

# 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\*

田 磊 林建浩 张少华

**内容提要:**为量化分析经济政策不确定性对我国宏观经济波动的影响,本文在一个基于标准宏观经济理论的SVAR模型中,构建了一种由常规符号约束条件和特定零约束条件相结合的混合识别法,以同时识别出政策不确定性冲击和需求冲击、供给冲击、货币政策冲击等三种传统结构冲击。研究发现:(1)经济政策不确定性冲击并不是中国经济波动的主要因素,但它表现出类似于负向需求冲击的特征,且呈现通胀效应强于产出效应的中国特色;(2)样本期内,需求冲击是驱动中国经济波动的首要因素,供给冲击次之;(3)供给冲击是引致价格水平上涨的主要原因,货币冲击起到“推波助澜”的作用,而政策不确定性冲击则抑制了价格水平的进一步上升。本文研究为有关经济政策不确定性的宏观经济效应讨论提供了来自最大发展中国家的经验证据,也为“宏观经济政策要稳”的政策基调提供了支持。

**关键词:**宏观经济波动 经济政策不确定性 混合识别法

**作者简介:**田 磊,浙江理工大学经济管理学院讲师、博士,310018;

林建浩,中山大学岭南学院讲师、博士,510275。

张少华(通讯作者),浙江理工大学浙江省生态文明研究中心副教授、博士,310018;

**中图分类号:**F202 **文献标识码** A **文章编号:**1002-8102(2017)01-0005-16

## 一、引言

当前,宏观经济政策稳定性引起了决策层和公众的高度关注。中央政治局会议多次强调“宏观经济政策要稳”,2014—2016年的政府工作报告均明确“要保持宏观经济政策的连续性和稳定性”。这些信息一方面说明中央决策层已充分认识到保持稳定宏观经济政策环境的重要性,要降低政策不确定性水平;另一方面也说明过去的政策“还不够稳”,不利于形成稳定的宏观经济政策预期。事实上,审视过去十余年的货币政策、财政政策、房地产调控政策和股市监管政策,不难发

\* 基金项目:国家自然科学基金青年项目“政策不确定性的经济波动效应研究:测度、事实和机制”(71403250);浙江省自然科学基金青年项目“中国货币政策冲击效应研究:政策工具视角”(LQ14G030026);国家自然科学基金常规面上项目“中国的‘中部迷失’问题:典型事实、形成机理及宏观后果”(71673253)。作者感谢匿名审稿人的有益建议,文责自负。

现这些宏观经济政策的立场经常发生变动,表现出较强的“相机抉择”特征,进而产生广泛的政策不确定性。与此同时,在宏观经济进入“三期叠加”的转换阶段,公众对经济前景和宏观经济政策走向的关注日益增强,有学者认为近期不断攀升的宏观经济政策不确定性抑制了非国有企业的投资,进而阻碍了宏观经济复苏(黄益平,2016),而另一些学者则认为政策不确定性的影响还需要进一步评估。

斯坦福大学 Bloom、Baker 和芝加哥大学 Davis 三位教授领衔的研究组编制的中国经济政策不确定指数证实了政策不确定性的存在。他们的研究表明,21 世纪以来中国经济政策不确定性总体处于高水平,并数次出现大的正向波动,许多波峰点都对应中国重要的政治经济事件(Baker, Bloom 和 Davis, 2015)。<sup>①</sup> 另一方面,随着市场化改革的深入,我国的宏观经济政策表现出明显的“逆周期”特征,这有助于经济的平稳化运行;经济运行机制的复杂化也削弱了宏观经济政策的影响力,这些因素无疑会弱化政策不确定性对实体经济的影响。

那么,在正反两种作用机制并存的情形下,宏观经济政策不确定性对实体经济波动的实际影响就需要进行严谨的量化研究。具体的研究问题包括:在国有经济仍占主导地位并正在向完全市场经济转型的最大发展中国家,经济政策不确定性对宏观经济波动具有怎样的影响? 相比于传统结构冲击,经济政策不确定性冲击是重要的经济波动驱动因素吗? 中国经济政策不确定性冲击的宏观经济效应表现出怎样的特征?

研究中国经济政策不确定性产生的宏观经济效应,需要克服两个困难:一是需要编制经济政策不确定性指数,二是需要在主流分析框架下识别出经济政策不确定性这种新的结构冲击产生的宏观经济效应。第一个困难目前已经被克服,斯坦福大学 Bloom、Baker 和芝加哥大学 Davis 三位教授领衔的研究组,已经编制了中国经济政策不确定指数,并进行了探索性分析。而第二个困难目前仍然是摆在学者面前的一道难题。

识别结构冲击是经济周期理论中的一个基本问题,经济学者遵循“让数据说话”的研究准则,利用时序模型识别出驱动宏观经济波动的主要因素并量化测度出其影响力。在 SVAR 模型中,将关键宏观经济序列表示为互不相关结构冲击的线性组合是主要的研究范式,而识别出这些结构冲击是核心步骤。Blanchard 和 Quah(1989)、Gali(1992)等传统识别法在相当长时间被广泛应用于识别总需求、总供给和货币政策冲击,龚敏和李文溥(2007)、欧阳志刚和史焕平(2010)以及黄桂田和赵留彦(2010)等国内文献都是利用了这些方法。后来许多文献开始质疑这类方法的识别效果(Faust 和 Leeper, 1997; Peersman, 2005)。随着符号约束识别法的兴起,Peersman(2005)选择利用该方法识别供给冲击、需求冲击和货币政策冲击。相比于传统识别方法,符号约束识别法的优点表现在:它是根据经典经济学模型或广被接受的经验事实明确设定识别假设,同时对感兴趣的内生变量的脉冲响应符号不做设定,而是让数据本身“说话”,这种做法厘清了识别假设和实证结论,最大程度地减弱了实证结果对特定识别假设的依赖,让数据本身决定实证结果(Uhlig, 2005; 陈浪南、田磊, 2014)。王文甫等(2015)、赵文胜和张屹山(2012)分别利用符号约束识别法识别了财政政策和货币政策冲击。

然而,当涉及经济政策不确定性这种新的结构冲击时,单纯利用符号约束识别法就不再可行,原因在于:学术界刚刚开始研究政策不确定性冲击对关键宏观经济变量的影响,广受认可的理论模型和经验事实还未建立起来,因而不能设定可信的符号约束识别条件。那么,如何构建新的结

<sup>①</sup> 2001 年 1 月至 2016 年 8 月中国经济政策不确定性指数的平均值是 135.13,而该指数的基准值是 100。

构冲击识别方法,同时识别出总需求、总供给、货币政策和政策不确定性等四种结构冲击,就成为科学研究中国经济政策不确定性之宏观经济效应的首要前提。

基于此,为系统考察 21 世纪以来影响中国宏观经济波动的主要因素,尤其是经济政策不确定性对经济波动产生的影响,本文首先在 SVAR 框架中构建由符号约束和零约束组成识别条件的混合识别法,以同时识别出总需求、总供给、货币政策和政策不确定性等四种结构冲击;其次,进行脉冲响应分析以检验 SVAR 模型设定和识别方法是否与经济理论和经验事实相符;最后,利用历史分解方法量化测度特定时期每种结构冲击对关键宏观经济变量波动的贡献份额,并检验是否与经济事实相符。需要指出的是,本文首次使用中位数模型(median model)以实现在符号约束识别框架下准确地进行历史分解。

由此可见,本文的研究贡献包括:(1)建立了一个基于凯恩斯宏观经济理论的 SVAR 模型,总需求、总供给、货币政策和经济政策不确定性是驱动宏观经济系统的四种结构冲击。(2)构建了一种新的结构冲击识别方法——混合识别法,以同时识别出多种冲击,进而比较分析政策不确定性冲击与三种传统结构冲击对宏观经济波动的影响力;(3)量化分析了经济扩张期、经济收缩期以及通货膨胀期中,经济政策不确定性的宏观经济效应。

## 二、文献综述

经济政策不确定性的宏观经济效应是国际宏观经济学界的研究热点之一,但研究深度和研究广度还处于初期阶段(Bloom,2014)。本文以政策不确定性的影响程度为切入点,分三部分梳理国内外的相关文献。

### (一)显著影响

此次金融危机期间,主要国家的经济前景和政策不确定性水平大幅上升,许多政策制定者和经济学家认为不确定性阻碍了经济复苏。以 Bloom(2009)为标志,国际学界对不确定性之宏观经济效应的研究进入新阶段。该文建立了一个拓展的公司投资模型来研究不确定性冲击对投资、就业进而对实际产出的影响。数值模拟结果显示,不确定性冲击导致产出和就业快速下降,之后呈现反弹和“超调”现象。Kellogg(2014)、Handley 和 Limao(2015)等文献利用微观数据发现不确定性产生的“实物期权效应”显著地影响了企业的投资决策。

不确定性冲击在微观上对企业投资、招聘需求和消费需求产生影响,宏观层面上自然体现为对产出、价格水平和失业率的影响,不少文献开始使用 SVAR 模型和 DSGE 模型研究不确定性冲击的宏观经济波动效应。Baker 等(2015)编制了世界主要经济体的政策不确定性指数,利用传统 Cholesky 分解识别法在 SVAR 模型中识别出政策不确定性冲击,发现产出和就业均下降并呈倒驼峰形轨迹。Leduc 和 Liu(2012)分别利用密歇根大学消费者调查数据和英国工业企业调查数据构造不确定性指标,在 SVAR 模型中采用 Cholesky 分解识别法识别不确定性冲击,发现不确定性冲击类似于一种总需求冲击,可导致产出和价格水平下降、失业率上升。Basu 和 Bundick(2012)在一个单部门 DSGE 模型中发现:当设定弹性价格时,不确定性冲击无法产生与实际数据相符的宏观经济波动;当设定粘性价格和逆周期成本加成时,模型可模拟出实际的经济周期特征;货币政策是冲销不确定性冲击影响的重要因素。Bloom, Floetotto, Jaimovich, Saporta-Eksten 和 Stephen(2012)认为不确定性冲击是一种新的经济周期驱动因素,该文的经验证据表明不确定性是逆周期的,经济衰退期间,特别是 2007—2009 年大衰退期间,微观企业的不确定性水平急剧上升。将时

变不确定性冲击引入 DSGE 模型,模拟显示一次大小合理的不确定性冲击可解释美国 GDP 约 3% 的波动。Fernández-Villaverde, Guerrón-Quintana 和 Kuester(2015)首先利用时序模型估计出美国的财政政策不确定性,然后将这种刻画财政政策不确定性水平的外生过程引入 VAR 模型和 DSGE 模型,研究发现财政政策不确定性冲击对关键宏观经济变量的波动具有重要影响。

## (二)影响不显著

不同于上述文献,另一组文献发现不确定性冲击在一般均衡环境下并不是影响经济周期的重要因素。Bachmann, Elstner 和 Sims(2013)利用以德国企业为调查对象的 IFO 商业景气指数构造不确定性指标,然后基于 SVAR 模型进行实证分析,发现德国的产出反应模式与 Bloom(2009)提出的“观望”(wait and see)反应机制一致,产出最大下降 0.75%,但不确定性冲击对产出预测方差的解释份额只有 10% 左右,不确定性并不是驱动产出波动的重要冲击。Bachmann 和 Bayer(2013)建立一个异质企业 DSGE 模型,模型中企业面临固定调整成本,当不确定性冲击发生时,企业采取“观望”反应机制调整投资。该文利用德国企业数据库 USTAN 校准模型,发现不确定性并不是驱动无条件经济周期波动(unconditional business cycle dynamics)的重要冲击。Born 和 Pfeifer(2014)采用与 Fernández-Villaverde 等(2015)同样的方法,研究货币政策和财政政策不确定性冲击对经济波动的影响,结果发现政策不确定性冲击对宏观经济的影响被已有文献高估,尽管大于 TFP 不确定性冲击的影响强度,但两个标准差的政策不确定性冲击仅造成 GDP 下降 0.045%,强劲的一般均衡效应有可能是造成这一结果的主要原因。

## (三)国内研究与待改进方向

国内学者已经开始关注经济政策不确定性这一主题并从宏微观层面展开研究。李凤羽、杨墨竹(2015)利用中国经济政策不确定性指数发现了经济政策不确定性对企业投资具有抑制作用的微观证据;张玉鹏、王茜(2016)利用中国经济政策不确定性指数考察政策不确定性对宏观经济的非线性影响。另外,许多国内研究从官员变更角度考察不确定性的影响。王贤彬等(2009)、曹春方(2013)、徐业坤等(2013)以政府官员更替代表政治环境不确定性,分别从宏观和微观两方面实证分析政治不确定性对经济增长和企业投资的影响。这些文献在分析实证结果时均强调地方政府拥有干预企业经营投资决策的巨大影响力,而官员更替发生时期恰恰是辖区内企业面临的地方经济政策不确定性风险最高的时候。需要指出的是,官员更替导致的不确定性与本文中的经济政策不确定性有两点重要区别:(1)官员更替引致的不确定性都是地方性的,其影响范围仅限于辖区内企业,而本文的经济政策指的是中央政府制定的影响全局的宏观经济政策(财政、货币、监管政策);(2)官员更替不确定性只发生在官员更替当期,而宏观经济政策不确定性则在全时段都有可能发生。

总结上述文献可以发现:(1)不确定性冲击日益受到关注,国际学界对其影响投资、消费进而影响产出的理论机制已进行了比较透彻的研究,但关于不确定性冲击的具体影响程度还存在较大争议,需要更多的经验研究,关于中国经济政策不确定性的宏观经济效应研究几乎还是空白。(2)基于 SVAR 模型识别结构冲击是国内实证文献的主要研究范式,但仍处于采用传统等式约束识别法阶段,且主要局限于供给冲击和需求冲击的识别,需要应用更为稳健的识别方法同时识别出更多具有明确经济意义的结构冲击。(3)2012 年以来中国经济增长明显放缓,已有不少文献关注这一现象,但还少有文献量化测度经济增速持续放缓的影响因素。鉴于此,本文使用基于混合识别方法的 SVAR 模型,通过脉冲响应分析研究需求冲击、供给冲击、货币政策冲击以及政策不确定性冲击的宏观经济效应,并通过历史分解考察不同冲击对产出和价格波动的解释能力,由此进一步深化对上述问题的认识。

### 三、构建 SVAR 模型和混合识别法

#### (一) 构建 SVAR 模型

借鉴经典文献 Blanchard 和 Quah(1989)、Gali(1992)的做法,本文假设基准的 IS-LM-Phillips 曲线模型可刻画样本期中国宏观经济运行,<sup>①</sup>由此,SVAR 模型中的内生变量需要包括实际产出、价格水平和货币供给量。同时,参考 Baker 等(2015)、Leduc 和 Liu(2012)、Fernández-Villaverde 等(2015)的 SVAR 模型设定,将表示政策不确定性水平的中国经济政策不确定性指数引入 SVAR 模型,也就是说,本文将建立一个 4 变量的 SVAR 模型,总需求、总供给、货币政策和经济政策不确定性是驱动宏观经济系统的四种结构冲击。

SVAR 模型的起点是简约式 VAR 模型:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t, t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

其中, $Y_t$  是  $m \times 1$  维内生变量向量, $p$  是滞后阶数, $T$  为样本长度; $A_i$  是  $m \times m$  维系数矩阵; $u_t$  是协方差矩阵为  $\Sigma$  的预测误差项。 $u_t$  的元素没有明确的经济意义,为此需引入 SVAR 模型。令  $\epsilon_t$  为  $m \times 1$  维结构冲击向量,并假设  $u_t = B\epsilon_t, \text{var}(\epsilon_t) = I_m$ , 即  $\text{var}(u_t) = BB' = \Sigma$ , 其中,矩阵  $B$  被称为载荷矩阵,经典的乔列斯基分解识别法就是通过假设  $B$  为下三角矩阵来实现识别的。

式(1)中的过程可表示为如下 VAR(1)过程:

$$X_t = FX_{t-1} + V_t \quad (2)$$

其中, $X_t = (Y'_t, Y'_{t-1}, \dots, Y'_{t-p+1})'$ ,  $V_t = ((B\epsilon_t)', 0', \dots, 0')'$ ,  $F$  是系数矩阵。通过迭代可得:

$$X_t = F^t X_0 + F^{t-1} V_1 + F^{t-2} V_2 + \dots + F^1 V_{t-1} + V_t \quad (3)$$

一旦估计出式(1)并识别出结构冲击载荷矩阵  $B$ , 式(3)可写为:

$$X_t = f^t X_0 + f^{t-1} v_1 + f^{t-2} v_2 + \dots + f^1 v_{t-1} + v_t \quad (4)$$

其中, $f^i$  为  $F^i$  对应的估计值, $i = 1, 2, \dots, t$ ;  $v_j$  为  $V_j$  对应的估计值, $j = 1, 2, \dots, t$ ; 即原始序列  $\{X_t\}_{t=1}^T$  可由初始值  $X_0$  和估计出的结构冲击序列  $\{\hat{\epsilon}_t\}_{t=1}^T$  线性表示。基于式(4),通过改变  $\{\hat{\epsilon}_t\}_{t=1}^T$  在一定时间段内的值,就可进行历史分解,量化出某种冲击在特定时间段对宏观经济变量的解释份额。

本文用工业增加值表示产出。由于国家统计局从 2006 年 12 月只发布工业增加值年度同比增长率,而不再发布现价水平值,本文根据国家统计局的工业增加值年度同比增长率公式计算出 2006 年 12 月至 2013 年 10 月的现价水平值。用 CPI 环比序列对工业增加值序列进行去通胀处理而得到实际产出,其中 CPI 环比序列的基期为 2005 年 1 月。同时,将 M2 的水平值引入 SVAR 模型,以对应 IS-LM-Phillips 曲线模型。样本区间是 2001 年 1 月—2013 年 10 月。

当前主要有两类度量经济政策不确定性水平的方法,一类是直接估计货币(财政)政策变量序列,利用时变标准差表示货币(财政)政策不确定性, Fernández-Villaverde 等(2015)、Born 和

<sup>①</sup> 本文的假设与已有国内文献保持一致,例如龚敏和李文溥(2007)、欧阳志刚和史焕平(2010)、黄桂田和赵留彦(2010)均是利用基准的 AS-AD 模型刻画中国的宏观经济运行,而在标准宏观经济学教材中,由 IS-LM-Phillips 曲线模型可推导出 AS-AD 模型。同时,为了与理论模型保持一致,本文并未诉求于扩大 VAR 模型的规模,田磊、林建浩(2016)在包含更多变量的 VAR 模型中得到了与本文一致的脉冲响应结果,因此我们认为 VAR 规模并不影响本文的主要结论。

Pfeifer(2014)采用的方法归于此类,该类方法的特点是经济意义明确,方便与已有财政货币理论建立联系;一类是基于新闻报道内容编制的政策不确定性指数,该类指数具有经济政策覆盖面广、更新及时的优点。由斯坦福大学 Bloom、Baker 和芝加哥大学 Davis 三位教授领衔的研究组,利用该方法编制了世界主要经济体的政策不确定性指数,并被著名的美联储圣路易斯分行 FRED 数据库收录发布。考虑到研究对象是多方面宏观经济政策而非单纯财政或货币政策的不确定性,本文采用 Baker 等(2015)编制的中国经济政策不确定性指数,其中的“经济政策”指的是由中央政府制定的,能够影响全局的财政、货币、监管等宏观经济政策。该指数基于香港著名英文报纸《南华早报》的新闻报道编制而成(田磊、林建浩,2016)。

估计 SVAR 模型前需进行必要的数据处理。考虑到经常使用的 X 12 季节调整方法是依据美国节假日设计的,并不能有效地处理中国的节假日效应,本文参考 Lindé(2005)、王君斌等(2011)的做法,对产出、价格水平和 M2 进行去趋势和季节性处理。以产出变量为例,首先对数据取对数,然后对常数项、时间趋势项和季节虚拟变量回归,得到的残差序列即为产出趋势离差序列。本文分别用  $\{y_t\}_{t=1}^T$ 、 $\{p_t\}_{t=1}^T$ 、 $\{M2_t\}_{t=1}^T$  表示产出、价格水平和广义货币供给量的趋势离差序列;同时,借鉴 Bloom (2009)、Carrière 和 Céspedes(2013)的处理方法,本文直接将中国经济政策不确定性指数水平值(用  $\{index_t\}_{t=1}^T$  表示)引入 SVAR 模型,那么实际估计的基准 VAR 模型是  $\{y_t, p_t, M2_t, index_t\}$ 。趋势离差序列显示:实际产出在 2004 年 2 月至 2006 年 8 月处于明显的扩张期,而在 2011 年 11 月至 2013 年 10 月处于收缩期;价格水平则从 2011 年 7 月至 2013 年 4 月呈现较陡峭的上升趋势。

本文借助 R 软件中的“VARs”软件包考察 VAR 模型的滞后阶数,结合 4 种准则判断结果(其中 AIC、HQ、FPE 三种准则显示滞后阶数为 3,SC 准则显示滞后阶数为 1),并考虑样本数据长度,本文选择滞后阶数  $p=2$ ;另外,本文还利用 OLS-MOSUM 方法检验了 VAR 模型的平稳性,未发现结构突变现象。最后,本文在贝叶斯框架中估计 VAR 模型的参数,贝叶斯方法对非平稳数据是免疫的(Uhlig, 2005)。

## (二)构建混合识别法

### 1. 构建混合识别法的必要性

符号约束识别法不能识别经济政策不确定性这一新的冲击类别。进行符号约束识别的前提条件是设定脉冲响应函数的符号约束条件,而这些约束条件来源于广被认可的经济理论或经验事实,比如,大多数经济学家认为,在紧缩货币政策冲击下,短期基准利率不会降低,央行控制的非借出储备不会增加,价格水平不会升高,基于这一普遍认知,Uhlig(2005)对短期基准利率、非借出储备和价格水平的脉冲响应函数施加符号约束,识别出紧缩性货币政策冲击。与货币政策冲击不同,经济政策不确定性冲击是新的冲击类型,目前学术界对它的宏观经济效应还了解甚少,没有形成广泛共识,因此就无法设定合适的符号约束条件。正是基于上述原因,Baker 等(2015)、Leduc 和 Liu(2012)、Fernández-Villaverde 等(2015)等文献均采用经典的乔列斯基分解识别法,但该方法难以同时识别政策不确定性和其他结构冲击。<sup>①</sup>需要说明的是,按照 Rubio-Ramirez, Waggoner 和 Zha (2010)的分类,乔列斯基分解识别法通过对载荷矩阵施加零约束实现识别,属于传统识别法。

要同时识别传统结构冲击(总需求、总供给和货币政策)和经济政策不确定性冲击,我们需要借鉴 Mumtaz 和 Surico(2009)、Kilian 和 Murphy(2012)的做法,在符号约束识别法的框架内,既对

<sup>①</sup> 如 Bjørnland(2009)论述,乔列斯基分解识别法(即循环识别法)识别结构冲击的前提是变量的反应有先后顺序,当两个变量的反应没有时间差异时(比如利率和汇率同时对货币政策发生反应,产出和价格同时对需求冲击发生反应),该方法就无法使用。

脉冲响应函数施加符号约束,又对载荷矩阵施加零约束,以此构建专门的混合识别法。

### 2. 混合识别条件的具体内容

混合识别法的基本思路是:对特定内生变量的脉冲响应设定常规的符号约束条件以识别总需求、总供给和货币政策冲击;对载荷矩阵设定零约束条件识别经济政策不确定性冲击。

根据一些被普遍接受的经验事实(Gali,1992;Peersman,2005),本文设定常规的符号约束识别条件:在冲击发生后的一定时期内,正的总需求冲击不会引起实际产出和价格水平下降,正的总供给冲击不会引起实际产出下降、价格水平上升;紧缩货币政策冲击不会引起实际产出和价格水平上升,但一定会伴随货币供给量降低。显而易见,上述符号约束条件也适合于中国宏观经济运行实际。

新近文献均使用乔列斯基分解法识别不确定性冲击,本文设定相应零约束识别条件:不确定性冲击对产出、价格、货币政策变量不产生当期影响,而这三个变量对应的结构冲击对经济政策不确定性指数施加当期影响。该假设的思路与 Baker 等(2015)、Leduc 和 Liu(2012)的思路一致,均是考虑变量相互影响在时间上的先后顺序。但考虑到中国的特殊情况,许多经济政策的制定是事后性的,即出现问题后,为了防止经济形势恶化,相关主管部门才采取相应政策,因此本文假设产出、价格和流动性水平的变化影响当期经济政策的变化,进而引致政策不确定性水平的变化。需要说明的是,这些零约束条件得到的实证结果高度稳健(包括改变变量排序)。混合识别法的具体约束条件呈现在表 1 中。

借鉴 Mumtaz 和 Surico(2009)的做法,本文利用结构式模型的形式说明混合识别法的当期识别条件。由于 VAR 模型包括实际产出( $lv$ )、CPI( $lc$ )、货币供给量 M2( $lm$ )、中国经济政策不确定性指数( $index$ )4 个内生变量,对应地,简化式 VAR 模型中的信息  $u_t(4 \times 1)$  可写为  $u_t = (u_{lv}, u_{lp}, u_{lm}, u_{index})'$ ,结构信息  $\epsilon_t(4 \times 1)$  则可写为  $\epsilon_t = (\epsilon_{AD}, \epsilon_{AS}, \epsilon_{mp}, \epsilon_{in})'$ ,其中,  $\epsilon_{AD}$  表示总需求冲击,  $\epsilon_{AS}$  表示总供给冲击,  $\epsilon_{mp}$  表示货币政策冲击,  $\epsilon_{in}$  表示经济政策不确定性冲击。结构冲击识别矩阵  $B_{4 \times 4}$  被设定为:

$$\begin{pmatrix} u_{lv} \\ u_{lp} \\ u_{lm} \\ u_{index} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} + & + & - & 0 \\ + & - & - & 0 \\ \times & \times & - & 0 \\ \times & \times & \times & + \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_{AD} \\ \epsilon_{AS} \\ \epsilon_{mp} \\ \epsilon_{in} \end{pmatrix} \quad (5)$$

其中,“ $\times$ ”表示影响不确定,“+”表示正向影响,“-”表示负向影响,“0”表示不产生影响。

表 1 符号约束和零约束识别条件

	产出	价格	M2	经济政策不确定性指数
总需求冲击	$\geq 0$	$\geq 0$	$\odot$	$\odot$
总供给冲击	$\geq 0$	$\leq 0$	$\odot$	$\odot$
货币政策冲击	$\leq 0$	$\leq 0$	$< 0$	$\odot$
经济政策不确定性冲击	当 $k=0$ 时为 0, 其他条件下为 $\odot$	当 $k=0$ 时为 0, 其他条件下为 $\odot$	当 $k=0$ 时为 0, 其他条件下为 $\odot$	$> 0$

说明:给定脉冲响应时期  $k$ ,相关内生变量对某一结构冲击的脉冲响应被设定为非正( $\leq 0$ )、非负( $\geq 0$ )和没有限定( $\odot$ )。

### 3. 混合识别法的实现步骤

符号约束识别方法在 SVAR 框架中的基本实现步骤是:根据明确陈述的假设条件,向相关内生变量对某一冲击的脉冲响应在特定时期的符号施加约束。令  $A = [A_1, A_2, \dots, A_p]$  表示式(1)的系数矩阵,  $B$  为  $\Sigma$  的 Cholesky 分解矩阵,  $QQ' = I_m$  为正交矩阵,实现符号约束识别法等价于寻找矩阵集合  $Q$

$\in q$ ,使 $[A, Q'B]$ 对应的脉冲响应函数满足符号约束条件(Fry 和 Pagan, 2011; Rubio-Ramirez 等, 2010)。

本文混合识别法的具体实现步骤包括:(1)参考 Uhlig(2005),本文首先在贝叶斯框架中估计式(1)中的参数,得到 $[A, \Sigma]$ 后验分布概率空间;(2)抽取每个元素为独立标准正态分布的随机矩阵  $X_{(m-1) \times (m-1)}$ ,进行 QR 分解并正规化上三角矩阵  $R$ ;(3)令  $P=Q$  且令  $I(1:(m-1), 1:(m-1))=Q$ ,其中  $I_m$  为单位阵,产生 $[A, I'B]$ 对应的脉冲响应函数;(4)如果上一步产生的脉冲响应函数满足符号约束条件,保留  $P$ ,否则回到步骤二重新抽样。(5)利用 Fry 和 Pagan(2011)提出的“最小距离法”得到中位数模型(median model),并基于中位数模型得到脉冲响应和历史分解结果。

#### 4. 中位数模型

使用符号约束识别法识别结构冲击时,会得到 $[A, \Sigma]$ 的后验分布样本空间,其中第  $i$  个样本用  $[A_i, B_i], i=1, 2, \dots, n$  表示,该样本对应的脉冲响应函数满足符号约束条件,如果用  $ir_{i,j,k}, i=1, 2, \dots, n, j=1, 2, \dots, m, k=0, 1, \dots, K$  表示第  $j$  个内生变量第  $k$  期脉冲响应值,则点态后验中位数(pointwise posterior medians)脉冲响应和 68%置信区间指的是,对所有的  $k=0, 1, \dots, K$ ,分别对  $\{ir_{i,j,k}\}_{i=1}^n$  进行排序,得到 16%、50%和 84%分位点,然后将每一期的分位点按时间排序,得到点态中位数脉冲响应序列  $\{ir_{*,j,k}\}_{k=0}^K$  和 68%置信区间。大多数文献使用点态中位数和 68%置信区间呈现脉冲响应结果,而 Fry 和 Pagan(2011)认为点态中位数脉冲响应来自不同的结构模型(即不同的“ $i$ ”),因此难以准确理解脉冲响应的经济意义,也不能进行方差分解和历史分解。为此,Fry 和 Pagan(2011)提出中位数模型,即先把所有的脉冲响应进行标准化,然后挑选出距离点态中位数脉冲响应最近的脉冲响应样本,产生该脉冲响应的模型就是中位数模型,可记为 $[A_*, B_*]$ ,以此模型为基础,就可进行方差分解和历史分解。

## 四、实证结果分析

### (一)脉冲响应分析

图 1~图 4 呈现了内生变量对总需求、总供给、货币政策和政策不确定性冲击的脉冲响应结果。<sup>①</sup> 中位数模型对应的脉冲响应曲线与点态后验中位数脉冲响应曲线高度契合,由此说明本文寻找到的中位数模型对实证结果信息具有很好的代表性;同时,实际产出、价格水平的脉冲响应置信区间与稳态线(即  $y=0$  线)界限分明,显示出很好的统计显著性。大多数脉冲响应曲线在形态、强度和符号方面均与标准宏观经济理论和广被接受的经验事实相符,表现出很好的经济学合理性。

需要强调的关键结果包括:(1)实际产出对政策不确定性冲击呈现出 Bloom(2009)论证的“观望”反应模式,但只有很小的反应程度。也就是说,相比于传统结构冲击,政策不确定性冲击仅具有较弱的产出效应。(2)比较实际产出对三种传统结构冲击的脉冲响应曲线,供给冲击具有最强的初期效应和影响持续性,而货币政策冲击的持续性最弱,这一结果与标准宏观经济学教科书关于供给冲击、需求冲击和货币政策冲击的产出效应相符(多恩布什等, 2010)。(3)总供给冲击、总需求冲击对价格水平具有较强的初期影响,但影响持续性较弱;货币政策冲击、政策不确定性冲击拥有持续性较强的价格效应,但初期影响较弱;特别需要强调的是,与实际产出的脉冲响应结果不同,政策不确定性冲击对价格水平具有明显的影响。

此处尝试给出政策不确定性冲击脉冲响应结果的一种解释。首先,总需求角度,政策不确定

<sup>①</sup> Peersman(2005)设定的脉冲响应符号约束期限是 12 个月,而已有经验证据表明相比欧美国家数据,中国数据对应的影响持续性比较短,因此本文选择脉冲响应符号约束期限为 9 个月。



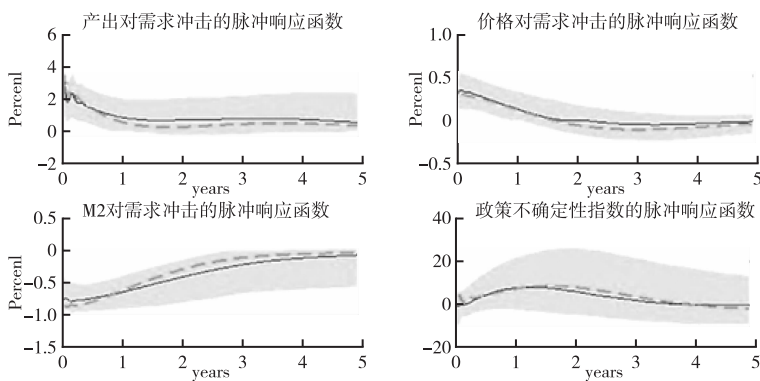


图 1 需求冲击脉冲响应图

注:此图呈现的是 4 内生变量对一标准差正向总需求冲击的脉冲响应。其中,间断线是中位数模型对应的脉冲响应曲线,实线则是点态后验中位数脉冲响应曲线,阴影部分区域表示 68% 置信区间。下同。

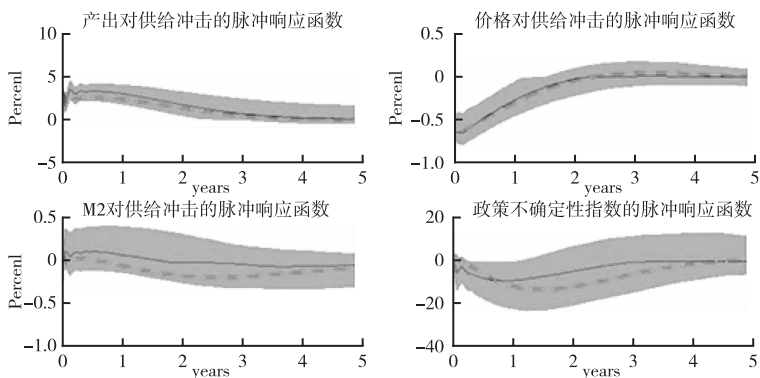


图 2 供给冲击脉冲响应图

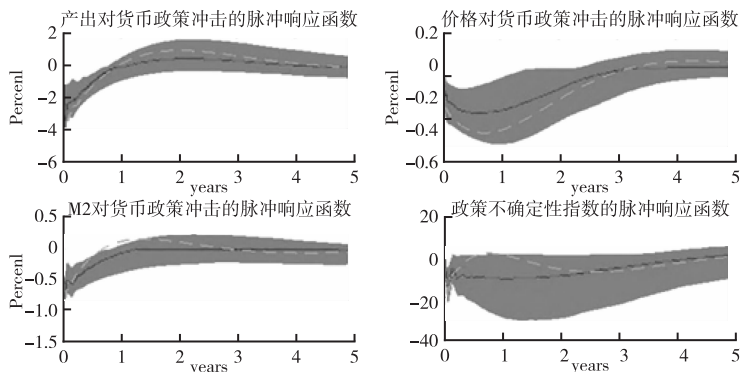


图 3 货币政策冲击脉冲响应图

性通过“实物期权效应”与金融摩擦的交互作用两种机制抑制投资和消费,减少总需求,而样本期内中国更多的是依赖投资和出口实现经济增长,因此我们聚焦对投资的影响。此处需要区分国有企业投资和非国有企业投资。国有企业具有明显的软预算约束特征以及带有计划经济色彩的投资决策模式(马草原、李成,2013),这导致政策不确定性只会对其施加较弱的“实物期权效应”;同

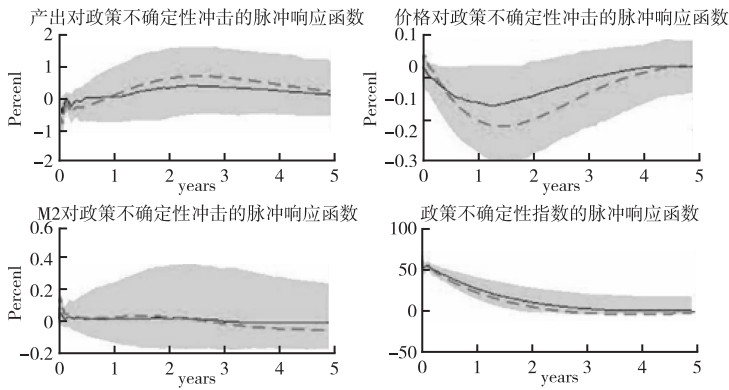


图 4 政策不确定性冲击脉冲响应图

时,国企遭受程度更弱的金融摩擦。上述两点导致政策不确定性对国企投资只存在微弱的负向冲击效应。其次,相比于发达市场经济体,中国对经济活动拥有更强的控制力和干预能力,对经济持续快速增长有更强的诉求(周黎安,2007)。在样本期内,每逢经济增速处于低谷时,中央政府就采取一系列政策措施刺激经济增长。因此,每当经济不景气时,相关企业尤其是基础建设领域的企业,就会预期中央政府和地方政府出台经济刺激政策,这一预期导致企业进行投资决策时更大胆激进,由此导致政策不确定性冲击只能给这类企业带来较弱的“实物期权效应”。综上所述,经济政策不确定性对国企和政府主导的投资只能施加较弱的“实物期权效应”,加上政府对经济增长的“底线思维”,综合造成了政策不确定性冲击对实际产出的微弱抑制作用。

对比产出,政策不确定性对价格的强抑制作用很可能源于其对民企投资和居民消费拥有较强的“实物期权效应”,而它们是影响 PPI 和 CPI 走势的关键因素。<sup>①</sup> 相比于国有企业,民营企业做投资决策时不用过多考虑“稳增长”、“满足国家发展需要”等政策目标因素,而是专注于企业自身的利润目标,也就是说投资决策更加市场化(马草原、李成,2013),因此对经济政策环境的变化更加敏感。与国企相比,民企面临更加严重的金融约束,而金融约束放大了政策不确定性的“实物期权效应”(Song, Storesletten 和 Zilibotti, 2011; Gilchrist, Sim 和 Zakrajšek, 2014)。与此同时,国有企业普遍占据了矿产、电力、能源等处于产业链上游的行业,而产业链下游生产最终消费品的企业绝大部分是非国有企业(Li, Liu 和 Wang, 2015),政策不确定性抑制了下游企业的投资需求,自然造成价格下行压力。

总体上,经济政策不确定性对应的脉冲响应结果符合样本期内中国经济运行现实,三种传统结构冲击对应的脉冲响应结果也与 IS-LM-Phillips 模型的理论预期一致。

## (二) 历史分解分析

脉冲响应度量的是结构冲击对宏观经济变量的平均影响,并不能体现出某因素在某个特定时间段的相对重要性。为此,需要基于估计的 SVAR 模型进行历史方差分解,以量化识别样本期内驱动中国宏观经济波动的主导因素。以总需求冲击为例说明历史分解的具体步骤:(1)根据研究目的选定一段样本区间,假定该时间段总需求冲击序列值为 0,同时保持其他结构冲击序列值不变;(2)将假设的冲击向量序列代入模型,得到模拟产出序列;(3)比较真实产出序列与模拟产出序

<sup>①</sup> 如上文论述,经济政策不确定性只是对政府(包括国有企业)主导的投资影响不大,但不代表其对市场化投资没有影响,徐业坤等(2013)发现政治不确定性对民营企业投资具有显著抑制作用的实证结果说明了“实物期权效应”的存在。

列,计算出两序列差异的平均值,由于产出序列已对数化,因此该差异平均值可近似为百分比。本部分首先呈现2004年2月—2006年8月实际产出序列的历史分解结果,这段时间处于明显的经济扩张期;接着分别呈现2011年11月—2013年10月实际产出序列和2011年7月—2013年4月价格水平序列的历史分解结果,分别对应经济收缩期和价格水平的上升期。在讨论分解结果是否与经济事实相符的基础上,总结出驱动宏观经济波动的主要经济因素。

### 1. 经济扩张期(2004年2月—2006年8月)实际产出序列的历史分解

此处利用历史分解方法分析2004年2月—2006年8月的实际产出序列,量化四种结构冲击对该段经济扩张的贡献度。图5呈现了总需求、总供给、货币政策和政策不确定性四种结构冲击的贡献份额。结果显示:总需求冲击拥有最大贡献份额,关闭平均值为正的总需求冲击序列将引致实际产出下降约14个百分点;总供给冲击和货币政策冲击对应的变动比例分别是1.35%、0.33%;而关闭平均值为正的政策不确定性序列仅仅使实际产出序列平均上浮0.17%,也就是说,2004年2月—2006年8月经济扩张趋势主要由总需求引致,供给因素和货币政策因素也具有一定解释能力,而政策不确定因素对实际产出增长只具有微弱抑制作用。

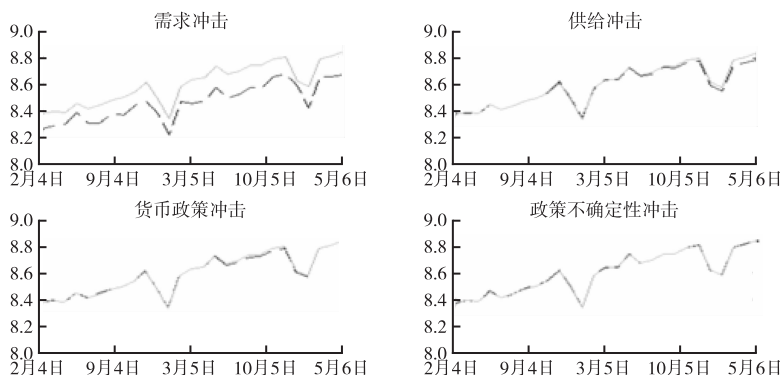


图5 2004.2—2006.8实际产出序列历史分解

注:图中实线是真实的实际产出序列(已对数化),虚线是模拟的实际产出序列。

这一历史分解结果较好地契合了相应的宏观经济事实。众所周知,2001年12月中国加入WTO,外部需求成为其后10余年驱动中国经济增长的重要引擎,《中国统计年鉴(2013)》显示,2004年至2006年净出口对GDP增长贡献率达到10.6%。同一时期,我国进行了大规模的基础设施建设,西部大开发战略、西气东输、西电东送、水利枢纽、干线公路等重大投资项目相继开工建设,从而有力地拉动了内部需求,《中国统计年鉴(2013)》表明,2002—2006年资本形成总额对GDP增长贡献率达到49.6%。由此可知,以大型基础设施建设为主要形式的国内投资需求和以净出口表示的外部需求是此段经济持续扩张的首要驱动因素。值得注意的是,供给冲击并不是驱动此段经济扩张的主要因素,这一时期,国有企业改革已经完成,要素配置效率和技术进步引致的TFP增速放缓,进而导致TFP对工业增长的贡献呈现明显的下降趋势(张军等,2009;聂辉华、贾瑞雪,2011)。

### 2. 经济收缩期(2011年11月—2013年10月)实际产出序列的历史分解

2012年第一季度以来,中国GDP增长率进入“7时代”。图6呈现了2011年11月—2013年10月四种结构冲击的贡献份额,结果显示:总需求冲击仍拥有最大的解释份额,关闭总需求冲击序列将引致实际产出上浮约6.6个百分点;关闭平均值为负的总供给冲击将引致实际产出上浮约

0.12%，而关闭平均值为正的货币政策冲击<sup>①</sup>却使实际产出平均上浮0.48%；与预期一致，政策不确定性冲击对实际产出的影响微弱，也就是说，最近一轮的经济增速下降主要是由需求因素造成。

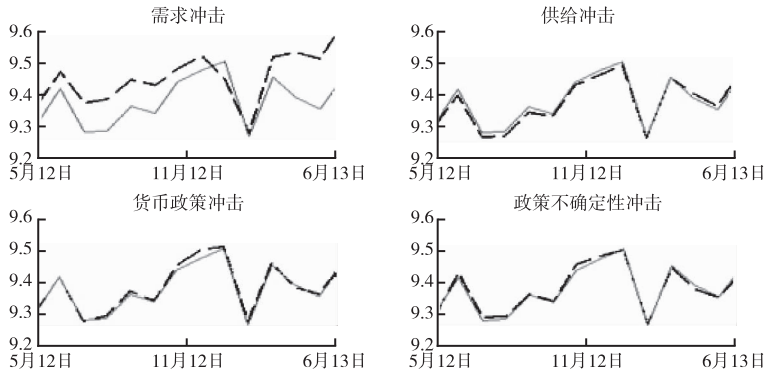


图6 2011.11—2013.10 实际产出序列历史分解

注：图中实线是真实的实际产出序列（已对数化），虚线是模拟的实际产出序列。

2009—2013年，中国经济运行的主要特征可以概括为：政策刺激、产能过剩和“去杠杆化”，大规模政府主导投资引致信贷总量大幅度增长，进而引致企业负债水平大幅度提高，最后面临的是痛苦又缓慢的“去杠杆化”过程。具体来讲，为抵御国际金融危机的严重冲击，中央人民政府于2008年底推出“四万亿”投资计划，地方政府也纷纷推出地方版“四万亿”投资项目。政府主导投资使2009—2011年经济增速保持在9%以上，资本形成贡献率则分别达到87.6%、52.9%和47.7%。而到了2011年下半年，政策投资刺激效果逐渐减弱，同时一些不良后果开始显现。相比于2009年3月至2011年6月，2011年7月至2013年10月固定资产投资增长速度明显下降，对应地，工业增加值增长速度从2010年下半年开始呈现明显下降趋势。同一时期，在世界经济复苏乏力的大环境下，外部需求恢复形势受到明显影响，2011年7月至2013年10月，中国出口总值平均累计增长率为12.86%，远远低于2010年1月至2011年6月的30.18%。上述经济事实说明负向需求冲击是导致经济增速下滑的主要因素。

在各级政府开展大规模投资项目的背景下，许多项目未经充分论证就开工建设，造成多行业（比如钢铁、水泥、煤化工、电解铝）出现严重的产能过剩和重复建设。<sup>②</sup> 产能过剩导致企业经济效益和经营效率难以提高，同时造成大量银行不良贷款，加重资源错配程度，引致中国经济TFP增长缓慢（Hsieh和Klenow, 2009；Brandt, Tombe和Zhu, 2013），由此可以部分地解释负向的供给冲击。然而，在经济处于供给过剩需求不足的总体情形下，供给冲击并不能过多地解释实际产出的负向波动。

2009年和2010年的货币供给量M2和信贷投放量迅猛增长，并且相当一部分新增信贷资金流向国有企业和政府融资平台，同时也有相当一部分资金流入房地产市场，也就是说，新增流动性并未有效地流入实体经济部门。到了2013年，频繁出现“不缺钱的钱荒”现象，表明信贷资金错配

<sup>①</sup> 这里需要说明的是，图3的脉冲响应结果表明，随着时间推移，实际产出对紧缩货币政策冲击的反应会呈现正向，仅从计量角度分析，此点意味着平均值为正的货币政策冲击序列有可能对应负的产出序列。

<sup>②</sup> 《国务院批转发展改革委等部门关于抑制部分行业产能过剩和重复建设 引导产业健康发展若干意见的通知》国发〔2009〕38号；《高层将出台化解产能过剩总体方案 五大行业名列其中》，《中国证券报》，2013年7月30日。

程度已非常严重。<sup>①</sup> 统计数据显示,2009—2013年(除2011年)中国一直存在信贷增速超过GDP名义增速的现象,经济学家称之为“中国信贷谜团”。<sup>②</sup> 尽管经济学家对这一现象有许多不同的解释,但一个可以确定的事实是:新增流动性拉动经济增长的效果在这一时期已变得非常微弱。可以发现,图6的历史分解结果与这一经济事实相符,即如果关闭平均值为正的货币政策冲击序列,实际产出却呈现小幅度的上浮。

如前文所述,政策不确定性对政府主导的投资不具有或只具有微弱的抑制作用,但对民企的投资需求和消费者的消费需求具有较强的“实物期权效应”,而此阶段实际产出的正向波动主要由政府主导投资拉动,因此,政策不确定性在总体层面对实际产出只具有微弱的解释能力。

### 3. 通货膨胀驱动因素识别(2011年7月—2013年4月价格水平序列的历史分解)

对于我国通胀的驱动类型,学界主要存在“需求拉动型”和“成本推动型”两种主要观点,针对前者的治理手段偏向紧缩需求的宏观政策,后者则偏向于关注供给管理。彭方平等(2012)从微观实证的角度发现我国通货膨胀除了受需求拉动影响外,工资成本的上升也是导致我国通货膨胀的重要原因。

本文则从宏观实证的角度对此提供新的见解,图7依次呈现了四种结构冲击对2011年7月至2013年4月价格水平序列的解释份额,可以发现:供给层面因素是引致物价水平呈现持续上涨趋势的主要原因,关闭平均值为负的总供给冲击序列将引致价格水平平均下降约0.74%;货币政策因素是解释价格水平持续上升的次要因素,关闭平均值为正的货币政策冲击序列将引致价格水平平均下降约0.13%;需要强调的是,如果不发生平均值为正的政策不确定性冲击,价格水平将平均上升0.58%;最后,负向的总需求冲击几乎对价格水平的波动没有解释能力。

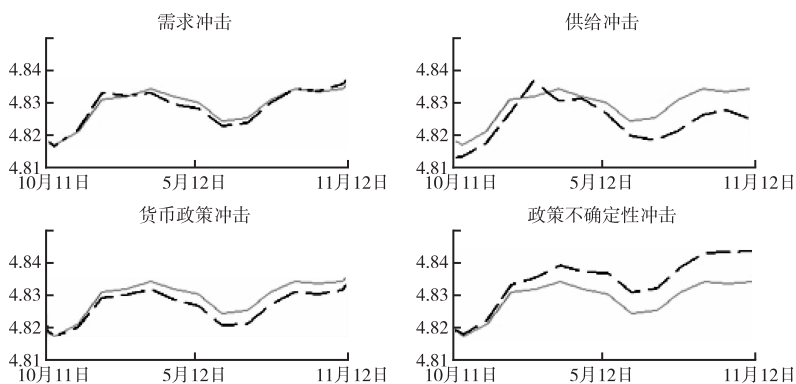


图7 2011.11—2013.4 价格水平序列历史分解

注:图中实线是真实的价格水平序列(已对数化),虚线是模拟的价格水平序列。

事实上,根据人民银行每季度发布的《中国货币政策执行报告》,发端于2010年末的最近一轮价格水平正向波动呈现以下几个特点:第一,食品价格上涨幅度远高于非食品价格上涨幅度;第二,农产品、矿产品、煤、油、电等资源品价格上涨幅度远高于加工业产品价格上涨幅度;第三,进口价格涨幅高于出口价格涨幅,可见供给面的负向冲击是推动2010年末至2013年上半年价格上涨

① 《不缺钱的钱荒:钱去哪里了?》,腾讯财经,2013年6月24日,http://finance.qq.com/zt2013/cjgc/qh.htm.

② 谭小芬:《人民财评:中国信贷增长与经济增速为何背道而驰?》,人民网—财经频道,2013年05月20日;高善文、姚学康、尤宏业:《M2与名义GDP增速裂口或收窄》,安信证券宏观经济研究报告,2014年1月。

的主要因素;另一方面,产业链下游企业(大部分是民营企业)的投资经营活动对以 CPI 表示的价格水平具有直接影响,而经济政策不确定性对该种经济活动又具有较强的抑制作用,由此可以理解政策不确定性冲击对此阶段价格水平具有较强的抑制作用。

## 五、结 论

为全面考察经济政策不确定性的宏观经济波动效应,本文构建基于中国宏观经济运行实际的 SVAR 模型,量化分析经济波动的冲击来源和相对重要性。其中,为同时识别出总需求、总供给、货币政策和经济政策不确定性四种结构冲击,本文设计了一种综合常规符号识别法和经典乔列斯基分解识别法的混合识别法,并利用历史分解方法量化测度出需求因素、供给因素、货币政策和经济政策不确定性对特定时期宏观经济波动的贡献份额。

我们发现:相比于三种传统结构冲击,经济政策不确定性并不具有明显的产出波动影响力,但其对价格表现出持续性较强的抑制作用;在整个样本期,需求冲击是产出波动的最重要驱动力,供给冲击次之;在通胀期,负向供给冲击和宽松货币政策是重要推动力,政策不确定性则对价格起到了明显的抑制作用。

本文的研究对于经济政策不确定性的宏观经济效应这一主题具有重要意义:(1)不但发现了政策不确定性冲击具有“通胀效应强于产出效应”的中国特色,还基于国企业异质性和政府对经济增长具有“底线思维”等中国经济特征,对该发现提供了一个逻辑一致的解释,这一解释为未来的微观机制建模提供了一个有用的视角。(2)混合识别法不仅能够有效避免将政策不确定性与其他结构冲击相混淆的错误,还能系统地比较每种冲击的宏观经济波动解释力,这种比较为“政策不确定性是一种负向需求冲击”的观点提供了更有说服力的证据。

本文结论同样具有明显的政策含义:(1)努力降低企业投资,特别是民营企业投资面对的政策不确定性水平。我们认为,对政府和国企主导投资的“弱实物期权效应”导致了政策不确定性的弱产出效应,而对民企投资和居民消费的“强实物期权效应”导致了持续性较强的通胀抑制效应。对应于现阶段的宏观经济实际,民营企业投资增长的持续乏力意味着政府应该更加重视民营企业面对的政策环境,明确并有效落实刺激民营企业投资增长的关键政策,降低政策不确定性水平;与此同时,政府在发挥积极财政政策“托底”作用的过程中,要防止由于政策实施不到位而给企业投资带来的不确定性,比如当下正在实施的减税政策。(2)有效需求不足是引致近年来经济增速放缓的主要原因,而有效需求不足和有效供给不足是一枚硬币的两面,是共生的,因此要立足“供给侧改革”,提高经济运行效率以持续改善经济供给面,但在改革过程中,中央政府应加强政策主管部门(发改委、财政部、中国人民银行等部门)之间的统筹协调,明确改革路径和措施,减少改革实施过程中产生的政策不确定性。

### 参考文献:

1. 曹春方:《政治权力转移与公司投资:中国的逻辑》,《管理世界》2013年第1期。
2. 陈浪南、田磊:《基于政策工具视角的我国货币政策冲击效应研究》,《经济学(季刊)》2014年第14卷第1期。
3. [美]多恩布什、费希尔、斯塔兹:《宏观经济学》,中国人民大学出版社2010年版。
4. 龚敏、李文溥:《经济波动的总供给与总需求冲击作用分析》,《经济研究》2007年第11期。
5. 黄桂田、赵留彦:《供给冲击、需求冲击与经济周期效应——基于中国数据的实证分析》,《金融研究》2010年第6期。
6. 黄益平:《政策不确定性、产权歧视和杠杆率国进民退》,财新网专栏文章2016年7月22日。

7. 李凤羽、杨墨竹:《经济政策不确定性会抑制企业投资吗?》,《金融研究》2015年第4期。
8. 马草原、李成:《国有经济效率、增长目标硬约束与货币政策超调》,《经济研究》2013年第7期。
9. 聂辉华、贾瑞雪:《中国制造业企业生产率与资源误置》,《世界经济》2011年第7期。
10. 欧阳志刚、史焕平:《中国经济增长与通胀的随机冲击效应》,《经济研究》2010年第7期。
11. 彭方平、樊海潮、连玉君、展凯:《我国通货膨胀类型的甄别》,《经济研究》2012年第8期。
12. 王君斌、郭新强、蔡建波:《扩张性货币政策下的产出超调、消费抑制和通货膨胀惯性》,《管理世界》2011年第3期。
13. 王贤彬、徐现祥、李郁:《地方官员更替与经济增长》,《经济学(季刊)》2009年第4期。
14. 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?》,《南开经济研究》2016年第2期。
15. 徐业坤、钱先航、李维安:《政治不确定性、政治关联与民营企业投资》,《管理世界》2013年第5期。
16. 王文甫、张南、岳超群:《中国财政政策冲击的识别与效应——符号约束识别法下的SVAR分析》,《财经研究》2015年6月第41卷第6期。
17. 周黎安:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》2007年第7期。
18. 张军、陈诗一、Jefferson:《结构性改革与中国工业增长》,《经济研究》2009年第7期。
19. 赵文胜、张屹山:《货币政策冲击与人民币汇率动态》,《金融研究》2012年第8期。
20. 张玉鹏、王茜:《政策不确定性的非线性宏观经济效应及其影响机制研究》,《财贸经济》2016年第4期。
21. Bachmann, R., & Bayer, C., 'Wait-and-See' business cycles? *Journal of Monetary Economics*, Vol. 60, No. 6, 2013, pp. 704-719.
22. Bachmann, R., Elstner, S., & Sims, E. R., Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 5, No. 2, 2013, pp. 217-249.
23. Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J., Measuring economic policy uncertainty, NBER Working Paper No. 21633, 2015.
24. Basu, & Bundick, Uncertainty shocks in a model of effective demand, NBER Working Paper No. 18420, 2012.
25. Blanchard, O. J., & Quah, D., The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, 1989, pp. 655-673.
26. Bloom, N., The impact of uncertainty shocks. *econometrica*, Vol. 77, No. 3, 2009, pp. 623-685.
27. Bloom, N., Fluctuations in uncertainty. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 28, No. 2, 2014, pp. 153-175.
28. Bloom, Floetotto, Jaimovich, Saporta-Eksten, & Stephen, Really Uncertain Business Cycles, NBER Working Paper No. 18245, 2012.
29. Born, B., & Pfeifer, J., Policy risk and the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 68, No. 2014, pp. 68-85.
30. Brandt, L., Tombe, T., & Zhu, X., Factor market distortions across time, space and sectors in China. *Review of Economic Dynamics*, Vol. 16, No. 1, 2013, pp. 39-58.
31. Carrière-Swallow, Y., & Céspedes, L. F., The impact of uncertainty shocks in emerging economies. *Journal of International Economics*, Vol. 90, No. 2, 2013, pp. 316-325.
32. Faust, J., & M. Leeper. When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results? . *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 15, No. 3, 1997, pp. 345-353.
33. Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Kuester, K., & Rubio-Ramírez, J., Fiscal volatility shocks and economic activity. *The American Economic Review*, Vol. 105, No. 11, 2015, pp. 3352-3384.
34. Fry, R., & Pagan, A., Sign restrictions in structural vector autoregressions: A critical review. *Journal of Economic Literature*, Vol. 49, No. 4, 2011, pp. 938-960.
35. Gali, J., How well does the IS-LM model fit postwar US data? *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 1, 1992, pp. 709-738.
36. Gilchrist, S., Sim, J. W., & Zakrajšek, E., Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics, NBER Working Paper No. 20038, 2014.
37. Handley, K., & Limao, N., Trade and investment under policy uncertainty: theory and firm evidence. *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 7, No. 4, 2015, pp. 189-222.
38. Hsieh, C. T., & Klenow, P. J., Misallocation and Manufacturing TFP in China and India. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 124, No. 4, 2009, pp. 1403-1448.

39. Kellogg, R. ,The effect of uncertainty on investment: evidence from Texas oil drilling. *The American Economic Review*, Vol. 104, No. 6, 2014, pp. 1698—1734.
40. Kilian, L. ,&Murphy, D. P. ,Why agnostic sign restrictions are not enough: understanding the dynamics of oil market VAR models. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 10, No. 5, 2012, pp. 1166—1188.
41. Lindé, J. , Estimating New-Keynesian Phillips curves: A full information maximum likelihood approach. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, No. 6, 2005, pp. 1135—1149.
42. Leduc, S. , & Liu, Z. , Uncertainty Shocks Are Aggregate Demand Shocks, Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper, No. 10, 2012.
43. Li X. , Liu X. , & Wang Y. A model of China's state capitalism, Available at SSRN 2061521, 2015.
44. Mumtaz, H. , & Surico, P. , The transmission of international shocks: a factor - augmented VAR approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 41, No. s1, 2009, pp. 71—100.
45. Peersman, G. , What caused the early millennium slowdown? Evidence based on vector autoregressions. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, No. 2, 2005, pp. 185—207.
46. Rubio-Ramirez, J. F. , Waggoner, D. F. , & Zha, T. , Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference. *The Review of Economic Studies*, Vol. 77, No. 2, 2010, pp. 665—696.
47. Song, Z. , Storesletten, K. , & Zilibotti, F. , Growing like china. *The American Economic Review*, Vol. 101, No. 1, 2011, pp. 196—233.
48. Uhlig, H. , What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, No. 2, 2005, pp. 381—419.

## Is Economic Policy Uncertainty An Important Fluctuation Factor

——Based on A New Mixed Identification Method

TIAN Lei ( Zhejiang Sci-Tech University, 310018)

LIN Jianhao (Sun Yat-Sen University, 510275)

ZHANG Shaohua (Zhejiang Sci-Tech University, 310018)

**Abstract:** To investigate to what extent economic policy uncertainty affects China's macroeconomic fluctuations, we construct a mixed identification scheme that combines some regular sign restrictions with zero restriction, which simultaneously identifies economic policy uncertainty, demand, supply and monetary policy shocks. Impulse response analysis shows that economic policy uncertainty shocks exhibit the characteristics similar to negative demand shocks with inflation effects obviously stronger than output effect, whereas the effects produced by the three conventional shocks match the mainstream macroeconomic theory. We also calculate historical decomposition to assess relative importance of the shocks in explaining some important fluctuations. We find that in the full sample period, demand shocks are the primary driving factor of real output fluctuations, while the supply shocks are in the second position. Supply shocks are the most important driving force of inflation and monetary policy adds fuel to the flame, while economic policy uncertainty shocks exert obvious inhibition on the inflation. The academic contribution of this paper is showing some robust empirical facts of EPU's effects on macroeconomic fluctuations from the biggest developing country, the practical implication of our research is to provide academic support for the decision of "macroeconomic policies should keep stable".

**Keywords:** Macroeconomic Fluctuations, Economic Policy Uncertainty (EPU), Mixed Identification Method

**JEL:** E31, E32, E60

责任编辑:无明