

中国经济波动的持久性成分高吗?

祝梓翔 邓翔 路征*

摘要 经济波动的持久性是重要的问题,但缺乏有关中国的研究。本文首先构建了一个不完全信息模型,结果显示:中国 TFP 的持久性成分高于美国;持久性冲击对中国产出的解释比重高于美国。接着本文扩展出一个具有 NK 特征的 DSGE 模型,持久性冲击的解释效果大幅弱化,但模型可能存在误设。最后,本文在模型中引入 Markov 机制,结果表明中国持久性成分在两种状态下都更高。基本结论在完全信息模型、不同效用函数和校准参数下依然成立。

关键词 不完全信息,持久性冲击,暂时性冲击

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2019.03.17

一、引言

新兴市场的经济波动特征和发达经济体有较大区别,如新兴市场的消费波动率更高、经常账户的逆周期性更强。针对这些区别,经济学家给予了解释。Aguiar and Gopinath (2007) 基于小开放模型,发现新兴市场的 TFP (全要素生产率) 中的持久性成分的比重更高,认为持久性冲击 (也称为趋势性冲击) 是解释新兴市场周期特征的主要原因。¹ 然而,后续的研究基于不同的数据和方法 (Garcia-Cicco *et al.*, 2010; Boz *et al.*, 2011; Chang and Fernández, 2013), 没有类似的发现。从现实来看,新兴市场不仅具有市场机制不完善和政治不稳定等特征,而且经济改革和政策调整更为频繁,政府的改革方向在时间和空间上常不统一。总体上,新兴市场面临较大的不确定性,这是部分学者猜想持久性成分主导经济波动的关键依据。

有关持久性内涵的讨论由来已久。按照 Campbell and Mankiw (1987) 的

* 四川大学经济学院。通信作者及地址: 邓翔, 四川省成都市一环路南一段 24 号, 四川大学经济学院, 610065; 电话: 13198569999; E-mail: dengxiangecon@hotmail.com。本研究得到教育部人文社科青年项目 (16YJC790158)、国家自然科学基金政策研究重点支持项目 (71742004)、国家自然科学基金一般项目 (71673194) 资助。感谢查涛教授对本文的意见和建议, 感谢彭俞超、许志伟老师的宝贵意见, 感谢上海交通大学中国发展研究院“经济波动与增长”学术研讨会和武汉大学中国世界经济学会年会参会人员对本文的有益建议, 感谢匿名审稿人的宝贵建议, 文责自负。

¹ 持久性冲击导致家庭的持久收入发生变化, 进而引起消费、投资和净出口的大幅波动。

解释,如果产出增长率能够用一个ARMA(自回归移动平均)模型表示,那么持久性可定义为一单位预测误差变化所引起的产出水平值的长期改变。持久性成分由持久性冲击驱动,虽然貌似一个统计学概念,但有着较强的经济学意义。Blanchard and Quah (1989) 基于长期约束识别供给冲击,实质上是把全部具有持久性影响的外生变化归为供给冲击,换句话说,供给冲击就是持久性冲击。从结构模型的视角看,持久性冲击未必对应着某一个具体的冲击,任何一个具有持久性影响的冲击均可视为持久性冲击,但一般情况下,针对增长趋势的技术冲击往往具有较强的持久性影响,因此常作为持久性冲击的代表。²

持久性成分源于宏观经济学的经典问题——如何区分经济中的长期趋势和周期波动。早期研究认为产出波动是围绕趋势的暂时偏离,由于趋势是一个平滑或确定性过程,因而可预测。后来的研究认为经济趋势也是随机的,如Beveridge and Nelson (1981)、Nelson and Plosser (1982) 把持久性成分限定为随机游走过程,发现产出中的随机游走成分非常高。随机游走的长期预测值随冲击而变化,因而趋势无法预测。King *et al.* (1991) 基于平衡增长路径假设和VECM(误差修正模型),发现持久性冲击主导美国的实际产出波动。

由于持久性成分体现经济变量的长期特征,因此衡量持久性成分的基本前提是样本足够长,太短的样本会导致估计不准确。这对中国无疑是一个挑战,如果使用低频数据,如年度数据,需样本区间足够长,中国目前可获得的年度数据不到70年,虽然Barro-Ursua的宏观数据库提供了中国百余年(1989—2009)的人均实际产出,但只有产出,消费仅从1952年开始。另外,中国在改革开放前是计划经济国家,并不适合采用经典的结构模型分析。如果只分析改革开放后的时期,样本将减少为原来的一半,因此需高频数据弥补长度的不足,Chang *et al.* (2016) 提供了这种可能。

虽然文献中常把持久性冲击解读为现实中的制度改革和结构性变化,但事实上不必局限于此。一些研究表明预期是驱动经济周期波动的重要因素(Jaimovich and Rebelo, 2009; 庄子罐等, 2012)。Jaimovich and Rebelo (2009) 将预期冲击定义为经济主体预期到的未来生产率变化,由于持久性冲击和预期冲击都影响经济的未来变化趋势,因此持久性冲击从某种程度上近似于预期冲击(Boz *et al.*, 2011)。另外,传统研究常认为经济主体能够完全预期到生产率的变化,但现实中完全预期只是一种理想状态。经济主体在每一时刻都接收到大量关于未来的消息,这些消息有的是对经济的真实反映,有的仅仅是无意义的噪声(Boz *et al.*, 2011; Blanchard *et al.*, 2013)。如果消息事后被证实是真实的,那么生产率将调整到一个新的水平,如果消息后

² 本文所指的持久性冲击若不做特殊说明,就是针对TFP(全要素生产率)增长趋势的冲击。

来被证实是噪声，那么经济将回到初始状态。但不论真实的消息还是无意义的“噪声”，都会对经济的短期波动造成影响。正如上文所述，中国的宏观时间序列普遍较短，信息不完全问题更为突出。

发现持久性冲击重要的文献大多基于实际变量，然而一旦考虑名义变量和价格黏性，并没有多少文献发现持久性冲击很重要。不仅 King *et al.* (1991) 发现名义变量大幅弱化了持久性冲击的作用，而且大多数 NK-DSGE (新凯恩斯动态随机一般均衡，简称 NK 模型) 文献没有发现持久性冲击很重要。此外，考虑到经济存在明显的时变特征，作为一种特殊的结构冲击，持久性冲击在不同时期的重要性可能不同，这些都值得我们深入思考。

国内学者黄贇琳和刘社建 (2004)、吕光明 (2007)、王少平和胡进 (2009)、王少平和孙晓涛 (2013) 已对中国的持久性成分进行了估计，普遍发现中国经济波动的持久性较高，但这些分析的不足之处明显：第一，已有研究都是单变量分析，缺少多变量、结构性、不完全信息、非线性分析；第二，数据使用上单一且不统一，黄贇琳和刘社建 (2004)、吕光明 (2007) 采用包含改革开放前的年度产出数据，王少平和胡进 (2009)、王少平和孙晓涛 (2013) 采用 1992 年以后的季度产出数据；第三，缺少和其他国家的系统比较，高低是一个相对概念，仅基于中国的分析我们并不能得出中国经济的持久性成分高或低的结论。此外，国外也鲜有专门针对中国经济持久性成分的研究。

基于上述考虑，本文从结构模型的视角考察中国经济波动的持久性。为此，本文做了如下工作：(1) 在经典的 RBC 模型框架下引入不完全信息和噪声冲击，估计中美两国 TFP 的持久性成分占比，并和完全信息的情况进行对比；(2) 在基准 RBC 模型的基础上，扩展出一个适用于中国的 NK 模型，检验引入 NK 特征和名义观测变量后，持久性成分的变化；(3) 在 RBC 模型的基础上，引入 Markov 状态转移机制，检验持久性冲击在不同状态下的影响力。

二、不完全信息结构模型

Boz *et al.* (2011) 曾指出新兴市场的不完全信息程度更高，这是造成新兴市场经济波动特征不同于发达经济体的主要原因。对中国而言，不完全信息同样存在，经济主体难以准确识别各类冲击，特别是具有持久效应的外生冲击。不完全信息的原因是复杂的，但却易于理解，如经济主体无法完全预测未来，如数据信息量太少。

(一) 基准结构模型

由于中美两国的经济特征差异巨大，将两国置于同一个结构模型框架并

不容易, 为避免更多争议, 我们倾向于一个简单模型。传统方法是套用 Aguiar and Gopinath (2007) 的小开放模型, 但这类模型不适合两国: 一方面, 美国长期都不是“小”经济体; 另一方面, 中国仍采取了一定的资本管制政策 (Chang *et al.*, 2015), 资本账户没有完全开放, 国际利率溢价和外债持有量之间的关系不能简单套用 Schmitt-Grohe and Uribe (2003) 的设计。为便于比较, 我们将基准模型设为含有持久性技术冲击的简单 RBC 模型。此外, 为确保结果的稳健和避免奇异性问题, 除技术冲击外, 模型还引入多个外生冲击。³

假设企业的生产函数为规模报酬不变:

$$Y_t = Z_t K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}, \quad (1)$$

其中 Y_t 表示产出, K_t 表示资本存量, L_t 表示劳动。参数 $0 < \alpha < 1$ 表示资本的收入份额。变量 Z_t 表示暂时性生产率冲击, 令 $z_t \equiv \log Z_t$:

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \epsilon_{z,t}, \quad \epsilon_{z,t} \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_z^2). \quad (2)$$

变量 A_t 表示持久性过程, 也称随机趋势。假设 A_t 的增长率对长期增长率的偏离 ($a_t \equiv \Delta \log A_t - \log \gamma$) 满足 AR(1) 过程⁴:

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \epsilon_{a,t}, \quad \epsilon_{a,t} \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_a^2), \quad (3)$$

其中 $\gamma > 1$ 表示长期稳态增长率。令 $sr_t \equiv \log TFP_t$ 表示对数 TFP, 根据生产函数式 (1):

$$sr_t \equiv \log TFP_t \equiv \log Y_t - \alpha \log K_{t-1} - (1-\alpha) \log L_t = z_t + (1-\alpha) A_t. \quad (4)$$

假设家户的效用函数为加性可分, 劳动效用为 Frisch 弹性:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t v_t \left\{ \log C_t - \psi \times \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right\},$$

其中 $0 < \beta < 1$ 表示家户的折现率, C_t 表示家户消费, $\varphi > 0$ 表示劳动供给弹性的倒数, $\psi > 0$ 表示劳动的效用系数。 v_t 表示偏好冲击:

$$\log v_t = \rho_v \log v_{t-1} + \epsilon_{v,t}, \quad \epsilon_{v,t} \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_v^2). \quad (5)$$

家户的预算约束为:

$$C_t + I_t + G_t = Y_t, \quad (6)$$

其中 G_t 表示自主性支出, 包含了政府消费和净出口, 令 $g_t \equiv G_t/A_t$, 服从 AR(1) 过程:

$$\log g_t = (1-\rho_g) \log g + \rho_g \log g_t + \epsilon_{g,t}, \quad \epsilon_{g,t} \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_g^2). \quad (7)$$

资本的运动方程为:

³ 引入多个冲击的另一个原因在于持久性或暂时性冲击不足以解释中国的经济波动特征, 如消费—投资负相关、消费和投资的周期性较弱等 (Chang *et al.*, 2016)。

⁴ 注意 Aguiar and Gopinath (2007) 假定 $a_t \equiv \Delta \log A_t$, 于是有:

$$a_t = (1-\rho_a) \log \gamma + \rho_a a_{t-1} + \epsilon_{a,t}, \quad \epsilon_{a,t} \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_a^2).$$

本文将持久性冲击表示为不含常数项的 AR(1), 这并不影响最终的分析结果, 但方便后文的卡尔曼滤波分析。

$$\mu_t I_t = K_t - (1 - \delta)K_{t-1}, \quad (8)$$

其中 $0 < \delta < 1$ 表示资本折旧率。 μ_t 为投资的边际效率冲击：

$$\log \mu_t = \rho_\mu \log \mu_{t-1} + \varepsilon_{\mu,t}, \quad \varepsilon_{\mu,t} \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_\mu^2). \quad (9)$$

构造家户的拉格朗日函数，可得 L_t 、 K_t 的一阶条件：

$$\psi L_t^\varphi C_t = (1 - \alpha) \frac{Y_t}{L_t}, \quad (10)$$

$$1 = \beta \mu_t E_t \frac{v_{t+1} C_t}{v_t C_{t+1}} \left\{ \alpha \frac{Y_{t+1}}{K_t} + \frac{1 - \delta}{\mu_{t+1}} \right\}. \quad (11)$$

最终，式 (1)、(6)、(8)、(10)、(11) 构成了一个非线性差分方程系统，通过除趋势平稳化和对数线性化将该系统转化为一个 5 方程的线性理性预期差分方程系统⁵。

(二) 信号提取问题

在上述模型中，持久性冲击和暂时性冲击内嵌于 TFP，由于经济中存在较大的不确定性，一些改革和制度变化可能会产生持久性影响，也可能只有暂时性影响。假设家户不能准确区分 TFP 的持久性成分和暂时性成分，只能观测到 TFP 增长率和包含噪声的持久性成分信号 s_t 。换句话说，至少短期内，家户可能“错误”地将无意义的噪声视为持久性冲击。具体的，持久性成分信号 s_t 为⁶：

$$s_t = a_t + \varepsilon_{n,t}, \quad \varepsilon_{n,t} \sim N(0, \sigma_n^2), \quad (12)$$

其中 $\varepsilon_{n,t}$ 表示噪声扰动项。根据式 (4)，TFP 增长率 Δsr_t 可写为：

$$\Delta sr_t \equiv \Delta \log TFP_t \equiv sr_t - sr_{t-1} = \log Z_t - \log Z_{t-1} + (1 - \alpha) \Delta \log A_t. \quad (13)$$

进一步的，为便于滤波分析，我们将 Δsr_t 表示为均值为零的平稳过程 $\widehat{\Delta sr}_t$ ：

$$\widehat{\Delta sr}_t = \Delta \log TFP_t - (1 - \alpha) \log \gamma = (1 - \alpha) a_t + z_t - z_{t-1}. \quad (14)$$

式 (14) 意味着，在不完全信息假设下，经济主体将 TFP 信号 $\widehat{\Delta sr}_t$ 分解为持久性成分 $(1 - \alpha) a_t$ 和暂时性成分的改变量 $z_t - z_{t-1}$ 。令加黑变量表示向量或矩阵，不加黑变量表示标量，于是观测向量为 $\mathbf{s}_t \equiv [\widehat{\Delta sr}_t \quad s_t]'$ ，不可观测向量为 $\boldsymbol{\alpha}_t = [z_t \quad z_{t-1} \quad a_t]'$ 。

为使用卡尔曼滤波，我们将信号提取问题表示为状态空间形式，系统分

⁵ 囿于篇幅，模型的完整推导未予列示，留存备索。

⁶ 我们也可以假设暂时性成分信号包含噪声，但这种设计和原文类似，因为 TFP 是持久性冲击和暂时性冲击的简单线性组合。

为可观测和不可观测两个子系统。可观测子系统为：

$$\underbrace{\begin{bmatrix} \widehat{\Delta sr}_t \\ s_t \end{bmatrix}}_{s_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & -1 & 1-\alpha \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}}_Z \underbrace{\begin{bmatrix} z_t \\ z_{t-1} \\ a_t \end{bmatrix}}_{\alpha_t} + \underbrace{\begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}}_D \epsilon_{n,t} \quad (15)$$

不可观测子系统为：

$$\underbrace{\begin{bmatrix} z_t \\ z_{t-1} \\ a_t \end{bmatrix}}_{\alpha_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} \rho_z & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho_a \end{bmatrix}}_T \underbrace{\begin{bmatrix} z_{t-1} \\ z_{t-2} \\ a_{t-1} \end{bmatrix}}_{\alpha_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}}_R \underbrace{\begin{bmatrix} \epsilon_{z,t} \\ \epsilon_{a,t} \\ \epsilon_{n,t} \end{bmatrix}}_{\eta_t} \quad (16)$$

其中 $\eta_t \sim N(0, Q)$ 和 $Q \equiv \begin{bmatrix} \sigma_z^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_a^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_n^2 \end{bmatrix}$ 。

式 (16) 简单概括了持久性冲击和暂时性冲击的自回归过程。假设家户的信息集 S' 包含了整个历史时期的观测向量 s_t ， $S' \equiv \{s_t, s_{t-1}, \dots\}$ 。令 $\hat{\alpha}_t \equiv E[\alpha_t | S']$ ，表示家户基于信息集 S' 关于 α_t 的最优估计量，于是不可观测向量 α_t 的方差-协方差矩阵 $P_t \equiv [(\alpha_t - \hat{\alpha}_t)(\alpha_t - \hat{\alpha}_t)']$ 。矩阵 P_t 的稳态水平可通过 Riccati 方程迭代求解：

$$P = TPT' - TPZ'(ZPZ')^{-1}ZPT' + RQR' \quad (17)$$

最后，基于更新法则， α_t 的后验估值 $\hat{\alpha}_t$ 是先验滞后值 $\hat{\alpha}_{t-1}$ 和后验信号 s_t 的凸组合：

$$\hat{\alpha}_t = \underbrace{[I - PZ'(ZPZ')^{-1}Z]}_{K_1} T \hat{\alpha}_{t-1} + \underbrace{[PZ'(ZPZ')^{-1}]}_{K_2} s_t, \quad (18)$$

其中 I 是 3×3 维单位矩阵，式 (18) 刻画了信号提取过程。 K_1 表示 3×3 维的先验权重矩阵。 K_2 表示 3×2 维的后验权重矩阵，也称为卡尔曼增益矩阵。

(三) 估计策略

本文采用 dynare 3.065 进行估计，卡尔曼滤波代码参考 Blanchard *et al.* (2013)。两国的季度观测数据包括：产出、居民消费、资本形成总额。中国的季调数据来自 Chang *et al.* (2016)⁷，美国的季调数据来自 OECD 季度数据库，均采用季调平减指数剔除价格因素。为和模型变量对应，所有数据表示为增长率形式：

⁷ 更规范的处理方式是将所有宏观变量转换为人均变量，但由于中国没有 16—64 岁的人口季度数据，因此对两个国家均采用总量数据。

$$\begin{bmatrix} \Delta \log Y_t^{\text{Data}} \\ \Delta \log C_t^{\text{Data}} \\ \Delta \log I_t^{\text{Data}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \log \gamma \\ \log \gamma \\ \log \gamma \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \hat{y}_t - \hat{y}_{t-1} + \hat{s}_t \\ \hat{c}_t - \hat{c}_{t-1} + \hat{s}_t \\ \hat{l}_t - \hat{l}_{t-1} + \hat{s}_t \end{bmatrix}. \quad (19)$$

需指出，使用产出增长率剔除消费和投资的长期增长趋势会得到均值非零的序列，这和对数线性化后的内生变量并不对应。为避免模型复杂化，我们将两国的产出、居民消费、资本形成总额的增长率分别剔除各自的平均增长率（Ireland, 2003）。

两国的季度主观折现率 β 均设为 0.99。中国劳动收入份额 α 设为 0.5（王国静和田国强，2014），美国设为 0.36（Christiano *et al.*, 2005）。资本折旧率 δ 设为 0.025（王国静和田国强，2014）。稳态劳动 L 为 1/3。中国的长期增长趋势 γ 设为 1.0235，美国设为 1.0062，分别等于各自样本期的平均增长率。政府消费—产出比根据两国样本期的平均值计算得到，注意这里的政府消费指政府购买加净出口，也可视为自主性支出。所有校准参数参见表 1。⁸

表 1 参数校准

参数	解释	中国	美国
β	主观折现率	0.99	0.99
α	资本收入份额	0.5	0.36
δ	资本折旧率	0.025	0.025
L	稳态劳动	1/3	1/3
γ	长期增长率	1.023 5	1.006 2
g/y	政府消费—产出比	0.173	0.121

遵循 Justiniano *et al.* (2011) 的设计，我们将外生冲击的自回归系数的先验均值和标准差分别设为 0.6 和 0.2，服从 beta 分布；将扰动项的先验均值和标准差分别设为 0.5 和 1，服从逆 Gamma 分布。最后，我们将劳动供给弹性的倒数 φ 的先验设为 Gamma (2, 0.75) (Justiniano *et al.*, 2011; Blanchard *et al.*, 2013)。

（四）数量分析

1. 参数估计结果

因篇幅所限，此处仅列出持久性冲击、暂时性冲击和噪声冲击的估计值和标准差。如表 2 所示，在不完全信息状态下，中国的持久性冲击的持续性系数 ρ_a 和扰动标准差 σ_a 都高于美国，暂时性冲击的持续性系数 ρ_z 、标准差 σ_z 和美国相当。此外，中国经济中的噪声标准差非常大，甚至超过了持久性冲击，

⁸ 后文的稳健性检验中分析了两国取相同校准参数的情况。

几乎是美国噪声冲击的 2.5 倍,这说明中国经济主体面临更大的不确定性。此外,我们还计算了完全信息的情况:此时中国持久性冲击的 ρ_a 和 σ_a 更小,暂时性冲击的 ρ_z 和 σ_z 更大;美国的 ρ_a 变得更大, σ_a 变得更小, ρ_z 和 σ_z 变得更大。总体而言,当不存在噪声冲击时,暂时性冲击的重要性加强,噪声冲击和暂时性冲击存在一定的替代性。

表 2 贝叶斯参数估计值

参数	ρ_a	ρ_z	σ_a	σ_z	σ_n
参数说明	持久性冲击	暂时性冲击	持久性冲击	暂时性冲击	噪声冲击
先验分布	B (0.6, 0.2)	B (0.6, 0.2)	IG (0.5, 1)	IG (0.5, 1)	IG (0.5, 1)
后验众数					
不完全信息模型					
中国	0.83 (0.12)	0.64 (0.28)	0.62 (0.07)	0.22 (0.07)	0.64 (0.18)
美国	0.34 (0.11)	0.58 (0.23)	0.43 (0.07)	0.21 (0.07)	0.29 (0.16)
完全信息模型					
中国	0.84 (0.08)	0.96 (0.06)	0.44 (0.15)	0.37 (0.06)	—
美国	0.68 (0.08)	0.94 (0.04)	0.38 (0.10)	0.41 (0.06)	—

注:括号内表示标准差,拟合分析采用后验众数值。标准差单位%。

2. 持久冲击的相对重要性

虽然我们估计出了持久性冲击和暂时性冲击的随机过程,但仍不清楚 TFP 中持久性成分所占比重。传统方法是直接比较持久性冲击和暂时性冲击外生扰动的比值 σ_a/σ_z ,但这种方法没有考虑冲击的持续性。比较常见的方法是比较 TFP 各部分一阶差分的方差。根据持久性成分和暂时性成分是否相关,我们有两种计算方式:

(1) 一种方式来自 Boz *et al.* (2011) (简称 BDD)。根据式 (14),我们有 $\hat{\Delta sr}_t = (1-\alpha)a_t + \Delta z_t$,由于持久性冲击和暂时性冲击不相关,因此 $(1-\alpha)a_t$ 和 Δz_t 也不相关,我们将这两部分分别视为持久性成分和暂时性成分。于是 TFP 的一阶差分的方差为:

$$\sigma_{\Delta sr}^2 = \underbrace{\frac{2\sigma_z^2}{1+\rho_z}}_{\sigma_{\Delta z}^2} + \underbrace{\frac{(1-\alpha)^2\sigma_a^2}{1-\rho_a^2}}_{\sigma_{(1-\alpha)a_t}^2}$$

等式右边的第一项表示暂时性成分的方差,第二项表示持久性成分的方

差，于是持久性冲击的相对重要性可表示为：

$$V_1 = \frac{\sigma_{(1-\alpha)a_t}^2}{\sigma_{\Delta sr}^2} = \frac{(1-\alpha)^2 \sigma_a^2}{1-\rho_a^2}. \quad (20)$$

很明显， V_1 的取值区间为 $[0, 1]$ 。

(2) 另一种方式来自 Beveridge and Nelson (1981) (简称 BN)。BN 将持久性成分限定为一个随机游走在过程，此时随机游走成分和平稳成分相关。⁹ TFP 可分解为随机游走序列 rw_t 和平稳序列 ts_t ，也就是 $sr_t = rw_t + ts_t$ ，其中：

$$rw_t \equiv rw_{t-1} + \left(\frac{1-\alpha}{1-\rho_a} \right) \varepsilon_{a,t}, \quad ts_t \equiv z_t - \left(\frac{1-\alpha}{1-\rho_a} \right) (a_t - \gamma).$$

持久性成分的比重可通过随机游走成分一阶差分的方差 $\sigma_{\Delta rw_t}^2$ 和 TFP 一阶差分的方差 $\sigma_{\Delta sr}^2$ 相比表示：

$$V_2 = \frac{\sigma_{\Delta rw_t}^2}{\sigma_{\Delta sr}^2} = \frac{(1-\alpha)^2 \sigma_a^2}{(1-\rho_a)^2 \sigma_{\Delta sr}^2}. \quad (21)$$

随机游走和平稳序列相关意味着 V_2 不必小于 1。

综上，根据式 (20) 和式 (21)，我们可分别计算两国的持久性成分占比。此外，考虑到存在噪声，至少短期内，经济主体可能把持久性成分信号 s_t “误认为”持久性冲击 a_t ，于是我们也计算了含噪声的情况，此时我们用 $\sigma_a^2 + (1-\rho_a^2) \sigma_n^2$ 替代式 (20)、(21) 中的 σ_a^2 。如表 3 所示，BDD 统计量显示中国 TFP 中的持久性成分高达 80% 以上，明显高于美国。BN 统计量显示两国的差距更为明显。若将噪声也视为持久性扰动的一部分，那么持久性冲击几乎解释了中国 TFP 波动的绝大部分。在完全信息模型下，两国 TFP 的持久性成分占比都明显低于不完全信息的情况，但中国 TFP 的持久性成分占比依然高于美国。

表 3 TFP 持久性成分大小

	不完全信息模型				完全信息模型	
	真实		含噪声		中国	美国
	中国	美国	中国	美国	中国	美国
BDD	0.84	0.61	0.97	0.81	0.54	0.39
BN	9.04	1.23	10.29	1.65	6.22	2.04

此外，为了考察经济体的信息不完全程度，我们定义两种信噪比 (Signal-to-Noise)，一种综合考虑持久性冲击扰动大小和持续性程度，另一种只考虑扰动大小。计算方式如下：

⁹ Aguiar and Gopinath (2007) 也采用了 BN 方法。

$$SN_1 = \frac{\text{var}(a_t)}{\text{var}(s_t)} = \frac{\frac{\sigma_a^2}{1-\rho_a^2}}{\frac{\sigma_a^2}{1-\rho_a^2} + \sigma_v^2}, \quad SN_2 = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_v^2}.$$

如表 4 所示, SN_1 显示中国的信噪比略高于美国, 但 SN_2 显示中国的信噪比远低于美国, 不到美国的一半。回顾表 2, 中国的噪声冲击方差是美国的两倍多, 但持久性冲击方差不到美国的 1.5 倍, 这是造成中国的信噪比 SN_2 更低的原因。从波动率的视角看, 中国的不完全信息程度更高。然而估计值显示中国的持久性冲击的持续性参数 ρ_a 接近美国的 2.5 倍, 这意味着外生扰动衰减得更慢, 真实信号的持续性更强, 这是造成中国的信噪比 SN_1 略高于美国的原因。

表 4 信号—噪声比

	中国	美国
SN_1	0.75	0.71
SN_2	0.94	2.20

3. 预测误差方差分解

表 5 列出了两国产出增长的预测误差方差分解。如表 5a 所示, 在不完全信息情况下, 持久性冲击、暂时性冲击和噪声冲击在长短期一共能解释两国产出波动的 90% 以上。对中国而言, 短期内噪声冲击解释比重最大, 持久性冲击次之。随着期数的增加, 持久性冲击的效应逐渐累积, 解释力迅速增加, 长期解释比重接近产出波动的 2/3, 暂时性冲击和噪声冲击长期内迅速衰减, 分别只有产出波动的 1/10 和 1/5。相较而言, 美国持久性冲击的累积效应并不明显, 长短期的解释力均维持在 38%, 与暂时性冲击的解释效力相当。同时, 美国暂时性冲击和噪声冲击的衰减效应也不明显。总体上, 中国的持久性冲击在中长期的重要性明显强于美国, 暂时性冲击的解释力在长短期都不如美国, 噪声冲击的解释力在短期强于美国。

表 5a 产出增长预测误差方差分解 (不完全信息模型)

期数	持久性冲击	暂时性冲击	噪声冲击
中国			
1	0.29	0.21	0.42
5	0.58	0.13	0.23
20	0.66	0.10	0.18
40	0.67	0.10	0.18
美国			
1	0.37	0.33	0.20

(续表)

期数	持久性冲击	暂时性冲击	噪声冲击
5	0.39	0.35	0.17
20	0.39	0.35	0.17
40	0.39	0.35	0.17

在完全信息条件下，如表 5b 所示，两国持久性冲击的解释力均有下降，暂时性冲击的解释力则大幅上升。但中国持久性冲击的解释力依然强于美国，暂时性冲击的解释力则不如美国。方差分解再次表明，噪声冲击和暂时性冲击可能存在一定替代性。

表 5b 产出增长预测误差方差分解（完全信息模型）

期数	持久性冲击	暂时性冲击
中国		
1	0.20	0.69
5	0.48	0.43
20	0.58	0.35
40	0.59	0.34
美国		
1	0.17	0.80
5	0.34	0.64
20	0.35	0.62
40	0.35	0.62

4. 历史方差分解

历史方差分解展示了外生冲击在每个时期的实现值，体现了冲击对变量的影响方向和大小。如图 1a 所示，在一些关键时期，持久性冲击主导了中国的产出波动，如 1994—1995 年经济过热时期、2005—2007 年高速增长时期、2008—2009 年金融危机时期，持久性冲击的影响幅度和方向与产出波动表现出高度一致性。可以看到，2009 年以后的经济复苏主要由暂时性冲击和噪声冲击推动。随着经济的全面复苏，2011 年后中国经济开始减速，减速主要由持久性冲击的负向影响所致，这与郑挺国和黄佳祥（2016）的发现类似。郑挺国和黄佳祥（2016）认为近期的经济下行主要由负向生产率冲击所致，因为通过学习模仿提升技术水平越来越难。另一个有趣的现象是噪声冲击和暂时性冲击的影响方向始终一致，虽然持久性冲击和暂时性冲击的影响方向有时相反。

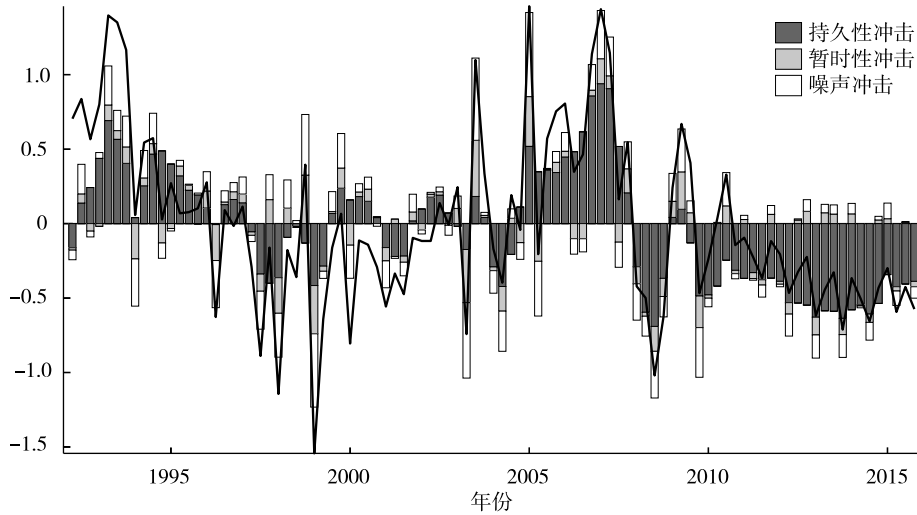


图1a 产出历史方差分解(中国)

相较而言,美国的持久性冲击在产出波动中扮演的角色弱于中国,如图1b所示。但在某些时期持久性冲击也很重要,如2008—2009年金融危机时期,经济陷入低谷主要由持久性冲击的负向影响所致。

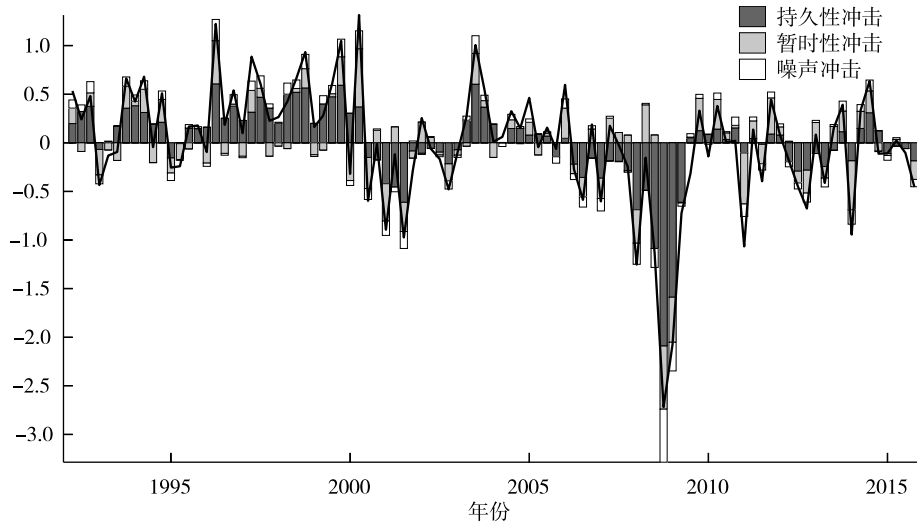


图1b 产出历史方差分解(美国)

5. 为什么持久性冲击对中国更重要?

图2显示中美两国的消费—产出比和投资—产出比都不满足平衡增长路径,但直观来看,中国的非平衡增长特征更为明显。如图2所示,中国的消费—产出比和投资—产出比在大部分时期反向运动,两者的同期相关系数为 -0.85 ,相较而言,美国的比值更为平缓。由于平衡增长路径假设,RBC模型不能解释比值的趋势性变化,但仍然可以拟合出技术冲击对消费—产出比和投资—产出比的影响。

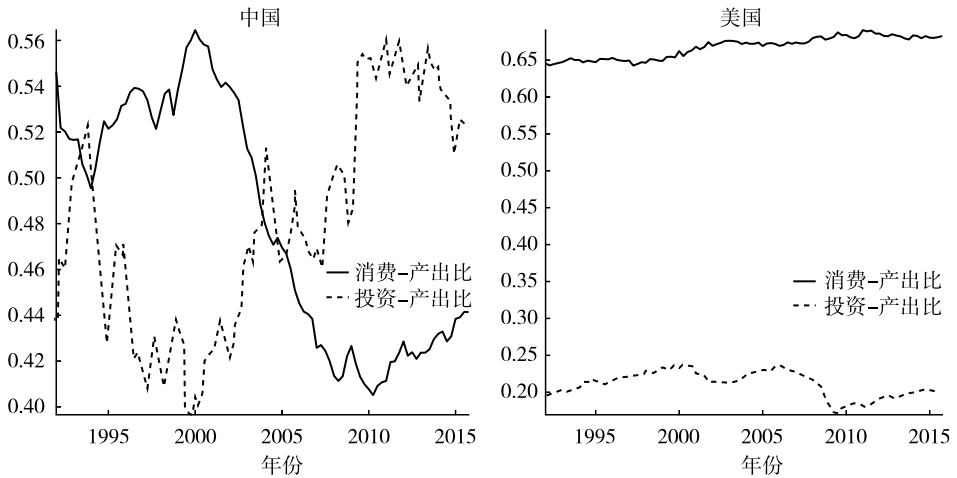


图 2 消费—产出比和投资—产出比

如图 3 第一行左图所示，持久性冲击对中国的消费—产出比的初始影响为正，但很快下降为负，到第 3 年左右下降至最低点，接着响应值缓慢向上移动，然而直至 10 年后，响应值依然低于-0.4。相较而言，持久性冲击对美国消费—产出比的影响更弱。这个结果不同于 Aguiar and Gopinath (2007)，持久性冲击对消费—产出比的影响至少在两年期以内都为正，这是因为 Aguiar and Gopinath (2007) 采用的是开放模型，资本的自由流动意味着经济主体可以在国际市场借贷，净出口正好体现了经济主体的跨期替代行为，经济中可同时出现消费—产出比和投资—产出比增加的情况。但在封闭经济下，由于经济主体不能在国际市场上借贷，除非自主性支出变动，消费—产出比和投资—产出比在任何时候都不可能同向变动。

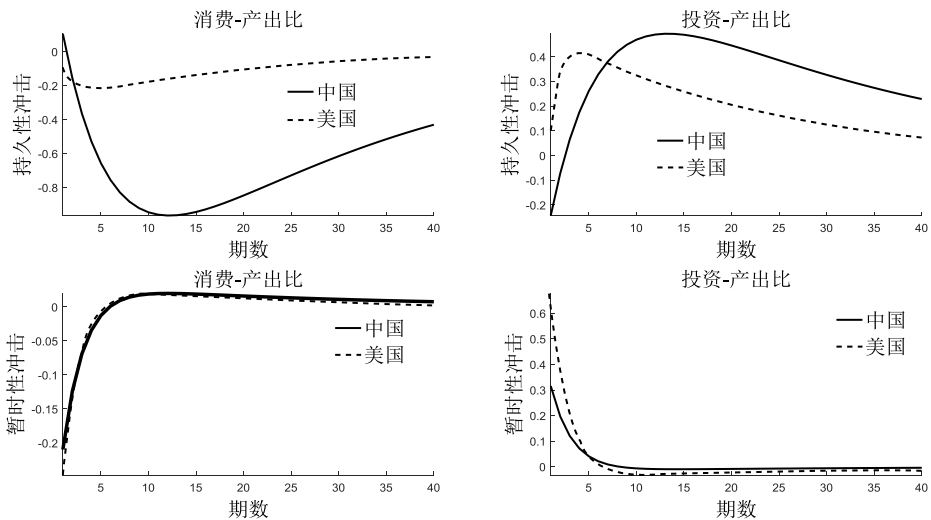


图 3 消费—产出比和投资—产出比脉冲响应

如图3第一行右图所示,持久性冲击对中国的投资一产出比的初始影响为负,但在不到半年内上升为正,到第3年上升至最高点,然后缓慢向下移动,到第10年,响应值依然高于0.2。持久性冲击对美国的投资一产出比的初始影响为正,在一年内上升至最高点,然后缓慢向下移动。同样,持久性冲击对中国的影响幅度强于美国。一般而言,持久收入的增加会促使消费者同时增加消费、闲暇和投资,闲暇的增加意味着劳动供给的减少,特别是当劳动供给缺乏弹性时,这会导致实际工资率的上升和投资的下降。本文的参数估计显示,中国的劳动供给弹性的倒数 φ 在所有情况下都大于美国,这是导致中国的投资一产出比的初始响应为负的主要原因。随着消费者观察到投资的边际收益高于闲暇带来的边际效用,消费者开始增加劳动供给和投资,由于消费者无法在国际市场上借贷,只能通过减少部分消费来增加投资。

如图3第二行所示,暂时性冲击对两个比值的影响同样相反,但这种影响在不到一年内迅速衰减至稳态水平。同时,暂时性冲击对消费一产出比的影响在两国间相差不明显,虽然美国的投资一产出比的初始响应值高于中国。

总体上,持久性冲击会导致两个比值出现持续性偏离,暂时性冲击只能形成暂时性偏离,这是图2中两国比值差异的主要原因。

三、NK-DSGE 模型检验

虽然 King *et al.* (1991) 发现持久性冲击主导美国的实际经济周期波动,然而一旦加入名义变量,如货币供给和通胀,持久性冲击的解释效力大幅削弱。因此我们也有同样的问题,模型中引入更多摩擦和名义观测变量是否会降低持久性冲击的解释效力?由于复杂的结构模型常意味着分析结果更多取决于模型而非数据,因此不同于简单 RBC 模型,将中国和美国置于同一个 NK 框架并不合适,如中国货币政策规则以及工资黏性机制同美国还有不小差异。因此我们只在原有模型基础上,构建一个适用于中国的 NK 模型,以便和 RBC 模型的结果比较,不再和美国比较。

NK 模型主要参考 Christiano *et al.* (2005)、Smets and Wouters (2007)、Justiniano *et al.* (2011),该模型在原有模型的基础上加入如下机制:消费习惯、资本调整成本、资本利用率、指数化调价机制、黏性价格机制以及数量型货币政策。因篇幅所限,正文不再列出模型和推导。观测数据除产出、消费、投资外,还加入通胀和货币供给两个名义观测变量,以此检验持久性冲击的重要性是否受到名义变量和模型机制的影响。

我们采用相同的方法估计 TFP 中的持久性成分。如表 6 所示,在 NK 模型下,TFP 的持久性成分比重仅为 0.36 和 2.66,远低于 RBC 模型的 0.83 和 8.95,然而一旦加入噪声,含噪声的持久性成分并没有比 RBC 模型低很多。

完全信息 NK 模型中 TFP 的持久性成分和不完全信息模型接近，但也低于完全信息下的 RBC 模型。总体上，NK 模型中 TFP 的持久性成分比重明显低于 RBC 模型。从信号—噪声比来看，如表 7 所示，NK 模型的信噪比远远低于 RBC 模型，这源于 NK 模型有更高的噪声成分，说明名义变量和 NK 机制形成了更大的不完全信息和不确定性，经济主体在识别持久性冲击时面临着更大困难。

表 6 NK-DSGE 模型 TFP 持久性成分比重

	不完全信息模型		完全信息模型
	真实	含噪声	
BDD	0.36	0.93	0.34
BN	2.66	6.85	3.42

表 7 信号—噪声比

	NK-DSGE 模型	RBC 模型
SN ₁	0.13	0.75
SN ₂	0.06	0.94

产出的预测误差方差分解进一步证实了 King *et al.* (1991) 的结论。如表 8 所示，在不完全信息模型下，产出波动主要由噪声冲击、投资冲击和政策冲击主导，持久冲击的解释比重长期仅有 7%。在完全信息模型下，持久性冲击的解释比重明显提升，长期超过 1/4，但仍低于 RBC 模型，产出波动由持久性冲击、暂时性冲击和政策冲击主导。

表 8 产出增长预测误差方差分解

期数	1	5	20	40
	不完全信息模型			
持久冲击	0.01	0.06	0.07	0.07
暂时冲击	0.13	0.10	0.09	0.09
噪声冲击	0.39	0.26	0.26	0.26
偏好冲击	0.10	0.06	0.07	0.07
投资冲击	0.19	0.22	0.21	0.21
价格冲击	0.01	0.01	0.01	0.01
支出冲击	0.01	0.03	0.03	0.03
政策冲击	0.17	0.26	0.26	0.25

(续表)

期数	1	5	20	40
完全信息模型				
持久冲击	0.07	0.20	0.25	0.26
暂时冲击	0.72	0.47	0.43	0.42
偏好冲击	0.03	0.03	0.03	0.03
投资冲击	0.03	0.05	0.04	0.04
价格冲击	0.01	0.01	0.01	0.00
支出冲击	0.01	0.05	0.04	0.04
政策冲击	0.13	0.21	0.20	0.19

NK-DSGE 模型下持久性冲击的重要性下降并不令人意外,相较于 RBC 模型, NK-DSGE 模型更关注短期波动,由于黏性价格机制的存在,价格不能及时出清,各种需求冲击能形成更大的实际效应。此外,名义观测变量波动更多来自政策冲击和需求冲击的驱动,这会弱化持久性冲击的作用。虽然基准 NK-DSGE 模型下持久性冲击的重要性大幅弱化,但我们并不能就此认为持久性冲击不重要。首先,在本文的模型设置中,具有持久效应的冲击只有一种——针对趋势增长率的冲击,但该冲击只是持久性冲击的一种,经典文献中还存在多种类型的持久性冲击,如非平稳的偏好冲击、非平稳的劳动供给冲击和持久性的投资专有型技术冲击等,这些冲击的重要性有待进一步论证,但前文已指出,中国的宏观数据具有小样本特征,估计多个持久性冲击可能存在更大的识别误差。其次,基准模型中政府支出是一种纯粹的资源消耗,但生产性政府支出的持久效应明显(王国静和田国强,2014)。最后,也是最重要的,当观测数据增加、模型机制扩展后,具有黏性价格机制的传统 DSGE 模型在拟合中国经济波动上存在先天的困难,祝梓翔和邓翔(2017b)做了详尽阐述,本文的模型同样不能例外,复杂模型可能形成比简单模型更大的误设。总之,在一个 NK-DSGE 框架下,考察外生扰动的持久性不能只从 TFP 方面入手,理论上需要更多拓展,但却面临着更大的模型误设风险和估计困难。

四、持久性冲击存在马尔科夫机制转换吗?

上述分析都是基于恒定参数模型的分析,而现实中经济的时变特征极其明显,持久性冲击在不同时期的重要性可能不同,换句话说,持久性冲击的持续性参数和外生扰动可能存在机制转换。由于传统的 dynare 软件无法估计非线性 RS-DSGE(机制转换)模型,本文的估计和求解方法来自 Junior(2015)的扰动法,估计代码借助 Junior 所写的 RISE(Rationality in Switching Environment)工具箱。为体现分析的针对性,本部分仅对 RBC 模型的持久性冲击和

暂时性冲击引入状态转换机制，不对 NK 模型进行分析，也不考虑信息不完全的情况。参考 RISE 工具箱中的案例，假设不同状态之间的转移概率系数的先验服从 Beta (0.20, 0.11)，该值意味着转移概率系数的 90% 置信区间为 [0.05, 0.40]。其他非技术冲击的参数校准和先验设计与前文保持一致。

(一) 模型评估和参数估计

尽管本文的 RBC 模型不算复杂，但仍有无数种机制转换方式可供选择，如单一转换机制、多重转换机制、独立转换机制、共同转换机制等。由于本文的研究主题是持久性成分的大小，因此主要考察持久性冲击和暂时性冲击的外生扰动和持续性参数的机制转换特征。不同于传统的 DSGE 模型估计，除两种恒定参数模型外，我们额外估计 6 种机制转换模型，分别计算各自的边际数据密度。

表 9 显示，对两国而言，拟合效果最好的模型是技术冲击的持续性参数和扰动方差具有共同的两状态马尔科夫过程的模型 (RBC-2pv)。于是我们分别对两国的最优模型进行参数估计。为节省篇幅，我们仅列出技术冲击参数和转移概率的估计值¹⁰。如表 10 所示，中国在状态 1 下的扰动标准差更小、持续性系数更高，持久性冲击在状态 1 下的标准差大约为状态 2 的 1/4，暂时性冲击在状态 1 下的标准差不到状态 2 的 1/2。相较而言，美国在状态 1 下的持续性参数和扰动标准差都更小。

表 9 边际数据密度比较

	中国	美国
RBC-conII	-479.35	-341.44
RBC-conPI	-478.86	-340.83
RBC-2v	-480.09	-333.48
RBC-2p	-485.03	-339.59
RBC-2pv	-475.16	-326.39
RBC-2p2v	-487.35	-344.56
RBC-2v2v	-481.32	-337.21
RBC-2p2p	-487.71	-340.56

注：不同转换机制模型的 RBC 模型相同。RBC-conII 表示不完全信息恒定参数模型。RBC-conPI 表示完全信息恒定参数模型。RBC-2v 表示持久性冲击和暂时性冲击的方差具有两状态。RBC-2p 表示持久性冲击和暂时性冲击的持续性参数具有两状态。RBC-2pv 表示方差和持续性参数具有共同的两状态。RBC-2p2v 表示方差和持续性参数分别拥有独立的两状态马尔科夫过程。RBC-2v2v 表示持久性冲击方差和暂时性冲击方差分别拥有独立的两状态马尔科夫过程。RBC-2p2p 表示持久性冲击持续性参数和暂时性冲击持续性参数分别拥有独立的两状态马尔科夫过程。

¹⁰ 囿于篇幅，详细估计结果未予列示，留存备考。

表 10 两状态 Markov 过程参数估计值

	解释	先验分布	后验估计值	
			中国	美国
$\rho_a(1)$	持久性冲击	B (0.6, 0.2)	0.94 (0.04)	0.73 (0.12)
$\rho_a(2)$	持久性冲击	B (0.6, 0.2)	0.76 (0.12)	0.87 (0.12)
$\rho_z(1)$	暂时性冲击	B (0.6, 0.2)	0.65 (0.26)	0.94 (0.03)
$\rho_z(2)$	暂时性冲击	B (0.6, 0.2)	0.59 (0.26)	0.99 (0.01)
$\sigma_a(1)$	持久性冲击扰动	IG (0.5, 1)	0.17 (0.06)	0.18 (0.07)
$\sigma_a(2)$	持久性冲击扰动	IG (0.5, 1)	0.70 (0.18)	0.30 (0.18)
$\sigma_z(1)$	暂时性冲击扰动	IG (0.5, 1)	0.14 (0.03)	0.36 (0.03)
$\sigma_z(2)$	暂时性冲击扰动	IG (0.5, 1)	0.35 (0.08)	1.21 (0.35)
TP_{12}	转移概率 1	B (0.20, 0.11)	0.10 (0.05)	0.03 (0.02)
TP_{21}	转移概率 2	B (0.20, 0.11)	0.10 (0.05)	0.14 (0.09)

注：B 表示 Beta 分布，IG 表示 Inverse Gamma 分布。标准差单位%。转移概率 1 表示从低波动状态转化为高波动状态的概率，转移概率 2 表示从高波动状态转化为低波动状态的概率。

根据扰动标准差大小的不同，我们将状态 1 定义为低波动状态，将状态 2 定义为高波动状态。需注意，上述低波动或高波动是针对生产率冲击而言，其他外生冲击仍为同方差冲击。根据估计的转移概率，内生的转移概率矩阵为：

$$\mathbf{TP}_{\text{China}} = \begin{bmatrix} 0.90 & 0.10 \\ 0.10 & 0.90 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{TP}_{\text{USA}} = \begin{bmatrix} 0.97 & 0.14 \\ 0.03 & 0.86 \end{bmatrix} \quad (22)$$

矩阵 $\mathbf{TP}_{\text{China}}$ 和 \mathbf{TP}_{USA} 中每一列元素之和为 1，对角线元素表示经济体保持其所处状态的概率。如式 (22) 所示，中国经济体处于两种状态的持续性概率相当，因而转移概率也相当。美国维持状态 1 的概率为 97%，明显高于维持状态 2 的概率 86%。

（二）机制转换概率

根据转移概率矩阵，我们计算出每一时期经济处于状态2（高波动状态）的后验概率。图4中虚线表示经济体处于状态2的后验概率曲线，实线表示产出增长率。从近24年的数据来看，中国处于低波动状态的时期和高波动时期相当，这和转移概率系数一致，比较典型的高波动时期如1997—1999年亚洲金融危机时期、2005—2007年高速增长时期以及2008—2009年全球经济危机时期。相较而言，美国的高波动仅发生在全全球经济危机时期。中国处于高波动时期明显更多，这凸显了持久性冲击的重要性，也从侧面反映出中国经济近20年的制度性调整、持久性变化更为频繁和剧烈。可以看到，2010年金融危机后，两国都进入了所谓的低波动时期（祝梓翔和邓翔，2017a）。机制转换概率还表明，结构冲击，特别是持久性冲击的波动缓和，是导致整体中国经济在后危机时期趋稳的主要原因，这个发现与祝梓翔和郭丽娟（2017）一致。

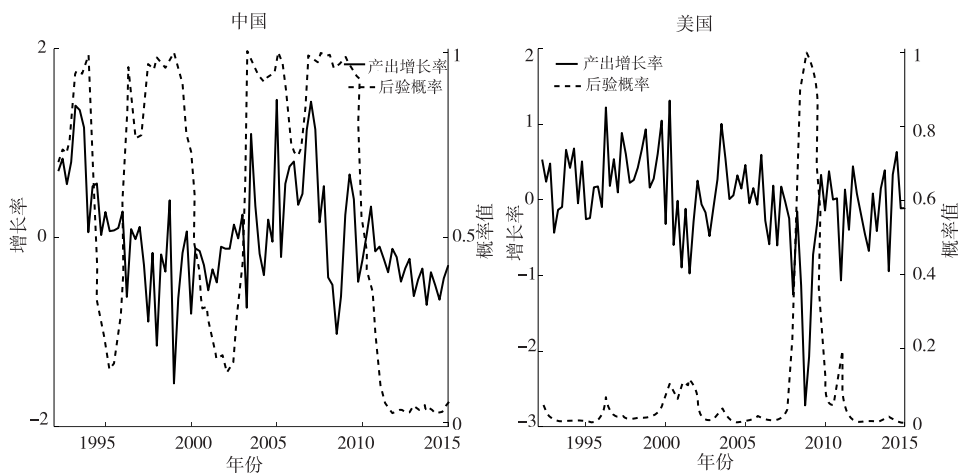


图4 高波动后验概率

（三）持久性成分比较

如表11所示，两种指标都显示中国在低波动状态下TFP的持久性成分大于高波动状态，说明高波动时期，暂时性扰动扮演了更重要的角色，如金融危机时期外部需求冲击形成中国的高波动，这和直觉一致。若根据BDD指标，美国在低波动状态下的持久性成分大于高波动状态；若根据BN指数，则出现了相反的结果。但不论是高波动状态还是低波动状态，中国的持久性成分始终大于美国，并且这种差距比非时变模型还要大。

表 11 TFP 持久性成分比重

	中国		美国	
	状态 1	状态 2	状态 1	状态 2
BDD	0.69	0.58	0.15	0.09
BN	18.91	4.27	0.89	1.10

(四) 脉冲响应

图 5 给出了不同状态下产出对持久性冲击和暂时性冲击的脉冲响应。如图所示,持久性冲击对中国的初始效应在状态 2 下远高于状态 1,随着影响的衰减,当期数超过 10 后,状态 1 下持久性冲击的影响效果超过了状态 2,这主要是由于状态 1 下持久性冲击的持续性参数更高所致。暂时性冲击对中国产出的初始效应在状态 2 下也明显高于状态 1,但暂时性冲击的影响效果衰减得非常快。类似的,美国产出对持久性冲击的初始响应值在状态 1 下也明显低于状态 2,然后缓慢衰减,但两种状态的相对位置没有出现交替变化;美国产出对暂时性冲击的响应值同样快速衰减。从两国比较来看:在状态 1 下,持久性冲击对中国的初始影响略小于对美国的影响,但持续性更强;在状态 2 下,持久性冲击对中国产出的初始影响明显强于美国;暂时性冲击对中国的初始影响在两种状态下都小于美国,虽然影响的持续性相差不大。

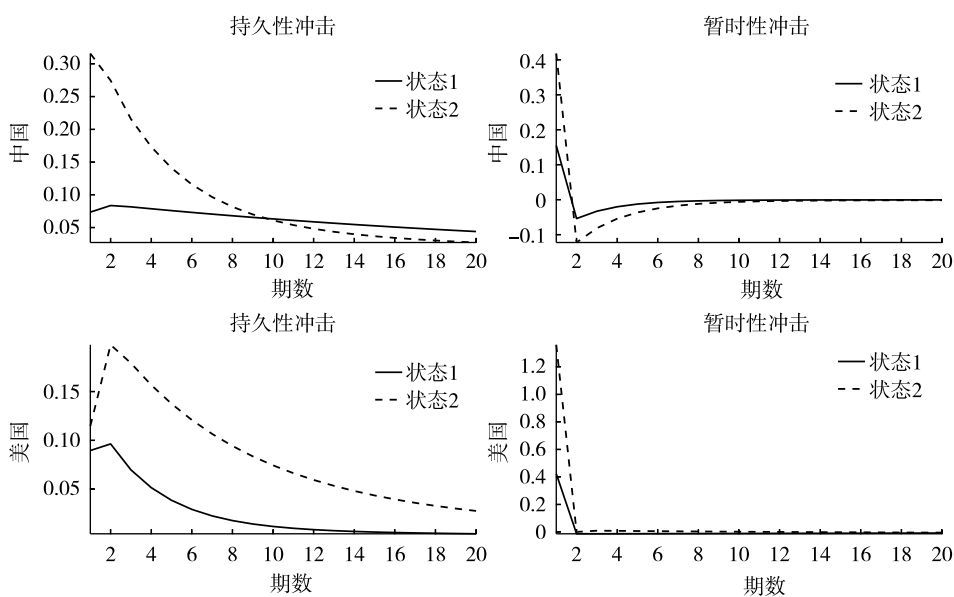


图 5 产出脉冲响应比较

五、稳健性检验

（一）备选偏好

基准模型等价于将消费者的跨期替代弹性的倒数 σ 设为 1，这是因为在可分 Frisch 劳动弹性下，如果 $\sigma \neq 1$ ，模型无法满足平衡增长路径。然而一旦引入不可分效用函数， $\sigma \neq 1$ 仍可确保模型平稳。

1. GHH 偏好

我们首先考虑 GHH 效用函数 (Greenwood *et al.*, 1988):

$$U_{2,t} \equiv \frac{\left(C_t - \psi \times \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} A_t \right)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}.$$

其中 A_t 和式 (1) 的含义相同。GHH 效用意味着消费—储蓄的跨期替代选择不会影响劳动供给，也就是财富效应为零。

2. CD 偏好

另一种常见的效用函数是 CD 偏好 (Cobb-Douglas; Aguiar and Gopinath, 2007; Garcia-Cicco *et al.*, 2010):

$$U_{2,t} \equiv \frac{[C_t^\eta (1-L_t)^{1-\eta}]^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma},$$

其中 $\eta > 0$ ，表示消费效用指数。在这种效用函数下，劳动的供给弹性等于 $(1-L_t)/L_t$ ，事实上，CD 效用相当于将劳动的供给弹性设为充满弹性，因为只要家户将不到一半的时间用于工作，那么劳动的供给弹性将大于 1。

遵循 Smets and Wouters (2007) 和 Aguiar and Gopinath (2007) 的设计，我们将 σ 的先验设为 $N(1, 0.37)$ ，将 η 校准为 0.36。保持其他校准参数和先验设计不变，分别估计两个拥有不同偏好函数的模型。结果显示，相较于基准模型，两国 TFP 和产出中的持久性成分比重都大幅下降，但中国的持久性成分占比仍高于美国。

（二）相同校准参数

表 1 显示中美两国的资本收入份额 α 、长期增长率 γ 、政府消费—产出比 g/y 三个参数校准值不一致。由于这三个参数进入了对数线性方程系统，直接影响模型的动态特征，因此有人会认为中国的持久性成分高于美国可能源于结构参数的不同，并且 Aguiar and Gopinath (2007)、Boz *et al.* (2011) 在比较新兴市场和发达经济体时采用了相同的校准参数。为此，我们采用反事实分析方法，将两国的校准参数设为一致，同时将劳动供给弹性的倒数 φ 也校准为 2，待估参数仅为外生冲击参数。估计结果依然支持本文的结论。

六、结 论

已有研究对新兴市场中持久性冲击的认识并不统一,更缺少对中国的分析。本文首先构建了一个适用于中美两国的简单RBC模型,并在生产函数中引入持久性冲击和暂时性冲击。不同于传统分析,本文在模型中引入不完全信息机制,经济主体在当期不能正确识别出持久性冲击,而只能观测到包含噪声的持久性信号。估计结果显示,中国的TFP中的持久性成分高于美国,中国的噪声冲击标准差大于美国。

接着论文在原有模型基础上,构建了一个适用于中国的NK模型,模型加入了若干摩擦和名义观测变量。结果显示,相较于RBC模型,中国TFP中的持久性成分大幅下降,同时信噪比也大幅下降,即不完全信息程度和不确定性更大。预测误差方差分解显示,不论是不完全信息模型还是完全信息模型,持久性冲击对产出波动的解释效力均大幅下降。完全信息模型进一步确认了上述结论。

考虑到外生冲击可能存在时变特征,本文在原有RBC模型的技术冲击中引入Markov状态转移机制。估计结果显示,对两国而言,拟合效果最好的模型是技术冲击的持续性参数和外生扰动拥有共同的两状态Markov转移机制。中国处于高波动状态的时期明显多于美国。然而不论高波动状态,还是低波动状态,中国TFP的持久性成分均高于美国。脉冲响应分析显示:持久性冲击对中国产出的影响效果在低波动时期和美国相当,在高波动时期强于美国;暂时性冲击对中国产出的影响力在两种状态下都低于美国。

需承认,中国的宏观数据太短使得本文的分析价值有一定折扣,毕竟持久性成分体现着数据的长期特征。但即使这样,我们也希望在有限信息下获知中国经济波动的持久性大小,这毕竟是一个重要的理论和现实问题。本文的研究至少为评估中国经济的持久性大小提供了一种参考和依据。随着数据长度的增加、估计方法的改进,相信后续的研究将更接近真实。

参 考 文 献

- [1] Aguiar, M., and G. Gopinath, "Emerging Market Business Cycles: The Cycle is the Trend", *Journal of Political Economy*, 2007, 115 (1), 69-102.
- [2] Boz, E., C. Daude, and C. B. Durdu, "Emerging Market Business Cycles: Learning About the Trend", *Journal of Monetary Economics*, 2011, 58 (6-8), 616-631.
- [3] Blanchard, O. J., and D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, 1989, 79 (4), 654-673.
- [4] Beveridge, S., and C. R. Nelson, "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the 'Busi-

- ness Cycle' ", *Journal of Monetary Economics*, 1981, 7 (2), 151-174.
- [5] Blanchard, O. J., J. P. L' Huillier, and G. Lorenzoni, "News, Noise, and Fluctuations: An Empirical Exploration", *American Economic Review*, 2013, 103 (7), 3045-3070.
- [6] Chang, R., and A. Fernández, "On the Sources of Aggregate Fluctuations in Emerging Economies", *International Economic Review*, 2013, 54 (4), 1265-1293.
- [7] Chang, C., K. Chen, D. F. Waggoner, and T. Zha, "Trends and Cycles in China's Macroeconomy", NBER Macroeconomics Annual, 2016, 30, 1-84.
- [8] Chang, C., Z. Liu, and M. M. Spiegel, "Capital Controls and Optimal Chinese Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 2015, 74 (1), 1-15.
- [9] Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. L. Evans, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, 2005, 113 (1), 1-45.
- [10] Campbell, J. Y., and N. G. Mankiw, "Are Output Fluctuations Transitory?", *Quarterly Journal of Economics*, 1987, 102 (4), 857-880.
- [11] Cochrane, J. H., "How Big is the Random Walk in GNP?", *Journal of Political Economy*, 1988, 96 (5), 893-920.
- [12] Cochrane, J. H., "Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices", *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109 (1), 241-265.
- [13] Gonzalo, J., and S. Ng, "A Systematic Framework for Analyzing the Dynamic Effects of Permanent and Transitory Shocks", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2001, 25 (10), 1527-1546.
- [14] Garcia-Cicco, J., R. Pancrazi, and M. Uribe, "Real Business Cycles in Emerging Countries?", *American Economic Review*, 2010, 100 (5), 2510-2531.
- [15] Greenwood, J., Z. Hercowitz, and G. Huffman, "Investment, Capacity Utilization, and the Real Business Cycle", *American Economic Review*, 1988, 78 (3), 402-417.
- [16] 黄睦琳、刘社建, "实际冲击与中国产出持久性影响的实证分析", 《统计研究》, 2004年第10期, 第32—35页。
- [17] Ireland, P. N., "Endogenous Money or Sticky Prices?", *Journal of Monetary Economics*, 2003, 50 (8), 1623-1648.
- [18] Jaimovich, N., and S. Rebelo, "Can News About the Future Drive the Business Cycle?", *American Economic Review*, 2009, 99 (4), 1097-1118.
- [19] Junior, M., "Efficient Perturbation Methods for Solving Regime-Switching DSGE Models", Working Paper 2015/01, Norges Bank, 2015.
- [20] Justiniano, A., G. Primiceri, and A. Tambalotti, "Investment Shocks and the Relative Price of Investment", *Review of Economic Dynamics*, 2011, 14 (1), 101-121.
- [21] King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock, and M. W. Watson, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, 1991, 81 (4), 819-840.
- [22] 吕光明, "中国产出冲击持久性影响的实证分析", 《财经问题研究》, 2007年第5期, 第10—13页。
- [23] Nelson, C. R., and C. R. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, 1982, 10 (2), 139-162.
- [24] Schmitt-Grohe, S., and M. Uribe, "Closing Small Open Economy Models", *Journal of International Economics*, 2003, 61 (1), 163-185.
- [25] Smets, F., and R. Wouters, "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach", *American Economic Review*, 2007, 97 (3), 586-606.

- [26] 王少平、胡进, “中国 GDP 的趋势周期分解与随机冲击的持久效应”, 《经济研究》, 2009 年第 4 期, 第 65—76 页。
- [27] 王少平、孙晓涛, “BN 周期成分的符号与我国 GDP 的真实周期”, 《数量经济技术经济研究》, 2013 年第 4 期, 第 46—56 页。
- [28] 王国静、田国强, “政府支出乘数”, 《经济研究》, 2014 年第 9 期, 第 4—19 页。
- [29] 庄子罐、崔小勇、龚六堂、邹恒甫, “预期与经济波动——预期冲击是驱动中国经济波动的主要力量吗?”, 《经济研究》, 2012 年第 6 期, 第 46—59 页。
- [30] 祝梓翔、邓翔 a, “时变视角下中国经济波动的再审视”, 《世界经济》, 2017 年第 7 期, 第 3—27 页。
- [31] 祝梓翔、邓翔 b, “季度数据比较和混合动力模型测试”, 《管理世界》, 2017 年第 9 期, 第 27—41 页。
- [32] 祝梓翔、郭丽娟, “货币政策导致经济更稳定吗——基于 MS-DSGE 模型的分析”, 《经济学动态》, 2017 年第 11 期, 第 16—31 页。
- [33] 郑挺国、黄佳祥, “中国宏观经济下行区间的冲击来源及其差异性分析”, 《世界经济》, 2016 年第 9 期, 第 28—52 页。

Are China's Economic Fluctuations Permanent?

ZIXIANG ZHU XIANG DENG* ZHENG LU

(*Sichuan University*)

Abstract The economic fluctuations' permanence is an important issue, but there's few serious literature about China. We estimate an imperfect information model. Both the China's TFP's permanent component and the contribution of permanent shock to output fluctuation are higher than those of the USA. Then we build a DSGE model with various NK features, and the permanent shock is greatly weakened, but the model may be misspecified. Finally, we introduce a Markov-Switching regime into the model. The permanent components for China are higher in both states. The basic conclusions still hold under alternative specification.

Key Words imperfect information, permanent shock, temporary shock

JEL Classification E12, E13, E32

* Corresponding Author: Xiang Deng, School of Economics, Sichuan University, Chengdu, Sichuan, 610065, China; Tel: 86-13198569999; E-mail: dengxiangecon@hotmail.com.