉冲响应。图中横轴表示时间,纵轴表示期限,竖轴表示偏离稳态的百分比。可以发现,在受到1单位的总供给冲击时,宏观经济主要存在两大波峰,一个分布在2008年国际金融危机前后,另一个分布在2019年末疫情期间,且2001—2011年、2020—2021年两个时期波动幅度较大,而2012—2019年这一时期,宏观经济运行较为平稳。

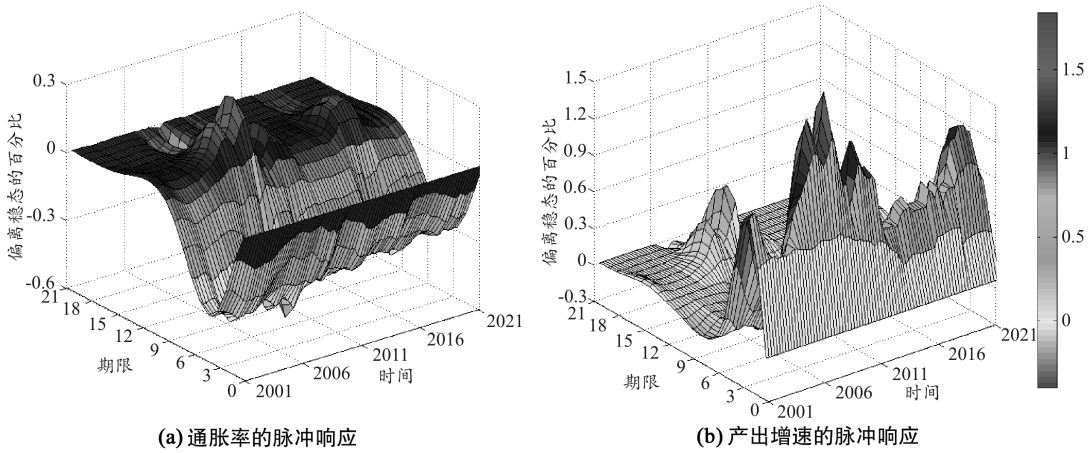


图7 各时期宏观经济变量对总供给冲击的三维立体脉冲响应

(五) 格兰杰因果检验

表6报告了不同时期中国“大稳健”成因的格兰杰因果检验结果。

表6 不同时期中国“大稳健”成因的格兰杰因果检验结果

原假设	2001—2011 年		2012—2019 年		2020—2021 年	
	<i>F</i> 统计量	<i>P</i> 值	<i>F</i> 统计量	<i>P</i> 值	<i>F</i> 统计量	<i>P</i> 值
<i>AD</i> → <i>Inf</i>	7.632 ***	0.002	1.572	0.193	5.243 **	0.034
<i>Fiscal</i> → <i>Inf</i>	4.239 **	0.049	5.465 **	0.032	6.032 **	0.012
<i>R</i> → <i>Inf</i>	4.539 **	0.043	4.873 **	0.041	5.064 **	0.039
<i>AS</i> → <i>Y</i>	6.676 ***	0.009	24.583 ***	1E-07	6.935 ***	0.005
<i>Fiscal</i> → <i>Y</i>	4.324 **	0.047	5.134 **	0.038	5.203 **	0.035
<i>R</i> → <i>Y</i>	4.463 **	0.045	4.756 **	0.042	5.177 **	0.037

注:***、** 分别表示在 1%、5% 的显著性水平下拒绝原假设。

表中*AD*、*AS*、*Fiscal*、*R* 分别表示总需求冲击、总供给冲击、财政政策冲击、货币政策冲击。可以发现,2001—2011 年这一时期,在 5% 的显著性水平下,*Fiscal* 是 *Inf* 和 *Y* 的格兰杰原因,*R* 是 *Inf* 和 *Y* 的格兰杰原因,表明这一时期财政政策和货币政策均对通胀和产出造成影响。原因在于:财政政策和货币政策缺乏稳定性和持续性,相机抉择色彩浓厚,一定程度上加剧了宏观经济波动。对比 2001—2011 年这一时期所有格兰杰原因的显著性可知,*AD* 是 *Inf* 格

兰杰原因的显著性最强,这意味着这一时期产出和通胀的较大波动主要是由需求刺激引致。2012—2019 年这一时期,在 5% 的显著性水平下, $Fiscal$ 是 Inf 和 Y 的格兰杰原因, R 是 Inf 和 Y 的格兰杰原因,表明这一时期财政政策和货币政策均对通胀和产出造成影响。通过对比 2001—2011 年和 2012—2019 年两个时期 $Fiscal$ 是 Inf 和 Y 格兰杰原因的显著性、 R 是 Inf 和 Y 格兰杰原因的显著性可知,2012—2019 年这一时期更为显著,表明这一时期积极财政政策和稳健货币政策的实行有效缓和了我国宏观经济波动。与此同时,对比 2012—2019 年这一时期所有格兰杰原因的显著性可知, AS 是 Y 格兰杰原因的显著性最强,这意味着这一时期供给侧结构性改革和一系列市场化改革发挥了积极作用,从而降低了产出和通胀的波动。而这一结论与上文预测误差方差分解的结论完全吻合。2020—2021 年这一时期,在 5% 的显著性水平下, $Fiscal$ 是 Inf 和 Y 的格兰杰原因, R 是 Inf 和 Y 的格兰杰原因,这预示着政策当局适时启用适度宽松的货币政策和积极有为的财政政策有效带动产出企稳回升,同时避免通胀抬头。

(六) 影响机理分析

图 8 揭示了后危机时代中国“大稳健”的影响机理。2008 年国际金融危机之后,我国不断巩固夯实积极财政政策和稳健货币政策的框架体系,货币政策渐趋稳健,财政政策更趋积极。具体而言,货币政策渐趋稳健体现在:危机后政策操作的波动较危机前有所下降,无论是数量型工具还是价格型工具均有所体现;财政政策更趋积极体现在:危机后的财政政策较之于危机前不仅波动有所趋缓,而且政策持续性也有所增强。与此同时,2012—2019 年这一时期,一方面,随着我国经济发展步入新常态,宏观经济逐渐摆脱次贷危机和欧债危机的掣肘,随机波动的影响日益式微;另一方面,伴随供给侧结构性改革的深入推进,“三去一降一补”举措的实施使得过剩产能得以逐步化解,加之一系列市场化改革举措,极大增强了我国经济的韧性和自愈能力,从而抵御和分散了随机波动的影响。

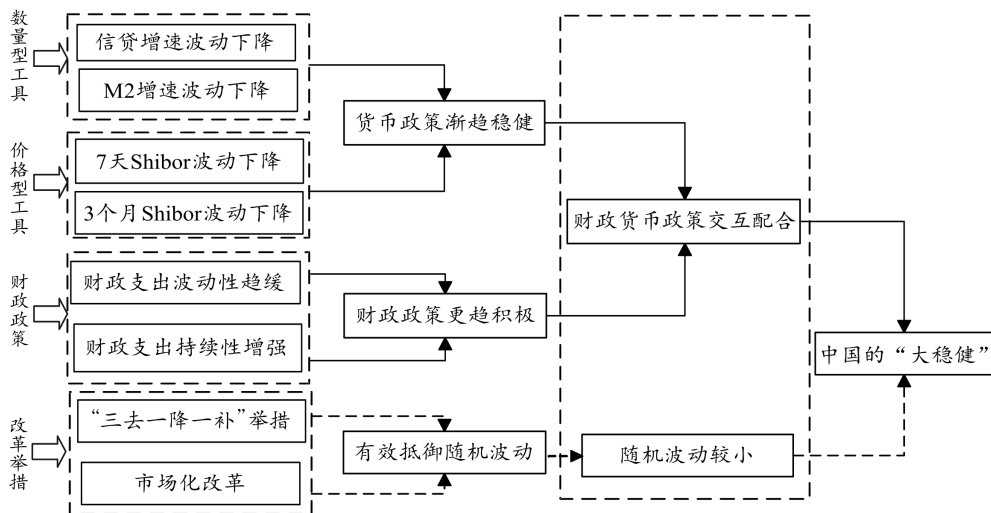


图 8 后危机时代中国“大稳健”的影响机理

(七) 稳健性检验

为检验上述结论的稳健性,本文从模型滞后期、参数先验分布以及货币政策代理变量三

种情形进行探讨。与此同时,为增强结论的稳健性,本文对上述三种情形进一步细分,每种情形分为2种相反的情景,由此形成6种情景。具体而言,对于模型滞后期而言,基准模型滞后期为2期,这里分别设为滞后1期和滞后3期,并记为“情景1”和“情景2”。对于参数先验分布而言,基准模型将 k_s 、 k_w 、 k_Q 的先验信息设为0.1、0.01、0.01,这里分别扩大和缩小0.5倍,设为0.15、0.015、0.015和0.05、0.005、0.005,并记为“情景3”和“情景4”。对于货币政策代理变量而言,基准模型采用7天Shibor,这里分别以隔夜Shibor和90天Shibor替代,并记为“情景5”和“情景6”。通过对比不同情景与基准模型下模型适用性检验、模型参数动态学分析、预测误差方差分解、脉冲响应分析以及格兰杰因果检验的结果可知,不同情景下的上述结果与基准模型较为相似,表明本文结论具有稳健性^①。

五、结论及政策建议

经济波动一直以来都是学术界的热议话题。曾有学者抛出“经济波动缓和化”的言论,但席卷全球的国际金融危机有力地回应了这一言论。那么,一个很自然的问题:这种经济平稳运行态势能否再度复归?若能,其背后成因与危机前有何不同?本文立足2012—2019年中国“大稳健”的现实背景,通过构建TVP-VAR-SV模型,综合运用模型适用性检验、模型参数动态学分析、预测误差方差分解、脉冲响应分析、格兰杰因果检验等方法试图揭示这一现象的背后成因。研究结果表明:

首先,后危机时代中国的“大稳健”得益于积极财政政策和稳健货币政策的实行。货币政策趋于稳健体现在:危机后政策操作的波动较危机前有所下降,无论是数量型货币政策工具还是价格型货币政策工具均有所体现。财政政策趋于积极体现在:危机后的财政政策较之于危机前不仅波动有所趋缓,而且政策持续性也有所增强。

其次,后危机时代中国的“大稳健”并非源于“好运气”,本质上是伴随供给侧结构性改革的深入推进,“三去一降一补”举措的实施使得过剩产能得以逐步化解,加之一系列的市场化改革举措,极大增强了我国经济的韧性和自愈能力,从而抵御和分散了随机波动的影响。

最后,模型适用性检验、模型参数动态学分析、预测误差方差分解、脉冲响应分析、格兰杰因果检验进一步证实后危机时代中国的“大稳健”是由多种因素共同促成。一方面,这一时期积极财政政策和稳健货币政策的实行促进了经济波动的缓和;另一方面,这一时期供给侧结构性改革和一系列市场化改革举措抵御和分散了随机波动的影响。此外,本文的结论藉由模型滞后期、参数先验分布以及货币政策代理变量等6种不同情景的稳健性检验后仍然成立。

基于实证分析结论,本文得出两个方面的政策启示:

一是进一步完善积极财政政策和稳健货币政策协调配合的政策框架体系,探索建构财政货币政策交互融合的协调增益机制。实证分析显示,中国经济的平稳发展与其实行积极财政政策和稳健货币政策的政策框架体系密不可分,持续巩固夯实财政货币交互融合的政策框架体系不仅有利于发挥财政货币政策的协调配合效应,而且有助于实现宏观经济的高

^①囿于篇幅所限,稳健性检验涉及的图形未予列出,备索。

质量发展。因此,政府应充分发挥财政政策和货币政策的协调配合效应,助力实现经济高质量发展。

二是进一步落实供给侧改革、落细市场化改革举措,促进形成高质量发展的新格局。实证分析表明,供给侧结构性改革和一系列的市场化改革举措极大增强了我国经济的韧性和自愈能力,从而有效抵御和分散了随机波动的影响。鉴于此,当前应进一步深化供给侧结构性改革,着力提升供给体系的质量和效益,进一步加快市场化改革步伐,完善宏观经济治理体系,促进形成高质量发展的新格局。

本研究主要从宏观层面探讨后危机时代中国“大稳健”的成因,但部分文献指出存货管理技术的改进亦可缓和波动,因而从微观视角考察后危机时代中国的“大稳健”将是本文后续研究的重点方向之一。此外,危机后中国宏观杠杆率的增速较快,但宏观经济波动又较为缓和,这种“高杠杆、低波动”共存的现象有待探讨,因此在模型中引入房价、资产价格等金融变量探讨上述现象的传导机制值得研究。

参考文献:

- 1.林建浩、王美今,2013:《中国宏观经济波动的“大稳健”——时点识别与原因分析》,《经济学(季刊)》第12卷第2期。
- 2.林建浩、王美今,2016:《新常态下经济波动的强度与驱动因素识别研究》,《经济研究》第5期。
- 3.孙稳存,2007:《货币政策与中国经济波动缓和化》,《金融研究》第7期。
- 4.王成勇、艾春荣,2010:《中国经济周期阶段的非线性平滑转换》,《经济研究》第3期。
- 5.徐高,2008:《斜率之谜:对中国短期总供给/总需求曲线的估计》,《世界经济》第1期。
- 6.张成思,2010:《随机波动与经济周期平稳化研究》,《财贸经济》第1期。
- 7.祝梓翔、邓翔,2017:《时变视角下中国经济波动的再审视》,《世界经济》第7期。
- 8.Belongia, M. T., and P. N. Ireland. 2016. “Money and Output: Friedman and Schwartz Revisited.” *Journal of Money, Credit and Banking* 48(6):1223-1266.
- 9.Benati, L. 2008. “The ‘Great Moderation’ in the United Kingdom.” *Journal of Money, Credit and Banking* 40(1):121-147.
- 10.Boivin, J., and M. P. Giannoni. 2006. “Has Monetary Policy Become More Effective?” *Review of Economics and Statistics* 88(3):445-462.
- 11.Carter, C. K., and R. J. Kohn. 1994. “On Gibbs Sampling for State Space Models.” *Biometrika* 81(3):541-553.
- 12.Chan, J., and E. Eisenstat. 2018. “Bayesian Model Comparison For Time-Varying Parameter VARs with Stochastic Volatility.” *Journal of Applied Econometrics* 33(4):509-532.
- 13.Chang, C., K. Chen, and D. F. Waggoner. 2016. “Trends and Cycles in China’s Macroeconomy.” *NBER Macroeconomics Annual* 30(1):1-84.
- 14.Clarida, R., J. Galí, and M. Gertler. 2000. “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory.” *The Quarterly Journal of Economics* 115(1):147-180.
- 15.Galí, J., J. D. López-Salido, and J. Vallés. 2003. “Technology Shocks and Monetary Policy: Assessing the Fed’s Performance.” *Journal of Monetary Economics* 50(4):723-743.
- 16.Jacquier, E., N. G. Polson, and P. E. Rossi. 1994. “Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models.” *Journal of Business and Economic Statistics* 12(4):69-87.
- 17.Jensen, H., I. Petrella, and S. H. Ravn. 2020. “Leverage and Deepening Business Cycle Skewness.” *American Economic Journal: Macroeconomics* 12(1):245-281.
- 18.Kim, C. J., and C. R. Nelson. 1999. “Has the U.S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycle.” *Review of Economics and Statistics* 81(4):608-616.

19. Kim, S., S. Neil, and C. Siddhartha. 1998. “Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models.” *Review of Economic Studies* 65(3): 361–393.
20. Lubik, T., and C. Matthes. 2015. “Time-Varying Parameter Vector Autoregressions: Specification, Estimation, and an Application.” *Economic Quarterly* 101(4): 323–352.
21. Lubik, T., and F. Schorfheide. 2004. “Testing for Indeterminacy: An Application to U.S. Monetary Policy.” *American Economic Review* 94(1): 190–217.
22. Lutkepohl, H. 2006. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer-Verlag.
23. McConnell, M., and G. Perez-Quiros. 2000. “Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980’s?” *American Economic Review* 90(5): 1464–1476.
24. Primiceri, G. E. 2005. “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy.” *Review of Economic Studies* 72(3): 821–852.
25. Sims, C. A., and T. Zha. 2006. “Were There Regime Switches in U.S. Monetary Policy?” *American Economic Review* 96(1): 54–81.
26. Spiegelhalter, D. J., N. G. Best, and B. P. Carlin. 2002. “Bayesian Measures of Model Complexity and Fit.” *Journal of the Royal Statistical Society: Series B* 64(4): 583–639.
27. Stock, J. H., and M. W. Watson. 2002. “Has the Business Cycle Changed and Why?” *NBER Macroeconomics Annual* 17: 159–218.
28. Zhang, C., and J. Clovis. 2010. “China Inflation Dynamics: Persistence and Policy Regimes.” *Journal of Policy Modeling* 32(3): 373–388.

The Causes of China’s “Great Moderation” in Post Financial Crisis Era

Xue Ligu¹, Zhang Yihao¹ and Ma Yongyuan²

(1: School of Business, Nanjing University;

2: School of Economics and Management, Nanjing University of Aeronautics and Astronautics)

Abstract: Grounded on the reality of China’s “great moderation” from 2012 to 2019, this paper attempts to explore the causes behind this phenomenon. By constructing a time-varying parameter vector autoregressive model with stochastic volatility (TVP-VAR-SV) and comprehensively using model applicability test, model parameters dynamic analysis, forecast error variance decomposition, impulse response analysis, and Granger causality test, the results show that China’s “great moderation” from 2012 to 2019 is caused by a variety of factors. On the one hand, the implementation of active fiscal policy and steady monetary policy in this period has smoothed economic fluctuations; on the other hand, the supply side structural reform and a series of market-oriented reform measures in this period have resisted and dispersed the impact of stochastic volatility. Our results are still valid after the robustness tests for six different scenarios, such as the lag period of the model, the prior distribution of parameters and the proxy variable of monetary policy. This paper provides empirical evidence and policy inspirations for promoting the steady and healthy development of China’s economy during the 14th Five-Year Plan period.

Keywords: Post Financial Crisis Era, Great Moderation, Active Fiscal Policy, Steady Monetary Policy, Stochastic Volatility

JEL Classification: E32, E52, G28

(责任编辑:彭爽)