

---

---

# 外国产出波动、通货膨胀 与中国菲利普斯曲线的平坦化

祝梓翔 邓 翔\*

**内容提要** 根据全球通胀假说,随着经济开放度下降,外国经济对本国通胀的影响逐渐让位于本国经济,这一假说与中国的“双循环”发展格局密切相关。本文首先采用时变参数向量自回归模型间接分析中国的菲利普斯曲线。结果表明,外国产出冲击对本国通胀有正向影响,但这种影响在2010年后弱化,近年来外国产出与本国通胀出现“脱钩”迹象。反事实分析表明,紧缩性货币政策和输入型通胀不足以解释中国通胀的弱周期性。为解释经验发现,本文构建了一个中等规模的开放经济模型。数值分析表明,本国通胀对外国产出的周期敏感性随着贸易开放度下降而弱化,但本国通胀对本国产出的周期敏感性不会因贸易开放度下降而显著改变。

**关键词** 全球化 通货膨胀 菲利普斯曲线 开放经济模型

---

## 一 引言

近年来,全球地缘政治风险加剧,逆全球化思潮涌动,世界贸易开放进程停滞不前。如图1所示,中国的贸易开放度从2008年金融危机后开始下降,结束了改革开放后贸易开放度持续上升的局面。与此同时,中国经济增速在2009年后逐步下降。基

---

\* 祝梓翔、邓翔(通讯作者):四川大学经济学院 成都市一环路南一段24号 610065 电子信箱: zhuzixiang@scu.edu.cn(祝梓翔), dengxiang@scu.edu.cn(邓翔)。

作者感谢国家自然科学基金青年项目(72003139)、四川大学“从0到1”项目(2020CXQ29)的资助,感谢匿名审稿人的建设性意见,当然文责自负。

于对世界经济形势的研判,中央明确提出构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。虽然“内循环”已成为中国经济发展的主题词,但中央多次强调以国内大循环为主体绝不是关起门来封闭运行,中国开放的大门不会关闭,只会越开越大<sup>①</sup>。因此,尽管外部经济存在诸多不确定因素,中国对外开放的基本格局没有改变。例如,2022年前三季度中国的外贸总额仍然保持了9.9%的增速<sup>②</sup>。作为世界第二大经济体,中国和全球经济有着紧密的联系(图1右图)。1980-2020年中国和全球经济增速的相关系数为0.40,中国加入世界贸易组织后这种协调性有所增强,2001-2020年相关系数升至0.62。

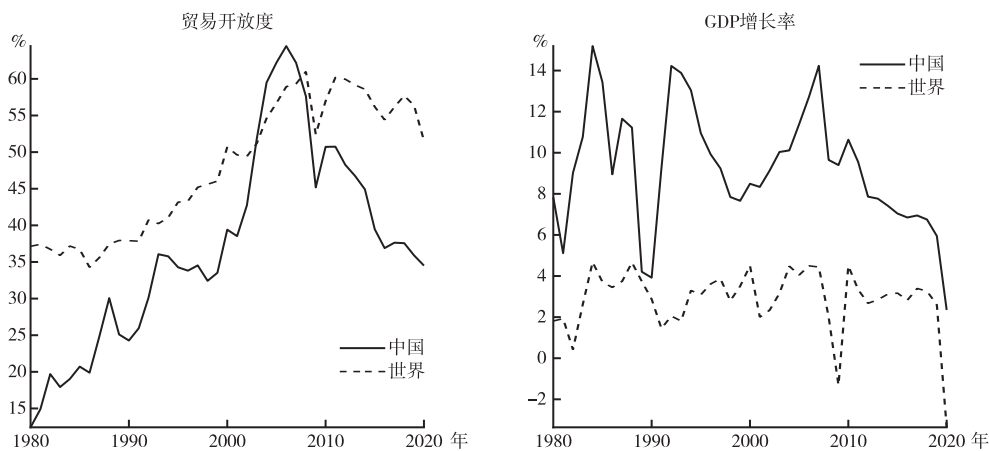


图1 贸易开放度和GDP增长率

说明:数据来自世界发展指标数据库,贸易开放度为进出口之和占GDP比重。

全球经济对中国经济的影响是全方位的,其中一个重要方面是通胀。近年来,一些诱导全球通胀的因素凸显,各国通胀上行风险加剧。全球化与通胀的关系一直是学术界关注的焦点,一种认识是全球化降低了各国物价水平(Guerrieri *et al.*, 2010)。从需求层面看,经济开放引入更多外部竞争者,降低了本国企业维持利润的能力。从供给层面看,国内企业将部分生产环节转移到境外,同时大量进口相对便宜的中间品,可以降低生产成本。总之,由于一国不能独立生产制成品,企业成本逐渐与本国经济状况脱钩,进而导致本国通胀与本国经济脱钩。这一现象催生了全球化通胀假

① [http://www.xinhuanet.com/politics/xxjxs/2020-09/05/c\\_1126455277.htm](http://www.xinhuanet.com/politics/xxjxs/2020-09/05/c_1126455277.htm)。

② [http://www.gov.cn/xinwen/2022-11/02/content\\_5723307.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2022-11/02/content_5723307.htm)。

说(global inflation hypothesis, GIH),根据该假说,随着经济开放度和一体化程度提高,本国通胀的决定因素将从国内转移至国外,通胀从一个国内问题转变为全球问题,同时也对一国货币政策的独立性提出挑战。然而,近年来贸易开放度下降(图1左图),逆全球化思潮抬头,这是否意味着全球因素对中国通胀的影响正在减弱?是否意味着国内因素更加重要?

全球化是一个复合概念,包含大宗商品价格、全球经济波动、经济开放度、汇率、全球价值链等等,这些因素都可能对本国通胀造成影响。虽然来自中低收入国家的进口竞争被视为发达经济体通胀敏感性降低的原因(Guerrieri *et al.*, 2010; Heise *et al.*, 2022),但这显然不是中国通胀波动的主因,因为在较长的历史时期,中国一般被视为抑制全球通胀上升的原因,而非结果。鉴于此,本文主要关注外国产出波动对中国通胀的影响,这基于三点原因:首先,外国产出波动是外部经济状况的综合度量,相较于其他全球因素(如汇率、开放度、价值链等指标),外国产出波动具有更强的代表性;其次,外国产出波动便于和国内产出波动比较,在两国新凯恩斯理论模型中,菲利普斯曲线可以同时引入国内和国外产出缺口;其三,已有不少研究证实,外国产出波动是本国通胀的重要决定因素,例如,Woodford (2010)从理论上分析了外国产出缺口对本国通胀的影响;Milani (2010)证实了外国产出缺口对美国通胀的影响;张成思和李颖(2010)基于新兴市场国家的数据,发现外国产出显著影响通胀的动态特征,并且越开放的国家受影响越大;张成思(2012)基于结构模型,发现外国产出缺口对中国通胀的影响甚至超过了国内产出缺口。

从发达经济体的经验看,近30年来的全球通胀与过去有很大不同。如今通胀的周期敏感性比过去更弱了,衰退时没有通缩,复苏时没有通胀。从已有研究看,通胀周期性弱化一直是学术界的热点问题。学界从全球化、金融摩擦、通胀预期、货币政策、内生增长等视角解释通胀的弱周期性(Coibion and Gorodnichenko, 2015; Del Negro *et al.*, 2015; Gilchrist *et al.*, 2017; McLeay and Tenreyro, 2020; Obstfeld, 2020; Schmöller and Spitzer, 2021)。一种流行的解释是,菲利普斯曲线可能变平了。由于菲利普斯曲线是宏观理论的基石,也是最优货币政策的重要条件,因此它对于理解经济活动和通胀的关系至关重要。

自20世纪90年代以来,学者关于菲利普斯曲线是否变平以及为什么变平展开了广泛讨论<sup>①</sup>。少部分经济学家认为菲利普斯曲线或总供给曲线没有变平。例如

<sup>①</sup> 菲利普斯曲线变平也可以视为总供给曲线变平。

McLeay and Tenreyro (2020)认为美国的菲利普斯曲线没有失效或变平,只是货币政策更好地控制了通胀。但更多经济学家相信菲利普斯曲线变平了,其中有学者认为菲利普斯曲线和总需求曲线都变平了。例如Del Negro *et al.* (2020)将通胀弱化主要归因于总供给曲线平坦化,小部分归因于更积极的货币政策。

菲利普斯曲线变平的原因大体上可以分为国内因素和国外因素。在2008年全球金融危机前,学界主要关注全球化在菲利普斯曲线平坦化中的作用。金融危机暴发后,学术界对全球化的关注减少,转而从国内金融视角解释“消失的通缩”。例如Christiano *et al.* (2015)和Del Negro *et al.* (2015)发现在DSGE模型中加入金融摩擦有助于解释“大衰退”时期通胀的下降。Gilchrist *et al.* (2017)认为,流动性约束导致企业在应对不利金融冲击时倾向于提高价格,从而弱化了通胀对产出波动的响应。随着危机过后经济进入复苏,学术界继续强调国内因素的作用。例如Coibion and Gorodnichenko (2015)认为通胀预期发挥了重要作用。Schmöller and Spitzer (2021)在DSGE模型引入内生增长机制,发现生产率的内生性变化弱化了欧元区通胀的周期性变化。此外,一些研究甚至认为传统的DSGE模型不需要修正,价格加成冲击和非线性定价足以解释通胀周期性弱化现象(Fratto and Uhlig, 2020;Linde and Trabandt, 2022)。

2008年全球金融危机以后,由于发达国家的通胀率长期低于目标值,学术界的焦点再次转移到全球化因素。Obstfeld (2020)强调全球经济波动和美国通胀之间存在密切关系。Forbes (2019)发现全球因素是解释通胀周期性成分的重要原因,但对解释通胀的趋势性成分并不重要。Heise *et al.* (2022)发现进口竞争加剧和市场集中度提高导致本国工资的传导渠道弱化。Kohlscheen and Moessner (2022)发现本国经济对通胀的影响随着全球化提升而弱化,因此全球化是菲利普斯曲线平坦化的重要原因。

外国产出波动与本国通胀的关系具有较强的政策含义和理论价值。从政策层面看,如果本国通胀主要由外部因素决定,那么本国央行需要积极监测全球宏观经济状况:从有利方面看,如果外部经济平稳,输入型通胀在可接受范围之内,那么央行不必过分担心本国通胀,应该侧重稳增长和创造就业;从不利方面看,如果外部经济波动较大,输入型通胀较为严重,那么央行稳定本国通胀的难度增大。反之,如果外国产出波动对本国通胀影响有限,那么央行应该继续重点关注本国经济。从理论层面看,外国产出波动对本国通胀的影响是菲利普斯曲线在国际层面的扩展(Milani, 2010;张成思,2012),此时通胀不仅取决于本国经济状况,还取决于外国经济状况。更重要的是,菲利普斯曲线的形态可能随时间发生变化,引入外国产出波动有助于丰富对菲利普斯曲线平坦化的认识。

本文可视为对全球通胀假说和菲利普斯曲线平坦化问题的再审视。尽管通胀的全球化背景不是新的学术问题,但2020年后全球通胀上行压力增大,通胀再度成为学术界和业界关注的热点。现有研究对中国菲利普斯曲线是否平坦化缺乏共识。张成思(2012)发现在菲利普斯曲线中引入外国产出后,本国产出的系数不显著;何启志和姚梦雨(2017)构造了中国的通胀预期指数,发现通胀关于产出缺口的系数持续下降;陈创练等(2018)基于时变参数VAR模型反推了中国的菲利普斯曲线,发现通胀关于产出缺口的时变系数是持续增加的。因此,我们既不清楚中国的菲利普斯是否变平,也不清楚外国产出波动是否应进入中国的菲利普斯曲线。本文再次从国际视角探讨中国的通胀问题。一方面,中国通胀的周期性是否也有所弱化?如果有,这种弱化是否源于菲利普斯曲线平坦化?另一方面,外国产出因素如何影响中国的通胀?这种影响是否正在变弱?

本文的贡献主要体现在三个方面:第一,已有研究多采用单方程框架(陆军等,2012;张成思,2012;何启志和姚梦雨,2017),本文采用多变量时变参数方法,侧重分析国外和国内产出波动对通胀的时变影响,同时基于菲利普斯乘数间接分析通胀和产出之间的权衡关系;第二,已有研究大多直接分析结构冲击对本国通胀的影响,缺少对机制的探讨,本文在时变SVAR框架下采用反事实方法,分析进口价格和货币政策在产出冲击传导中所起的作用;第三,近年来的研究多在封闭框架下研究中国的通胀波动,更多强调预期和货币政策的作用(何启志和姚梦雨,2017;陈创练等,2018;张成思和田涵晖,2020),较少强调全球因素,本文构建了一个开放条件下的一般均衡模型,分析国外产出变化对本国通胀的影响,并分析贸易开放度和狭义菲利普斯曲线斜率之间的关系。

## 二 来自时变参数SVAR模型的证据

本节采用时变参数SVAR模型分析全球经济波动对本国通胀的影响,以回答中国的菲利普斯曲线是否变平这一问题。相对于分段样本或滚动样本估计,时变参数SVAR模型可以更好地捕捉经济的连续动态变化特征。更重要的是,2020年后数据波动异常剧烈,这对线性VAR模型的估计构成挑战,引入随机波动率有助于解决该问题。此外,不同于传统时变模型中的卡尔曼滤波算法(陈创练等,2018; Negro and Primiceri, 2015),我们采用更为先进的带状稀疏矩阵算法(Chan and Eisenstat, 2018),这种算法不仅提高了运算速度,而且不需要预留训练样本,比较适合较短的中国观测样本。

(一) 基准模型

基准模型是标准的TVP-VAR-SV模型(Chan and Eisenstat, 2018)。令 $y_t$ 表示 $n \times 1$ 维观测向量,模型如下:

$$B_{0,t}y_t = \mu_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{p,t}y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma_t)$ ,  $\mu_t$ 表示 $n \times 1$ 维时变截距向量;  $B_{1t}, \dots, B_{pt}$ 表示 $p$ 个 $n \times n$ 维系数矩阵;  $B_{0t}$ 表示 $n \times n$ 维下三角矩阵,  $B_{0t}$ 的主对角线元素为1。  $\Sigma_t$ 表示 $\varepsilon_t$ 的协方差矩阵,  $\Sigma_t = \text{diag}(\exp(h_{1,t}), \dots, \exp(h_{n,t}))$ 。对数波动率 $h_t = (h_{1,t}, \dots, h_{n,t})'$ 服从如下随机游走过程:

$$h_t = h_{t-1} + \zeta_t \quad (2)$$

其中 $\zeta_t \sim N(0, \Sigma_h)$ 。  $h_0$ 表示波动率的初始条件, 视为待估参数。为比较模型, 我们将时变参数分为两组。第一组参数由截距项和滞后项的系数组成, 维度为 $k_\beta \times 1$ , 用 $\beta_t = \text{vec}((\mu_t, B_{1t}, \dots, B_{pt})')$ 表示。第二组参数向量由矩阵 $B_{0,t}$ 的非零非1元素堆积构成, 维度为 $k_\gamma \times 1$ , 用 $\gamma_t$ 表示。注意 $k_\beta = n \cdot (np + 1)$ ,  $k_\gamma = n(n - 1)/2$ 。基于这两组参数向量, 可将(1)式重写为:

$$y_t = \tilde{X}_t\beta_t + W_t\gamma_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中 $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma_t)$ ,  $\tilde{X}_t = I_n \otimes (1, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p})'$ ,  $\otimes$ 表示克罗内乘积;  $W_t$ 是 $n \times k_\gamma$ 维矩阵, 包含了 $-y_t$ 的对应元素。在后文中, 我们将分别考察 $\beta_t$ 和 $\gamma_t$ 的时变特征。最后, 上述模型可写为一般的状态空间模型:

$$y_t = X_t\theta_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中 $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma_t)$ ,  $X_t = (\tilde{X}_t, W_t)$ ,  $\theta_t = (\beta_t', \gamma_t)'$ , 维度为 $k_\theta = k_\beta + k_\gamma$ 。时变参数向量 $\theta_t$ 服从如下随机游走过程:

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t \quad (5)$$

其中 $\eta_t \sim N(0, \Sigma_\theta)$ 。初始条件 $\theta_0$ 同样视为待估参数。我们将上述基准模型表示为TVP-SV。为了找出最重要的时变机制, 除基准模型外, 我们估计了一系列受约束模型, 包括全时变模型(TVP-SV)、无随机波动率的时变参数模型(TVP)、恒定系数的随机波动率模型(CVAR-SV)以及恒定参数模型。比较分析表明, 滞后阶数为1的全时变模型(TVP-SV)的边际似然值最高, 拟合效果最好<sup>①</sup>。

① 详细的模型比较分析见本刊网站中的文章附录。

## (二)数据、先验和估计

本文的基准模型包括5个宏观变量,分别是外国产出、本国产出、进口价格、本国通胀和M2。外国产出除了影响本国出口外,还可能影响本国进口价格,进而影响本国通胀。样本区间为1997年1季度–2022年1季度。考虑到不同的通胀指数可能存在不同的动态特征,我们分别以GDP平减指数和CPI为通胀指标估计基准模型。在正文中,我们仅报告基于GDP平减指数的结果<sup>①</sup>。进口价格指数、GDP平减指数、CPI和M2都来自万德数据库。所有数据转化为同比增速。

参考Milani(2010)、陆军等(2012)、张成思(2012)的研究,将外国产出定义为中国主要贸易伙伴GDP的加权平均之和,权重为中国与该贸易伙伴贸易额占总体贸易额的比值。我们选取美国、欧盟、日本和韩国4个贸易伙伴的数据,以此计算外国产出的同比增速。这4个经济体的数据来自美联储圣路易斯分行。令 $Y_{j,t}$ 表示第 $j$ 个贸易伙伴的实际GDP同比增速, $\omega_{j,t}$ 表示时变权重,外国加权GDP表示为:

$$Y_t^* = \sum_{j=1}^4 \omega_{j,t} Y_{j,t} \quad (6)$$

其中 $\omega_{j,t} = (IM_{j,t} + EX_{j,t}) / \sum_{j=1}^4 (IM_{j,t} + EX_{j,t})$ ,  $IM_{j,t}$ 和 $EX_{j,t}$ 分别表示进口和出口。参考Chan and Eisenstat(2018)的研究,本文将系数和对数波动率的初始值向量 $\theta_0$ 和 $h_0$ 视为待估参数,假设 $\theta_0$ 和 $h_0$ 都服从高斯分布,即 $\theta_0 \sim N(\mathbf{a}_\theta, \mathbf{V}_\theta)$ ,  $h_0 \sim N(\mathbf{a}_h, \mathbf{V}_h)$ , 假设 $\mathbf{a}_\theta = \mathbf{0}$ ,  $\mathbf{V}_\theta = 10 \times \mathbf{I}_h$ ,  $\mathbf{a}_h = \mathbf{0}$ ,  $\mathbf{V}_h = 10 \times \mathbf{I}_n$ 。如(2)和(5)式所示,假设波动率向量 $h_t$ 和参数向量 $\theta_t$ 的扰动项协方差矩阵为对角矩阵,即 $\Sigma_h = \text{diag}(\sigma_{h_1}^2, \dots, \sigma_{h_n}^2)$ 和 $\Sigma_\theta = \text{diag}(\sigma_{\theta_1}^2, \dots, \sigma_{\theta_k}^2)$ 。其中矩阵 $\Sigma_h$ 和 $\Sigma_\theta$ 的对角元素独立同分布,即 $\sigma_{h_{ij}}^2 \sim IG(v_{h_{ij}}, S_{h_{ij}})$ ,  $\sigma_{\theta_i}^2 \sim IG(v_{\theta_i}, S_{\theta_i})$ ,  $v_{h_{ij}}$ 和 $v_{\theta_i}$ 为自由度参数,  $S_{h_{ij}}$ 和 $S_{\theta_i}$ 为尺度参数。假设 $v_{\theta_i} = v_{h_{ij}} = 5$ 。我们将 $\sigma_{h_{ij}}^2$ 的先验均值设为0.12,以此确定尺度参数 $S_{h_{ij}}$ 。类似的,我们将 $\sigma_{\theta_i}^2$ 中和VAR系数对应的先验均值设为0.012,将和截距系数对应的先验均值设为0.12,以此确定各自的尺度参数 $S_{\theta_i}$ 。

对每一次贝叶斯估计,我们抽样70 000次,其中前50 000次丢弃。

## (三)结构式分析

1. 冲击识别。参考Bianchi and Civelli(2015)和Del Negro *et al.*(2020)的研究,我们仍采用简单的递归约束识别结构冲击。虽然递归约束存在排序和约束过强等问题,但仍是应用最广泛最简单的识别约束(Kilian and Helmut, 2017)。具体的,基于对菲利

<sup>①</sup> 基于CPI的结果见本刊网站中的文章附录。

普斯曲线的先验认识,我们假设通胀同时对全球和本国产出变化做出同期响应,因此通胀排在两种产出变化之后。考虑到外国产出相较于本国产出具有一定外生性,于是本国产出排在外国产出之后<sup>①</sup>。随着中国经济规模的扩大,其对能源和各种原材料的需求持续增加,进口价格相对本国产出不完全是外生的,因此我们将进口价格排在本国产出之后和国内通胀之前。最后,根据标准的货币政策SVAR文献,本国货币政策需要对本国产出和通胀做出同期响应,以此稳定宏观经济,因此货币政策变量排在系统的末位。于是最终排序为  $y_t \equiv (Y_{F,t}, Y_{H,t}, \Pi_{I,t}, \Pi_{D,t}, M_t)'$ , 其中  $Y_{F,t}$  表示外国产出,  $Y_{H,t}$  表示中国产出,  $\Pi_{I,t}$  表示进口价格通胀,  $\Pi_{D,t}$  表示本国通胀,  $M_t$  表示名义货币供应量。

2. 时变脉冲响应。本文的递归约束并非基于严格的理论模型,因此识别出的结构冲击“结构性”偏弱。正如 Del Negro *et al.* (2020) 指出的,虽然仅凭通胀对产出预测误差的响应变化不足以说明菲利普斯曲线的斜率变化,但这不妨碍我们分析通胀的周期敏感性。接下来,我们计算时变脉冲响应函数,以分析外国产出冲击对通胀的影响。(1)式转化为紧凑形式:

$$Y_t = c_t + M_t Y_{t-1} + \theta_t \quad (7)$$

其中  $Y_t \equiv [y'_t, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p+1}]'$ ,  $c_t \equiv [B_{0,t}^{-1} \mu_t, 0, \dots, 0]'$ ,  $\theta_t \equiv [B_{0,t}^{-1} \varepsilon_t, 0, \dots, 0]'$ ,  $M_t$  为系数  $B_{0,t}^{-1} B_{1,t}$ ,  $B_{0,t}^{-1} B_{2,t}$ ,  $\dots$ ,  $B_{0,t}^{-1} B_{p,t}$  的伴随矩阵。于是内生变量  $t+k$  期对  $t$  期结构新息  $\varepsilon_t$  的脉冲响应为:

$$\frac{\partial Y_{t+k}}{\partial \varepsilon'_t} = f_{n,n} \left( \prod_{i=1}^k M_{t+i} \right) \cdot B_{0,t}^{-1} \equiv D_{t,k} \quad (8)$$

其中  $k = 0, 1, 2, \dots$ ,  $f_{n,n} \left( \sum_{i=1}^k M_{t+i} \right)$  表示矩阵  $\left( \sum_{i=1}^k M_{t+i} \right)$  的前  $n$  行和前  $n$  列构成的矩阵,注意  $D_{t,0} \equiv I$ 。此外,为消除冲击波动率对脉冲响应的影响,我们将所有脉冲响应除以结构冲击的初始值(也就是第1期的值)。

图2展示了本国通胀对产出冲击的脉冲响应,第1行表示时变脉冲响应,第2行表示分时段脉冲响应的平均值。图2第1列显示,整体上外国产出冲击对通胀形成较强的拉动效应,并且很快抵达峰值。从时间维度看,2010年以前,外国产出冲击对通胀的影响持续处于高位。但在2010年以后,外国产出冲击对通胀的影响显著弱化,这种下降趋势一直持续至2020年疫情暴发后。换言之,本国通胀对全球经济周期的敏感性在2010年后弱化了。图2第2列显示,本国产出冲击对通胀形成正向“驼峰

<sup>①</sup> 中国经济规模目前已跃居世界第二,中国经济可能对外国乃至全球经济造成重要影响,因此外国产出可能在同期对本国产出的变化做出响应。在稳健性检验中,我们将本国产出置于外国产出之前重新估计模型。

状”效应。相较于外国产出冲击,本国产出冲击对通胀的影响持续性略强,数量上更弱。本国产出冲击的影响同样在2010–2019年和疫情时期的2020–2022年显著下降。由图2可知,全球和本国产出冲击表现得像需求冲击,因为两个冲击都推高了通胀。

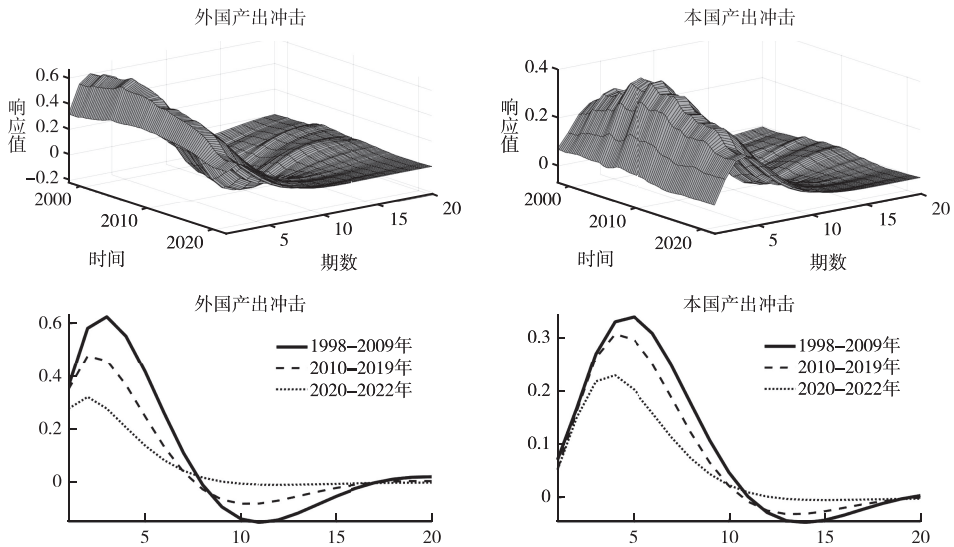


图2 通胀脉冲响应

3. 时变菲利普斯乘数。尽管我们在计算脉冲响应时做了标准化处理,剔除了结构冲击自身大小的影响,但脉冲响应仍不能充分体现国内外产出波动与本国通胀之间的关系,因为在本国通胀响应弱化的同时,国内外产出对自身冲击的响应也可能弱化。接下来,我们扩展 Barnichon and Mesters (2021)的方法,采用时变菲利普斯乘数分析通胀–经济增长权衡关系的变化。菲利普斯乘数与财政政策乘数的概念类似,定义为产出增长上升1%时通胀的累积变化。具体的,参考 Barnichon and Mesters (2021)的研究,菲利普斯乘数定义为:

$$P_h \equiv R_h^\pi / R_h^y \quad (9)$$

其中  $h = 0, 1, 2, \dots$ 。  $R_j^\pi \equiv \frac{1}{h} \sum_{j=0}^h R_j^\pi$  和  $R_j^y \equiv \frac{1}{h} \sum_{j=0}^h R_j^y$  分别表示通胀和产出增长对结构冲击  $\varepsilon_t$  的平均累积脉冲响应<sup>①</sup>,  $R_j^\pi$  和  $R_j^y$  分别表示通胀和产出在时期  $j$  对结构冲击  $\varepsilon_t$  的脉冲响应,定义为:

① 平均脉冲响应在宏观文献中不常见,可视为累积脉冲响应在水平期的折现值。

$$R_h^* \equiv E(x_{t+h} | \varepsilon_t = 1, w_t) - E(x_{t+h} | \varepsilon_t = 0, w_t) \quad (10)$$

其中  $x = \pi, y; w_t$  表示控制变量。

我们以外国产出冲击为条件,计算外国产出和本国通胀的时变菲利普斯乘数,同时以本国产出冲击为条件,计算本国产出和本国通胀的时变菲利普斯乘数。假设累积期数  $h$  为 20,图3第1列展示了外国产出与本国通胀的菲利普斯乘数。可以看出,菲利普斯乘数整体为正,表明外国产出的正向累积变化对应通胀的正向累积变化,两者存在显著替代关系。然而自1998年开始,菲利普斯乘数不断下降。2010年后菲利普斯乘数进一步下降,2010–2019年的平均值不及1998–2009年的一半。2020年新冠疫情暴发后,菲利普斯乘数降至极低的水平,峰值时期的乘数甚至不及2000年的1/10。以上结果表明,本国通胀对外国产出的累积增加变得越来越不敏感。相较于外国产出,本国产出的菲利普斯乘数在很长一段时期没有明显下降,2010–2019年的乘数平均值略小于1998–2009年。然而2020年疫情暴发后,菲利普斯乘数突然大幅下降。比较两个乘数可知,外国产出的菲利普斯乘数的弱化趋势更为明显。特别是2020年疫情暴发以来,外国产出累积变化对应的本国通胀累积变化越来越小,几乎出现了“脱钩”迹象。

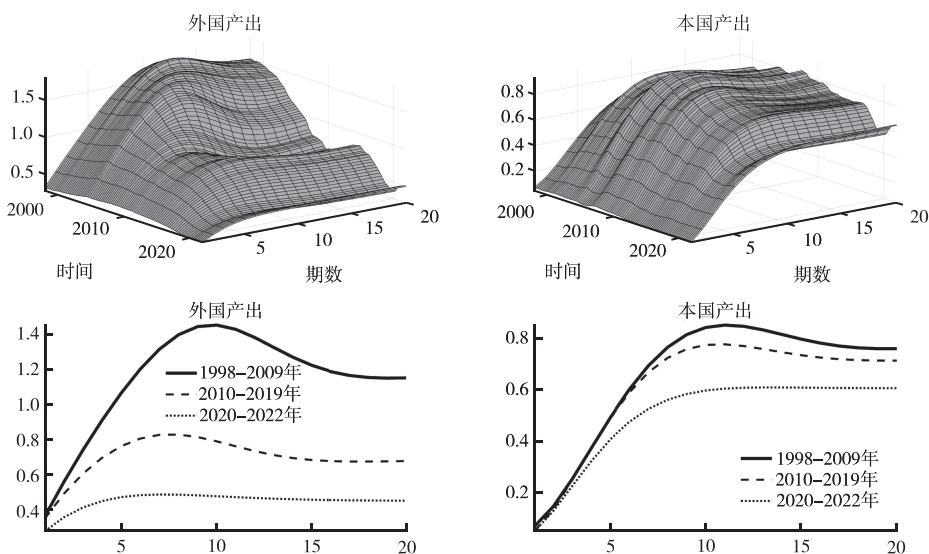


图3 条件菲利普斯乘数

4. 时变方差分解。为进一步观察和比较外国产出冲击和本国产出冲击对本国通胀的影响,我们计算了通胀的时变方差分解值。如图4所示,平均来看,外国产出冲

击和本国产出冲击总共解释了约20%的通胀波动。在2008年国际金融危机以前,两类产出冲击对本国通胀具有一定解释效力,其中国内产出冲击占据主导地位。在2008-2010年金融危机时期,外国产出冲击的影响急剧上升并占据主导地位,两类产出冲击对通胀的解释占比接近40%。而在2010年后,两者的解释效力急剧下降,远低于2010年以前的平均水平。直到2020年疫情暴发,国内和国外产出冲击的解释力再次急剧回升,同时国内产出冲击的重要性进一步强化。2020年后两类产出冲击解释力的迅速反弹主要源于该时期本国和外国经济的大幅波动<sup>①</sup>。需要指出的是,两类产出冲击的解释力在2020-2021年的大幅回升似乎与图2中通胀的响应弱化不一致,但这不难理解,除经济结构变化外,时变方差分解的重要决定因素是结构冲击的波动率大小<sup>②</sup>。由中国数据可知,2010-2019年本国与外国GDP同比增速相对平滑,但2020年疫情时期经济波动剧烈,这与时变方差分解结果一致。相较于外国产出冲击,本国产出冲击对本国通胀的解释力更强。

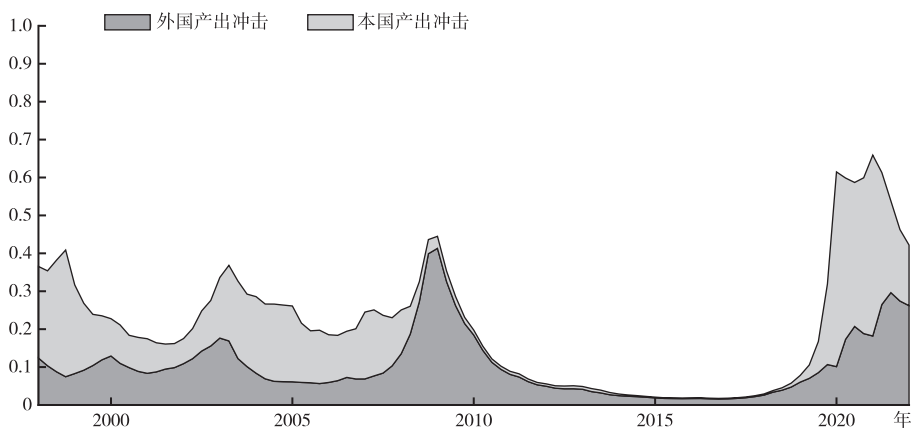


图4 通胀时变方差分解

#### (五)总需求曲线变平还是总供给曲线变平

虽然以产出冲击为条件的菲利普斯乘数展现出较强的时变特征和弱化趋势,但我们不能就此得出菲利普斯曲线平坦化的结论。一方面,尽管产出冲击表现的像需求冲击,但受限于约束条件,产出冲击不是严格意义的需求冲击。另一方面,即使产出冲击完全由需求冲击构成,通胀响应弱化也可能源于总需求变平,可能是因为中央

① 如中国GDP的同比增速在2020年第一季度跌至-6.8%,全球经济增速在2020年第二季度跌至-10.52%。

② 在计算脉冲响应函数时做了标准化处理,剔除了结构冲击自身大小的影响。

银行更好的锚定本国通胀 (McLeay and Tenreiro, 2020)。此外,即使总需求曲线不变,进口价格对产出冲击的内生响应也可能引起通胀和产出反向变化,由此弱化通胀和产出的关系。接下来我们采用两种策略分析通胀响应弱化是否源于菲利普斯曲线变平:一是基于经典的反事实分析分离出货币政策和进口价格内生调整的影响;二是在模型系统之外引入结构性更强的需求冲击即经济政策不确定性冲击。

1. 反事实分析。理论上,国内外产出冲击对本国通胀的正向影响可分解为两部分:一部分是总需求效应,外部需求增加本国出口,进而总需求增加,本国通胀上升;另一部分可解读为供给侧效应或输入型通胀,国外产出需求增加导致大宗商品价格和原材料价格上涨,于是进口价格上涨,本国通胀增加,本国产出减少。当然,国内外需求变化和由此引起的通胀变化都会引起本国货币政策的逆周期调整,导致本国通胀朝反方向变化。为了分离货币政策和进口价格在外国产出冲击传导中所起的作用,我们采用两种反事实方法分解产出冲击的效应。

一种方式来自 Bernanke *et al.* (1997), 简称为 BGW 方式。根据这种方法,我们将外国产出冲击的影响分解为由中间变量内生响应产生的影响与保持中间变量不变所产生的影响。为简要阐述这种反事实分解方法,我们将 TVP-SVAR-SV 模型改写为:

$$y_t = C_t y_t + \mu_t + \sum_{l=1}^p B_{l,t} y_{t-l} + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中矩阵是  $C_t$  是对角线元素为零的下三角矩阵,注意  $C_t \equiv I - B_{0,t}$ 。我们将所有结构参数汇总为矩阵  $A_t = [C_t, \mu_t, B_{1,t}, \dots, B_{p,t}]$ 。给定矩阵  $A_t$ , 可通过递归方式计算假设性中间变量冲击,以使中间变量在预测水平期保持不变。令  $\varepsilon_{X,h,t}$  表示我们构造的假设性中间变量冲击,于是有:

$$\varepsilon_{X,h,t} = - \sum_{j=1}^n A_{X,j,t} y_{j,h,t} - \sum_{m=1}^{\min(p,h)} \sum_{j=1}^n A_{X,mn+j,t} z_{j,h-m,t} \quad (12)$$

其中  $X$  表示中间变量在模型系统中的位置序号。根据基准模型的变量排序,当中间变量为货币供应量  $M$  时,  $X=5$ , 即货币供应量  $M$  位于模型系统第 5 位;当中间变量为进口价格通胀  $\Pi_I$  时,  $X=3$ 。  $h$  表示预测水平期数,  $t$  表示现实的历史时期,  $n$  表示变量个数。令  $y_{j,0,t}$  表示外国产出冲击在零时期对系统变量  $j$  的影响,令  $z_{j,0,t}$  表示当中间变量不变时变量  $j$  对产出冲击在 0 期的响应,于是有:

$$z_{j,0,t} = y_{j,0,t} + \frac{\Phi_{j,X,0,t} \varepsilon_{X,0,t}}{\sigma_{X,t}} \quad (13)$$

其中  $\Phi_{j,X,0,t}$  表示脉冲响应参数矩阵的第  $\{j, X\}$  个元素。  $\sigma_{X,t}$  表示中间变量冲击的

标准差。令  $d_{j,h,t}$  表示中间变量可以自由变化时,变量  $j$  对于外国产出冲击的响应,  $h$  表示水平期数,于是有:

$$d_{j,h,t} = \sum_{m=1}^{\min(p,h)} \sum_{i=1}^n A_{j,mn+i,t} z_{j,h-m,t} + \sum_{i \leq j} A_{j,i,t} d_{i,h,t} \quad (14)$$

$$z_{j,h,t} = y_{j,h,t} + \frac{\Phi_{j,X,0} \varepsilon_{X,h,t}}{\sigma_{X,t}} \quad (15)$$

另一种反事实方法来自 Kilian and Lewis (2011), 简称为 KL 方式。根据这种方法, 外国产出冲击对中间变量的影响分解为直接影响和通过其他变量滞后期形成的间接影响。类似的, 利用 (14) 和 (15) 式中的  $z_{j,h,t}$  和  $d_{j,h,t}$ , 可采用递归方式构造假设性中间变量冲击序列, 以此移除产出冲击对中间变量的直接效应:

$$\varepsilon_{X,h,t} = -A_{X,Y,t} y_{Y,h} - \sum_{m=1}^{\min(p,h)} A_{X,mn+Y,t} z_{Y,h-m,t} \quad (16)$$

其中  $Y$  表示外国产出变量在 SVAR 系统中的位置。

图 5 比较了以货币政策为中间变量, 外国产出冲击下的无约束脉冲响应和两种反事实脉冲响应。如黑色实线所示, 原始的正向外国产出冲击推升本国通胀, 形成“驼峰状”效应, 同时引起紧缩性的货币政策。当我们引入虚拟货币政策冲击以保持

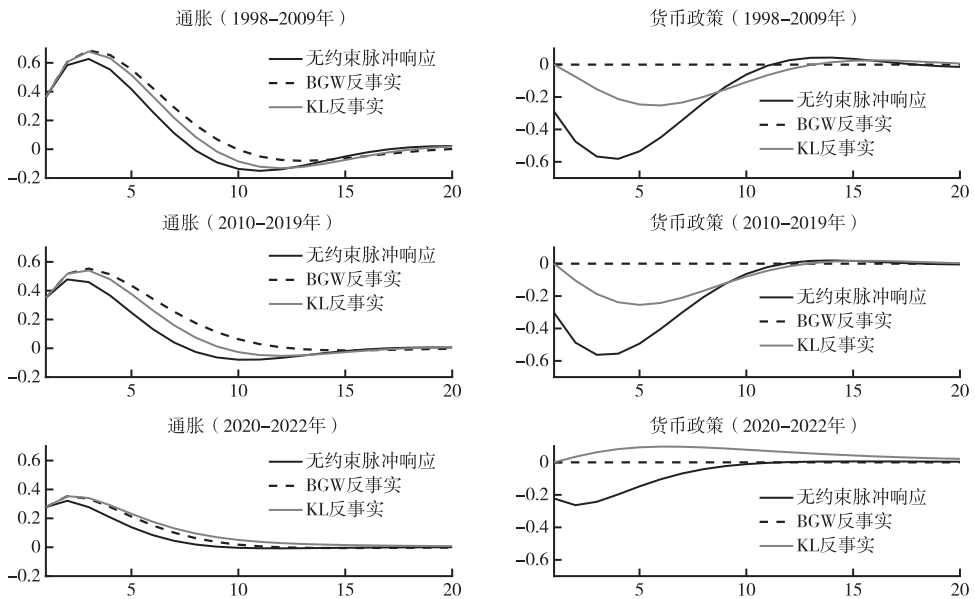


图 5 外国产出冲击下反事实脉冲响应(货币政策渠道)

货币政策不变时,如虚线所示,相较于无约束脉冲响应,外国产出冲击引起通胀更大的正向偏离。如果我们引入另一种反事实货币政策冲击,以此关闭外国产出冲击对货币政策的直接效应,如浅色实线所示,货币政策的负向调整更小,同时通胀的正向偏离略小。显然,紧缩性的货币政策有助于降低通胀,如果货币政策不对外部经济扩张做出响应或只做出较小的响应,那么本国通胀将以更大幅度上涨。从时变角度看,即使我们关闭货币政策的内生性响应,本国通胀的脉冲响应依然保留了原有的时变特征。如图5第2和第3行所示,通胀的反事实脉冲响应同样在2010后显著弱化。换句话说,即使我们控制货币政策的内生响应,外国产出冲击的影响依然弱化了。该结果还说明了一个事实:中央银行强化通胀目标制引发的总需求曲线变平不足以解释外国产出冲击的影响弱化。

接下来我们分析进口价格变化在外国产出冲击中所起的作用(图6)。当我们关闭进口价格的内生变化时,如虚线所示,至少在2019年以前,通胀的BGW反事实脉冲响应弱于无约束脉冲响应,这一发现说明进口价格的内生变化是外国产出冲击推升本国通胀的渠道。通胀的KL反事实与BGW反事实脉冲响应基本一致,因为外国产出冲击对进口价格的影响主要来自其直接效应。从时变角度看,虽然外国产出冲击对通胀的影响在2010年后不断弱化,但对进口价格的影响没有明显弱化。此外,通

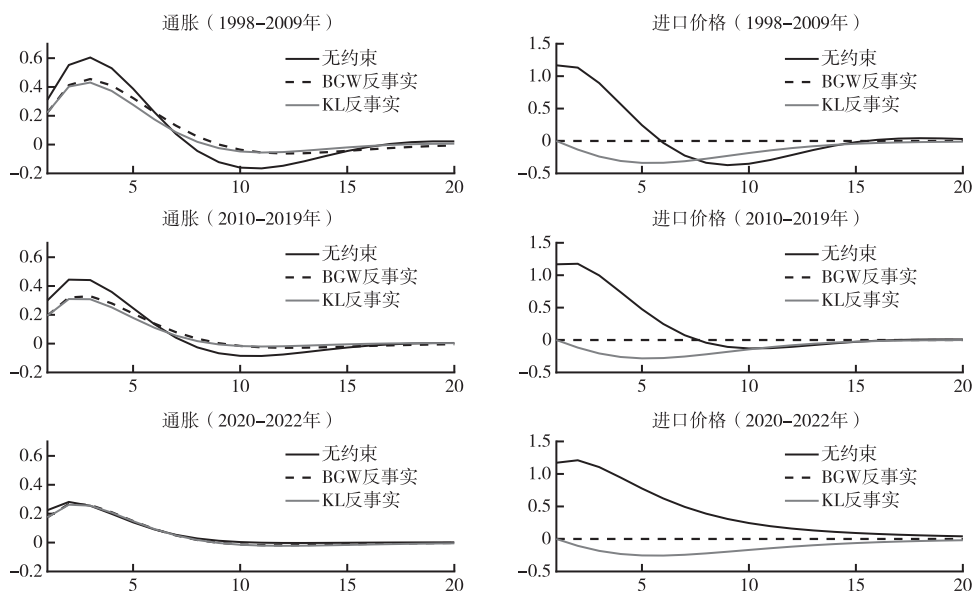


图6 外国产出冲击下反事实脉冲响应(进口价格渠道)

胀的反事实脉冲响应在2010年后也有所弱化。可以说,外国产出冲击对通胀影响的弱化部分源于进口价格向本国通胀传导的弱化。需要指出的是,进口价格渠道是外国产出冲击的一条供给渠道,因为进口价格上涨导致生产成本上涨,通胀增加,本国产出下降。因此,剔除进口价格渠道将使外国产出冲击更像需求冲击。

2. 经济政策不确定性冲击。由于产出冲击的结构性偏弱,接下来我们采用经济政策不确定性冲击分析产出和通胀之间的关系<sup>①</sup>。一些研究发现不确定性冲击具有需求冲击的特点(Basu and Bundick, 2017),许志伟和王文甫(2018)发现经济政策不确定性增加导致中国的通胀下降,表现为负向需求冲击。我们将Baker *et al.* (2016)的全球经济政策不确定性指数(global economic policy uncertainty, GEPU)加入模型,以GEPU为条件冲击分析产出和通胀之间的关系。由于经济政策不确定性可能是同期内生的,我们将取自然对数的GEPU指数置于模型末位<sup>②</sup>。

如图7所示,整体上,正向GEPU冲击对通胀和国内外产出形成显著负面影响,表现为负向需求冲击。从时变角度看,1998-2009年GEPU冲击对本国通胀具有较强的负向影响,但在2010年后显著弱化,特别是在2020-2022年,这种负向影响不及

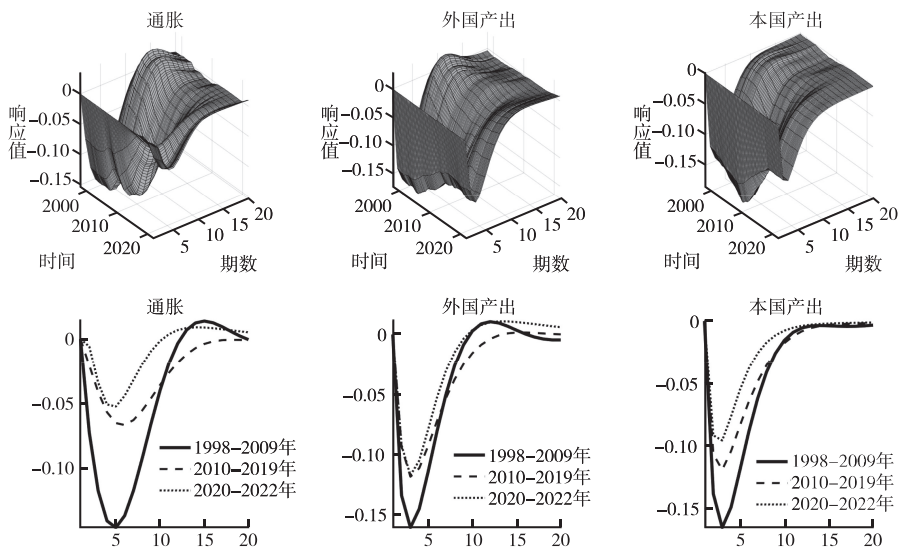


图7 GEPU冲击脉冲响应

① 货币政策冲击也具有需求冲击的特点,但外国的货币政策较难找到统一代表,美国的货币政策主要针对美国,中国的货币政策主要针对本国,因此本文没有采用货币政策冲击。

② 将GEPU指数置于模型首位结论保持稳健。将GEPU指数置于首位,意味着我们先验的认为GEPU指数是同期外生的,这其实会放大GEPU冲击对其他变量的影响。

1998-2009年的1/3。GEPU冲击对本国和外国产出的影响虽然也在2010年后弱化<sup>①</sup>，但弱化程度相比通胀更小。

为更清楚地观察产出与通胀之间的权衡关系，我们分别计算了外国产出和本国产出以GEPU冲击为条件的时变菲利普斯乘数。如图8所示，类似于图3中的菲利普斯乘数，以GEPU冲击为条件的外国产出菲利普斯乘数有明显的时变特征，从样本开始时乘数就不断下降，2010年后虽有小幅回升，但在2015年后很快转为下降。2020疫情暴发后，外国产出累积变化对应的通胀累积变化进一步降低。至少从GEPU冲击的影响看，外国产出波动与本国通胀有“脱钩”迹象。类似的，本国产出的菲利普斯乘数同样在2010年后大幅下降。基于上述分析，中国的菲利普斯曲线关于外国产出和本国产出的斜率都变小了，也就是广义菲利普斯曲线变平了。

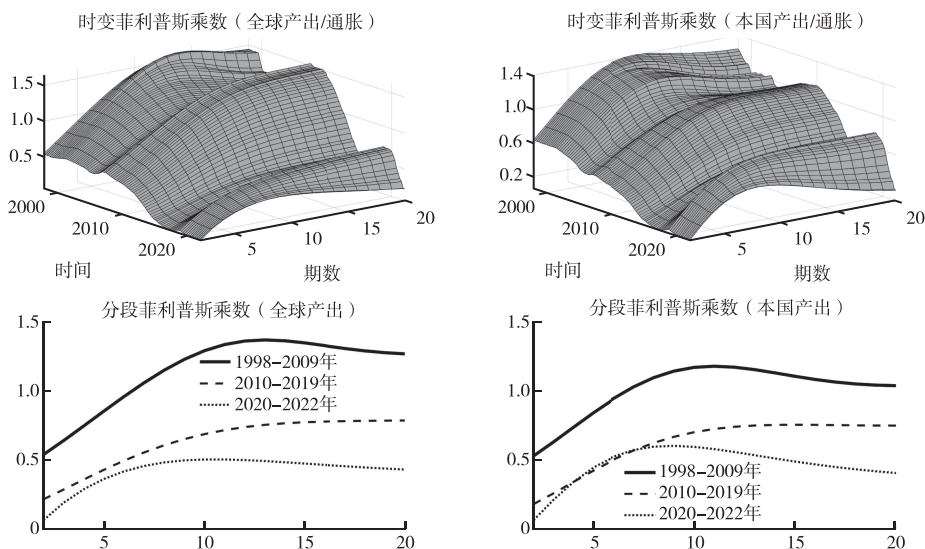


图8 条件菲利普斯乘数(GEPU冲击)

### 三 理论基础:一般均衡分析

为分析外国产出冲击影响本国通胀的理论机制，参考Christoffel *et al.* (2008)和Christiano *et al.* (2011)的研究，我们构建了一个中等规模的开放经济模型。模型包括

<sup>①</sup> GEPU冲击在2008-2009年对产出有较强的负面影响，部分原因是2008年国际金融危机期间不确定性 with 金融部门有交互作用。

消费、投资、进出口部门和不完备的国际金融市场,在利率平价条件中引入楔子。进口商品包括进口消费品和进口投资品。不同于Chang *et al.* (2015),我们没有在生产函数中引入中间品,而是将进口中间品和进口资本品等同于进口投资品,从某种意义上看,进口中间品可视为每期完全折旧的投资品。

### (一)基准模型

#### 1. 农户。代表性家庭最大化一生效用:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t z_{b,t} \left[ \log(C_t) - \frac{\chi_L}{1+\eta} L_t^{1+\eta} + \chi_M \log\left(\frac{M_t}{P_t}\right) \right] \quad (17)$$

其中 $C_t$ 和 $L_t$ 分别表示实际消费和劳动。参数 $0 < \beta < 1$ 表示折现因子, $\chi_L > 0$ 表示劳动效用系数, $\eta$ 表示劳动供给弹性的倒数。 $M_t$ 表示名义货币余额, $P_t$ 表示本国同质商品价格, $\chi_M > 0$ 表示货币效用系数。 $z_{b,t}$ 表示偏好冲击。农户的预算约束为:

$$\frac{P_{c,t}}{P_t} C_t + \frac{P_{l,t}}{P_t} I_t + T_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_{t+1}}{P_t R_t} + \frac{S_t B_{t+1}^*}{P_t \psi_t R_t^*} \leq \left( \frac{B_t + S_t B_t^*}{P_t} + D_t + W_t L_t \right) + \left( \frac{P_{l,t}}{P_t} R_{k,t} K_{t-1} + \frac{M_{t-1}}{P_t} \right) \quad (18)$$

其中 $P_{c,t}$ 表示最终消费品价格, $P_{l,t}$ 表示最终投资品价格。 $I_t$ 表示实际物质资本投资, $T_t$ 表示一次性总付税, $B_t$ 和 $B_t^*$ 分别表示家庭持有的本国名义债券和外国名义债券, $S_t$ 表示名义汇率, $R_t$ 表示本国债券利率, $R_t^*$ 表示外国债券利率, $D_t$ 表示来自企业的红利, $W_t$ 表示实际工资, $R_{k,t}$ 和 $K_t$ 分别表示实际资本租金率和资本存量。 $\psi_t = \exp(-\psi_B (S_t B_{t+1}^* / (P_t \Gamma_t) - b^*))$ 表示外部风险溢价,其中 $\psi_B > 0$ 表示风险溢价参数, $\Gamma_t$ 表示趋势性生产率过程, $b^*$ 表示标准化的外国债券稳态值。

资本积累方程为:

$$K_t = (1 - \delta_k) K_{t-1} + z_{k,t} \left[ 1 - \frac{\psi_k}{2} \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} - \gamma \right)^2 \right] I_t \quad (19)$$

其中 $\delta_k \in [0, 1]$ 表示资本折旧率, $\gamma = \Gamma_t / \Gamma_{t-1} > 1$ 表示稳态趋势增长率, $\psi_k > 0$ 表示资本的调整成本参数。 $z_{k,t}$ 表示投资的边际效率冲击,服从随机过程 $\log z_{k,t} = \rho_{z_k} \log z_{k,t-1} + \sigma_{z_k} \varepsilon_{z_k}$ ,其中 $0 < \rho_{z_k} < 1$ 表示持续性参数, $\sigma_{z_k} > 0$ 表示冲击标准差, $\varepsilon_{z_k} \sim N(0, 1)$ 。

代表性家庭在预算约束(18)和物质资本积累方程(19)约束下最大化一生效用。令 $\Lambda_t$ 表示预算约束的拉格朗日乘子, $\Lambda_t q_{k,t}$ 表示物质资本运动方程的拉格朗日乘子,

可得相关最优条件。

2. 本国中间品企业。本国同质商品  $Y_t$  通过加总本国同质中间品  $Y_t(s)$  得到, 于是有:  $Y_t = \left( \int_0^1 Y_t(s)^{\frac{\kappa_t-1}{\kappa_t}} ds \right)^{\frac{\kappa_t}{\kappa_t-1}}$ , 其中  $\kappa_t > 0$  表示本国同质中间品需求的价格弹性, 也表示价格加成冲击。令  $P_t(s)$  表示本国同质中间品企业  $s$  的价格水平,  $P_t$  表示本国同质品价格。由利润最大化可得同质中间品  $Y_t(s)$  的需求方程,  $Y_t(s) = \left( \frac{P_t(s)}{P_t} \right)^{-\kappa_t} Y_t$ 。假设中间品企业采用物质资本和劳动生产中间品:

$$Y_t(s) = (K_{t-1}(s))^\alpha \cdot (\Gamma_t L_t(s))^{1-\alpha} \quad (20)$$

其中  $0 < \alpha < 1$  表示资本收入份额,  $\Gamma_t$  表示持久性生产率过程。

假设本国同质中间品企业面临二次价格调整成本, 令  $\Xi_t$  表示中间品需求方程的拉格朗日乘子, 中间品企业在需求方程约束下实现利润最大化:

$$\max E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^v \frac{\Lambda_{t+v}}{\Lambda_t} \left\{ D_{t+v}(s) + \Xi_{t+v} \cdot \left[ Y_{t+v}(s) - \left( \frac{P_{t+v}(s)}{P_{t+v}} \right)^{-\kappa_{t+v}} Y_{t+v} \right] \right\} \quad (21)$$

$$\text{其中, } D_t(s) \equiv \left( \frac{P_t(s)}{P_t} \right)^{1-\kappa_t} Y_t - MC_t(s) \cdot Y_t(s) - \frac{\phi}{2} \left( \frac{P_t(s)}{\Pi \cdot P_{t-1}(s)} - 1 \right)^2 Y_t \quad (22)$$

其中  $\phi > 0$  表示价格调整成本参数,  $\Pi$  表示稳态通胀率。  $MC_t(s)$  表示中间品企业  $s$  的实际边际成本,  $MC_t(s) \equiv \Xi_t = (W_t L_t(s) + R_{\kappa_t} K_{t-1}(s)) / Y_t(s)$ , 注意  $\Xi_t$  刚好等于中间品企业的实际边际成本。

本国的同质商品用于政府购买、消费、投资和出口:

$$Y_t = G_t + C_{D,t} + I_{D,t} + X_t + Adjust \quad (23)$$

其中  $C_{D,t}$ 、 $I_{D,t}$  和  $X_t$  分别表示本国生产的消费品、投资品和出口品,  $Adjust$  表示所有价格调整成本。

3. 外国中间品企业。在本国垄断竞争市场上, 每个外国中间品企业(外国出口商)  $s^*$  按价格  $P_{M,t}(s^*)$  出售差异化的中间品  $IM_t(s^*)$  给本国进口零售企业。本国进口零售企业组合差异化的进口中间品  $IM_t(s^*)$ , 生产同质进口品  $IM_t$ :

$$IM_t = \left[ \int_0^1 (IM_t(s^*))^{\frac{\kappa_{IM,t}-1}{\kappa_{IM,t}}} ds^* \right]^{\frac{\kappa_{IM,t}}{\kappa_{IM,t}-1}} \quad (24)$$

其中  $\kappa_{IM,t} > 0$  表示对差异化进口中间品需求的价格弹性, 假设服从外生过程。令

$P_{IM,t} = P_{X,t}^*$  表示同质进口品的价格<sup>①</sup>,  $P_{X,t}^*$  表示外国中间品企业的实际出口价格。假设进口零售商处于完全竞争市场中, 将  $P_{IM,t}$  和  $P_{IM,t}(s^*)$  视为给定, 根据利润最大化条件, 可得差异化进口中间品  $IM_t(s^*)$  的需求曲线。

外国出口商将外国同质商品转化为差异化的进口品, 于是外国出口商的名义边际成本为 (以本国货币表示)  $S_t P_t^*$ , 其中  $P_t^*$  表示外国同质商品的价格。由于外国中间品生产企业处于垄断竞争市场, 具有定价权。令  $D_{IM,t}(s^*)$  表示企业利润,

$$D_{IM,t}(s^*) \equiv \frac{P_{IM,t}(s^*) \cdot IM_t(s^*)}{P_t} - \frac{S_t P_t^*}{P_t} IM_t(s^*) - \frac{\phi_{IM}}{2} \left( \frac{P_{IM,t}(s^*)}{\Pi_{IM} \cdot P_{IM,t-1}(s^*)} - 1 \right)^2 IM_t \cdot \frac{P_{IM,t}}{P_t} \quad (25)$$

中间品企业在需求方程约束下, 实现利润最大化。  $\phi_{IM} > 0$  表示价格调整成本参数。令  $\Xi_{IM,t}$  表示中间品需求方程的拉格朗日乘子,  $MC_{IM,t}(s^*)$  表示中间品企业  $s^*$  的实际边际成本, 于是有  $MC_{IM,t}(s^*) \equiv \Xi_{IM,t} = S_t P_t^* / P_{IM,t}$ , 注意  $\Xi_{IM,t}$  刚好等于中间品企业的实际边际成本。进口企业的实际边际成本与本国货币衡量的进口价格成比例。类似于本国同质中间品企业, 进口同质中间品分别用于生产消费品和投资品<sup>②</sup>:

$$IM_t = C_{M,t} + I_{M,t} \quad (26)$$

4. 最终消费品。最终消费品  $C_t$  由竞争性企业采用两种投入品生产: 第一种投入品为  $C_{D,t}$ , 来自本国同质商品的转换, 价格为  $P_t$ ; 第二种投入品为  $C_{M,t}$ , 来自进口品转换, 价格为  $P_{IM,t}$ 。生产函数为常替代弹性:

$$C_t = \left[ (1 - \omega_c) \frac{1}{\eta_c} (C_{D,t})^{\frac{(\eta_c-1)}{\eta_c}} + \omega_c \frac{1}{\eta_c} (C_{M,t})^{\frac{(\eta_c-1)}{\eta_c}} \right]^{\frac{\eta_c}{(\eta_c-1)}} \quad (27)$$

其中  $0 < \omega_c < 1$  表示针对进口品的偏向系数, 决定了进口消费品在总消费中的比重。  $\eta_c$  表示本国和外国投入品的替代弹性。根据最终消费品生产企业的利润最大化条件, 可得消费者价格  $P_{C,t}$  与投入品价格的关系:

$$\frac{P_{C,t}}{P_t} = \left[ (1 - \omega_c) + \omega_c \left( \frac{P_{IM,t}}{P_t} \right)^{1-\eta_c} \right]^{1/(1-\eta_c)} \quad (28)$$

令  $\Pi_t \equiv P_t / P_{t-1}$  表示本国同质商品的通胀率,  $p_{IM,t} \equiv P_{IM,t} / P_t$  表示进口品的相对价格,  $\Pi_{C,t} \equiv P_{C,t} / P_{C,t-1}$  表示消费品通胀率即CPI, 于是有:

① 假设进口价格具有黏性, 以本国货币衡量 (local currency pricing, LCP)。此时汇率的传递效应有限, 即汇率变化对进口价格的影响有限。

② 因为加工贸易的存在, 中国的部分进口是为了生产出口品, 引入加工贸易不影响模型的基本结论。

$$\Pi_{c,t} = \frac{P_{c,t}}{P_{c,t-1}} = \Pi_t \left[ \frac{(1 - \omega_c) + \omega_c (p_{IM,t})^{1-\eta_c}}{(1 - \omega_c) + \omega_c (p_{IM,t-1})^{1-\eta_c}} \right]^{\frac{1}{(1-\eta_c)}} \quad (29)$$

(29)式表明,消费品通胀是本国同质品通胀和进口相对价格的函数。

5. 最终投资品。类似的,企业的最终投资品生产函数为:

$$I_t = \left[ (1 - \omega_I)^{\frac{1}{\eta_I}} (I_{D,t})^{\frac{(\eta_I-1)}{\eta_I}} + \omega_I^{\frac{1}{\eta_I}} (I_{M,t})^{\frac{(\eta_I-1)}{\eta_I}} \right]^{\frac{\eta_I}{\eta_I-1}} \quad (30)$$

其中  $0 < \omega_I < 1$  表示对进口投资品的偏向系数,决定了进口投资品在总投资中的比重。 $\eta_I$ 表示本国和外国投入品的替代弹性。类似的,根据最终投资品生产企业的利润最大化条件,可得投资品价格  $P_{I,t}$  与投入品价格的关系为:

$$\frac{P_{I,t}}{P_t} = \left[ (1 - \omega_I) + \omega_I \left( \frac{P_{IM,t}}{P_t} \right)^{1-\eta_I} \right]^{\frac{1}{(1-\eta_I)}} \quad (31)$$

令  $p_{IM,t} \equiv P_{IM,t}/P_t$  表示进口投资品的相对价格,于是投资品通胀率 PPI 为:

$$\Pi_{I,t} = \frac{P_{I,t}}{P_{I,t-1}} = \Pi_t \left[ \frac{(1 - \omega_I) + \omega_I (p_{IM,t})^{1-\eta_I}}{(1 - \omega_I) + \omega_I (p_{IM,t-1})^{1-\eta_I}} \right]^{\frac{1}{(1-\eta_I)}} \quad (32)$$

(32)式表明投资品通胀同样取决于本国同质品价格和进口相对价格。当  $\omega_I=0$  时,投资品通胀完全取决于本国同质品通胀;当  $\omega_I=1$  时,投资品通胀完全取决于进口价格通胀。

6. 出口和经常账户。参考 Chang *et al.* (2015) 的研究,本国出口需求方程为  $X_t = (P_t/S_t P_t^*)^{-\eta_f} Y_t^*$ , 其中  $Y_t^*$  表示外国产出,参数  $\eta_f$  表示出口商品需求的价格弹性。进口支出和新购买的外国净资产等于出口收入和上期购买的外国净资产利息<sup>①</sup>:

$$\frac{S_t B_{t+1}^*}{\psi_t R_t^*} + \underbrace{P_{IM,t} IM_t}_{\text{进口支出}} = \underbrace{X_t}_{\text{出口收入}} + S_t B_t^* \quad (33)$$

7. 政府。中央银行通过调整货币供应量实施货币政策。令  $\mu_t \equiv M_t/M_{t-1}$ , 表示名义货币供给总体增长率,假设货币当局按如下规则设置货币供给增速:

① 本文假定进口的加价利润归外国所有。我们也可以假定进口的加价利润归本国所有,此时进口价格与外国物价水平直接相关,但这不影响论文的基本结论,只影响汇率的传递效应。

$$\frac{\mu_t}{\mu} = \left( \frac{\mu_{t-1}}{\mu} \right)^{\rho_m} \left[ \left( \frac{\Pi_t}{\Pi} \right)^{\phi_\pi} \left( \frac{Y_t}{Y_{t-1}\gamma} \right)^{\phi_y} \right] \exp(\sigma_m \varepsilon_{m,t}) \quad (34)$$

其中 $\mu$ 表示稳态货币增长率。 $Y_t$ 表示国内产出。 $0 < \rho_m < 1$ 表示货币政策的持续性参数。 $\phi_\pi > 0$ 和 $\phi_y > 0$ 分别表示货币政策针对通胀和产出增长的响应系数。其中 $\sigma_m$ 表示货币政策冲击标准差, $\varepsilon_{m,t} \sim N(0, 1)$ 表示货币政策冲击。

假设政府遵循简单预算平衡原则,在 $t$ 期,政府需要偿付上期的债务、货币余额和本期的公共消费。令 $0 < g_t < 1$ 表示政府支出占产出的比值,即 $G_t = g_t \cdot Y_t$ 。假设政府支出占比服从外生过程。

8. 外国部门。由于本文不尝试分析本国结构冲击的外溢效应,因此不需要详细刻画外国经济的动态特征,于是将外国产出、外国通胀和外国利率视为外生过程<sup>①</sup>。参考Chang *et al.* (2015),我们将平稳化的外国产出 $y_t^* \equiv Y_t^*/\Gamma_t$ 设定为 $\log(y_t^*/\bar{y}^*) = \rho_y \log(y_{t-1}^*/\bar{y}^*) + \sigma_y \varepsilon_{y,t}$ ,其中 $\bar{y}^*$ 表示外国产出增长的稳态值, $\rho_y$ 表示持续性参数, $\sigma_y$ 表示冲击标准差, $\varepsilon_{y,t} \sim N(0, 1)$ 表示外国产出冲击。

## (二)参数校准

模型的结构参数分为家户、企业、货币政策、关键比值和外生参数5大类。参考Chang *et al.* (2015),主观折现率 $\beta$ 设为0.995,劳动供给弹性的倒数 $v$ 设为2。Aguiar and Gopinath (2007)将新兴市场的利率溢价系数设为0.001,考虑到中国资本管制更为严格,本国居民持有外国资产的成本更高,将风险溢价参数 $\psi_B$ 设为0.01。

对于企业参数,参考Chang *et al.* (2015、2019),资本收入份额 $\alpha$ 设为0.50,季度趋势增长率 $\gamma$ 设为1.015,这意味着年度增长率为6%。资本调整成本参数 $\psi_k$ 设为1。本国同质品和进口同质品的稳态价格加成参数 $\kappa$ 和 $\kappa_M$ 设为10,这意味着价格加成率为11%。物质资本折旧率 $\delta_k$ 设为0.035,这意味着年化折旧率为14%。出口需求的价格弹性 $\eta_f$ 设为1.5。现有研究对中国经济中本国和外国投入品替代弹性 $\eta_C$ 和 $\eta_I$ 的参数估计缺乏共识。孙飞等(2017)的估计值为负,即国内商品和国外商品存在互补性,但杨源源和于津平(2019)将替代弹性设为1/3。Kee and Tang (2016)发现,随着中国产业结构的升级,在加工贸易中,国内中间投入品对国外投入品的替代性增强,替代弹性在1.9–6.6之间。在基准模型中,我们将 $\eta_C$ 和 $\eta_I$ 校准为1。参考Chang *et al.* (2015),价格的调整成本参数设定为 $\phi=106$ ,这意味着价格调整的平均调整期限为4

<sup>①</sup> 在稳健性分析中,我们假定外国产出受到本国产出增长的影响。

个季度<sup>①</sup>。类似的,进口价格的调整成本参数 $\phi_{im}$ 也设为106。

货币政策参数取值主要参考Chen *et al.* (2018),货币政策持续性参数 $\rho_M$ 设为0.391,通胀响应系数 $\rho_{\pi}$ 设为-0.397。Chen *et al.* (2018)估计的货币政策具有明显的“促增长”特征,正常时期的产出增长系数估计值为0.187,下行时期的产出系数估计值为-1.299,考虑到近年来经济长期处于下行时期,我们将 $\rho_Y$ 设为-0.1。

关键比值来自中国1997年1季度-2020年4季度宏观数据的平均值,数据来自Chang *et al.* (2016)。稳态通胀率设为1.0075,这意味着年度通胀率为3%。稳态政府消费占比 $g/y$ 设为0.16。出口和进口占产出比值的稳态值分别设为0.23和0.20。我们没有直接校准进口偏向系数 $\omega_c$ 和 $\omega_f$ ,这是因为给定其他校准参数,进口构成唯一确定了进口偏向系数。根据联合国Comtrade数据库,进口品中最终消费品占比均值 $c_M/im$ 为0.05,非消费品占比为0.95(包括资本品、中间品和加工贸易品)。

最后,参考Chang *et al.* (2015),外国产出冲击持续性参数 $\rho_y$ 和标准差 $\sigma_y$ 分别设为0.95和2.5,投资冲击持续性参数 $\rho_x$ 和标准差 $\sigma_x$ 设为0.65和1。参数的具体取值见表1。

### (三)机制分析<sup>②</sup>

如图9所示,当经济受到1单位正向外国产出冲击时,出口增加,于是总产出增加,资本租金率和工资增加,于是投资和劳动供给增加,同时本国企业的实际边际成本增加。更高的边际成本通过菲利普斯曲线转换为更高的本国通胀,而通胀上升引发紧缩性的货币政策,这与时变SVAR分析结果一致。最后,本国物价上升和紧缩性的货币政策引发本国实际汇率下降,也就是本币实际升值,此时出口商品更加昂贵,进口商品更加便宜,于是抵消了部分外部需求的增加,同时刺激更多进口。

为分析贸易开放度所起的作用,我们逐步调低进口占比<sup>③</sup>,以观察脉冲响应的变化。如图9所示,随着进口占比下降,外国产出冲击对国内产出、投资、劳动的影响显著下降。外国产出冲击的影响下降主要源于组成效应,也就是进口占比下降导致出

① 如果对数线性化方程中,本国菲利普斯曲线的斜率表示为 $l_p \equiv (\kappa - 1)/\phi$ ,若 $\kappa=10$ , $\phi=106$ ,那么 $l_p=0.085$ 。当采用卡尔沃定价模式时,菲利普斯曲线的斜率表示为 $l_p \equiv (1 - \beta\alpha_p)(1 - \alpha_p)/\alpha_p$ ,其中 $\alpha_p$ 表示企业不能最优化定价的概率,若 $\beta=0.995$ , $l_p=0.085$ ,那么 $\alpha_p=0.75$ ,这意味着定价合同的平均期限为4个季度。

② 在机制分析前,我们尝试匹配理论和经验分析中外国产出冲击对通胀的脉冲响应。由于基准模型采用的是同比数据,因此VAR模型与理论模型不匹配。于是我们采用产出的HP滤波缺口和环比通胀重新估计TVP-VAR-SV模型。数据的处理过程和匹配结果参见稳健性检验和在线附录。感谢审稿专家指出这一点。

③ 在调整进口占比时我们始终假定贸易顺差为3%,因此当进口占比下降时,出口占比也同样下降。

口对总需求的影响有限<sup>①</sup>。由于中国的进口以投资品为主,因此投资下降意味着进口需求下降。此外,进口占比下降还意味着外部需求增加引发的实际升值幅度下降。

表1 校准参数值

参数	描述	取值	依据
家户			
$\beta$	主观折现率	0.995	Chang <i>et al.</i> (2015)
$\eta$	劳动供给弹性倒数	2	Chang <i>et al.</i> (2015)
$\psi_B$	风险溢价参数	0.01	Christoffel <i>et al.</i> (2008)
企业			
$\delta_K$	资本折旧率	0.035	Chang <i>et al.</i> (2019)
$\gamma$	稳态增长率	1.015	Chang <i>et al.</i> (2015)
$\psi_K$	资本调整成本参数	1	Chang <i>et al.</i> (2019)
$\kappa$	本国中间品价格加成参数	10	Chang <i>et al.</i> (2015)
$\kappa_{IM}$	进口品价格加成参数	10	Chang <i>et al.</i> (2015)
$\alpha$	资本收入份额	0.5	Chang <i>et al.</i> (2019)
$\eta_C$	进口消费品替代弹性	1	/
$\eta_I$	进口投资品替代弹性	1	/
$\eta_F$	出口需求的价格弹性	1.5	Chang <i>et al.</i> (2015)
$\phi$	本国价格调整成本参数	106	Chang <i>et al.</i> (2015)
$\phi_{IM}$	进口价格调整成本参数	106	Chang <i>et al.</i> (2015)
货币政策			
$\rho_M$	货币政策持续性参数	0.391	Chen <i>et al.</i> (2018)
$\rho_\pi$	通胀响应系数	-0.397	Chen <i>et al.</i> (2018)
$\rho_Y$	产出增长响应系数	-0.100	/
关键比值			
$g/y$	稳态政府支出占比	0.16	数据平均值
$q \cdot p_C \cdot im/y$	进口占产出比值	0.20	数据平均值
$ex/y$	出口占产出比值	0.23	数据平均值
$c_M/im$	进口中消费品占比	0.05	数据平均值
外生过程			
$\rho_{y^*}$	外国产出冲击持续性	0.95	Chang <i>et al.</i> (2015)
$\sigma_{y^*}$	外国产出冲击标准差	2.5	Chang <i>et al.</i> (2015)
$\rho_{z_k}$	投资冲击持续性	0.65	/
$\sigma_{z_k}$	投资冲击标准差	1	/

① 对数线性化的出口需求方程为: $\hat{x}_t = \eta \hat{q}_t + \hat{y}_t^*$ 。一方面,不论进口占比是否下降,外国产出对出口影响的比例系数始终为1;另一方面,进口占比下降导致实际汇率的下降幅度减少,即实际升值减少,出口下降减少,于是出口随着进口占比下降反而有所增加。

随着进口占比下降,外国产出冲击对本国通胀的影响明显弱化,为更清楚解释这一点,回顾本国线性化的狭义菲利普斯曲线:

$$\hat{\Pi}_t = \beta E_t \hat{\Pi}_{t+1} + \frac{\kappa - 1}{\phi} \widehat{MC}_t - \frac{1}{\phi} \hat{\kappa}_t \quad (35)$$

其中 $\widehat{MC}_t$ 表示本国实际边际成本, $\widehat{MC}_t \equiv \alpha(\hat{R}_{k,t} + \hat{p}_{l,t}) + (1 - \alpha)\hat{w}_t$ , $\hat{R}_{k,t}$ 和 $\hat{p}_{l,t}$ 分别表示实际资本租金率和投资品相对价格, $\hat{w}_t$ 表示实际工资率。由(35)式可知,外国产出冲击对本国通胀的影响主要源于外国产出冲击对本国中间品企业实际边际成本的影响以及狭义菲利普斯曲线的斜率 $(\kappa - 1)/\phi$ 。进口占比下降导致本国经济对进口消费和进口投资的需求减少,因此外国产出冲击对本国要素价格的影响减弱,进而对本国实际边际成本的影响减弱,最终导致对本国通胀的影响弱化。最后,随着通胀响应的弱化,货币政策的紧缩性响应同样弱化,反过来减少了名义利率的上涨,最终通过利率平价条件引起更小的本币升值(更小的实际汇率下降)。

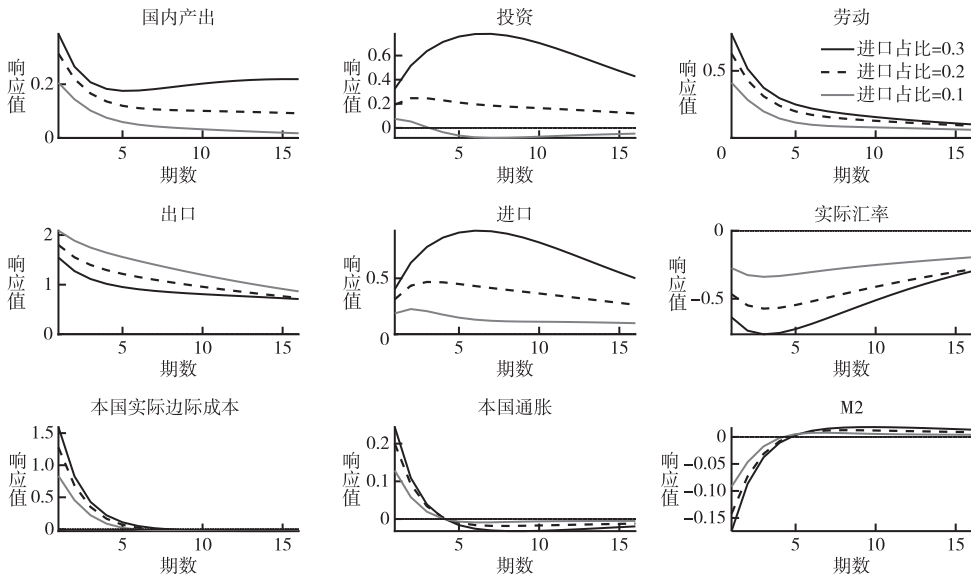


图9 外国产出冲击脉冲响应(进口占比)

正如方程(35)所示,外国产出冲击对本国通胀的影响还取决于狭义菲利普斯曲线的斜率 $(\kappa - 1)/\phi$ 。图10展示了不同价格调整成本 $\phi$ 下外国产出冲击的影响。相较于贸易开放程度的变化,更高的价格刚性加强了外国产出冲击对本国产出和劳动

的影响,但弱化了外国产出冲击对本国通胀的影响。随着价格刚性程度上升,本国实际边际成本向本国通胀的传递机制弱化,也就是狭义的菲利普斯曲线平坦化,但也强化了外国产出冲击对本国实际边际成本的影响,导致本国通胀的下降程度有限。实际边际成本随价格刚性增加而上升源于两点原因。首先,更高的价格刚性意味着外国产出冲击具有更大的总需求效应,资本和劳动的需求增加,要素价格上升。其次,价格调整难度增加导致实际工资和资本租金率上升更多,实际边际成本上升更多。

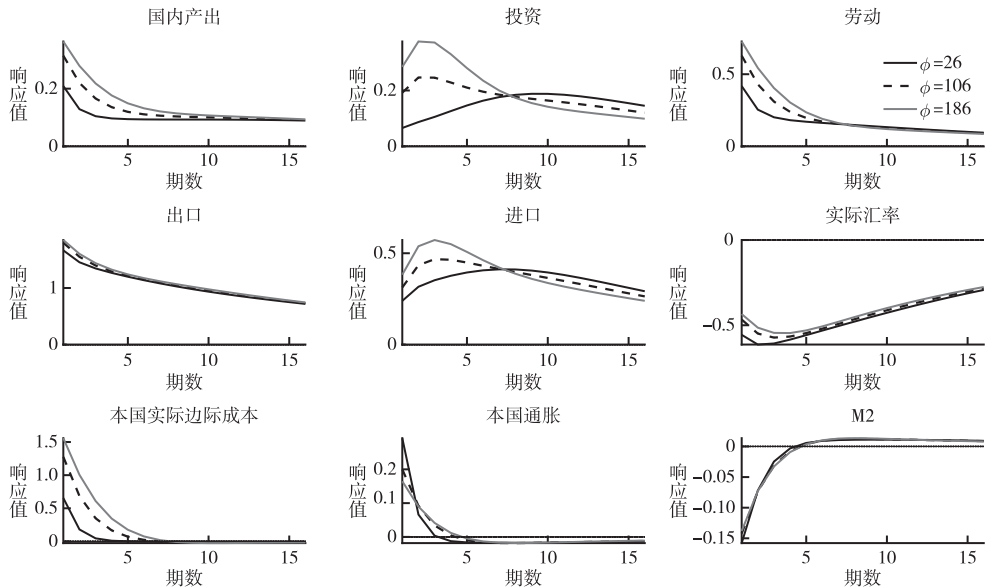


图10 外国产出冲击脉冲响应(本国价格黏性)

投资是驱动中国经济波动的主要因素(仝冰,2017),投资冲击也可视为隐含的金融摩擦冲击(Justiniano *et al.*, 2010),因此我们将模型的投资边际效率冲击视为本国产出冲击的代理变量。相较于外国产出冲击,投资冲击的传导路径从内部开始。投资冲击促进资本形成,投资的预期收益率增加,本国总需求增加,劳动和资本要素需求增加,导致本国实际边际成本上升,本国通胀增加,于是引起本国紧缩性的货币政策响应。紧缩性的货币引起实际汇率下降,于是出口下降,进口增加。

如图11所示,随着进口占比下降,进口商品减少。根据(27)和(30)式,进口商品减少意味着生产相同最终品需要用更多本国中间品,以此替代进口商品。于是企业对本国生产要素的需求进一步增加,于是资本和劳动价格上升,本国的实际边际成本

增加,本国通胀增加。更高的通胀意味着货币政策做出更强的紧缩性响应,由此导致更大的实际汇率下降和出口下降。此外,由于进口商品与本国中间品替代性有限,进口品的减少还会直接减少最终品的生产,如进口减少直接导致投资下降。

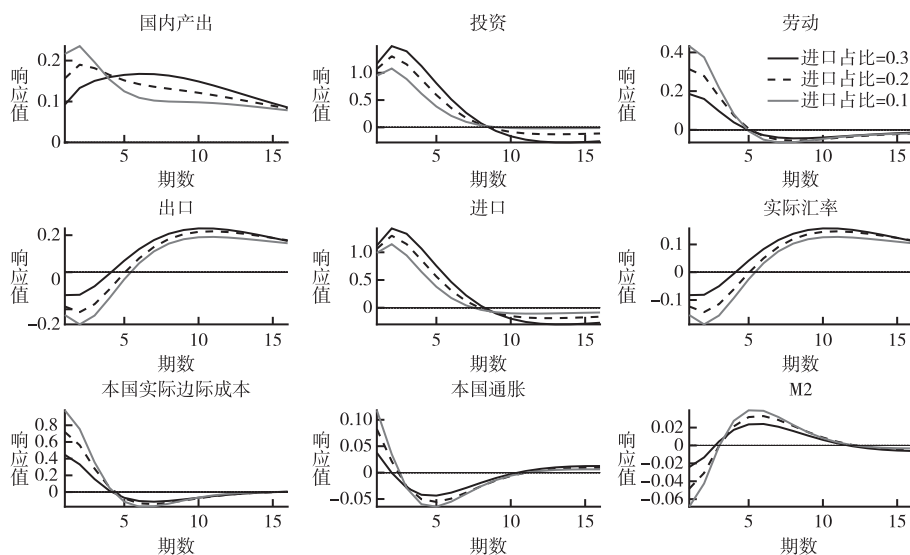


图 11 投资冲击脉冲响应(进口占比)

最后,图 12 比较了不同价格调整成本下投资冲击的脉冲响应。如图 12 所示,随着价格刚性的提高,投资冲击的实际效应增强,产出和劳动增加,本国实际边际成本增加。但由于边际成本向本国通胀的传递大幅弱化,本国通胀的上升程度下降,于是货币政策的紧缩响应减少,实际汇率和出口的下陷弱化。整体上,价格刚性变化对投资冲击传导的影响与外国产出冲击类似。

图 11 和图 12 有着重要启示,进口占比下降会强化投资冲击对本国通胀的影响,但狭义菲利普斯曲线斜率下降(价格刚性提高)会弱化投资冲击对本国通胀的影响。回顾时变 SVAR 的分析结果可知,本国通胀对外国和本国产出冲击的响应近年来都出现了显著弱化。这意味着贸易开放度下降不足以解释本国通胀的周期性弱化,至少本国产出冲击对本国通胀的影响不会因为贸易开放度下降而弱化,而是依赖于狭义菲利普斯曲线的平坦化,也就是价格黏性增强或稳态价格加成下降。换言之,在本文的开放经济模型中,外国产出冲击对本国通胀影响的弱化是贸易开放度下降和边际成本传导弱化共同作用的结果。

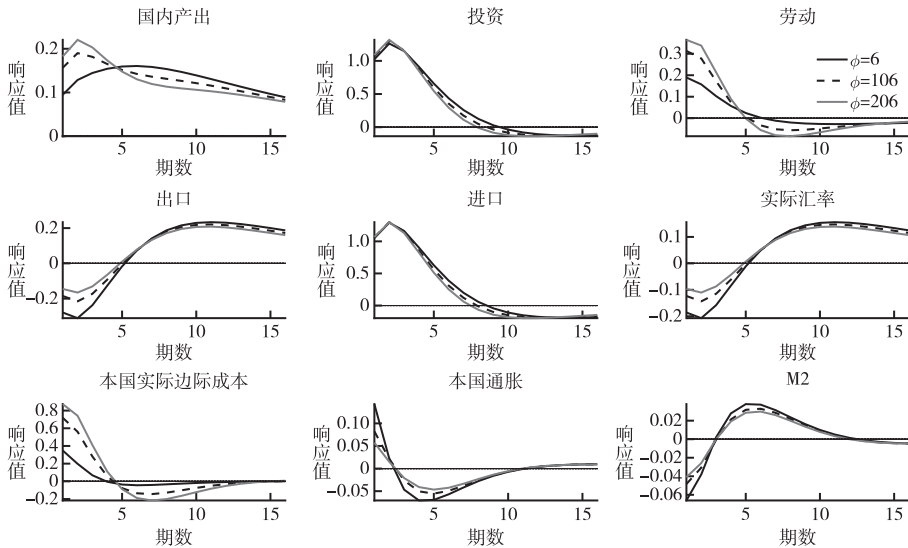


图 12 投资冲击脉冲响应(本国价格黏性)

## 四 稳健性检验

### (一)时变SVAR<sup>①</sup>

1. 备选数据。首先,由于大量文献使用CPI作为通胀指标,我们采用CPI重新估计时变SVAR模型。其次,中国的宏观数据还可能存在质量问题,除了可能的低估或高估外,中国的GDP同比增长率在2013年后显得过于平滑(Fernald *et al.*, 2021),这种“过度平滑性”不利于捕捉经济的波动特征。为此,本文采用Fernald *et al.* (2021)构建的中国周期活动追踪指数作为产出变量。最后,本文使用的外国产出数据只是中国4个最大贸易伙伴GDP的加权平均值,可能没有反映全球经济波动的全貌,我们采用Baumeister and Hamilton (2019)构建的世界工业产出指数作为代理指标。我们采用这些数据重新估计时变SVAR模型,结果显示基本结论依然成立。

2. 变量顺序。由于中国经济可能对外国经济具有外溢性,我们将本国产出置于外国产出之前,这意味着外国产出对本国产出做出同期响应,但本国产出对外国产出的同期响应为零,这样处理之后基本结论依然稳健。

3. 产出缺口和环比数据。在菲利普斯曲线的相关文献中,大部分研究采用HP滤

<sup>①</sup> 本部分稳健性检验的结果见本刊网站中的文章附录。

波缺口和环比通胀作为观测变量。为检验滤波方式对本文结果的影响,我们采用HP滤波缺口和环比通胀重新估计模型。结果表明,外国产出冲击和本国产出冲击对本国通胀的影响同样在2010年后弱化,菲利普斯乘数也更小。相较于同比数据的结果,基于产出缺口和环比通胀的脉冲响应函数的时变特征更弱。

## (二)理论模型

在基准模型中,我们假定外国产出是一个纯外生过程。考虑到中国目前已是世界第二大经济体,全球经济深受中国经济的影响,因此外国产出可能对中国经济变化做出响应。为分析内生化的外国产出的影响,我们将外国产出过程改为:

$$\log\left(\frac{y_t^*}{\bar{y}^*}\right) = \rho_y \cdot \log\left(\frac{y_{t-1}^*}{\bar{y}^*}\right) + \delta_y \cdot \log\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}\gamma}\right) + \sigma_y \cdot \varepsilon_{y,t} \quad (36)$$

其中 $\delta_y$ 表示外国产出对本国产出增长的响应系数。我们将 $\delta_y$ 依次校准为0、0.1和0.5,以观察外国产出冲击影响的变化。结果显示基本结论不变,外国产出对本国增长的内生响应仅对外国产出冲击的脉冲响应有微弱影响。

## 五 结论和启示

本文采用时变参数SVAR模型分析外国产出波动对中国经济的影响。脉冲响应函数显示,外国产出冲击对本国通胀的影响在2010年后显著弱化,同时本国产出冲击对本国通胀的影响同样在2010年后显著弱化。以产出冲击为条件,菲利普斯乘数显示外国产出累积变化对应的本国通胀累积变化不断弱化,这与脉冲响应的结果一致。时变方差分解显示,外国产出冲击在2010年以前对本国通胀有一定解释力,但在2010年后外国产出冲击的解释力显著下降,这刚好对应着中国贸易开放度下降。2020年后,外国和本国产出冲击对本国通胀的解释力有所加强,这主要源于疫情引发的剧烈经济波动所致。

由于通胀响应弱化可能源于中央银行强化通胀目标和输入型通胀,我们采用反事实方法分离出货币政策与进口价格的内生变化。结果显示,货币政策和进口价格虽然是外国产出冲击的传导渠道,但通胀的反事实脉冲响应依然保留了原有的时变特征。换句话说,中央银行强化通胀目标和输入型通胀不足以解释中国通胀响应的弱化。最后,我们在模型之外引入全球经济政策不确定性指数,以分析需求冲击对产出和通胀的影响。结果显示,不确定性冲击对通胀的影响在2010年后显著弱化,虽然全球和国内产出的响应也有弱化的迹象,但菲利普斯乘数表明通胀的弱化程度更

大。总之,经验分析表明,近年来全球经济波动与本国通胀有“脱钩”迹象,中国通胀对全球和本国经济周期的响应弱化可以解读为中国的菲利普斯曲线扁平化。

接着,本文构建了一个中等规模的开放经济模型,模型包括消费、投资和进出口部门。脉冲响应表明,外国产出冲击引起总需求扩张和边际成本上升,从而导致本国通胀上升、货币政策紧缩和实际汇率升值。我们调整相关参数以观察脉冲响应的变化。一方面,贸易开放度下降显著弱化产出、边际成本和本国通胀的响应,同时也弱化了货币政策的紧缩程度和实际汇率的升值程度。另一方面,价格刚性的增加强化了外国产出冲击的实际产出效应,但整体上弱化了其对通胀的影响。作为本国产出冲击的代理变量,投资冲击同样引起本国边际成本和通胀的上升。一方面,不同于外国产出冲击,投资冲击对实际边际成本和通胀的影响随着贸易开放度下降而上升。另一方面,与外国产出冲击类似,价格刚性提高强化了投资冲击向边际成本的传导,但整体弱化了投资冲击对通胀的影响。总体上,外国产出冲击对通胀影响的弱化可以解读为贸易开放度下降和狭义菲利普斯曲线变平共同作用的结果。

本文的结论具有重要的理论意义和政策启示。在理论层面,一方面,全球经济波动与本国通胀的时变关系意味着在通胀建模时需要更多考虑模型的结构化变化,特别是随着贸易开放度的改变,本国产出与外国产出相对地位会发生变化。另一方面,中国的菲利普斯曲线扁平化不仅体现在本国经济,还体现在全球经济层面,这意味着解释中国的菲利普斯曲线扁平化不应局限于国内因素,还需要拓展至全球因素。在政策层面,外国产出波动与本国通胀的暂时“脱钩”意味着中央银行需要将重心进一步放在本国经济,加强对本国经济的宏观调控与监测。更重要的是,由于中国菲利普斯曲线的扁平化,中央银行的通胀调控空间减少,但就业与增长调控空间扩大。

#### 参考文献:

- 陈创练、龙晓旋、姚树洁(2018):《货币政策、汇率波动与通货膨胀的时变成因分析》,《世界经济》第4期。
- 何启志、姚梦雨(2017):《中国通胀预期测度及时变系数的菲利普斯曲线》,《管理世界》第5期。
- 陆军、刘威、李伊珍(2012):《开放经济下中国通货膨胀的价格传递效应研究》,《世界经济》第3期。
- 孙飞、吴崇宇、陈福中(2017):《中国进口商品价格传导效应及其变动趋势:进口商品 Armington 替代弹性的视角》,《中国工业经济》第7期。
- 全冰(2017):《混频数据、投资冲击与中国宏观经济波动》,《经济研究》第6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。
- 杨源源、于津平(2019):《逆全球化背景下中国贸易政策取向选择——基于 DSGE 模型的动态模拟分析》,

《南开经济研究》第1期。

张成思、李颖(2010):《全球化与通货膨胀动态机制研究:基于新兴市场国家的经验分析与启示》,《世界经济》第11期。

张成思(2012):《全球化与中国通货膨胀动态机制模型》,《经济研究》第6期。

张成思、田涵晖(2020):《结构性通货膨胀与通货膨胀预期形成机制》,《经济研究》第12期。

Aguiar, M. and Gopinath, G. “Emerging Market Business Cycles: The Cycle is the Trend.” *Journal of Political Economy*, 2007, 115(1), pp.69–102.

Baker, S. R.; Bloom, N. and Davis, S. J. “Measuring Economic Policy Uncertainty.” *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4), pp.1593–1636.

Barnichon, R. and Mesters, G. “The Phillips Multiplier.” *Journal of Monetary Economics*, 2021, 117, pp.689–705.

Basu, S. and Bundick, B. “Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand.” *Econometrica*, 2017, 85(3), pp.937–958.

Baumeister, C. and Hamilton, J. D. “Structural Interpretation of Vector Autoregressions with Incomplete Identification: Revisiting the Role of Oil Supply and Demand Shocks.” *The American Economic Review*, 2019, 109(5), pp.1873–1910.

Bernanke, B. S.; Gertler, M. and Watson, M. W. “Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1997, 1, pp.91–157.

Bianchi, F. and Civelli, A. “Globalization and Inflation: Evidence from a Time-Varying VAR.” *Review of Economic Dynamics*, 2015, 18(2), pp.406–433.

Chan, C. and Eisenstat, E. “Bayesian Model Comparison for Time-Varying Parameter VARs with Stochastic Volatility.” *Journal of Applied Economics*, 2018, 33(4), pp.509–532.

Chang, C.; Chen, K., Waggoner, D. F. and Zha, T. “Trends and Cycles in China’s Macroeconomy.” *NBER Macroeconomics Annual*, 2016, 30, pp.1–84.

Chang, C.; Liu, Z. and Spiegel, M. M. “Capital Controls and Optimal Chinese Monetary Policy.” *Journal of Monetary Economics*, 2015, 74, 1–15.

Chang, C.; Liu, Z.; Spiegel, M. M. and Zhang, J. “Reserve Requirements and Optimal Chinese Stabilization Policy.” *Journal of Monetary Economics*, 2019, 103, pp.33–51.

Chen, K.; Ren, J. and Zha, T. “The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China.” *The American Economic Review*, 2018, 108(12), pp.3891–3936.

Christiano, L. J.; Eichenbaum, M. S. and Trabandt, M. “Understanding the Great Recession.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2015, 7(1), pp.110–167.

Christiano, L. J.; Trabandt, M. and Walentin, K. “Introducing Financial Frictions and Unemployment into a Small Open Economy Model.” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2011, 35(12), pp.1999–2041.

Christoffel, K.; Coenen, G. and Warne, A. “The New Area-Wide Model of The Euro Area: A Micro-Founded Open-Economy Model for Forecasting and Policy Analysis.” ECB working paper, No. 944, 2008.

- Coibion, O. and Gorodnichenko, Y. "Is the Phillips Curve Alive and Well after All? Inflation Expectations and the Missing Disinflation." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2015, 7(1), pp.197-232.
- Del Negro, M.; Giannoni, M. P. and Schorfheide, F. "Inflation in the Great Recession and New Keynesian Models." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2015, 7(1), pp.168 - 196.
- Del Negro, M.; Lenza, M.; Primiceri, G. E. and Tambalotti, A. "What's Up with the Phillips Curve?" *Brookings Papers on Economic Activity*, 2020, pp.301-357.
- Fernald, J.; Hsu, E. and Spiegel, M. M. "Is China Fudging its Figures? Evidence from Trading Partner Data." *Journal of International Money and Finance*, 2021, 110, 102262.
- Forbes, K. J. "Inflation Dynamics: Dead, Dormant, or Determined Abroad?" *Brookings Papers on Economic Activity*, 2019, 2, pp.257-338.
- Fratto, C. and Uhlig, H. "Accounting for Post-Crisis Inflation: A Retro Analysis." *Review of Economic Dynamics*, 2020, 35, pp.133-153.
- Gilechrist, S.; Schoenle, R.; Sim, J. and Zakrajsek, E. "Inflation Dynamics during the Financial Crisis." *The American Economic Review*, 2017, 107(3), pp.785-823.
- Guerrieri, L.; Gust, C. and López-Salido, J. D. "International Competition and Inflation: A New Keynesian Perspective." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2(4), pp.247-280.
- Heise, S.; Karahan, F. and Şahin, A. "The Missing Inflation Puzzle: The Role of the Wage-Price Pass-Through." *Journal of Money, Credit and Banking*, 2022, 54(S1), pp.7-51.
- Justiniano, A.; Primiceri, G. E. and Tambalotti, A. "Investment Shocks and Business Cycles." *Journal of Monetary Economics*, 2010, 57(2), pp.132-145.
- Kee, H. L. and Tang, H. "Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China." *The American Economic Review*, 2016, 106(6), pp.1402-1436.
- Kilian, L. and Lewis, L. T. "Does the Fed Respond to Oil Price Shocks?" *The Economic Journal*, 2011, 121(555), pp.1047-1072.
- Kilian, L. and Helmut, L. *Structural Vector Autoregressive Analysis*, Cambridge University Press, 2017.
- Kohlscheen, E. and Moessner, R. "Globalisation and the Slope of the Phillips Curve." *Economics Letters*, 2022, 216, 110587.
- Linde, J. and Trabandt, M. "Resolving the Missing Deflation Puzzle." *Journal of Monetary Economics*, 2022, 126, pp.15-34.
- McLeay, M. and Tenreyro, S. "Optimal Inflation and the Identification of the Phillips Curve." *NBER Macroeconomics Annual*, 2020, 34(1), pp.199-255.
- Milani, F. "Global Slack and Domestic Inflation Rates: A Structural Investigation for the G-7 Countries." *Journal of Macroeconomics*, 2010, 32(4), pp.968-981.
- Obstfeld, M. "Global Dimensions of U.S. Monetary Policy." *International Journal of Central Banking*, 2020, 16(1), pp.73-132.
- Schmöller, M. and Spitzer, M. "Deep Recessions, Slowing Productivity and Missing (Dis-)Inflation in The Euro

Area.” *European Economic Review*, 2021, 134, 103708.

Woodford, M. “Globalization and Monetary Control,” in J. Gali and M.J. Gertler, eds., *International Dimensions of Monetary Policy*. University of Chicago Press, 2010.

## Foreign Output Fluctuations, Inflation, and Flattening of the Phillips Curve in China

Zhu Zixiang; Deng Xiang

**Abstract:** According to the global inflation hypothesis, as economic openness decreases, the impact of foreign economies on domestic inflation gradually gives way to that of the domestic economy, which is closely related to China’s “double-loop” development pattern. The paper begins with an indirect analysis of the Phillips curve in China using a time-varying parametric vector autoregressive model. The results show that foreign output shocks positively affect domestic inflation, but this effect weakens after 2010. In recent years, foreign output has shown signs of “decoupling” from domestic inflation. Counterfactual analysis suggests that tight monetary policy and rising import price inflation are insufficient to explain the mild cyclical nature of inflation in China. To explain the empirical findings, we construct a medium-sized open economy model. Numerical analysis shows that the cyclical sensitivity of domestic inflation to foreign output weakens as trade openness declines. However, the cyclical sensitivity of domestic inflation to domestic output does not change significantly as trade openness declines.

**Key words:** globalization, inflation, Phillips Curve, open economy model

**JEL codes:** E31, F41, F62

(截稿:2022年9月 责任编辑:曹永福)