

中国的经济政策不确定性内生于经济波动吗？^{*}

祝梓翔 车明 邓翔

摘要：现有研究假设中国的经济政策不确定性外生，本文尝试分析这种假设的合理性。本文分别采用冲击约束和异方差约束两种新的识别方式，研究中国经济政策不确定性和经济波动的因果关系。基于冲击约束的结果表明：经济波动不是形成逆周期政策不确定性的原因，因为正向产出冲击不会降低政策不确定性；反之，政策不确定性冲击对产出的影响显著为负，形成负向“驼峰状”效应，能解释产出长期变化的13%。基于异方差约束的结果进一步证实了冲击约束的结论，并表明政策不确定性冲击对产出的负向影响主要发生在2008年国际金融危机后，在危机前对产出的影响有限。本文认为将经济政策不确定性视为经济波动的外生因素较为合理，但不能忽视其时变特征。

关键词：政策不确定性 冲击约束 异方差约束 经济波动

一、引言

2008年的全球金融危机引发学界和政策制定者对经济政策不确定性的广泛关注。经济学家采用不同方式测度经济政策不确定性，发现其与宏观经济波动存在密切关系。基于随机波动率模型，Fernández-Villaverde et al(2015)和Creal & Wu(2017)分别发现财政和货币政策波动率对经济有负面影响，Born & Pfeifer(2014)分析了多种宏观政策不确定性的经济影响。基于文本分析和词频统计，Baker et al(2016)构建了各种经济政策不确定性指数，发现经济政策不确定性(economic policy uncertainty, 简称EPU)指数的增加预示着美国和主要经济体的经济下行；Husted et al(2020)构建了美国的货币政策不确定性指数，发现货币政策不确定性的上升导致投资持久性下降。

然而，上述研究先验假定经济政策不确定性是外生的，但没有证据表明经济政策不确定性是外生的。直观上，不确定性的上升伴随着经济形势的恶化(Bachmann et al, 2013; Ludvigson et al, 2020)，因为经济下行意味着经济活动减少，信息的生成和扩散减少，不确定性增加。尽管证据显示，经济衰退时期不确定性往往急剧上升(Bloom, 2014)，但不确定性和经济周期的关系仍不明确。当经济正常时，政府倾向于维持现状，因此经济政策不确定性较低，然而一旦经济下行或出现异常事件，政府可能会尝试不同甚至“特殊”的政策，由此形成较大的政策不确定性。Baker et al(2016)在分析经济政策不确定性的宏观经济效应时，承认现有递归约束不足以识别不确定性和经济波动之间的因果关系，因此需要更加稳健的识别方法。Ludvigson et al(2020)基于新型的冲击约束，发现经济政策不确定性内生于产出波动。

由于不确定性和经济下行联系密切，因此理解不确定性的成因、寻找不确定性的解决办法已成为决策者和理论界的重要问题，具有重要的理论和现实意义。从理论上，识别中国经济政策不确定性的内生性，有助于理解中国的经济波动，同时可为构建政策不确定性理论模型提供方向性指引。

^{*} 祝梓翔、车明、邓翔，四川大学经济学院，邮政编码：610065，电子邮箱：zhuzixiang@scu.edu.cn, 18084828614@163.com, dengxiang@scu.edu.cn。基金项目：国家自然科学基金青年项目“内生不确定性与中国经济波动研究”(72003139)；中国博士后科学基金面上项目“经济下行背景下中国经济波动的持久性研究——基于结构宏观模型的分析”(241095)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

如果不确定性外生于经济波动,那么从经济波动视角解释不确定性就没有多少意义。反之,如果不确定性内生于经济波动,那么现有忽视内生性的研究可能都存在不同程度的偏误。从现实看,如果不确定性内生于经济波动,那么随着经济复苏或扩张,不确定性可能自然消失,因此应对不确定性的重心不在于不确定性本身,而在于改善经济状况,以此使不确定性变为“确定”性。相反,如果不确定性外生于经济波动,那么就需要专门的政策和措施以应对不确定性的影响,因为即使经济恢复正常,不确定性依然存在。

Baker et al(2016)、Davis et al(2019)和 Huang & Luk(2020)研究表明中国的 EPU 指数呈逆周期性变化趋势。为什么 EPU 指数呈现逆周期性?它和经济波动的关系究竟是怎样的?政策不确定性和经济波动可能存在三种关系:(1)经济政策不确定性诱发经济波动;(2)经济波动引起政策不确定性的变化;(3)两者存在双向因果关系。传统文献常采用递归或零约束分析政策不确定性对经济的影响(Baker et al, 2016),是先验假设政策不确定性外生于或内生于经济波动。然而,Ludvigson et al(2020)和 Carriero et al(2018)认为,传统递归约束或零约束不适合分析不确定性和经济波动的双向因果关系,因为这些约束排除了变量间的同期关系^①。

为深入分析经济政策不确定性和经济波动的因果关系,本文基于结构向量自回归(SVAR)模型框架,采用新的识别方法研究经济政策不确定性的内生性。虽然动态随机一般均衡(DSGE)模型常用于分析经济政策不确定性的宏观效应(Born & Pfaifer, 2014; Fernández-Villaverde et al, 2015; 许志伟、王文甫, 2018),但这些研究先验假定经济政策不确定性是外生的。理论上,我们可基于 DSGE 或实际经济周期(RBC)模型,解释不确定性的内生形成机制,如 Fajgelbaum et al(2017)将“不确定性陷阱”引入 RBC 模型,发现该机制能提升模型的综合表现,特别是能较好解释 2008—2009 年间的经济衰退。然而理论建模常需要实证分析的指引,正如能否有效解释经济波动的各种典型事实是评价 DSGE 模型的重要依据,而隐含的事实需要规范的实证分析加以挖掘和验证。SVAR 模型正好可用于挖掘经济中的典型事实,虽然结构冲击的识别需要借助各种理论约束,但 SVAR 模型本质是一种“让数据说话”的实证方法。如果实证结果不支持政策不确定性内生,那么在 DSGE 或 RBC 模型框架下讨论政策不确定性的内生形成机制就缺乏现实意义。

本文主要从两方面做出贡献。首先,借助新的识别方法,本文从实证角度证实了中国经济政策不确定性的外生性特征。特别的,不同于已有文献中较大的分歧,本文关于中国的结果在不同约束方法和数据指标下表现出较强的稳健性。这一发现证实了已有理论假设的合理性,也为接下来从波动视角解释经济政策不确定性变化提供了方向性指引。其次,借助异方差识别,本文发现经济政策不确定性对经济的负面影响在 2008 年后更强,这说明其影响有较为鲜明的状态依存特征,丰富了对于经济政策不确定性宏观经济效应的理解,为不确定性的理论和实证建模提供了依据。

二、文献综述

在实证研究领域,专门针对内生经济政策不确定性的文献较少,主要是针对宏观和金融等一般意义的经济不确定性的分析。总体上,目前有关经济不确定性内生性的研究分歧较大。一部分研究支持经济不确定性是内生的。Bachmann et al(2013)基于常规 SVAR 模型和长期约束,最早发现高不确定性是经济衰退的附带结果,而不是衰退的原因。Ludvigson et al(2020)认为已有的 SVAR 识别方法不足以识别不确定性的内生性。因此采用了一种针对结构冲击的约束法识别不确定性冲击,发现美国的宏观不确定性和经济政策不确定性内生,而金融政策不确定性外生,但两种不确定性都是解释经济衰退的重要因素。Carriero et al(2018)基于均值波动率 SVAR 模型,通过利用宏观数据的异方差性识别经济不确定性和经济变量的因果关系,发现美国的宏观不确定性具有较强的外生

^①格兰杰因果检验也存在类似问题,因为格兰杰检验假设一个变量只在滞后期对另一个变量有影响,同样排除了变量之间的同期效应。事实上,即使格兰杰因果检验中拒绝了一个变量对另一个变量的滞后期影响,也无法排除该变量对另一个变量可能有同期影响(Kilian & Helmut, 2017, 第七章)。

性,但金融不确定性是部分内生的,这与 Ludvigson et al(2020)的发现形成鲜明对比。另一部分研究发现经济不确定性外生。Angelini et al(2019)利用宏观变量波动率的断点形成额外的矩条件,识别不确定性的状态依存性和内生性,发现美国的宏观和金融不确定性都是外生的,并且不确定性的影响具有显著的时变特征。Angelini & Fanelli(2019)采用外部工具变量,同样证实了宏观和金融不确定性的同期外生性。注意 Ludvigson et al(2020)、Angelini et al(2019)和 Angelini & Fanelli(2019)使用的变量相同,不同在于 Ludvigson et al(2020)直接对结构冲击施加约束,Angelini et al(2019)对同期效应矩阵施加约束。总之,政策不确定性究竟是经济周期的外生驱动因素还是内生“附带产物”,学术界尚未形成共识。

作为不确定性的重要分支,经济政策不确定性和中国经济密切相关。在宏观层面,Baker et al(2016)基于中国香港的英文报纸《南华早报》,构建了中国的 EPU 指数。但该指数由于信息来源单一,受到一些学者的批评(Huang & Luk, 2020)。因此,Davis et al(2019)和 Huang & Luk(2020)基于中国大陆境内报纸重新构建了中国的 EPU 指数和一些分类指数,构建方式和 Baker et al(2016)保持一致^①。Huang & Luk(2020)、许志伟和王文甫(2018)、王博等(2019)基于 SVAR 模型,发现经济政策不确定性对中国经济有显著负面影响。在微观层面,罗党论和余国满(2015)、陈德球等(2016)采用官员更替频率代表中国的政策不确定性^②,发现政策不确定性与微观企业和地方政府行为密切相关。现有研究大多将经济政策不确定性视为外生或前定,少有文献从实证角度分析中国的经济政策不确定性是否内生。虽然祝梓翔等(2020)发现正向货币政策冲击有助于减少经济波动率,但他们将宏观变量的预测误差波动率视为广义的经济不确定性,没有专门分析中国的经济政策不确定性。然而,政策不确定性和经济波动的关系并不明确:政策不确定性可能加剧经济下行,经济下行也可能影响政策不确定性。

三、模型设计和数据选取

本文采用小规模 SVAR 模型分析政策不确定性和经济波动的因果关系^③。这主要基于两点原因:首先,本文采用的识别方法不适合引入过多变量,相比于传统的零约束和符号约束,冲击约束和异方差约束对于识别设置和估计抽样的要求更高,因此内生不确定性的实证研究大多只使用两到三个变量(Angelini et al, 2019; Carriero et al, 2018; Ludvigson et al, 2020)。其次,多变量模型依然可能出现信息不充分问题,更好的方法是采用“因子模型”,本文虽然没有直接使用因子模型,但使用的观测变量具有因子模型的影子,因为 EPU 指数其实是财政、货币、汇率、贸易等政策不确定性的汇总,而宏观景气指数类似于克强指数,本质是多个宏观变量的合成指标,变量包含了大量数据信息。

(一)简化式向量自回归模型

本文首先构建出简化式向量自回归(VAR)模型,以此得到参数的无偏估计值,然后基于简化式模型施加约束得到结构式模型。本文中加粗变量均表示向量或矩阵,令 \mathbf{X}_t 表示模型的内生向量, $\mathbf{X}_t \equiv (U_t, Y_t)'$, 其中 U_t 表示 EPU 指数, Y_t 表示反映实际经济活动的变量。假设 \mathbf{X}_t 的简化式为:

$$\mathbf{X}_t = \sum_{j=1}^P \mathbf{A}_j \mathbf{X}_{t-j} + \boldsymbol{\eta}_t \quad (1)$$

其中 P 表示模型的滞后阶数, $\boldsymbol{\eta}_t$ 表示简化式残差向量, 注意 $\boldsymbol{\eta}_t \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega})$, 其中 $\boldsymbol{\Omega}$ 表示简化式残差的协方差矩阵。令 $\boldsymbol{\Omega} = \mathbf{P} \cdot \mathbf{P}'$, 矩阵 \mathbf{P} 是矩阵 $\boldsymbol{\Omega}$ 的下三角 Cholesky 因子, 注意矩阵 \mathbf{P} 的对角线元

^①Davis et al(2019)一文的 EPU 指数基于两份国家级官方报纸《人民日报》和《光明日报》构建。Huang & Luk(2020)一文的 EPU 指数基于 10 份地方性官方报纸构建, 分别是《北京青年报》《广州日报》《解放日报》《人民日报海外版》《上海晨报》《南方都市报》《新京报》《今日晚报》《文汇报》《羊城晚报》。

^②政府对经济有较大影响力, 导致官员更替所形成的政策不确定性对政府发债和经济增长会产生影响; 反过来, 经济波动和经济风险的增大也可能影响官员升迁, 最终可能改变政策不确定性。

^③在稳健性检验中, 本文在两变量模型基础上引入了更多变量。

素非负。在 VAR 模型中,简化式残差可视为结构冲击的线性组合,于是简化式残差向量 $\eta_t \equiv (\eta_{U,t}, \eta_{Y,t})$ 与结构式冲击向量 $e_t \equiv (e_{U,t}, e_{Y,t})'$ 的关系可表示为:

$$\eta_t = H\Sigma e_t = B e_t \quad (2)$$

其中 $e_t \sim N(0, I_2)$, I_2 表示 2 维单位矩阵。 $e_{U,t}$ 表示经济政策不确定性冲击, $e_{Y,t}$ 表示产出冲击。注意 $e_{Y,t}$ 可视为各种结构冲击(如技术冲击、货币政策冲击、偏好冲击和政府支出冲击)的组合(Ludvigson et al, 2020; Angelini & Fanelli, 2019; Angelini et al, 2019)。矩阵 Σ 表示对角矩阵, Σ 的对角元素为结构冲击的方差。矩阵 H 是可逆矩阵, 对角元素为 1, 注意 H 不是上三角或下三角矩阵。 $B \equiv H\Sigma$ 表示同期效应矩阵, 注意 $\Omega \equiv P \cdot P' = B \cdot B'$ 。

(二) 观测数据选取

1. 政策不确定性。学界采用多种方式构建了政策不确定性指数, 包括: 政府官员的更替频率(陈德球等, 2016; 罗党论和余国满, 2015)、共同随机波动率(Born & Pfeifer, 2014; Fernández-Villaverde et al, 2015; Creal & Wu, 2017)和报刊媒体词频数(Baker et al, 2016; Davis et al, 2019; Huang & Luk, 2020)。首先, 受限于数据特征, 第一种方式得到的数据频率较低, 时间跨度较短, 并且主要代表地方政府的政策不确定性。其次, 由于随机波动率模型可能无法完全剔除经济主体预期到的部分, 因此政策变量的随机波动率未必是政策的不确定性。最终, 本文选择第三种方式衡量政策不确定性, 这种方式的优势在于有多个可公开下载的政策不确定性指数, 数据相对权威, 使得研究具有可比性和稳健性, 一定程度减少了数据使用上的争议。在基准模型中, 本文采用 Huang & Luk(2020)的中国 EPU 指数, 而基于 Baker et al(2016)的 EPU 指数分析结果则放置于稳健性检验中。

2. 产出指数。传统上, 月度国内生产总值(GDP)(Chang et al, 2016)可用于衡量中国的经济波动, 本文没有选择这类数据, 主要基于两点原因: 首先, 这类宏观数据可能无法体现经济波动特征(Fernald et al, 2021)^①, 传统宏观变量的波动失真意味着 GDP 或工业增加值可能不是反映中国经济周期变化的最优指标。其次, 本文的基准模型是一个小规模 SVAR 模型, 使用单一变量可能存在非基本面或信息不足等问题。为直观说明上述原因, 图 1 展示了几种不同的产出指数, 包括 GDP 增速、周期活动追踪指数(cyclical activity tractor, CAT)、克强指数、进口^②和宏观景气指数, 所有数据已标准化。如图 1 所示: 一方面, 相比于其他产出指数, GDP 在 2010 年后的波动显得过于平滑, 这种过度平滑不但与下行期不相称, 也与宏观景气指数不匹配; 另一方面, 克强指数、周期活动追踪指数、贸易伙伴报告的进口和宏观景气指数表现出高度一致性, 并且与下行期对应较好, 四者的同期相关系数平均为 0.77, 说明实际经济活动波动在 2010 年后仍有较大的波动。由于周期追踪因子没有月度数据, 同时考虑到周期追踪因子和宏观景气指数高度相关, 本文采用月度宏观景气指数衡量中国的经济周期波动特征。

在基准模型中, 样本区间设为 2000M1—2019M12, 不包括新冠疫情暴发时期。2020 年后, 中国的 GDP 出现大幅负增长, 如 2020 年第一季度 GDP 同比下降 6.8%、2020 年 1—2 月份工业增加值同比下降 13.5%。考虑到这段时期经济衰退幅度过大, 远超过 2008 年的经济衰退, 具有异常样本特征, 可能主导估计结果。为使结果不失一般性, 本文在基准模型中不考虑 2020 年后的样本, 但在稳健性检验中, 本文加入了这段时期。为便于比较和消除量纲的影响, 本文将政策不确定性指数和产出指数标准化为均值为零、方差为 1 的序列。结合上述标准化数据, 基于两变量 VAR 模型的 AIC 准则和 BIC 准则, 本文将滞后阶数设为 3。

^①Fernald et al(2021)认为, 中国 2013 年以后的 GDP 数据低波动没有真实反映中国的经济波动特征。他们采用主成分方法, 基于用电量、工业增加值、铁路货运量等、零售额、固定资产投资、政府收入等 20 个序列构建出周期活动追踪指数。

^②这里的进口数据是来自主要贸易伙伴(包括美国、欧盟、日本等经济体)报告的对中国和中国香港的加总出口数据, 详见 Fernald et al(2021)。

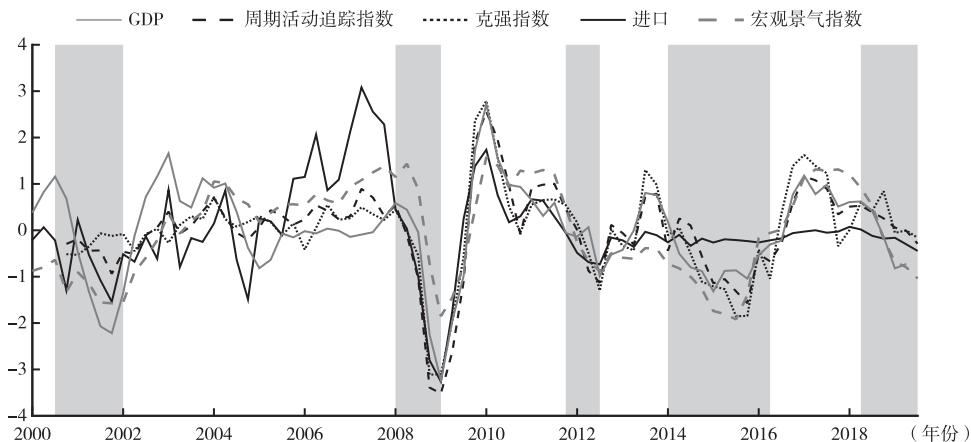


图1 产出类数据比较

注：所有数据已标准化为均值为0、方差为1的序列。季度周期活动追踪指数、克强指数、进口数据来自 Fernald et al(2021), GDP 和宏观景气指数来自 Wind 宏观数据库。样本区间是 2000Q1—2019Q4, 月度宏观景气指数通过简单平均转化为季度数据。

四、识别约束设计

为确保基本结论的稳健性,本文采用两种识别方式研究中国经济政策不确定性的内生性,分别是 Ludvigson et al(2020)提出的冲击约束法和 Angelini et al(2019)提出的异方差约束法,两种方法互为补充。其中冲击约束包括事件约束和外部变量约束,异方差约束主要通过样本分段形成额外的协方差约束。之所以这样,源于采用不同识别方法可能得到截然不同的结论(Angelini et al, 2019; Carriero et al, 2018; Ludvigson et al, 2020)。SVAR 模型的任何识别方法都有其优势和局限性(Kilian & Helmut, 2017),冲击约束和异方差约束也不例外。冲击约束的优势在于兼具叙事法和工具变量约束的部分特征,跳出了零约束和工具变量限制性过强的假设。然而冲击约束不能分析不确定性的状态依存性和经济结构的变化,异方差约束可用于分析经济政策不确定性的状态依存特征和非线性效应。

需要指出的是,两种识别方法有其一般性,既可以用于分析发达经济体,也可以用于分析新兴市场(中国)。因为相对于其他识别约束,上述方法“让数据说话”的特征更为鲜明:对于冲击约束,由数据估计的简化式残差是形成协方差约束和大冲击事件约束的基础,而现实的历史事件提供了非负事件约束的基础,这类似于叙事法符号约束;对于异方差约束,中国的经济波动较为突出的结构性变化和异方差特征(林建浩、王美金,2013;祝梓翔、邓翔,2017)提供了异方差约束的基础。

(一)冲击约束识别

基于上文的简化式模型,参考 Ludvigson et al(2020),本文直接对产出冲击和经济政策不确定性冲击的时期、幅度和相关性施加约束。约束条件分为事件约束和外部变量约束。不同于零约束直接限制同期效应矩阵 \mathbf{B} 或符号约束直接限制脉冲响应函数的符号,冲击约束不直接对同期效应矩阵或脉冲响应函数设置约束,而直接对结构冲击 $e_t(\mathbf{B})$ 的符号和大小设置约束。相比其他方法,冲击约束的假设条件更弱,更符合现实和直觉,其通过施加若干约束组合,逐步缩小脉冲响应的解集。

本文简要介绍冲击约束的实施步骤。根据(1)式和(2)式, $\mathbf{\Omega} \equiv \mathbf{P} \cdot \mathbf{P}' = \mathbf{B} \cdot \mathbf{B}'$, 令加帽变量表示原变量的估计值,简化式模型的协方差约束集合 $\widehat{C}_Z(\mathbf{B})$ 可表示如下:

$$\widehat{C}_Z(\mathbf{B}) = \text{vech}(\widehat{\mathbf{\Omega}}) - \text{vech}(\mathbf{B}\mathbf{B}') = \mathbf{0} \quad (3)$$

其中 vech 表示将矩阵堆积为列向量的函数。由于矩阵 \mathbf{B} 有 4 个参数,简化式协方差矩阵 $\mathbf{\Omega}$ 只

提供了3个约束,因此模型存在无穷多个解。令 $\hat{\mathbf{B}}$ 表示协方差约束(3)式形成的解集,于是有 $\hat{\mathbf{B}} = \{\mathbf{B} = \hat{\mathbf{P}}\mathbf{Q}; \mathbf{Q} \in \mathbb{O}_2, \text{diag}(\mathbf{B}) \geq 0; \bar{C}_Z(\mathbf{B}) = 0\}$,其中 \mathbb{O}_2 表示2维正交矩阵集合。本文对矩阵 $\hat{\mathbf{P}}$ 进行150万次正交旋转,最终得到协方差约束集合。在解集 $\hat{\mathbf{B}}$ 的基础上,本文引入事件约束和外部变量约束,逐步缩小解集 $\hat{\mathbf{B}}$,最终得到满足所有条件的解集。

1. 事件约束。本文所指的事件是历史上不寻常且重要的经济事件,分为非负事件和大冲击事件。非负事件约束和大冲击事件约束本质是叙事法符号约束的一种改良。

(1) 汇总和筛选。为增强结果的一般性,本文设置尽可能少的非负事件和大冲击事件。对于政策不确定性冲击 $e_{U,t}$,非负事件仅包含2008M9的金融危机爆发 C_{E1} 和2017M1特朗普当选美国总统 C_{E2} 两个事件,这两个事件对应着EPU指数的峰值;对于产出冲击 $e_{Y,t}$,非负事件仅包含2008M1—2009M1经济下行时期 C_{E3} 。在稳健性检验中,本文加入新型冠状病毒爆发时期2020M1—2020M3。最终,在基准模型中,结构冲击向量 $e_t(\mathbf{B})$ 须满足以下非负事件约束:

$$\begin{aligned} C_{E1}: e_{U, \bar{\tau}_1} &\geq 0, & \bar{\tau}_1 &= 2008.9 \\ C_{E2}: e_{U, \bar{\tau}_2} &\geq 0, & \bar{\tau}_2 &= 2017.1 \\ C_{E3}: \sum_{t=\bar{\tau}_3} e_{Y,t} &\leq 0, & \bar{\tau}_3 &\in [2008.1, 2009.1] \end{aligned}$$

大冲击事件指引起冲击值高于临界值的事件,本文通过正交旋转抽样获取大冲击事件的具体日期和临界值。其中政策不确定性冲击 $e_{U,t}$ 的大冲击事件时期为2011年8月,对应着美国财政危机和主权信用评级下调。产出冲击 $e_{Y,t}$ 的大冲击事件时期为2015年12月,对应着当年中央经济工作会议的召开、“供给侧结构性改革”政策的出台和经济“新常态”的开始(Chen & Zha, 2020)。大冲击事件约束具体表示如下:

$$\begin{aligned} C_{E4}: e_{U, \bar{\tau}_4} &\geq \bar{k}_1, & \bar{\tau}_4 &= 2011.8 \\ C_{E5}: e_{Y, \bar{\tau}_5} &\geq \bar{k}_2, & \bar{\tau}_5 &= 2015.12 \end{aligned}$$

上述五个事件约束可概括为不等式约束集合:

$$\bar{C}_E(e_t(\mathbf{B}); \bar{\boldsymbol{\tau}}, \bar{\mathbf{k}}) \geq 0 \tag{4}$$

其中 $\bar{\mathbf{k}} = (\bar{k}_1, \bar{k}_2)'$ 表示包含大冲击事件临界参数值的向量, $\bar{\boldsymbol{\tau}} = (\bar{\tau}_1, \bar{\tau}_2, \bar{\tau}_3, \bar{\tau}_4, \bar{\tau}_5)'$ 表示包含事件日期的向量。

(2) 非负事件。在2000M1—2020M6期间,中国和世界发生了许多重要事件,本文仅选取两个具有共识性的历史事件,分别是2008年9月的美国雷曼兄弟公司破产和2017年1月特朗普当选,注意这两个重要事件对应着中国EPU指数的实际峰值。2008年9月,美国次贷危机继续恶化,雷曼公司宣布破产,美联储紧急向金融系统注资,并接管美林证券和美国国际集团。这些事件间接促成了中国政府在2008年11月出台“四万亿元财政刺激计划”,由此可能推升了中国的财政和货币政策不确定性。2017年1月,特朗普当选美国总统,从其当选的事后经验看,孤立主义和民粹主义主导了美国的外交政策,直接造成随后中美关系恶化乃至贸易摩擦的爆发,由此也可能推升了中国的贸易政策不确定性。注意到2020年初暴发的新冠疫情同样也是重要的经济事件,在这段时期,中国和世界经济的大幅衰退,同时政策不确定性上升。

正如Ludvigson et al(2020)指出,可信的识别约束意味着结构冲击应与公众对事件的事后理解一致。具体来说:一方面,在这些重要时期,经济政策不确定性冲击 $e_{U,t}$ 的实现值至少是非负的,换句话说,这些时期的 $e_{U,t}$ 不应小于零;另一方面,根据经合组织(OECD)定义的中国经济下行区,如图1所示,产出冲击 $e_{Y,t}$ 至少在经济下行时期2008M1—2009M1和2020M1—2020M3的累积效应非正。

换句话说，在严重的经济衰退时期，产出冲击不应大于零。

(3)大冲击事件。在基准模型中，本文使用 2000M1—2019M12 的样本估计简化式模型(1)式，由此得到简化式协方差矩阵的估计值 $\hat{\Omega}$ 。矩阵 \hat{P} 表示简化式协方差矩阵 $\hat{\Omega}$ 的下三角 Cholesky 因子，对角线元素非负，矩阵 \hat{P} 同时也是同期效应矩阵 B 初始化矩阵。本文从 2×2 维随机数矩阵 M 抽样 150 万次，然后通过 QR 分解获得 150 万个正交矩阵 Q 。每个矩阵 Q 代表了一次正交旋转，由于 $B = \hat{P}Q$ ，即本文将矩阵 \hat{P} 旋转 150 万次得到矩阵 B 的集合。最终，本文可得到满足协方差约束的结构冲击 $e_t(B) = B^{-1} \hat{\eta}_t$ 。

经计算，在 150 万次正交旋转中，经济政策不确定性冲击 $e_{U,t}$ 最大值占比最高的时期是 2011 年 8 月，比重为 38%，对应美国的主权信用评级下降的时期；产出冲击 $e_{Y,t}$ 最大值占比最高的时期是 2015 年 12 月，比重为 73%。当使用 Baker et al(2016)的 EPU 指数时，政策不确定性冲击 $e_{U,t}$ 最大值占比最多的时期为 2016 年 12 月，占比 41%；产出冲击 $e_{Y,t}$ 最大值占比最多的时期仍然为 2015 年 12 月，占比 68%。根据选定的最大值日期，本文在 150 万次结构冲击的实现值中分别计算结构冲击在 50%、60% 和 70% 的临界值，令 \bar{k} 表示临界值列向量，临界值列于表 1。大冲击事件进一步缩小了结构冲击的脉冲响应集合。

表 1 重要事件百分位临界点参数值

百分位值	X_t^{HU} : [2011M8, 2015M12]	X_t^{BBD} : [2016M12, 2015M12]
50%	$\bar{k} = (3.28, 5.56)'$	$\bar{k} = (2.95, 5.29)'$
60%	$\bar{k} = (4.13, 7.00)'$	$\bar{k} = (3.71, 6.66)'$
70%	$\bar{k} = (4.41, 7.47)'$	$\bar{k} = (3.96, 7.11)'$

注： X_t^{HU} 表示政策不确定性指数来自 Huang & Luk(2020)， X_t^{BBD} 表示政策不确定性指数来自 Baker et al(2016)，' 表示转置符号。

2. 外部变量约束。除事件约束外，本文还采用外部变量识别政策不确定性冲击，进一步缩小脉冲响应解集。注意外部变量不同于传统内生性分析中的工具变量，不需要完全外生，只需与经济政策不确定性相关即可。外部变量与非政策不确定性变量相关不影响估计结果。陈国进等(2017)发现经济政策不确定性是中国股票市场的重要定价因子。据此，本文认为股票指数与中国的政策不确定性存在密切联系^①。最终，本文选取月度上证综合指数作为政策不确定性的外部变量，数据来自中经网，假定中国的政策不确定性冲击和上证综合指数负相关^②。令 $S_t \equiv (S_{1,t})'$ 表示外部变量向量，其中 $S_{1,t}$ 表示上证综合指数的同比增长率，和政策不确定性负相关，于是有 $C_{1,1} : corr(e_{\mu}(B), S_{1,t}) \leq 0$ ，上述约束条件可合并为另一个不等式集合：

$$\bar{C}_1(e(B); S) \geq 0 \quad (5)$$

(二) 异方差识别

接下来简要介绍异方差识别过程。本文首先通过递归和滚动窗口方法估计简化式 VAR 模型的协方差矩阵，以此观察波动率可能存在的断点和断点日期；然后本文对不同时期的同期效应施加零约束，以此估计异方差 SVAR 模型，最终识别和分析经济政策不确定性和产出的双向因果关系，同时计算相关脉冲响应函数。

1. 波动率断点。理论上，中国的波动率断点有多种选择。从下行期看，如上文图 1 所示，2008 年

① 数据显示，Huang & Luk(2020)和 Baker et al(2016)的政策不确定性指数与上证综合指数的同期相关系数分别为 -0.26 和 -0.19，且统计显著。

② 负相关的另一种依据是股票、基金或证券资产是风险相对较高的资产。当政策不确定性上升时，厌恶风险的经济主体倾向于增加安全资产和减持风险资产，于是股票价格下降。

后,中国经济下行的频率(阴影区域)明显高于危机前。2008年国际金融危机的爆发是不确定性受到关注的重要原因之一,也是一些文献划分样本的依据(Angelini et al, 2019)。特别是,零利率下限的出现,导致传统货币政策分析方法不能直接应用到零利率下限时期,而其又加剧了不确定性对经济的影响。根据美国国家经济研究局(NBER)经济周期委员会的分析,美国经济危机始于2007年12月,终止于2009年6月^①。虽然一些研究认为2008年国际金融危机对中国的影响比美国滞后4~5个季度(林建浩、王美金,2013;祝梓翔、邓翔,2017),但OECD定义的中国经济下行区显示中国的下行期从2007年12月开始^②,也就是从波峰到波谷的位置。最终,断点日期设置为TB=2007M12^③。断点把全样本2000M1-2019M12分为两个子样本:危机前时期(2000M1-2007M12)和后危机时期(2008M1-2019M12)。需要指出的是,在样本期内,中国经济波动的断点可能不止一个,但由于本文是两变量模型,一个断点就足以识别出所有结构冲击。为进一步验证断点的可靠性,本文基于断点TB=2007M12做了似然比检验,原假设 H_0 表示VAR模型的系数矩阵和协方差矩阵都不存在结构性断点,原假设 H'_0 表示VAR模型的协方差矩阵不存在结构性断点。如表2所示,两个原假设都被强烈拒绝,表示VAR模型的系数和方差都存在断点。

表2 结构性断点检验

原假设	对数似然比	p 值
$H_0: \begin{pmatrix} \Pi_1 \\ \Sigma_{\eta,1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Pi_2 \\ \Sigma_{\eta,2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Pi \\ \Sigma_{\eta} \end{pmatrix}$	122.37	0.00
$H'_0: \Sigma_{\eta,1} = \Sigma_{\eta,2} = \Sigma_{\eta}$	12.51	0.00

注:对数似然比 $LR=2(l_u-l_r) \sim \chi^2(N)$,其中 l_u 表示分段估计下的最大似然值, l_r 表示全样本下估计下的最大似然值。 Π_1 和 $\Sigma_{\eta,1}$ 、 Π_2 和 $\Sigma_{\eta,2}$ 、 Π 和 Σ_{η} 分别表示基于危机前、危机后和完整样本回归得到的系数矩阵和协方差矩阵。

从现实看,不确定性虽然是经济中长期存在的问题,但成为学术界关注的热点是在2008年金融危机以后。在2000-2007年间,随着中国加入世界贸易组织(WTO),发展的国内外环境相对稳定,市场经济改革的红利逐渐释放,中国经历了一段高增长的“黄金”时期。2008年后,中国的国内外环境发生了巨大改变。从内部看,“四万亿”刺激计划强化了国有企业和重工业企业在国民经济中的地位,同时企业杠杆率急剧攀升。2010年,中国经济虽然很快走出危机,但增速明显放缓,逐步过渡到新常态,一些问题凸显,如“企业去杠杆”和“保增长”之间的矛盾,又如地方政府对土地财政的依赖,再如高房价对实体经济的挤出效应(脱实向虚)以及财政政策职能部门和货币政策职能部门之间的论战,这些都推升了政策不确定性。从外部看,2008年后,美国乃至全球经济的生产率和长期增速放缓,中美贸易摩擦、英国脱欧、欧债危机、零利率下限进一步加剧了中国的政策不确定性。总之,2008年以后的国内外环境比之前更为复杂,政策不确定性的影响可能发生了巨大变化,这是波动率断点识别的重要依据。

2. 识别策略。不同于冲击约束识别,异方差识别通过多个时期的协方差矩阵形成的矩条件,直接对同期效应矩阵 B 施加约束。类似的,本文在简化式模型基础上施加异方差约束。具体地,(2)式可以表示为:

①具体可见:<http://www.nber.org/cycles.html>。

②OECD定义的下行区由该机构构建的合成先行指数(composite leading indicator,CLD)确定,合成先行指数基于“增长周期”法构建,增长周期的拐点由偏离趋势的序列确定。在合成先行指数中,主要参考指标是工业产值(不包括建筑业)。最终将合成先行指数转换为虚拟变量,1代表萧条期,0代表扩张期。萧条期表示从峰值到波谷的时期。下载网址:<http://www.oecd.org/std/leadingindicators/oecdcompositeleadingindicatorsreferenceturningpointsandcomponentseries.htm>。

③根据审稿专家的建议,2015年也是中国的一个明显断点日期,本文选取2015M12作为断点重新估计异方差模型,结果列入稳健性检验中。

$$\begin{pmatrix} \eta_{U,t} \\ \eta_{Y,t} \end{pmatrix} = \underbrace{\begin{pmatrix} b_{UU} & b_{UY} \\ b_{YU} & b_{YY} \end{pmatrix}}_{\mathbf{B}} \times \underbrace{\begin{pmatrix} e_{U,t} \\ e_{Y,t} \end{pmatrix}}_{\mathbf{e}_t} \quad (6)$$

其中 b_{UY} 和 b_{YU} 反映了经济政策不确定性和产出之间的同期相关系数。回忆简化式(2)残差的协方差矩阵为 $\mathbf{\Omega}$ ：

$$\mathbf{\Omega} = E(\boldsymbol{\eta}_t \boldsymbol{\eta}_t') = \begin{pmatrix} \sigma_U^2 & \sigma_{UY} \\ \sigma_{UY} & \sigma_Y^2 \end{pmatrix} \quad (7)$$

其中简化式残差相关系数 $\sigma_{UY} = E(\eta_{U,t} \eta_{Y,t})$ 。根据上文的分析,假设协方差矩阵存在一个结构性断点 $T_B = 2007M12$,对应于两个不同的波动率机制。令 $\mathbf{\Pi}(t)$ 表示斜率系数矩阵,简化式(1)式可以写为：

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{\Pi}(t) \cdot \mathbf{W}_t + \boldsymbol{\eta}_t \quad (8)$$

其中 $\boldsymbol{\Sigma}_\eta(t) = E(\boldsymbol{\eta}_t \boldsymbol{\eta}_t')$, $\mathbf{W}_t = (\mathbf{X}'_{t-1}, \dots, \mathbf{X}'_{t-p}, 1)$, 包含滞后回归子和常数。令 $t = T_B$ 表示结构性断点日期,于是有：

$$\mathbf{\Pi}(t) = \mathbf{\Pi}_1 \times 1(t \leq T_B) + \mathbf{\Pi}_2 \times 1(t > T_B) \quad (9)$$

其中 $\mathbf{\Pi}_1$ 和 $\mathbf{\Pi}_2$ 分别表示危机前和危机后的斜率系数矩阵, $1(\cdot)$ 表示指示变量。简化式残差协方差矩阵 $\mathbf{\Omega}(t)$ 进一步可写为：

$$\mathbf{\Omega}(t) = \mathbf{\Omega}_1 \times 1(t \leq T_B) + \mathbf{\Omega}_2 \times 1(t > T_B) \quad (10)$$

其中 $\mathbf{\Omega}_1$ 和 $\mathbf{\Omega}_2$ 分别表示危机前和危机后的协方差矩阵。因此,在不同波动率机制下,模型系数和协方差都不同,即 $\mathbf{\Omega}_1 \neq \mathbf{\Omega}_2$ 且 $\mathbf{\Pi}_1 \neq \mathbf{\Pi}_2$ 。由于存在两种波动率机制,简化式冲击可定义为两部分：

$$\begin{cases} \boldsymbol{\eta}_t = \mathbf{B} \mathbf{e}_t, & 1 \leq t \leq T_{B1} \\ \boldsymbol{\eta}_t = (\mathbf{B} + \mathbf{Q}_2) \mathbf{e}_t, & T_{B1} < t \leq T \end{cases} \quad (11)$$

矩阵 \mathbf{B} 反映了危机前变量之间的同期关系。 $(\mathbf{B} + \mathbf{Q}_2)$ 反映了后危机时期变量之间的同期关系,矩阵 \mathbf{Q}_2 体现了同期效应在危机后的变化。由此得到两种机制下的协方差和矩条件：

$$\mathbf{\Omega}_1 = \mathbf{B} \mathbf{B}' \quad (12)$$

$$\mathbf{\Omega}_2 = (\mathbf{B} + \mathbf{Q}_2) (\mathbf{B} + \mathbf{Q}_2)' \quad (13)$$

注意到方程(12)和(13)提供了6个针对矩阵 \mathbf{B} 和 \mathbf{Q}_2 的矩条件,而 \mathbf{B} 和 \mathbf{Q}_2 的元素总数为8,因此至少需要施加两个附加约束,以此确保雅可比矩阵正则和列满秩,这两个约束既要符合数据的异方差特性,又要和理论预期一致。令 $\tilde{\mathbf{B}}$ 和 $\tilde{\mathbf{Q}}_2$ 表示满足识别条件的矩阵。考虑到政策不确定性的重要性在2008年后更为突出,本文对两个时期的同期效应矩阵施加如下约束：

$$\tilde{\mathbf{B}} = \begin{pmatrix} b_{UU} & b_{UY} \\ 0 & b_{YY} \end{pmatrix}, \tilde{\mathbf{B}} + \tilde{\mathbf{Q}}_2 = \begin{pmatrix} b_{UU} + q_{2,UU} & b_{UY} \\ q_{2,YU} & b_{YY} + q_{2,YY} \end{pmatrix} \quad (14)$$

其中：

$$\tilde{\mathbf{Q}}_2 = \begin{pmatrix} q_{2,UU} & 0 \\ q_{2,YU} & q_{2,YY} \end{pmatrix}$$

上述约束意味着在2008年以前,政策不确定性冲击对产出没有同期影响,2008年前后产出冲击对EPU指数的同期影响不发生变化。由于本文关注的重点不在于异方差性,而在于EPU指数是否内生,即检验原假设 $b_{UY} = 0$ 是否被拒绝,因此除了基准模型外,还估计了两个外生政策不确定性

模型:

$$\text{备选模型 1: } \tilde{\mathbf{B}}^1 = \begin{pmatrix} b_{UU} & 0 \\ 0 & b_{YY} \end{pmatrix}, \tilde{\mathbf{B}}^1 + \tilde{\mathbf{Q}}_2^1 = \begin{pmatrix} b_{UU} + q_{2,UU} & 0 \\ q_{2,YU} & b_{YY} + q_{2,YY} \end{pmatrix} \quad (15)$$

$$\text{备选模型 2: } \tilde{\mathbf{B}}^2 = \begin{pmatrix} b_{UU} & 0 \\ b_{YU} & b_{YY} \end{pmatrix}, \tilde{\mathbf{B}}^2 + \tilde{\mathbf{Q}}_2^2 = \begin{pmatrix} b_{UU} + q_{2,UU} & 0 \\ b_{YU} + q_{2,YU} & b_{YY} + q_{2,YY} \end{pmatrix} \quad (16)$$

备选模型 1 意味着产出冲击对 EPU 指数没有同期影响。相较于基准模型,备选模型 1 存在过度识别,本文因此将计算过度识别约束的似然比统计量。备选模型 2 除了限定产出冲击对政策不确定性没有同期影响外,还假定政策不确定性冲击在危机前对产出也有同期影响。

五、实证结果分析

(一)冲击约束的估计结果

1. 脉冲响应分析。本文首先对结构冲击逐步施加约束,以此得到不同的脉冲响应集合。图 2 展示了 EPU 冲击和产出冲击的脉冲响应集合。阴影区域表示协方差约束形成的脉冲响应集合,如图 2 所示,一单位正向 EPU 冲击对 EPU 指数的影响整体为正,包含少量负值区间。一单位正向产出冲击对产出的影响整体也为正,同样包含少量负值区间。然而,EPU 冲击对产出的影响包含了对称的正负区域,产出冲击对 EPU 指数的影响也包含了对称的正负区域。总之,协方差约束不足以识别 EPU 指数和产出之间的双向因果关系。然后,本文在协方差约束基础上施加一个外部变量约束 $C_{T,1}$ (上证综合指数),如黑色实线围成的边界所示,EPU 冲击对 EPU 指数的影响没有明显变化,但对产出的影响明显收窄,形成一个负向的驼峰状区域,即 EPU 冲击对产出形成负面影响。外部变量约束不改变产出冲击对 EPU 指数和产出的影响,这是因为外部变量只针对 EPU 冲击。最后,本文在协方差约束和外部变量约束基础上施加非负事件约束 C_{E1}, C_{E2}, C_{E3} 。如虚线围成的区域所示,EPU 冲击和产出冲击的脉冲响应区间同时收窄:一方面,EPU 冲击对 EPU 指数和产出影响的下边界显著上移,EPU 指数的响应集中于正值区间,产出的响应集中于负值区间。另一方面,产出冲击对 EPU 指数和产出影响的下边界同样显著上移,导致 EPU 指数和产出的脉冲响应都集中于正值区间。总体上,外部变量约束决定了产出响应区间的上边界,非负事件约束形成了产出响应区间的下边界。

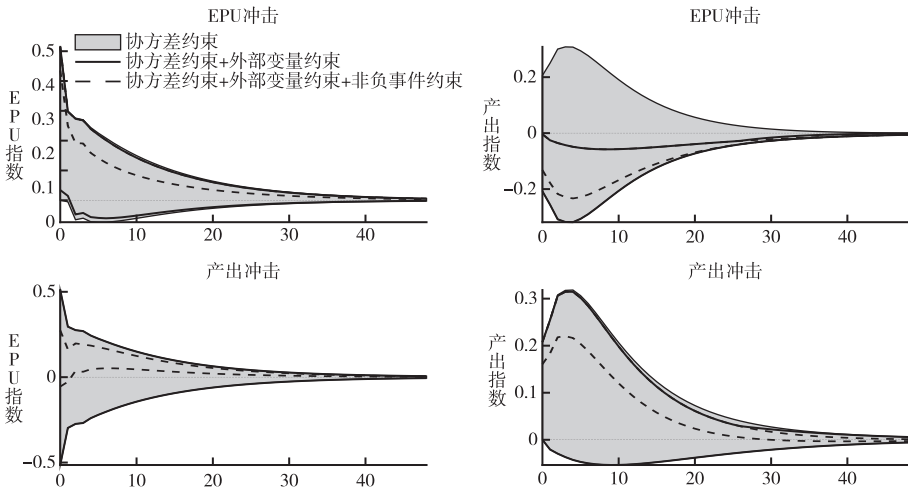


图 2 不同约束集下的脉冲响应

注: C_{E1}, C_{E2}, C_{E3} 构成的非负事件约束,外部变量约束表示上证综合指数形成的不等式约束。样本区间为 2000M1—2019M12。EPU 表示经济政策不确定性。下同。

根据表 1 列出的“大冲击”事件的日期和百分数临界值,本文在原有约束基础上继续引入“大冲击”事件约束 C_{E4} 和 C_{E5} ,最终形成完整的约束集合 $C_E(e_t(\mathbf{B}); \bar{k}, \bar{\tau}) \geq 0$ 。图 3 展示了“大冲击”事件约束下的脉冲响应区间,相较于图 2,所有脉冲响应区间进一步收窄。一方面,EPU 冲击对产出的负向“驼峰状”影响愈发明显。随着临界值百分位数的提高,EPU 冲击对产出影响的下界上升。整体上,EPU 冲击对产出的负面影响较为短暂,约四个月抵达最低点,然后迅速衰减,三年后恢复至接近零值的水平。另一方面,产出冲击对 EPU 指数影响的上边界下移,整体影响仍为正。

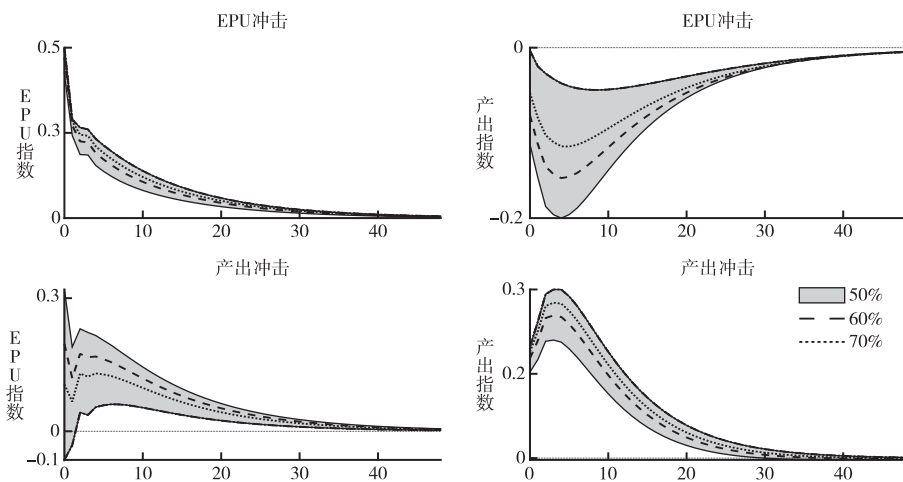


图 3 “大冲击”事件约束下的脉冲响应

注:50%、70%、80%的临界值根据表 1 的结果设定。注意此处的 50%、70%、80%分位数不是贝叶斯或自举法抽样下的脉冲响应的置信区间,而是经济政策不确定性冲击在已有解集下的分位数值,例如 50%其实是 50%分位数,其对应的临界值表示经济政策不确定性冲击的实现值在特定时期下的 50%分位数对应的临界值,而所谓“大冲击事件约束”意味着经济政策不确定性冲击在该时期高于 50%分位数所对应的临界值,70%、80%分位数同理。百分位值越高,表示约束条件越强,因为对应的临界值更高,所形成的脉冲响应区间更小。当分位数值过高时,解集可能为空。已包含外部变量约束 $C_{I,1}$ 和非负事件约束 C_{E1}, C_{E2}, C_{E3} 。

综合上述脉冲响应结果可知,中国的 EPU 指数的逆周期性源于 EPU 冲击对经济活动的负面影响,而非经济波动(产出冲击)所致,即 EPU 指数对产出波动的内生响应不是形成 EPU 指数逆周期性的原因,相反,经济下行(上行)还可能造成 EPU 指数的进一步下降(上升)。总之,EPU 冲击是中国经济衰退的直接原因,但 EPU 指数的上升并非源于经济下行。

2. 同期效应矩阵分析。接下来,本文通过观察同期效应矩阵 B 系数的分布特征来评估政策不确定性的内生性以及不同约束集的重要性,矩阵 B 可表示为:

$$B = \begin{pmatrix} B_{UU} & B_{UY} \\ B_{YU} & B_{YY} \end{pmatrix}$$

其中 B_{YU} 表示产出 Y_t 对 EPU 冲击 $e_{U,t}$ 的同期响应, B_{UY} 表示 EPU 指数 U_t 对产出冲击 $e_{Y,t}$ 的同期响应。图 4 展示了不同约束条件下, B_{YU} 和 B_{UY} 取值的分布直方图,白色直方表示协方差约束,深灰色直方表示完整约束(包括协方差约束+外部变量约束+所有非负事件约束),浅灰色直方表示约束集合介于协方差约束和完整约束之间。对于大冲击事件,约束参数 $\bar{k} = (\bar{k}_1, \bar{k}_2)'$ 设置为各自的中位值。如图 4 所示,代表协方差约束的白色直方分布跨越正值和负值。代表完整约束的灰色直方显示:一方面, B_{YU} 的分布向左收缩, B_{YU} 整体处于负值区域,即 $B_{YU} < 0$;另一方面, B_{UY} 的分布整体向右收缩,虽然 B_{UY} 整体处于正值区间,但包括了少量负值区域。图 4 第二行和第三行表明,协方差约束+外部变量约束+非负事件约束形成的分布直方和完整约束一致。换句话说,对 B_{YU} 和 B_{UY} 而言,非负事件约束包括了大冲击事件约束。整体上,外部变量约束限定了参数 B_{YU} 的符号,非负事件约束限定了参数 B_{YU} 的大小。

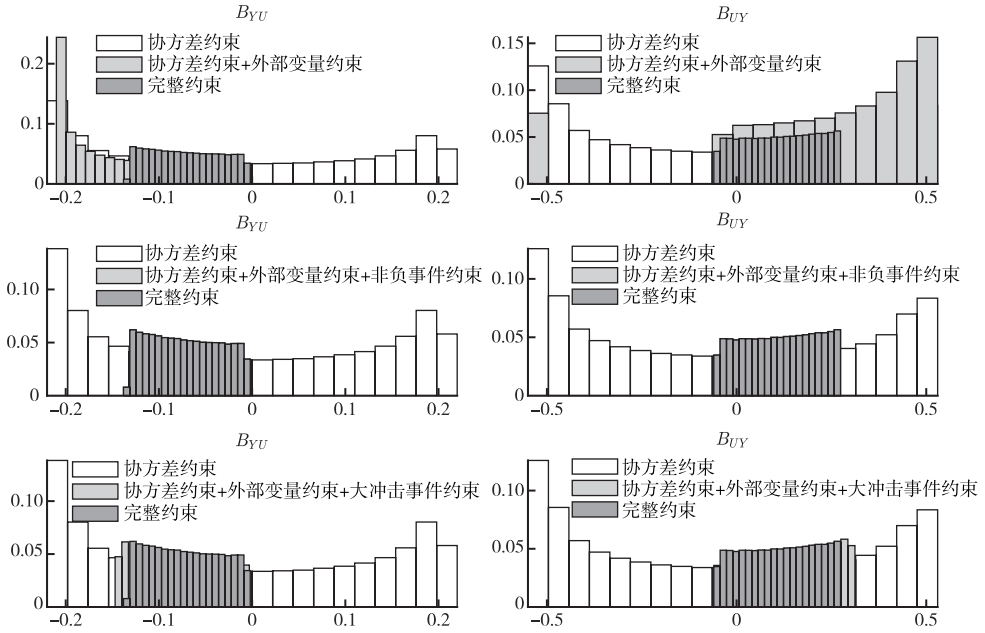


图4 B_{YU} 和 B_{UY} 取值的分布直方图

注：白色直方表示协方差约束形成的分布；浅灰色直方表示不同约束组合下的分布；黑色直方表示完整约束集下的分布。注意第一、二、三行的白色和深灰色直方区域相同，不同在于浅灰色直方区域。浅灰色直方区域表示介于协方差约束和完整约束之间的约束集合。

直方图分析的一个重要启示是，在全样本下，采用递归约束分析中国经济政策不确定性冲击的影响存在问题。在递归约束中，如果将政策不确定性指数置于模型系统的末位，虽然可以更好地考虑政策不确定性对于其他结构冲击的内生响应，但先验的假设政策不确定性冲击不会对产出等其他变量产生同期影响，这与本文的分析结果相悖。虽然相对更好的排序是将政策不确定性指数排在首位，然而这种假设仍然过强，因为 B_{UY} 的直方区间仅少部分跨越了零值，大部分处于正值区域。

3. 方差分解分析。为进一步分析结构冲击的重要性，本文计算了两变量的预测误差方差分解，约束集合包括协方差约束+外部变量约束+非负事件约束+60%分位数大冲击事件约束，与之对应的脉冲响应如图3所示。与识别解集相对应，表3展示了预测误差方差分解结果。对于Huang & Luk(2020)一文的指数：一方面，政策不确定性冲击解释了政策不确定性的绝大部分变化，产出冲击解释了政策不确定性短期预测外变化的1%，长期解释了约8%；另一方面，政策不确定性冲击解释了产出短期预测外变化的约4%，长期变化的约13%，产出冲击解释了大部分产出变化。

表3 预测误差方差分解

期数	U_t^{HL}		Y_t	
	政策不确定性冲击	产出冲击	政策不确定性冲击	产出冲击
1	0.99 [0.97, 1.00]	0.01 [0.00, 0.03]	0.04 [0.01, 0.12]	0.96 [0.88, 0.99]
12	0.93 [0.86, 0.97]	0.07 [0.03, 0.14]	0.10 [0.04, 0.20]	0.90 [0.80, 0.96]
∞	0.92 [0.84, 0.96]	0.08 [0.04, 0.16]	0.13 [0.06, 0.24]	0.87 [0.76, 0.94]
s_{max}	0.99 [0.97, 1.00]	0.08 [0.04, 0.16]	0.13 [0.06, 0.24]	0.97 [0.91, 1.00]

注： ∞ 表示无穷期， $s = s_{max}$ 表示结构冲击对预测误差方差的最大解释比重，注意 $s = s_{max}$ 的方差分解之和不必等于1。中括号区间代表识别解集所形成的区间，识别解集包括协方差约束+外部变量约束+非负事件约束+60%分位数大冲击事件约束，与之对应的脉冲响应如图3示。中括号上方数字为解集的中位数。样本期为2000M1-2019M12。

(二) 异方差约束的估计结果

1. 同期效应矩阵分析。表 4 列出了所有模型同期效应矩阵的参数估计值和标准差。如表 4 所示，在内生政策不确定性模型估计结果中：一方面，产出冲击对 EPU 指数的同期效应系数 $b_{UY} = 0.026$ ，且不显著，即从单个系数的角度看， $b_{UY} = 0$ 不会被拒绝；另一方面，在后危机时期， $b_{YU} = -0.058$ ， p 值小于 5%，即 EPU 冲击对产出有显著的同期负向影响。此外，EPU 冲击对 EPU 指数、产出冲击对产出的同期影响在危机前后都有明显的变化，表明宏观波动率具有显著的时变特征。从过度识别的备选模型 1 的结果看：一方面，EPU 冲击对产出的同期影响仍然显著；另一方面，过度识别约束似然比统计量 LR_T 等于 0.414，对应的 p 值为 0.520，因此数据不拒绝存在过度识别的备选模型 1，或者说本文无法从整体上拒绝 $b_{UY} = 0$ 的原假设。从备选模型 2 的结果看，在危机前，EPU 冲击对产出的同期影响微弱且不显著，但在后危机时期影响，同期影响仍然显著为负。矩阵 $\tilde{\mathbf{B}}^2$ 和 $\tilde{\mathbf{B}}^2 + \tilde{\mathbf{Q}}_2^2$ 的估计结果从另一个角度证实了基准模型的合理性，即危机前 EPU 冲击对产出没有同期影响可被接受，同时该结果再次证实了 EPU 冲击对经济的负面影响主要发生在后危机时期。换句话说，EPU 指数和产出的同期关系在不同机制下发生了明显变化。

表 4 同期效应矩阵参数估计值

危机前：2000M1—2007M12	危机后：2008M1—2019M12
内生政策不确定性模型	
$\tilde{\mathbf{B}} = \begin{pmatrix} 0.391^{***} & 0.026 \\ (0.029) & (0.040) \\ 0 & 0.149^{***} \\ & (0.011) \end{pmatrix}$	$\tilde{\mathbf{B}} + \tilde{\mathbf{Q}}_2 = \begin{pmatrix} 0.511^{***} & 0.026 \\ (0.030) & (0.040) \\ -0.058^{**} & 0.238^{***} \\ (0.028) & (0.015) \end{pmatrix}$
外生政策不确定性模型	
$\tilde{\mathbf{B}}^1 = \begin{pmatrix} 0.392^{***} & 0 \\ (0.029) & \\ 0 & 0.149^{***} \\ & (0.011) \end{pmatrix}$	$\tilde{\mathbf{B}}^1 + \tilde{\mathbf{Q}}_1^1 = \begin{pmatrix} 0.512^{***} & 0 \\ (0.030) & \\ -0.045^{**} & 0.241^{***} \\ (0.020) & (0.014) \end{pmatrix}$
过度约束似然比检验： $LR_T = 0.414_{\chi^2(df=1)} [0.520]$	
$\tilde{\mathbf{B}}^2 = \begin{pmatrix} 0.392^{***} & 0 \\ (0.029) & \\ 0.010 & 0.149^{***} \\ (0.015) & (0.011) \end{pmatrix}$	$\tilde{\mathbf{B}}^2 + \tilde{\mathbf{Q}}_2^2 = \begin{pmatrix} 0.512^{***} & 0 \\ (0.030) & \\ -0.045^{**} & 0.241^{***} \\ (0.020) & (0.014) \end{pmatrix}$

注：***、**和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。圆括号中的数字表示标准误，方括号表示 p 值。过度约束似然比的计算方式为 $LR_T = 2 \times (LK_{UR} - (LK_{R,1} + LK_{R,2}))$ ，其中 $LK_{R,1}$ 表示基于危机前样本 (2000M1—2007M12) 对矩阵 $\tilde{\mathbf{B}}$ 施加约束的估计对数似然值， $LK_{R,2}$ 表示基于危机后样本 (2008M1—2019M12) 对矩阵 $\tilde{\mathbf{B}} + \tilde{\mathbf{Q}}_2$ 施加约束的估计对数似然值， LK_{UR} 表示基于全样本 (2000M1—2019M12) 不对同期效应矩阵施加任何约束的对数似然值。在大样本下， LR_T 渐近服从自由度为 1 的卡方分布 (因为只有一个过度识别约束)，于是 $p_{LR_T} = 1 - CDF_{\chi^2}(LR_T, 1)$ ， CDF 表示累计概率分布函数。

2. 脉冲响应分析。在不同波动率机制下，脉冲响应函数的形态可能不同，因为同期响应系数和自回归系数都不同。虽然同期效应矩阵考虑了三种零约束情况，但此处仅列出基于矩阵 $\tilde{\mathbf{B}}$ 和矩阵 $\tilde{\mathbf{B}} + \tilde{\mathbf{Q}}_2$ 估计值的脉冲响应函数，也就是 2008 年以前 EPU 冲击对产出没有同期影响，2008 年前后产出冲击对 EPU 指数的同期影响不发生变化。

在危机前，如图 5 所示，产出冲击对 EPU 指数有微弱的正向影响，这种影响在初期不显著。同时 EPU 冲击对产出也有正向影响。在后危机时期，如图 6 所示：一方面，EPU 冲击对产出形成明显的负向“驼峰状”影响，该结果与冲击约束识别的结果高度一致，脉冲响应函数最低点的幅度和时期与冲击约束非常接近 (如图 3 所示)，负向影响都在四个月内到达最低点；另一方面，产出冲击对 EPU 指数仍有微弱的正向影响，尽管影响在初期不显著。上述结果有两个重要启示：首先，脉冲响应的结果和同期效用矩阵的结果保持一致，说明结构冲击的同期和滞后期影响一致；其次，在不同波动率机制下，脉冲响应表现出时变特征，如果忽视这种时变特征 (如冲击约束的情况)，由此得到的脉冲响应函数其实是不同机制下脉冲响应的复合加总，掩盖了数据的动态变化特征。总之，产出冲击对 EPU 指数的影响有限，

可以认为 EPU 指数外生于经济波动;在后危机时期, EPU 冲击对产出有显著负面影响,这一结果和美国的情况较为相似(Angelini et al, 2019)。2008年后,西方主要发达经济体面临零利率下限的问题,导致中央银行无法充分运用传统货币政策工具稳定经济,加之政府债务负担普遍较重,由此产生较大的政策不确定性。中国虽然不存在严格意义的零利率下限问题,但同业拆借实际利率在 2008年后一直处于低位。更重要的是,中国的地方政府的隐性债务和实体经济部门的杠杆率较高,部分行业产能过剩,资产泡沫和经济“脱实向虚”的问题加剧,因此货币和财政政策的稳定功能受到限制。这些问题导致经济主体对政策不确定性更为敏感,即政策不确定性对经济的负面影响更大。

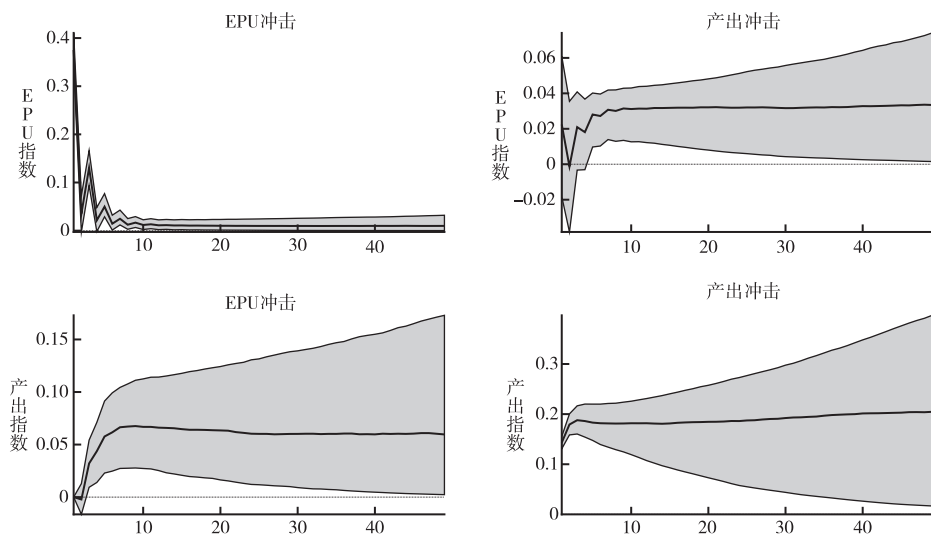


图5 危机前的脉冲响应函数(2000M1—2007M12)

注:阴影部分表示 68%置信区间。

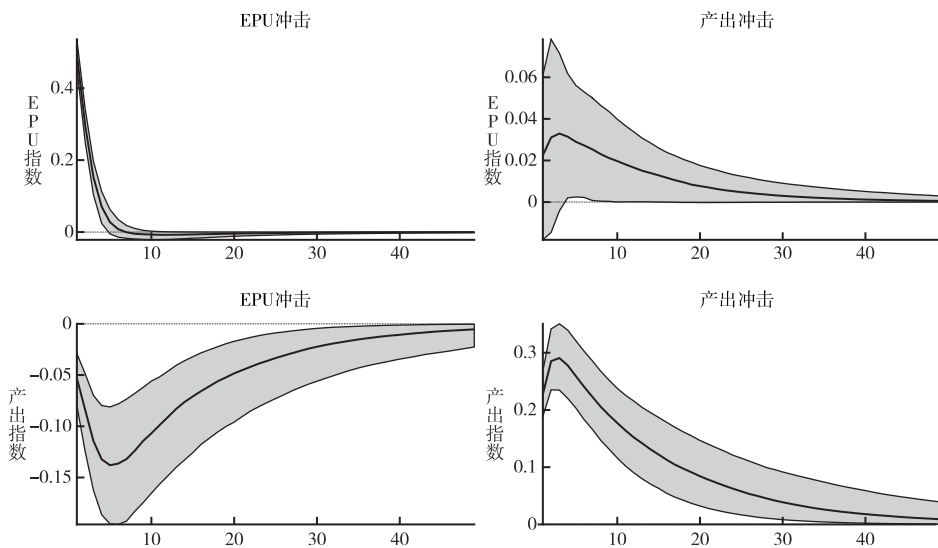


图6 危机后的脉冲响应函数(2008M1—2019M12)

注:阴影部分表示 68%置信区间。

3. 方差分解分析。同期效应矩阵和脉冲响应表明,产出冲击对 EPU 指数的同期效应不显著, EPU 指数对产出冲击的脉冲响应大部分时期处于非负区域,换句话说,产出冲击不是导致经济政策不确定性和产出负相关的原因。反之,经济政策不确定性对产出的同期效应在 2008 年国际金融危

机后显著为负,同时引起产出脉冲响应函数显著负向驼峰状变化。由此可确认经济政策不确定性外生于经济波动。基于上述发现,本文仅分析 EPU 冲击对产出预测误差方差的解释效力。如图 7 所示,EPU 冲击对产出变化的解释效力在后危机时期显著强于危机前。在后危机时期,如虚线所示,EPU 冲击对产出的短期解释力超过 5%,长期超过 20%。在危机前,EPU 冲击对产出的当期解释比重为零(这与本文对危机前同期效应矩阵 \tilde{B} 的约束设置一致),长期解释效力超过 12%。

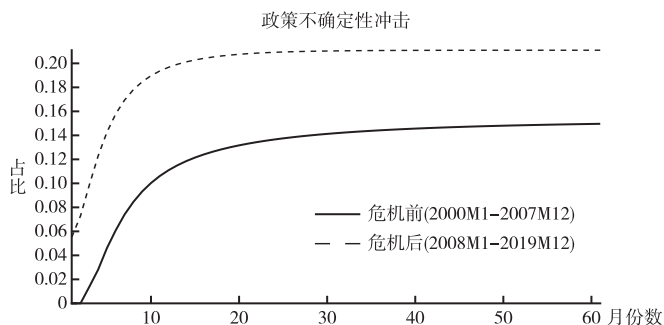


图7 产出预测误差方差分解

注：图中仅列出方差分解的中位数值。

六、稳健性检验

(一) 引入外部不确定性的检验

中国政策不确定性上升的时期多和美国相关,如 2008—2009 年全球金融危机,2011 年美国主权信用评级下降和 2017 年特朗普当选,因此有理由猜想中国的 EPU 指数和美国的 EPU 指数紧密相关。事实上,中国的 EPU 指数同美国的 EPU 指数的同期相关系数高达 0.5,并且在 1%的水平下显著。于是本文在两变量模型基础上引入美国的 EPU 指数,数据来自 Baker et al(2016)。当引入美国的 EPU 指数后,本文仅在冲击约束方法下分析中国 EPU 指数的内生性。对于异方差约束,三变量模型意味着断点需要增加,这意味着分段样本进一步缩短,估计误差将显著扩大,故舍去。

1. 冲击约束设置。本文保留尽可能少的原有识别约束,同时根据美国 EPU 指数,引入尽可能少的新识别约束。对于中国的 EPU 冲击,本文保留了中国 EPU 指数的外部变量约束,也就是令上证综合指数与中国 EPU 冲击负相关,除此之外不再引入任何关于中国 EPU 冲击的非负事件约束。对于美国的 EPU 冲击,遵循 Ludvigson et al(2020)的方式,将标准普尔 500 指数与黄金价格指数设置为美国 EPU 冲击的外部变量^①,其中假设标准普尔 500 指数与美国 EPU 冲击序列负相关,黄金价格指数与美国 EPU 冲击序列正相关。对于产出冲击,我们保留和基准模型相同的非负事件约束,也就是产出冲击在 2008M1—2009M1 时期的累积效应非正。

样本区间仍然为 2000 年 1 月到 2019 年 12 月,滞后阶数为 2。本文在三变量模型和协方差约束基础上进行 150 万次正交旋转抽样,结果显示最大值冲击出现频率最多的三个时期分别是 2001 年 9 月、2011 年 8 月和 2008 年 9 月,这三个时期分别对应着“9·11 恐怖袭击”、“美国财政债务危机”和“中国四万亿财政刺激出台和雷曼兄弟破产”。根据简化式模型协方差矩阵和 150 万次抽样值,可计算三个大冲击事件的 50%和 60%临界值^②,如表 5 所示。

^①标准普尔 500 指数来自 Wind 数据库,这虽然与 Ludvigson et al(2020)采用的美国加权股票市场指数回报率有所区别,但两者高度相关。黄金价格指数来自 Macrotrends 数据库,下载网址:<https://www.macrotrends.net/1333/historical-gold-prices-100-year-chart>。

^②在实际估计过程中,本文仅引入前两个大冲击事件,加入第三个大冲击事件只会进一步缩小脉冲响应集合,使基本结论更加稳健,故省去。

表5 重要事件百分位临界点参数值

时期	$[\tau_U, 2001M9, \tau_C, 2001M9, \tau_U, 2008M9, \tau_C, 2008M9, \tau_U, 2011M7, \tau_C, 2011M7]$
50%	[2.0704, 0.5574, 1.8677, 1.0055, 1.2728, 1.7379]
60%	[2.4837, 1.3558, 2.2393, 1.6738, 1.8349, 2.0849]

注： τ_U 表示美国 EPU 冲击， τ_C 表示中国 EPU 冲击。

2. 结果分析。基于上述约束,按照相同估计方法,可以得到脉冲响应集合。图8展示了不同约束条件下的脉冲响应集合,其中阴影部分表示协方差约束围成的脉冲响应函数集合,实线围成的区域表示协方差约束加外部变量约束围成的脉冲响应集合,虚线围成的区域表示协方差约束、外部变量约束和大冲击事件约束围成的脉冲响应集合。如虚线围成的区域显示,在完整约束条件下,美国 EPU 冲击对中国 EPU 指数的脉冲响应虽然大部分处于正值区间,但也包含了部分负值区间,同时美国 EPU 冲击对中国产出的影响不明确。相较而言,中国 EPU 冲击对产出有显著负向影响,同时对美国的 EPU 指数有显著正向影响。产出冲击对美国 EPU 指数和中国 EPU 指数几乎没有明确影响。上述结果表明中国的经济政策不确定性不仅外生于本国经济波动,同时显著影响美国的 EPU 指数,进一步证实了本文的结论。

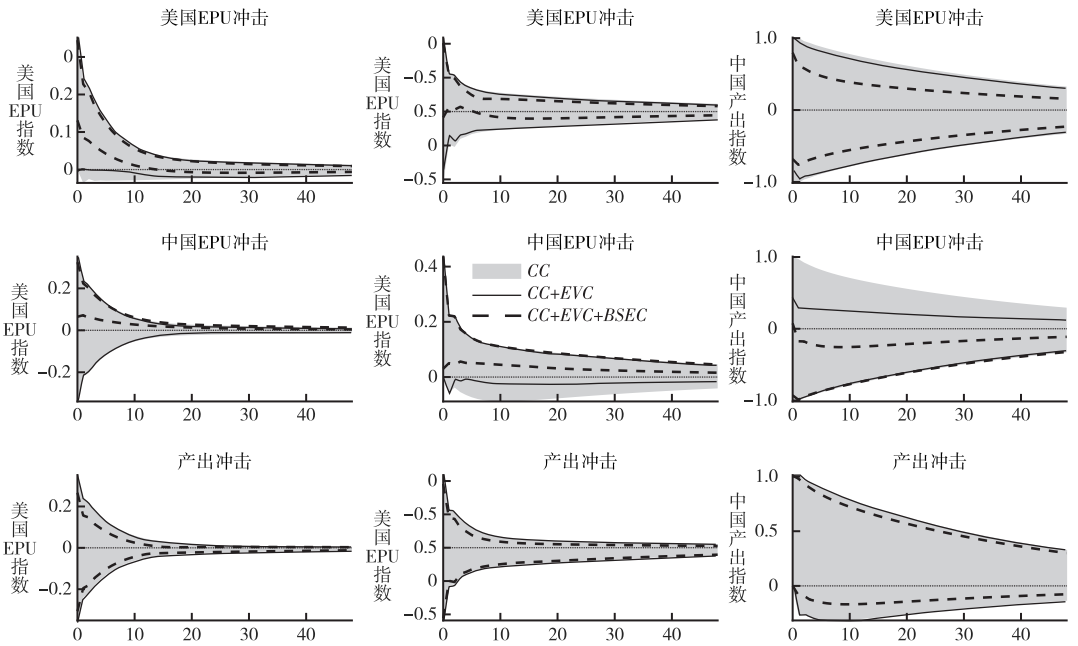


图8 不同约束集合下的脉冲响应

注:CC表示协方差约束,EVC表示外部变量约束,BSEC表示50%临界点的大冲击事件约束。样本区间:2000M1-2019M12。

(二) 加入新冠疫情时期的检验

在基准模型估计中,样本不包括新冠疫情暴发时期2020M1-2020M6。为了分析新冠疫情暴发对估计结果的影响,本文将样本扩展至2000M1-2020M6。

对于冲击约束而言,引入新冠疫情时期后,原有识别约束依然保留,包括外部变量约束和非负事件约束,在此基础上,增加一个非负事件约束 C_{E6} ,在新冠疫情暴发时期2020M1-2020M3,产出冲击的累积效应非正。具体而言:

$$C_{E6} : \sum_{t=\bar{\tau}_6} e_{Y,t} \leq 0, \bar{\tau}_6 \in [2020.1, 2020.3]$$

注意本文没有对 EPU 冲击设置更多的非负事件约束:一方面,新冠疫情暴发后,政策不确定性

上升的时点并不明确,如 Huang & Luk(2020)和 Baker et al(2016)的指数其实在疫情暴发以前就升至高位,疫情期间甚至略有小幅下降,直到 2020 年 5 月才升至顶点;另一方面,新冠疫情暴发是否是 EPU 指数上升的直接原因还有待规范的检验。

来自 Huang & Luk(2020)指数的估计结果显示,即使不需要大冲击约束,基本结论依然成立。来自 Baker et al(2016)指数的结果显示,只有在外变量约束和非负事件约束基础上加入大冲击约束,基本结论才成立。

对于异方差约束,当使用 Huang & Luk(2020)的指数时,危机前结构冲击的影响几乎不发生变化,但危机后 EPU 冲击对产出的影响不显著,尽管平均影响仍然为负。当使用 Baker et al(2016)的指数时,在后危机时期,脉冲响应显示 EPU 冲击对产出形成负向影响。更重要的是,对于两个指数,产出冲击对 EPU 指数的同期效应系数都不显著,即 EPU 外生于经济波动依然成立。上述结果表明,加入新冠疫情时期的确会影响估计结果,但整体上不改变 EPU 外生于经济波动的结论。

(三)采用其他产出和政策不确定性数据的检验

在基准模型中,本文采用宏观景气指数衡量中国的经济波动特征。为验证结论在使用其他产出指标时依然成立,本文采用工业增加值和发电量表示产出,按相同方式评估政策不确定性的内生性。结果显示基本结论依然成立。由于 Baker et al(2016)最早构建出中国的 EPU 指数,这里采用 Baker et al(2016)的指数重新估计模型。基本结论在冲击约束和异方差约束方法下依然成立。

(四)异方差约束的备选设计检验

除了(15)和(16)式所列的异方差约束外,还存在其他约束设置方式,如表 6 所示。备选模型 4 意味着在危机前,EPU 指数和产出不存在同期效应;备选模型 5 意味着 EPU 指数和产出的同期效应在危机前后没有发生改变;备选模型 6 意味着危机前产出对 EPU 指数没有同期效应,同时 EPU 指数对产出的同期效应在危机前后没有变化。然而上述模型的似然值都低于基准模型。为节省篇幅,检验结果略去。

表 6 同期效应矩阵约束设置

	危机前 2000M1—2007M12: \hat{B}	危机后 2008M1—2019M12: $\hat{B} + \hat{Q}_2$ 和 \hat{Q}_2
备选模型 4	$\begin{pmatrix} b_{UU} & 0 \\ 0 & b_{YY} \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} b_{UU} + q_{2,UU} & q_{2,UY} \\ q_{2,UY} & b_{YY} + q_{2,YY} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} q_{2,UU} & q_{2,UY} \\ q_{2,UY} & q_{2,YY} \end{pmatrix}$
备选模型 5	$\begin{pmatrix} b_{UU} & b_{UY} \\ b_{YU} & b_{YY} \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} b_{UU} + q_{2,UU} & b_{UY} \\ b_{YU} & b_{YY} + q_{2,YY} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} b_{UU} & 0 \\ 0 & b_{YY} \end{pmatrix}$
备选模型 6	$\begin{pmatrix} b_{UU} & 0 \\ b_{YU} & b_{YY} \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} b_{UU} + q_{2,UU} & q_{2,UY} \\ b_{YU} & b_{YY} + q_{2,YY} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} q_{2,UU} & q_{2,UY} \\ 0 & q_{2,YY} \end{pmatrix}$

2015 年 12 月召开的中央经济工作会议提出要进行“供给侧结构性改革”,包括企业去杠杆、去产能、去库存等。Chen & Zha(2020)将 2015 年后定义为中国的“新常态”时期。因此 2015 年可能也是一个断点,于是在异方差约束分析中,本文将断点替换为 2015M12。当使用 Baker et al(2016)的 EPU 指数时,在 2015 年以前,经济政策不确定性冲击对产出形成显著负向“驼峰状”效应,同时产出冲击也对经济政策不确定性形成负向“驼峰状”效应。然而,在 2015 年后,所有脉冲响应函数都呈发散状态,这与不确定性影响的短期和暂时性特征不符。当使用 Huang & Luk(2020)的 EPU 指数时,在 2015 年以前,经济政策不确定性冲击依然对产出形成显著负向“驼峰状”效应,但产出冲击对经济政策不确定性的影响是正向的;在 2015 年后,经济政策不确定性和产出的交互影响均不显著。本文据此认为,2015 年后,脉冲响应函数的“奇怪”形态可能与样本过短有关^①。

七、结论和启示

中国的 EPU 指数和经济波动密切相关,但两者的关系并不明确,也缺乏相关的内生性研究。本

^①如需查看稳健性结果,可向作者索取。

文基于小规模 SVAR 模型,分析 EPU 指数和经济波动的双向因果关系。首先,本文在协方差约束的基础上,对结构冲击直接施加两类约束,分别是事件约束和外部变量约束。来自 2000M1—2019M12 期间的样本估计结果表明,EPU 冲击对产出形成显著的负向“驼峰状”影响,同期影响显著为负,而产出冲击对 EPU 指数有正向影响。因此,EPU 冲击是形成逆周期政策不确定性的主要原因,经济下行不会引起 EPU 指数的上升。方差分解显示,EPU 冲击在短期解释了产出预测外变化的 4%,在长期解释了 13%,由此可知,经济政策不确定性是经济波动的重要外生驱动因素。然后,本文采用异方差约束识别结构冲击的影响。该方法主要基于波动率断点所形成的分样本矩条件。估计结果和冲击约束一致,同时 EPU 冲击对产出的负向影响主要发生在 2008 年金融危机后,在危机前影响有限。在后危机时期,EPU 冲击对产出的同期效应系数显著为负,产出在受到 EPU 冲击后的脉冲响应呈负向“驼峰状”形态,并且 EPU 冲击对产出预测误差方差的解释效力强于危机前。此外,不论从单个系数还是模型整体看,EPU 指数同期外生性假设都不会被数据拒绝,即 EPU 指数是同期外生的。最后,本文的基本结论在引入外部不确定性、样本扩展至新冠疫情时期、其他产出和不确定性指数、更多冲击约束和备选异方差约束下依然成立。

本文认为,经济政策不确定性是中国经济波动乃至下行的根源,而非经济下行或波动的附带产物。虽然目前已有不少可借鉴的模型框架用于解释政策不确定性的内生性,但从“不确定性陷阱”或“自我实现”的视角解释中国的经济政策不确定性缺乏实证支撑^①,因为经济政策不确定性和经济波动的因果关系是单向的。反过来,建模时将经济政策不确定性视为经济波动的外生驱动因素可接受,这支持了许志伟、王文甫(2019)和王博等(2019)的研究假设。本文的发现还有重要的现实启示。由于经济政策不确定性外生于经济波动,这意味着即使经济状况有所改善,经济政策不确定性也不会消失,其形成的负面影响依然存在。因此要解决政策不确定性的不利影响,一方面需要弱化经济政策不确定性的放大机制,如金融摩擦和黏性价格机制;另一方面还需要从其他角度理解经济政策不确定性根源,这种根源既可能来在外部,也可能源于政策制定和沟通所形成的摩擦。

最后,虽然中国的 EPU 指数外生于中国经济波动,但不排除它可能受其他非经济波动因素的影响。从外部看:中国经济政策不确定性的几次上升和美国乃至全球经济密切相关,如 2007 年的全球金融危机和 2017 年后的中美贸易摩擦,因此外国经济的变化可能影响中国的经济政策不确定性^②。从内部看,中国的经济政策不确定性可能源于:政策传导不畅,如不同政策职能部门之间协调性不够,财政和货币政策之间的目标缺乏一致性;政策发布不透明,央行与公众之间的沟通不畅通。此外,虽然经济政策不确定性是外生的,但不能确定中国的宏观和金融不确定性是否外生,同时不确定性的外生性可能随时间发生变化,例如新冠疫情的发展可能影响不确定性的变化。这些问题都有待未来进一步研究。

参考文献:

- 陈德球 陈运森 董志勇,2016:《政策不确定性、税收征管强度与企业税收规避》,《管理世界》第 5 期。
 陈国进 张润泽 赵向琴,2017:《政策不确定性、消费行为与股票资产定价》,《世界经济》第 1 期。
 罗党论 余国满,2015:《地方官员变更与地方债发行》,《经济研究》第 6 期。
 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 2 期。
 许志伟 王文甫,2018:《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》,《经济学(季刊)》第 1 期。
 王博 李力 郝大鹏,2019:《货币政策不确定性、违约风险与宏观经济波动》,《经济研究》第 3 期。
 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。
 祝梓翔 高然 邓翔,2020:《内生不确定性、货币政策和中国经济周期波动》,《中国工业经济》第 2 期。
 Angelini, G. & L. Fanelli(2019), “Exogenous uncertainty & the identification of structural vector autoregressions with external instruments”, *Journal of Applied Econometrics* 34(6):951—971.
 Angelini, G. et al(2019), “Uncertainty across volatility regimes”, *Journal of Applied Econometrics* 34(3):437—455.

①如经济下行引发投资和消费下降,经济中的信息生产减少,导致不确定性增加,反过来加剧经济下行。

②虽然稳健性检验中,美国 EPU 冲击对中国 EPU 指数影响不显著,但不排除外部的一阶冲击仍可能影响中国的经济政策不确定性。

- Born, B. & J. Pfeifer(2014), “Policy risk & the business cycle”, *Journal of Monetary Economics* 68(5):68–85.
- Bachmann, R. et al(2013), “Uncertainty & economic activity: Evidence from business survey data”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 5(2):217–249.
- Baker, S. R. et al(2016), “Measuring economic policy uncertainty”, *Quarterly Journal of Economics* 131(4):1593–1636.
- Bloom, N. (2014), “Fluctuations in uncertainty”, *Journal of Economic Perspectives* 28(2):153–175.
- Creal, D. D. & J. C. Wu(2017), “Monetary policy uncertainty & economic fluctuations”, *International Economic Review* 58(4):1317–1354.
- Chen, K. & T. Zha(2020), “Macroeconomic effects of China’s financial policies”, In: M. Amstad et al(eds), *Handbook of China’s Financial Markets*, Princeton University Press.
- Chang, C. et al(2016), “Trends & cycles in China’s macroeconomy”, *NBER Macroeconomics Annual* 30(1): 1–84.
- Carriero, A. et al(2018), “Endogenous uncertainty”, Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper, No. 18–05.
- Davis, S. J. et al(2019), “Economic policy uncertainty in China since 1949: The view from mainland newspapers”, Working Paper, <https://stevenjdavis.com/research>.
- Fernald, J. G. et al(2021), “Is China fudging its GDP figures? Evidence from trading partner data”, *Journal of International Money & Finance*, doi: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2020.102262>.
- Fernández-Villaverde, J. P. et al(2015), “Fiscal volatility shocks & economic activity”, *American Economic Review* 105(11):3352–3384.
- Fajgelbaum, P. D. et al(2017), “Uncertainty traps”, *Quarterly Journal of Economics* 132(4):1641–1692.
- Huang, Y. & P. Luk(2020), “Measuring economic policy uncertainty in China”, *China Economic Review* 59:1–18.
- Husted, L. et al(2020), “Monetary policy uncertainty”, *Journal of Monetary Economics* 115: 20–36.
- Kilian, L. & L. Helmut(2017), *Structural Vector Autoregressive Analysis*, Cambridge University Press.
- Ludvigson, S. C. et al(2020), “Uncertainty & business cycles: Exogenous impulse or endogenous response?”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, forthcoming.

Is China’s Economic Policy Uncertainty Endogenous to Economic Fluctuations?

ZHU Zixiang CHE Ming DENG Xiang
(Sichuan University, Chengdu, China)

Abstract: Existing studies assume that China’s economic policy uncertainty is exogenous, the plausibility of which is examined in this paper. The paper uses both the shock-based and heteroskedasticity constraint approaches to investigate the causal relation between economic policy uncertainty and China’s economic fluctuations. The results from shock-based constraints show that economic fluctuations are not the cause of countercyclical policy uncertainty because positive output shocks do not reduce policy uncertainty. Conversely, the impact of a policy uncertainty shock on output is significantly negative, forming a negative “hump” effect. The policy uncertainty shock accounts for 13 percent of output’s forecast error variations in the long-term. The results based on the heteroskedasticity constraint approach further confirm our findings and suggest that the negative impact of policy uncertainty shocks on output occurred mainly after the 2008 financial crisis, with limited impacts before the crisis. The paper argues that it is reasonable to view economic policy uncertainty as an exogenous driving force of China’s economic fluctuations, but its time-varying characteristics cannot be ignored.

Keywords: Endogenous Policy Uncertainty; Shock-based Constraints; Heteroskedasticity Constraints; Economic Fluctuations

(责任编辑:刘洪愧)

(校对:刘新波)