

政府债务、财政巩固政策与非凯恩斯效应

Public Debt, Fiscal Consolidations and Non-Keynesian Effects

王艺明 蔡昌达

WANG Yi-ming CAI Chang-da

(厦门大学经济学院财政系 厦门 361005)

【摘要】 笔者通过理论模型阐述了政府债务规模逆转财政冲击政策效应的作用机制。应用我国1998—2010年省际面板数据和SYS-GMM方法,研究发现,我国经济在财政巩固政策冲击下,当期表现出了凯恩斯主义的典型特征,但政策效应在滞后期随即反转,呈现出非凯恩斯效应。结合理论和实证研究结论,笔者认为我国政府债务规模水平可能已经接近临界值,政策当局应该注意滞后的非凯恩斯效应有可能扭曲甚至反转政策制定的初衷。

【关键词】 债务规模 财政巩固 非凯恩斯效应 预期机制

【中图分类号】 F810 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1000-1549(2014)04-0003-08

一、绪论

自从美联储主席伯南克在2012年2月初敲响财政危机的警钟,“财政悬崖”成为国内外财政理论与实务界的关注热点。近年来,随着我国债务风险的快速积聚,控制地方债务规模已经成为当务之急,财政巩固将成为我国下一阶段经济发展的政策选择。那么,巩固性的财政政策会对经济体产生怎样的影响?凯恩斯主义理论认为,政府实施紧缩性的财政政策将导致经济萎缩。但近年来,诸多国内外研究都注意了财政政策的“非凯恩斯效应”(non-keynesian effect)。来自许多国家不同时期的经验证据表明,全面紧缩政策的实施效果不同于凯恩斯主义的理论预期:财政巩固(fiscal consolidation)政策,即财政紧缩政策的实施,在降低政府债务规模的同时,还会刺激总需求从而对经济产生扩张性效应。

国外学者较早关注并研究了财政政策的非凯恩斯效应,目前财政巩固政策非凯恩斯效应的存在已

经基本成为理论界的共识。从现有文献的研究结论来看,财政政策的凯恩斯和非凯恩斯两种效应都是客观存在的,但在不同经济条件下两者存在孰强孰弱的问题,因此对该问题实证研究所得到的结论也是含混不清的(王艺明和蔡昌达,2013)^[1]。我国学者在近几年才开始关注巩固性财政政策的非凯恩斯效应(郭庆旺和贾俊雪,2004^[2];郭庆旺等,2006^[3]),但是相关实证结论较为模糊。本文认为,这很可能受政府债务规模水平的影响。国内外诸多研究共同表明,政府债务规模会对财政巩固政策的效果产生影响(方红生和张军,2010^[4];Perotti,1999^[5];Reinhart & Rogoff,2010^[6];Sutherland,1997^[7]):当政府债务规模控制在一定范围之内时,巩固性财政政策会使经济紧缩;而当债务规模超过一定的临界值时,政策调控效应会发生逆转,财政巩固将促进经济增长。

我国的债务规模水平是否超过了临界值,非凯恩斯效应在中国经济中是否存在?我国2009年实施的4万亿元投资计划无疑具有明显的凯恩斯主义

【收稿日期】 2013-12-21

【作者简介】 王艺明,男,福建厦门人,厦门大学财政系副主任、教授、博士生导师,厦门大学公共经济研究中心副主任,研究方向为财政和金融理论;蔡昌达,男,福建泉州人,厦门大学财政系博士研究生,研究方向为财政理论。

【基金项目】 国家自然科学基金项目“中国式金融资源配置模式下的宏观调控政策体系研究”(项目编号:71373217);教育部“2012年度博士研究生学术新人奖”项目;中央高校基本科研业务费项目“二元政治经济机制下企业技术创新的资本市场支持研究”(项目编号:2013221010)。

文章内容个人观点,不代表任何官方立场,同意编辑修改,本文文责自负。

特征。但从近两年来的经济增长与就业形势等方面来看, 财政刺激政策的中远期效果却与预期不相符, 这就在一定程度上暗示了非凯恩斯效应存在的可能性。鉴于此, 本文拟基于我国省级面板数据和系统广义矩 (SYS - GMM) 估计方法寻找能够回答上述问题的经验证据。在此之前, 我们先通过一个简单的理论模型来阐述政府债务规模如何对财政冲击的政策效应产生影响。

二、政府债务规模与财政政策效应: 一个理论模型

我们在 Blanchard (1985)^[8] 的世代交叠模型中引入财政政策, 并研究政府债务规模对政策效应的影响。

(一) 政府债务规模与财政政策

在一个连续时间的经济模型中, 假定政府债务规模在正常 (非债务危机) 状态下的运动方程为:

$$dB = rBdt + F \quad (1)$$

其中, B 为人均政府债务额, F 为瞬时财政赤字, 而 r 为政府债务利率。如果政府采取巩固性财政政策, 则会有财政盈余, 此时 $F < 0$ 。式 (1) 说明政府债务规模的当期增量为债务存量的利息加上本期财政赤字。此外, 假定 F 为独立同分布的随机冲击, 服从维纳过程 (Wiener process):

$$F = \sigma dW \quad (2)$$

其中, W 为标准维纳过程, σ 为比例因子 (scaling factor)。假定政府债务规模触发政策调控的上下临界值分别为 U 和 L 。当债务规模超过 U 时, 政府将征收人均总量税 (per capita lump-sum tax) T , 债务规模会下降到 $U - T$; 当债务规模低于 L 时, 政府把等额转移支付发给消费者, 债务规模会上升到 $L + T$ 。

(二) 消费者行为

假设经济体中由无数个有限期存活的个体构成, 每个个体的泊松死亡率 (Poisson death rate) 为 θ , 则其终生效用可以表示为:

$$E_t \int_t^{\infty} u[c(\lambda)] e^{-\langle r+\theta \rangle (\lambda-t)} d\lambda \quad (3)$$

其中, r 为跨期偏好, 恰好等于政府债务利

率, c 是对同质的、固定价格的商品的消费量。在正常 (非债务危机) 状态下, 消费者资产的动态方程为:

$$dA = [y - c + (r + \theta)A] + F \quad (4)$$

其中, y 为给定的收入, A 为消费者持有的政府债务余额。 F 为政府转移支付 (可正可负, 代表财政政策)。令 p 为保险公司所支付的溢价, 则债券的收益率为 $r + p$ 。当债务规模存量触发政策调控时, 消费者资产也会变化 T 。

假设消费者效用函数为二次函数, $u(c) = \alpha c - \beta c^2$ 。为了最大化其终生效用, 他可以选择一个消费水平并在其存活期间保持不变。基于此, Sutherland (1997)^[7] 推导出消费的欧拉方程为:

$$c(t) = y + (r + \theta) [A(t) - E_t \int_t^{\infty} \delta(\lambda) Te^{-\langle r+\theta \rangle (\lambda-t)} d\lambda] \quad (5)$$

其中, 当债务规模变动触发巩固性财政政策导致政府债务规模压缩时, $\delta(t) = +1/dt$; 当债务规模变动触发扩张性财政政策导致政府债务规模膨胀时, $\delta(t) = -1/dt$; 其余情况下, $\delta(t) = 0$ 。Sutherland (1997)^[7] 指出, 此时总量消费的动态方程十分相似, 财政政策对个体消费和总量消费的冲击是相同的。

(三) 政策影响机制

由式 (5) 可知, 外生给定 y 、 r 、 θ 、 $A(t)$ 后, 财政政策对消费的影响取决于未来税收增加额现值之和的大小:

$$s \equiv E_t \int_t^{\infty} \delta(\lambda) Te^{-\langle r+\theta \rangle (\lambda-t)} d\lambda \quad (6)$$

本文要考察 B 和 F 对该项的影响效应。由前面假定已知, B 的波动是随机的, 因而这段期间长度可以用 B 与债务规模临界值的距离来近似, 并且 S 是 B 的增函数 (Sutherland, 1997)^[7], 即 $S(B)$ 。对式 (6) 取微分可得下式:

$$s \equiv E_t \int_t^{\Delta t} \delta(\lambda) Te^{-\langle r+\theta \rangle (\lambda-t)} d\lambda + e^{-\langle r+\theta \rangle \Delta t} E_t \int_t^{\infty} \delta(\lambda) Te^{-\langle r+\theta \rangle (\lambda-t-\Delta t)} d\lambda \quad (7)$$

其中, Δt 是一段很小的区间, 取其极限可得:

$$E_t(ds) = (r + \theta)Sdt \quad (8)$$

其中, ds 表示这段区间内, S 的变化量。根据伊藤引理 (Ito's Lemma) 可得:

$$E_t(ds) = rBs'(B)dt + \frac{\sigma^2}{2}s''(B)dt \quad (9)$$

由式 (7) 和式 (8) 可知:

$$(r + \theta)S(B) = rBs'(B) + \frac{\sigma^2}{2}s''(B) \quad (10)$$

此即为 $S(B)$ 的二阶线性微分方程。为了确定 $S(B)$ 的唯一解, 还需要以下两个边界条件:

$$S(U - T) = S(U) - T \quad (11)$$

$$S(L + T) = S(L) + T \quad (12)$$

下面我们通过两种情形分别讨论政府债务规模对财政冲击的政策效应影响。

1. $\theta = 0$, 即个体无限期存活, 带入式 (10) ~ (12) 可得:

$$S(B) = B \quad (13)$$

换言之, 未来税收增加额的现值之和即为当前政府债务规模。这是由于在个体无限期存活情况下, 根据李嘉图等价定理, 税收融资应该等于债务融资。把 $\theta = 0$ 和式 (13) 代入式 (5) 可得:

$$c(t) = y + r[A - B] \quad (14)$$

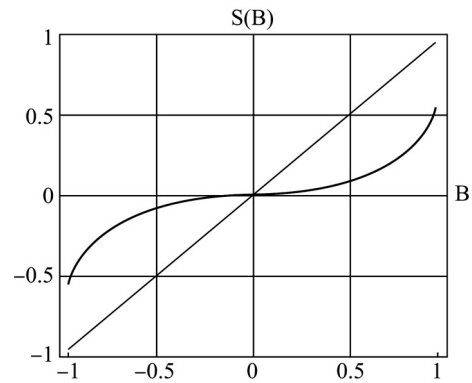
可以看到, 财政政策的总体效应使个体财富不变, 此时消费外生给定, 不受财政变量的影响。

2. $\theta > 0$, 即个体是有限期存活的。此时, 式 (10) 的通解是:

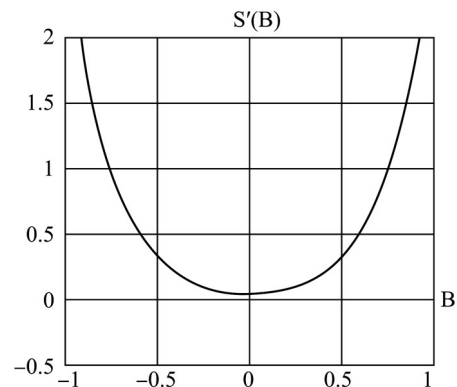
$$S(B) = D_1 BM \left[-\frac{\theta}{2r}, \frac{3}{2}, r - \frac{rB^2}{\sigma^2} \right] + D_2 M \left[-\frac{r+\theta}{2r}, \frac{1}{2}, r - \frac{rB^2}{\sigma^2} \right] \quad (15)$$

其中, $M[\dots]$ 为合连几何函数 (confluent hypergeometric function), D_1 和 D_2 可由边界条件待定求解。为了有更直观的理解, 本文设定了相关参数, 并把上述解集表示出来。同时, 出于比较的目的,

本文也把 $\theta = 0$ 情形下的解集一并画出来 [见图 1 (a) 中的 45 度线]。



(a)



(b)

$\theta = 0.4; r = 0.02; \sigma = 0.2; U = 1; L = -1; T = 0.5$

图1 政府债务规模与未来税收增加额现值之和 $S(B)$ 的关系

由图1 (a) 可以看出, 在 $\theta > 0$ 情况下, 当债务规模在 0 附近时, 若政府实施扩张性财政政策^①, 有限期存活个体收到的转移支付额大于未来税收增加额的现值之和, 净财富增加, 消费和总量消费均会上升, 此即为传统的凯恩斯效应。类似的, 当政府债务规模处于债务规模临界值附近时, 若政府实施扩张性的财政政策, 政策调控将在有限期存活个体里的存续期间内发生, 个体收到的转移支付小于未来税收增加额的现值之和, 净财富减少, 那么消费和总量消费均会下降, 此即为非凯恩斯效应。由图 1 (b) 可以更确切地看出, 当债务规模约为 ± 0.75 的时候, 斜率为 1, 财政政策的调

① 巩固性的财政政策分析逻辑与此类似, 不再赘述, 下同。

控效果会反转。

综上所述,当债务规模较小时,个体预期在其存续期间政府不会实施政策调控,财政政策具有凯恩斯效应,李嘉图等价定理成立。而当债务规模在临界值附近时,个体预期在其存续期间政府会实施政策调控,扩张性(巩固性)财政政策下的转移支付效果会被预期的增税(减税)措施所抵消,最终导致政策效应被扭转。我们将这种作用机制称为“预期机制”。

三、计量模型

本部分拟通过检验我国是否存在非凯恩斯效应来考察我国的地方政府债务规模水平是否超过了触发该效应的临界值。基于面板数据在分离并控制不可观测的个体效应和时间效应对模型参数估计量的影响方面具有相对优势,本文使用我国省际面板数据建立模型对上述问题进行研究。

(一) 度量财政冲击

在财政巩固的非凯恩斯效应研究中,首要的问题就是对财政紧缩程度的度量。周期调整的基本预算平衡(cyclically adjusted primary balance, CAPB)作为财政巩固的量化指标,在财政紧缩的非凯恩斯效应研究中有广泛的应用(王艺明和蔡昌达,2013)^[1],其本质在于剔除了周期性经济波动对财政收支增长的影响,从而保留纯政策变动对财政收支产生的影响。因此,本文仍选择CAPB作为量化财政紧缩的指标。

但要确定财政紧缩的非凯恩斯效应潜在区制,还需要进一步考虑财政巩固政策的量化定义,即CAPB变动多大幅度才构成财政紧缩政策?但遗憾的是,不同学者对此认定标准不尽相同。王艺明和蔡昌达(2013)^[1]整理了经典文献所采纳的标准。参照经典研究的标准,并结合我国国情,本文确定财政紧缩的标准为单年变动超过GDP的3%或连续两年变动超过GDP的2%。

(二) 计量模型设定

首先,检验我国整体是否存在财政巩固的非凯恩斯效应,本文建立如下面板数据模型:

$$gdp_{it} = \mu + \delta_1 gdp_{it-1} + \sum_{k=0}^{k=1} \beta_k impulse_{itk} + \sum_{k=0}^{k=1} \gamma_k dummy_exp_{itk} + \sum_{k=0}^{k=1} \varphi_k n_m_{itk} + \sum_{k=0}^{k=1} \omega_k cpi_{itk} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

上述回归方程中,因变量为GDP增长率 gdp ,自变量包括因变量一阶滞后值、财政巩固冲击 $impulse$ 、名义利率 n_m 、消费者物价水平 cpi , α_i 为不随时间改变的个体效应变量, ε_{it} 为随机噪音。其中, $dummy_exp$ 为哑变量,若财政巩固冲击中政府支出缩减占财政紧缩幅度50%以上,则取其值为同期 $impulse$,否则取为0。

其次,检验相关传导渠道的显著性。一方面,本文针对私人投资渠道的检验建立如下回归方程:

$$pinv_{it} = \mu + \lambda_1 pinv_{it-1} + \sum_{k=0}^{k=1} \delta_k gdp_{itk} + \sum_{k=0}^{k=1} \beta_k impulse_{itk} + \sum_{k=0}^{k=1} \gamma_k r_m_{itk} + \sum_{k=0}^{k=1} \varphi_k gov_inv_{itk} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

上述回归方程中,被解释变量为私人投资额 $pinv$,解释变量包括了 gdp ,这是为了分离经济增长对被解释变量的影响。此外,把实际利率 r_m 与政府投资 gov_inv 纳入考虑分别是为了捕捉资本成本变动与“挤出效应”对私人投资的作用,其他变量定义同上。

另一方面,对私人投资渠道的检验也建立类似的回归方程:

$$pcon_{it} = \mu + \lambda_1 pcon_{it-1} + \sum_{k=0}^{k=1} \delta_k gdp_{itk} + \sum_{k=0}^{k=1} \beta_k impulse_{itk} + \sum_{k=0}^{k=1} \gamma_k dummy_size_{itk} + \sum_{k=0}^{k=1} \varphi_k pcredit_{itk} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,因变量为私人消费 $pcon$,自变量中加入 gdp 同样是为了分离经济增长对因变量的影响。特别地,该回归方程中引入区别财政紧缩力度的哑变量 $dummy_size$,若调整的CAPB值超过GDP的3%,则 $dummy_size$ 取其值为同期 $impulse$,否则取为0。最后,政府转移支付 $pcredit$ 作为控制变量,用于捕捉政府部门支付给私人部门的补贴对私人消费产生的影响。为了保证数据的平稳性,上述变量

全部取自然对数。

四、实证结果与分析

(一) 样本数据

本文所采用的原始数据包括我国大陆 31 个省、市、自治区、直辖市 1998—2010 年的 GDP、财政收入与财政支出、短期贷款利率（6 个月及以下）、CPI、居民消费、社会资本形成总额、社会固定资产投资总额及其资金来源明细。数据来源于历年

《中国统计年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》、《中国国内生产总值核算历史资料 1952—2004》以及 CEIC 中国经济数据库。经检验，本文使用的 GDP 增长率、CAPB 以及财政巩固冲击都具有平稳性。

(二) 非凯恩斯效应检验

1. 整体非凯恩斯效应的存在性检验。

笔者对我国整体是否存在财政巩固的非凯恩斯效应进行检验，具体结果详见表 1。

表 1 财政巩固对 GDP 的弹性

变量	固定效应	随机效应	LSDVC ^①
GDP 增长率一阶滞后值 <i>gdp_t</i>	0.039 5 (0.411)	0.181 1*** (0.000)	0.099 6* (0.067)
财政巩固冲击 <i>impulse</i>	-0.014 6*** (0.000)	-0.014 3*** (0.000)	-0.014 6*** (0.000)
财政巩固冲击一阶滞后值 <i>impulse_{t-1}</i>	0.004 0 (0.165)	0.006 1** (0.016)	0.004 5 (0.148)
政府支出缩减哑变量 <i>dummy_exp</i>	0.028 8*** (0.003)	0.028 4*** (0.001)	0.029 2*** (0.010)
政府支出缩减哑变量一阶滞后值 <i>dummy_exp_{t-1}</i>	-0.024 3** (0.028)	-0.028 4*** (0.003)	-0.025 1** (0.019)
名义利率 <i>n_m</i>	0.181 2*** (0.001)	0.146 7*** (0.008)	0.164 0*** (0.007)
名义利率一阶滞后值 <i>n_{m_{t-1}}</i>	-0.500 2*** (0.000)	-0.455 6*** (0.000)	-0.479 2*** (0.000)
消费者物价指数 <i>cpi</i>	6.874 7*** (0.000)	7.002 2*** (0.000)	7.013 5*** (0.000)
消费者物价指数一阶滞后值 <i>cpi_{t-1}</i>	1.417 6 (0.198)	-0.596 4 (0.576)	0.504 2 (0.587)
常数项	-34.027 6*** (0.000)	-25.731 7*** (0.000)	—
Hausman 检验	70.20 (Prob > chi2 = 0.000 0)		
Sargan 检验	28.13 (Prob > chi2 = 1.000 0)		

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 以下的显著性水平，括号中为对应的显著性检验 P 值，下同。

表 1 中 Hausman 检验的 P 值为零，该结果拒绝了零假设，因而本文使用的面板数据支持固定效

① Kiviet (1995)^[9] 指出，使用标准的带虚拟变量最小二乘 (least square with dummy variables corrected, LSDVC) 估计方法可以修正 FE 与 RE 偏误而不损害估计效率，因而本文也一并采用。

应模型设定。Sargan 检验结果完全无法拒绝存在过度识别问题，表明存在过度识别问题，工具变量有效^①。由表 1 中结果可以发现：

首先，财政巩固在当期会对产出造成负面冲击，虽然比较小，但在三类效应模型中均为高度显著。该效应在第二期即转为正向影响，但此时系数在固定效应模型与 LSDVC 设定下都不显著，而在随机效应模型设定中系数在 5% 置信水平下显著。以上表明，样本区间内，我国财政巩固的政策效应可能是“滞后的非凯恩斯效应”。其次，政府支出

缩减哑变量的系数在三种情形下都是高度显著，这说明以政府支出缩减为主的财政巩固政策能够加强非凯恩斯效应。最后，GDP 增长率的一阶滞后值在固定效应模型中不显著，而在随机效应模型与 LSDVC 模型中有不同程度的显著性，这或许是因为固定效应模型约束了 GDP 增长率的时变性与异质性，进而降低了对被解释变量的解释力。

2. 私人投资渠道的检验。

本文进一步对非凯恩斯效应私人投资渠道的检验结果详见表 2。

表 2 财政巩固对私人投资的效应

变量	固定效应	随机效应	LSDVC
私人投资一阶滞后值 $pinv_{t-1}$	0.804 9 *** (0.000)	0.930 7 *** (0.000)	0.945 3 *** (0.000)
财政巩固冲击 $impulse$	0.010 1 *** (0.000)	0.011 1 *** (0.000)	0.010 7 *** (0.000)
财政巩固冲击一阶滞后值 $impulse_{t1}$	-0.004 4 *** (0.000)	-0.005 2 *** (0.000)	-0.005 9 *** (0.000)
GDP 增长率 gdp	0.022 7 (0.306)	0.020 0 (0.341)	0.016 5 (0.532)
GDP 增长率一阶滞后值 gdp_{t1}	0.049 8 ** (0.011)	0.035 7 * (0.054)	0.034 1 * (0.086)
实际利率 r_m	0.000 2 (0.943)	0.000 7 (0.820)	-0.000 4 (0.900)
实际利率一阶滞后值 $r_{m,t-1}$	0.001 0 (0.751)	-0.002 1 (0.471)	-0.003 5 (0.243)
政府投资 gov_inv	-0.073 2 ** (0.040)	-0.075 0 ** (0.032)	-0.076 6 ** (0.032)
政府投资一阶滞后值 gov_inv_{t-1}	0.162 5 *** (0.000)	0.122 3 *** (0.001)	0.144 3 *** (0.000)
常数项	0.451 3 *** (0.001)	0.090 1 (0.305)	—
Hausman 检验	26.85 *** (0.001 5)		
Sargan 检验	27.98 (1.000 0)		

与整体非凯恩斯效应检验的结果相比，私人投资渠道的回归结果有新的发现：三类模型设定的系数都在 1% 置信水平下显著，但财政紧缩变量的符号变化相反，即本期财政紧缩会促进私人投资，而

随着财政状况好转，凯恩斯效应逐渐占据主动地位。换言之，私人投资渠道表现出了典型的非凯恩斯效应。但是，财政巩固的政策效应方向在第二期转向，说明非凯恩斯效应的持续时间有限。此外，

^① 表 2 和表 3 中关于私人投资渠道与私人消费渠道检验的结果亦与此一致，后面就不再赘述。

政府投资会在当期“挤出”私人投资，但在下一期会显著“挤入”私人投资。值得注意的是，实际利率对私人投资影响微弱，且不显著。利率会对经济活动的方方面面产生不同甚至相反的作用，王艺明和蔡昌达（2012）^[10]就指出，紧缩性的货币政

策既可能通过需求面降低物价水平，也有可能通过供给面反向加剧通货膨胀。

3. 私人消费渠道的检验。

笔者对非凯恩斯效应的另一个传导途径——私人消费渠道的检验结果详见表 3。

表 3 财政巩固对私人消费的效应

变量	固定效应	随机效应	LSDFC
私人消费一阶滞后值 <i>pcon_{t-1}</i>	0.784 7*** (0.000)	0.981 2*** (0.000)	0.976 9*** (0.000)
财政巩固冲击 <i>impulse</i>	0.001 6* (0.078)	0.001 3 (0.118)	0.001 4* (0.084)
财政巩固冲击一阶滞后值 <i>impulse_{t1}</i>	0.000 2 (0.777)	0.000 2 (0.787)	0.000 2 (0.804)
GDP 增长率 <i>gdp</i>	-0.412 0*** (0.000)	-0.044 8*** (0.000)	-0.040 3*** (0.000)
GDP 增长率一阶滞后值 <i>gdp_{t1}</i>	-0.005 1 (0.535)	0.002 3 (0.768)	0.005 5 (0.485)
财政巩固规模哑变量 <i>dummy_size</i>	-0.000 1 (0.941)	-0.000 9 (0.617)	-0.000 3 (0.876)
财政巩固规模哑变量一阶滞后值 <i>dummy_size_{t-1}</i>	-0.001 3 (0.438)	-0.002 4 (0.135)	-0.002 2 (0.160)
转移支付 <i>peredit</i>	-0.011 1 (0.551)	-0.004 5 (0.793)	0.001 4 (0.944)
转移支付一阶滞后值 <i>peredit_{t-1}</i>	-0.026 4 (0.169)	0.002 1 (0.905)	-0.004 2 (0.810)
常数项	0.965 4*** (0.000)	0.174 3*** (0.003)	—
Hausman 检验	38.26*** (0.000 0)		
Sargan 检验	26.00 (1.000 0)		

由表 3 可以看到，财政巩固在当期的非凯恩斯效应不强，只在 10% 置信水平下显著，并且该效应在一期后就淡出转而不显著了，因此私人消费渠道比私人投资渠道要弱得多。财政巩固规模哑变量与转移支付的当期值及其一阶滞后值均不显著。这可能是由于我国税收收入连续 20 年超经济增长，平均达到 18.66%（王艺明和蔡昌达，2013）^[11]，财政状况良好使得一般程度的财政巩固难以激励个体增加消费。让人颇为意外的是，在三种模型设定

下，高 GDP 增长率都会在 1% 的置信水平下降低当期的私人消费，而后迅速淡出（第二期系数均不显著）。一个可能的解释是，样本区间内，我国经济一直处于良好的发展态势，由此相伴的是高通胀预期，此时预防性储蓄会在相当程度上“挤出”私人消费（肖争艳和马莉莉，2006）^[11]。

五、结论与政策建议

本文基于面板数据模型的实证结果有以下发

现: 就整体而言, 我国财政巩固政策在当期无法产生刺激经济增长, 而更可能是在滞后一期发生非凯恩斯效应。本文进一步对私人投资渠道和私人消费渠道的检验结果指出, 前者的当期非凯恩斯效应十分显著, 但在第二期会出现效应的反转。而后者的当期非凯恩斯效应显著性相对较弱, 而且政策效应在第二期便淡出。以上两个渠道的检验结果共同表明, 存在财政巩固的非凯恩斯效应, 但并不强烈。这也说明了我国地方政府债务规模可能已经攀升至临界值附近, 需要警惕。结合王艺明和蔡昌达(2013)所总结的非凯恩斯效应存在性条件, 笔者认为, 我国之所以存在滞后的非凯恩斯效应, 有以下两种可能解释: 一方面, 我国总体经济增长平稳, 税收收入长期超GDP增长, 这在一定程度上削弱了“预期机制”。另一方面, 非凯恩斯效应滞后可能的原因

是, “预期机制”的建立需要较高的政策可信度, 而可信度的取得需要时间, 或者说预期的形成需要一定过程的观察与确认。

基于以上结论, 笔者认为, 财政政策当局在制定和实行财政政策, 特别是财政巩固政策时, 要特别注意以下三点: 首先, 巩固性的财政政策有可能产生滞后的非凯恩斯效应, 而这会扭曲甚至反转政策制定初衷, 因此有必要在酝酿政策时充分考虑并量化非凯恩斯效应的影响, 提高财政政策的定位精度。其次, 我国政府债务规模可能已经十分接近临界值, 要适时采取适当的措施控制地方政府发债规模, 警惕债务危机的爆发。最后, 重视预期对政策制定产生的影响。非凯恩斯效应的传导在相当程度上依赖于理性经济人对政策效果与未来经济走向的预期。因此, 充分重视并考量预期机制有助于提高政策有效性。

参考文献:

- [1] 王艺明, 蔡昌达. 财政稳固的非凯恩斯效应及其传导渠道研究 [J]. 经济学家, 2013 (3): 12-23.
- [2] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国潜在产出与产出缺口的估算 [J]. 经济研究, 2004 (5): 31-39.
- [3] 郭庆旺, 贾俊雪. 稳健财政政策的非凯恩斯效应及其可持续性 [J]. 中国社会科学, 2006 (5): 58-67.
- [4] 方红生, 张军. 中国财政政策非线性稳定效应: 理论和证据 [J]. 管理世界, 2010 (2): 10-24.
- [5] Perotti, R. , Fiscal Policy in Good Times and Bad [J]. Quarterly Journal of Economics, 1999 (114): 1399-1436.
- [6] Reinhart, Carmen M. and Rogoff, Kenneth S. Growth in a Time of Debt [J]. American Economic Review, 2010 (100): 573-78.
- [7] Sutherland, Alan J. Fiscal crises and aggregate demand: can high public debt reverse the effects of fiscal policy? [J]. Journal of Public Economics, 1997 (65): 147-162.
- [8] Blanchard, O. J. Debt, Deficits and Finite Horizons [J]. Journal of Political Economy, 1985 (93): 223-247.
- [9] Kiviet, Jan F. On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models [J]. Journal of Econometrics, 1995 (68): 53-78.
- [10] 王艺明, 蔡昌达. 货币政策的成本传导机制与价格之谜 [J]. 经济学动态, 2012 (3): 14-25.
- [11] 肖争艳, 马莉莉. 利率风险与我国城镇居民消费行为 [J]. 金融研究, 2006 (3): 94-102.

Abstract: This paper shows that the impacts of fiscal policies may be reversed as public debt accumulates based on a theoretical model. Using the 1998—2010 panel data of China and GMM technique, we find that China exhibits traditional Keynesian behavior in the current period under fiscal consolidations but reveals modest non-Keynesian effect in next period. Based on above, this paper suggests that the debt levels of local governments are approaching the threshold and is calling for more attention to the delayed Non-Keynesian effect that may alter or even reverse the original intention of fiscal policies.

Keywords: Size of debt Fiscal consolidation Non-Keynesian effect Expectation mechanism

(责任编辑: 孙亦军)