

**MPRA**

Munich Personal RePEc Archive

# **Nonlinear Analysis of Economic Growth and Public Debt and Policy Governance**

CAI, YIFEI

Northeast Normal University

5 March 2016

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/72783/>  
MPRA Paper No. 72783, posted 03 Aug 2016 22:37 UTC

# 经济增长与政府债务的非线性研究及其政策治理

蔡一飞

(东北师范大学 经济学院, 吉林 长春 130117)

**[摘要]** 本文基于自回归分布滞后模型 (ARDL) 基础上的门限协整检验方法实证分析了我国人均实际产出与政府债务之间的非线性门限协整关系, 并提出相应的政策建议。从实证结果来看, 政府债务的削减有助于经济的长期增长, 但政府债务的短期变动对人均实际产出的影响较小。相比较而言, 人力资本、投资率以及贸易开放度对人均实际产出的影响较大。从政策实践的角度来看, 在货币政策的可操作空间被不断压缩的背景下, 政府应充分利用财政政策削减政府债务。

**[关键词]** ARDL 门限协整检验; 经济增长; 政府债务; 政策治理

## Nonlinear Analysis of Economic Growth and Public Debt

Yifei Cai

(School of Economic, Northeast Normal University, Changchun 130117, China)

**Abstract:** This paper empirically analyze the nonlinear relation between real output per capital and public debt by employing threshold cointegration method based on ARDL model. Empirical results show that there exists a threshold cointegration relationship between government debt and real output per capital. In case of the empirical results, cutting government debt could boost economic growth in the long term. However, the short term variation of government debt makes little impact on real output per capital. Comparatively speaking, human capital and investment rate and trade openness make larger influence on real output per capital. From the perspective of economic policy, the government should take full advantage of the fiscal policy to cut the government debt with the operation space of monetary policy being compressed.

**Keywords:** ARDL threshold cointegration method; Economic growth; Public debt; Policy Governance

### 一、引言

20 世纪 70 年代, 工业国家债务总量占 GDP 的比重稳定在 110% 左右。而随后的近 30 年间, 发达国家的私人部门和政府不断举债, 速度大大超过经济和居民收入的增长速度。直至 2008 年全球金融危机爆发以前, 发达经济体平均债务量占 GDP 的比重已经高达 290%。金融危机过后, 尽管以美国为代表的发达国家不断削减私人债务, 但政府债务水平却持续增

加。在危机以前，美国联邦政府债务总量大约为 9.2 万亿美元。截止至 2015 年，联邦债务高达 18.2 万亿美元，总量几乎翻了一番。政府债务问题不仅仅困扰着美国，在 2011 年欧洲主权债务危机爆发之前，欧元区公共债务占 GDP 的比重大约为 100%，而仅仅 3 年之后，该比重上升至 120%。而日本的政府债务问题更加窘迫，日本的公共债务水平已经占到 GDP 的 260%，加上私人部门的债务，该比例达到惊人的 480%。

而中国作为当今世界的第二大经济体，其债务水平的变动也与世界发达经济体休戚相关。2008 年，中国政府为应对金融危机而实施的“4 万亿”救市计划，使得政府债务总量在短短的一年内增加了近一倍。由于对债务规模的衡量往往使用债务总量与 GDP 的比例，而中国经济在过去的 10 年保持了高速增长，使得债务问题并不明显。而 2016 年 1 月，中国公布 2015 年 GDP 增速为 6.9%，创下 25 年以来最低点，经济增速的放缓使得政府债务问题浮出水面。

在经济繁荣时，举债有利于促进投资和消费，进而拉动经济增长；而当经济陷入低谷时，过度举债反而影响了政府的公信力，债务的不断违约使得政府不得不选择增发新债以抵偿旧债。如此循环，政府债务规模不断扩大。尤其在经济增速放缓时，债务问题反而加速了衰退。时任美国财政部长的亚历山大·汉密尔顿将政府债务视为国之幸运的论断在如今被证实为并不是免费的午餐。而当新凯恩斯主义者将政府债务纳入经济增长模型中时，实证结果证实了政府债务对经济增长具有的重要影响。

## 二、文献回顾与理论模型的建立

### （一）文献回顾

政府债务一直备受国内外经济学者的关注。Saint-Paul（1992）在假设资本回报率一定的前提下发现在内生增长模型的框架之下，政府债务的不断累积将降低经济增长率。

<sup>[1]</sup>Aizenman 等（2007）利用非随机 CRS 内生增长模型对政府债务与经济增长的研究表明较低的债务比率有利于经济的长期增长。<sup>[2]</sup>Aschauer（2000）的研究指出在内生增长模型的框架内，由于政府债务结构的不同将在短期内对经济增长产生不同的影响，有时会促进经济增长。<sup>[3]</sup>Reinhart 和 Rogoff（2010）利用 44 个发达国家的样本数据对政府债务与经济增长进行研究，研究表明当政府债务规模小于 90% 时，政府债务与经济增长的相关性较弱；当大于 90%，随着政府债务的增加，经济增长率下降的更为显著。<sup>[4]</sup>Cecchetti（2010）利用面板门限回归模型得出政府债务规模达到 96% 时，政府债务与经济增长存在显著的负相关。<sup>[5]</sup>Checherita 和 Rother（2012）的研究表明政府债务对经济增长率产生负向影响的转折点为政府债务占 GDP 的 90%~100%。<sup>[6]</sup>Minea *et al*（2012）采用面板平滑门限回归模型对 Reinhart 和 Rogoff（2010）的研究进行了再检验并发现，当政府债务规模在 90%~115% 区间时，政府债务与经济增长存在负相关关系。<sup>[7]</sup><sup>[4]</sup>国内学者对此也做了相关的研究。贾俊雪和郭庆旺（2011）证实了财政规则在促进经济长期增长和控制政府债务上具有重要的作用。<sup>[8]</sup>刘洪钟等（2014）利用 61 个国家 30 年的数据对政府债务与经济增长之间的非线性进行了研究并发

现政府债务与经济增长之间存在着倒 U 型的关系，同时证明了债务阈值的存在性。<sup>[9]</sup>程宇丹和龚六堂（2014）对政府债务与经济增长的影响和作用渠道的研究表明，政府债务对经济增长具有非线性影响。<sup>[10]</sup>郭步超和王博（2014）利用 52 个国家 40 年的数据估算了发达国家与新兴市场国家政府债务对经济增长影响的转折点。<sup>[11]</sup>张启迪（2015）的研究表明政府债务对经济增长的影响存在阈值效应，该阈值水平在 54%~78% 之间。此外，他还证明政府债务与经济增长之间存在双向的因果关系。<sup>[12]</sup>

通过对文献进行梳理，可以发现现有研究的热点集中于经济增长和政府债务阈值的估计和检验。鉴于此，本文的贡献主要在于：

一、以往的研究将过多的控制变量（货币供应量、通胀率以及利率等）引入至政府债务与经济增长的模型当中，忽略了政策变量与政府债务之间的关系。因此，本文的研究思路更加清晰，第一步验证政府债务的削减有助于拉动经济增长；第二步寻找削减政府政务的政策工具。

二、大多数研究侧重于对协整向量的研究，而缺少在两个阈值区间内对变量间动态调整过程的分析。而 ARDL 模型能够在这方面弥补已有研究的不足，实证结果可以提供更有价值的政策建议。

三、ARDL 门限协整检验无论在小样本还是大样本下，不存在类似于 Seo（2006）的研究中出现的严重的检验水平扭曲问题，所以不需要使用 Bootstrap 方法进行修正。<sup>[13]</sup>此外，基于 ECM 模型的门限协整检验依赖于冗余参数（nuisance parameters），而 ARDL 门限协整检验不依赖于过多的冗余参数。

## （二）理论模型的建立

本文在 Checherita-Westphal et al.（2010）构建的政府债务与经济增长模型的基础上，引入技术水平，并构造 Cobb-Douglas 型的增长与政府债务函数，如下所示：<sup>[6]</sup>

$$Y = A[L^\mu K^{1-\mu}]^{1-\nu} Debt^\nu \quad (1)$$

其中，Y 代表实际产出，A 代表技术水平，L 代表劳动力，K 代表资本存量，Debt 代表政府的债务水平。此外， $\mu$  代表劳动力和资本所创造的产出中劳动力所占的份额， $\nu$  代表政府债务在产出中所占的份额。

对（1）式进行整理，我们可以得到：

$$Y = AL^{\mu(1-\nu)} K^{(1-\mu)(1-\nu)} Debt^\nu \quad (2)$$

本文更加关注人均实际产出，因此我们对（2）式的两端，同时除以 L 得到  $\frac{Y}{L}$ ，即代表人均实际产出，如式（3）：

$$\frac{Y}{L} = AL^{(\mu-\mu\nu-1)} K^{(1-\mu-\nu-\mu\nu)} Debt^\nu \quad (3)$$

对式（3）的两端同时取对数，得到本文的理论模型为：

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \ln A + (\mu - \mu\nu - 1)\ln L + (1 - \mu - \nu - \mu\nu)\ln K + \nu \ln Debt \quad (4)$$

简单起见，我们另  $\alpha = \mu - \mu\nu - 1$ ， $\beta = 1 - \mu - \nu - \mu\nu$ 。那么，式（4）的理论模型可以简化为：

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \ln A + \alpha \ln L + \beta \ln K + \nu \ln Debt \quad (5)$$

由式（5）可知，政府债务与人均实际产出存在线性关系，但由于尚没有资本存量的官方测算，因此为了保证实证结果的准确性，我们加入其他控制变量进行实证分析。那么，实证模型可以转化为：

$$g_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln A_t + \beta X_t + \nu Debt_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

这里， $g_t$  代表人均实际产出， $X_t$  代表引入的控制变量。在对控制变量的选择上，参考国内现有文献，选取与经济增长高度相关的变量作为控制变量，加入至式（6）中。这些控制变量为：投资率，贸易开放度，这主要是由于我国过去的增长模式主要是投资与贸易型增长模式。此外，一些研究认为人力资本较高的国家更有利于吸引新想法、并且更有利于创新的产生。因此，本文选用人力资本代表技术进步。那么，经济增长与政府债务的线性实证模型为：

$$g_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln A_t + \alpha_2 Investment_t + \alpha_3 Trade_t + \alpha_4 Debt_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

### 三、数据的选择与实证模型的建立

#### （一）数据的选择

##### 1、经济增长 ( $\bar{g}_t$ )

本文为了降低经济波动产生的内生性问题对实证结果产生的影响，我们参考 Bekaert 等（2001）提出的方法选用 5 年期的实际人均 GDP 增长率均值作为经济增长的替代变量。<sup>[14]</sup> 此外，对实际人均 GDP 的绝对值取对数，并在此基础上计算多年的平均增长率。该方法已经被国内外学者广泛采用，计算方法如下：

$$g_t = \ln\left(\frac{GDP_t / POP_t}{GDP_{t-1} / POP_{t-1}}\right) \quad \bar{g}_t = \frac{1}{5} \sum_{i=2}^{t+2} g_t$$

##### 2、政府债务规模

按照国内外文献对政府债务的处理方式，本文中的政府债务变量是指政府债务总量与当年 GDP 的百分比，其中 GDP 是以购买力平价为前提条件的国内生产总值。

##### 3、其他变量

本文中，贸易开放程度的度量采用进出口贸易总额占 GDP 的百分比；投资率选取投资占 GDP 的百分比来表示；一些研究将人力资本视为创新的替代变量（Grossman 和 Helpman, 1991）。<sup>[15]</sup> 我们还将利率、通货膨胀率、税收、货币供给量、政府财政支出与政府债务纳入

ARDL 模型内，给出政策建议。

4、数据描述性统计特征

实际 GDP、人口数量、人力资本来源于 PWT 数据库 (Penn World Table 8.0), 政府债务规模来源于国际货币基金组织 (IMF) 所建立的 Historical Public Debt Database 数据库, 投资率来源于世界银行建立的 WDI 数据库, 贸易开放程度、税收、货币供应量以及财政支出来源于香港环亚数据中国经济数据库 (CEIC China Economic Database)。为了消除异方差对实证结果的影响, 本文对税收、货币供应量以及财政支出取对数, 文中的数据覆盖 1984 年~2011 年, 为了更好地体现数据的结构特征, 我们对文中数据进行描述性统计, 如表 1。

表 1 描述性统计

	最大值	最小值	均值	波动率	ADF 统计量	p 值
人均实际 GDP 增速	11.2022	6.2693	9.0694	1.4855	0.6657	0.8523
债务规模	33.5400	0.9700	12.1486	7.9882	0.8940	0.8956
投资率	47.0110	34.0370	39.2145	3.6627	0.9554	0.9052
人力资本	25.7917	19.1922	22.5048	2.1854	-0.4619	0.5053
贸易规模	64.7690	16.6198	39.2936	13.0980	0.6395	0.8483
利率	11.3400	1.9800	5.4582	3.2323	-0.8533	0.3370
通胀率	24.1000	-1.4000	5.9893	6.5872	-1.6137	0.0992
税收	9.1021	4.5511	6.8475	1.2544	-0.3931	0.8970
货币供应	10.9360	4.6279	8.2913	1.7868	-2.2190	0.2356
财政支出	9.2988	5.1364	7.0003	1.2735	2.3672	0.9999

(二) 实证模型的建立

由于本文分两步进行实证检验, 依据 Li 和 Lee (2010) 提出的方法, 将 ARDL 模型统一设定为<sup>[16]</sup>:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 z_{t-1} I_{1t} + \alpha_2 z_{t-1} I_{2t} + \beta q_t + u_t \quad u_t \sim iid(0, E_t \dot{u}_t) \quad (8)$$

其中,  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  是  $1 \times n$  维参数向,  $z_t = (y_t, x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ ,  $q_t = (\Delta x_{1t}, \Delta x_{2t}, \dots, \Delta x_{nt-1}, \Delta z_{t-1}, \dots, \Delta z_{t-p})'$ ,  $p$  是为消除模型误差项自相关而增加的回归变量滞后项的最大滞后阶数。这里,  $\theta$  是  $1 \times (3p+2)$  维的参数向量

为了对式 (8) 进行估计, 我们需要先获得 (7) 式的残差序列  $\hat{\varepsilon}_t$ , 并将其按升序排列为  $\hat{\varepsilon}_t^*$ , 随后定义如下的示性函数:

$$I_{1t} = I(e_{t-d} < e_{t-d}^*(\tau)), \quad I_{2t} = 1 - I_{1t} \quad (9)$$

其中,  $d \geq 1$  代表滞后参数。如果  $e_{t-d} < e_{t-d}^*(\tau)$ , 则  $I_{1t} = 1$ ; 反之,  $I_{1t} = 0$ 。在原假设为不存在协整关系的前提下, 门限变量  $e_{t-d}^*(\tau)$  是非平稳的。通常情况下, 我们使用非平稳门限变量的示性函数。因此, 我们将门限值  $e_{t-d}^*(\tau)$  设定为  $e_{t-d}^*$  的第  $\tau$  分位数,  $\tau \in [0.15, 0.85]$ 。在门

限变量经验分布范围外，不需要利用网格搜索门限值。<sup>1</sup>而且，这种设定适用于门限变量非平稳的情况。因此，下式成立：

$$\begin{aligned} I(e_{t-d} < e_{t-d}^*(\tau)) &= I(\sigma_e^{-1}T^{-1/2}e_{t-d} < \sigma_e^{-1}T^{-1/2}e_{t-d}^*(\tau)) \\ &\Rightarrow I(W(r) < W^*(\tau)) \end{aligned} \quad (10)$$

其中  $\sigma_e^2$  代表  $e_{t-d}$  的长期方差， $W^*$  表示布朗运动。从上式中可以看出， $\tau$  是一个冗余参数。可以发现本文所用的检验统计量具有较好的渐进性质。

进一步的，门限值是通过使 *Wald* 统计量最大来确定的，但也可以通过使残差平方和最小来确定。此外， $\alpha_i (i=1,2)$  用来度量变量向长期均衡调整的速度，并由所在区间  $I_{it} (i=1,2)$  来决定。

尽管 Li 和 Lee (2010) 给出了两种检验门限协整关系的方法：*BO* 型检验和 *BDM* 型检验，但是蒙特卡洛实验结果表明 *BO* 型检验的检验功效更好。因此，本文在原假设为  $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = 0$  的基础上，构造 *BO-Stat* 检验统计量。<sup>[16]</sup>

令  $\hat{\alpha}(\tau) = (\hat{\alpha}_1(\tau), \hat{\alpha}_2(\tau))'$  代表给定  $\tau$  时  $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)'$  的最小二乘估计量， $\hat{V}(\hat{\alpha}(\tau))$  代表方差估计量。建立在示性函数基础上的检验统计量 *BO-Stat* 为

$$BO-Stat = \sup_{\tau \in \Theta} \hat{\alpha}(\tau)' \hat{V}(\hat{\alpha}(\tau))^{-1} \hat{\alpha}(\tau) \quad (11)$$

其中  $\Theta$  代表  $\tau$  的参数空间。由于  $I_{1t}$  和  $I_{2t}$  是正交的，检验统计量可以重写为

$$BO-Stat = \sup_{\tau \in \Theta} \left[ \hat{\alpha}_1(\tau)' \hat{V}(\hat{\alpha}_1(\tau))^{-1} \hat{\alpha}_1(\tau) + \hat{\alpha}_2(\tau)' \hat{V}(\hat{\alpha}_2(\tau))^{-1} \hat{\alpha}_2(\tau) \right] \quad (12)$$

可以看出，在给定门限值  $\tau$  的前提下，可以通过加总原假设下两个不同区间的 *Wald* 检验统计量，获得 *BO* 类型的单方程 *ARDL* 门限协整检验统计量。

## 四、实证结果

### (一) 经济增长与政府债务的协整关系

政府债务的快速膨胀已经成为中国经济保持长期稳定增长的重要隐患，面对不断快速积聚的政府债务，寻找政府债务与经济增长的长期关系成为当前经济学的热点问题。因此，我们首先对政府债务与经济增长之间的长期关系进行检验。

首先，模型的滞后阶数的选择会影响到计量结果的可靠性。因此，科学的确定模型之后阶数就十分重要。本文选用较为传统的序列相关图确定相关关系，结果如图 1。对  $\Delta \bar{g}_t$  的序列相关图的分析结果表明，在考虑最大可能存在 10 阶相关性时， $\Delta \bar{g}_t$  序列的自相关系数和偏相关系数均显著，这表明需要在式 (8) 中加入被解释变量滞后项来消除自相关的影响。同时，鉴于数据的长度，我们最终确定滞后阶数  $p=1$ 。

---

<sup>1</sup>有关网格搜索的更详细的讨论，可参考 Hansen (1997) <sup>[17]</sup>。

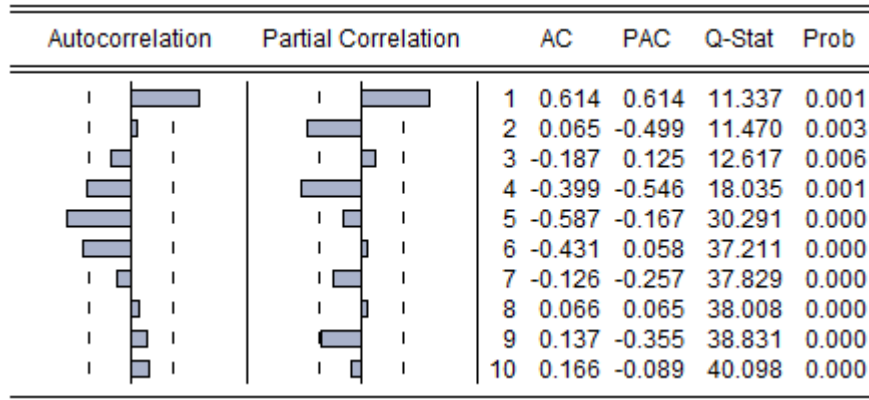


图 1  $\Delta g_t$  的序列相关图

随后，在确定了滞后阶数后，我们基于 ARDL 门限协整检验的结果见表 2

表 2 经济增长与政府债务的协整关系

检验统计量: <i>BO-STAT</i>	1%	5%	10%	
	<b>44.29</b>	<b>38.10</b>	<b>35.24</b>	
	192.34***			
协整关系				
债务规模	-0.1789			
投资率	0.1521			
人力资本	0.2138			
贸易开放程度	0.0799			
常数项	-3.6838			
调整系数				
变量	区间 1	区间 1	区间 2	区间 2
人均实际 GDP	$\beta_{11}$	0.0000	$\beta_{21}$	-0.6048
政府债务规模	$\beta_{12}$	-0.0871	$\beta_{22}$	-0.0389
人力资本	$\beta_{13}$	0.0000	$\beta_{23}$	-0.2157
投资率	$\beta_{14}$	-0.1334	$\beta_{24}$	0.0095
贸易开放程度	$\beta_{15}$	0.0000	$\beta_{25}$	0.0812

注：“\*\*\*”，“\*\*”，“\*”分别代表在 1%，5%，10%的水平下显著。

由表 2 可知，人均 GDP 增长率、债务规模、投资率、人力资本以及贸易开放程度之间存在显著的协整关系，协整向量为 $[1, -0.1789, 0.1521, 0.2138, 0.0799, -3.6838]$ 。检验结果表明：政府债务与人均 GDP 增长率的变化是相反的，即政府债务规模的增加将会导致人均 GDP 增长率的下降。此外，投资率、人力资本以及贸易开放度的提高将会使得被解释变量增加，系数分别为 0.1521、0.2138 和 0.0799。相比较而言，贸易规模对经济增长的贡献较少。而投资率对经济增长的贡献较大，这与我国投资拉动型经济增长模式相符。



从短期的调整系数来看，当人均 GDP 增长率处于区间 1 时，人均实际 GDP、人力资本以及贸易开放度均不会向均衡位置调节，表现为调整系数均为 0。而政府债务规模和投资率会向均衡位置调节，调整的速度分别为 0.0871 和 0.1334，投资率向均衡调节能力更强。但在区间 2 时，投资率以及贸易开放度的变动放大了对均衡的偏离，但其速度相对较小，仅分别为：0.0095、0.0812。而人均实际 GDP、政府债务规模和人力资本在短期向均衡调节，速度分别为 0.6048、0.0389 和 0.2157。相对而言，人均实际产出向均衡调节的速度更快。

## （二）政府债务和政策的协整关系

以上研究已经证实了政府债务规模的削减将有助于经济增长，在此前提条件下，我们参考国际上削减政府债务规模的相关文献并加以梳理，将与之相关的经济政策变量纳入到 ARDL 模型中，以寻找降低我国政府债务更为行之有效的政策方法。

通常情况下，降低政府债务规模指的是降低债务总量与 GDP 的比率。那么，降低该比率的主要方法为：政府债务增长幅度小于经济增长幅度、政府债务削减的幅度大于经济下滑的幅度以及在经济运行平稳时，降低政府债务总量。二战后，美国正是依靠其强劲的经济增长势头降低了高达 109% 的政府债务。但随着中国经济步入“新常态”，经济增速放缓已是不争的事实。因此，本文着重从降低债务总量的角度来考虑该问题。对文献进行梳理后，可以归纳为以下 3 种：

### 1、财政政策削减政府债务

Alesina 和 Perotti (1996) 通过对 OECD 国家从 60 年代至 90 年代的数据进行研究发现，财政收支结构的调整对削减政府债务起着至关重要的作用。<sup>[18]</sup>Baldacci 等 (2010) 对 1980 年~2009 年共 99 个经济体的政府债务问题进行研究后发现，削减政府支出进而达到盈余并采取相适应的货币政策有利于削减政府债务。<sup>[19]</sup>

### 2、通货膨胀削减政府债务

Sargent 和 Wallace 的研究指出通货膨胀可以有效地解决政府债务问题。这使得利用通货膨胀减轻名义债务规模，进而帮助陷入债务的国家走出困境变得有章可循。而 Aizenman 和 Marion (2009) 的研究证实了通货膨胀降低政府债务的可操作性，他们指出正是得益于美国长达 10 年的通货膨胀，使得美国联邦政府债务规模削减 40%。<sup>[20]</sup>Hall 和 Sargent (2010) 的研究表明政府债务市值的缩减的原因为通货膨胀、经济的强劲增长以及政府财政政策的盈余，而通货膨胀所占的比重为 20%。<sup>[21]</sup>

### 3、金融抑制削减政府债务

Shaw 和 Mckinnon 最早针对发展中国家提出金融抑制，包括名义利率限制、高准备金要求以及跨境资本流动管制等。<sup>[22]</sup>Reinhart 和 Sbrancia (2011) 分析了二战后布雷顿森林体系之后的金融市场发现，较低的名义利率降低了债务的利息成本从而使得政府债务规模下降。<sup>[23]</sup>

鉴于此，本文选取具有代表性的经济变量：通胀率、利率、税收、财政支出以及货币供应量，将其与政府债务纳入 ARDL 门限协整检验的框架下，结合我国当前的经济运行趋势，

给予合理的政策建议，如上述确定滞后阶数的过程一样， $\Delta \overline{Debt}_t$  的滞后阶数的选择仍接着序列相关图进行选择。由序列相关图 2 可知，滞后阶数  $p=0$ 。

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.282	-0.282	2.3927	0.122
		2	-0.101	-0.197	2.7153	0.257
		3	0.171	0.092	3.6705	0.299
		4	-0.159	-0.108	4.5306	0.339
		5	-0.046	-0.102	4.6062	0.466
		6	-0.119	-0.246	5.1311	0.527
		7	-0.049	-0.185	5.2270	0.632
		8	-0.023	-0.186	5.2489	0.731
		9	0.042	-0.064	5.3244	0.805
		10	0.027	-0.067	5.3589	0.866

图 1  $\Delta \overline{Debt}_t$  的序列相关图

最后，在确定了滞后阶数后，基于 ARDL 门限协整检验的结果见表 3：

表 3 政府债务与政策的协整检验

检验统计量： <i>BO-STAT</i>	1%		5%		10%	
	44.29		38.10		35.24	
	192.96***					
协整关系						
通胀率			-0.0314			
利率			-0.1469			
税收			2.5192			
货币供应量			-1.5016			
财政支出			5.0091			
常数项			-26.7260			
调整系数						
变量	区间 1	区间 1	区间 2	区间 2	区间 2	区间 2
政府债务	$\beta_{11}$	1.3879	$\beta_{21}$	$\beta_{21}$	$\beta_{21}$	-0.5205
通胀率	$\beta_{12}$	-2.7628	$\beta_{22}$	$\beta_{22}$	$\beta_{22}$	-0.1035
利率	$\beta_{13}$	0.0000	$\beta_{23}$	$\beta_{23}$	$\beta_{23}$	0.1987
税收	$\beta_{14}$	0.0000	$\beta_{24}$	$\beta_{24}$	$\beta_{24}$	-24.2620
货币供应量	$\beta_{15}$	0.0000	$\beta_{25}$	$\beta_{25}$	$\beta_{25}$	-2.0451
财政支出	$\beta_{16}$	0.0000	$\beta_{26}$	$\beta_{26}$	$\beta_{26}$	28.5680

注：“\*\*\*”，“\*\*”，“\*”分别代表在 1%，5%，10%的水平下显著。

通过表 3 可以发现，政府债务与通胀率、利率、税收、货币供应量以及财政支出存在显著的门限协整关系，协整向量为 $[1, -0.0314, -0.1469, 2.5192, -1.5016, 5.0091, -26.7260]$ ，这表明：

长期来看, 通胀率的提高, 利率的增加以及货币供应量的增加有助于政府债务到减少, 系数分别为: -0.0314、-0.1469 以及-1.5016, 这也证实了 Sargent 和 Wallace、Aizenman 和 Marion (2009) 的研究。而税收和政府财政支出的减少有利于政府债务的削减, 系数为 2.5192 和 5.0091。

从短期的调整系数来看, 在区间 1 内, 政府债务会向均衡位置偏离, 而通胀率会向均衡位置调节, 其余变量在短期内不会变动。而在区间 2 时, 政府债务、通胀率、税收以及货币供应量均会向均衡位置调节, 速度分别为 0.5205、0.1035、24.2620 以及 2.0451。因此, 税收向均衡位置调节的速度更快。而利率和财政支出的变动将偏离均衡位, 调整的速度分别为 0.1987 和 28.5680。相对而言, 财政支出的调节作用更大, 系数为 28.5680。

## 结论

本文对我国人均 GDP 增长率以及政府债务进行了非线性研究。实证结果显示: 政府债务的削减有利于经济增长; 投资率、人力资本以及贸易规模的增加有助于拉动经济增长, 这与中国投资拉动型经济增长方式相吻合。中国的经济增长模式仍属于劳动密集型和投资拉动型, 创新能力较低。实证模型也证实了人力资本的提高可以显著地拉动人均实际产出。尽管投资率的增加也能够拉动经济增长, 但由于我国政府投资的规模过于庞大, 有效性往往不足。私人部门投资有效性较高并更具有创新性, 但资金规模和对市场的主导权无法与政府相比, 不得不被政府投资挤出。这使得经济增长依赖于政府投资而又不得不面对投资收益率较低, 资源的利用率低下等问题。而政府投资的资金大多来源于政府举债, 这使得政府债务攀升, 但政府的收益低下, 甚至出现亏空, 如此往复构成恶性循环。而其中更为深层次的原因是我国经济结构的不合理而导致的生产要素的错配问题。因此, 解决当前资源错配的途径应从供给侧打开缺口, 提高价格对资源分配的主导作用。加速淘汰产能过剩、生产能力不足的企业, 拓宽中小微企业的融资渠道, 使得资金更多的流向创新能力更强、投资收益更高的领域。

而从政府债务和政策的实证结果来看: 通胀率、利率以及货币供应量对政府债务的影响较小, 而税收和财政支出的减少有助于政府债务的降低, 并且降低的幅度较大。尽管对财政支出的调节在短期可能使得其偏离均衡水平, 但从长期来看, 削减财政支出更有助于政府债务压力的缓解。自 2014 年 11 月开始, 我国通胀率在 2% 以下持续徘徊, 中央银行实行“双降”、定向降准、开发新的货币政策工具 (诸如常备借贷便利等), 这些都暗示着货币政策的操作空间在不断被压缩。相比较而言, 财政政策的操作空间更大。政府应推行税制改革、“三公经费”的透明化以及反腐的常态化、压缩财政支出等财政政策势在必行。尽管利用财政政策尤其是压缩财政支出来削减政府债务可能会导致变量短期内偏离均衡, 但为了谋求长期、稳定、健康的经济增长, 这种政策成本仍是可以接受的。

## 参考文献

- [1] Saint-Paul, Gilles. "Fiscal Policy in an Endogenous Growth Model.." *Quarterly Journal of*

*Economics* 107.4(1992):1243-1259.

[2] Aizenman, Joshua, B. Pinto, and K. M. Kletzer. "Economic Growth with Constraints on Tax Revenues and Public Debt: Implications for Fiscal Policy and Cross-Country Differences." *Ssrn Electronic Journal* 987182(2007).

[3] Aschauer, David Alan. "Do states optimize? Public capital and economic growth." *Annals of Regional Science* 34.3(2000):343-363.

[4] Reinhart, Carmen M., and K. S. Rogoff. "Errata: "Growth in A Time of Debt"." *American Economic Review* volume 100.2(2010):573-78.

[5] Cecchetti, Stephen G., M. S. Mohanty, and F. Zampolli. "The future of public debt : prospects and implications." *Social Science Electronic Publishing* 68.3(2010):1-18.

[6] Checherita-Westphal, Cristina, and P. Rother. "The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for the euro area." *European Economic Review* 56.7(2012):1392-1405.

[7] Minea A, Parent A, Minea A. "Is High Public Debt Always Harmful to Economic Growth? Reinhart and Rogoff and some complex nonlinearities" [J]. Working Papers, 2012.

[8] 贾俊雪, 郭庆旺. 财政规则、经济增长与政府债务规模[J]. 世界经济, 2011(1):73-92.

[9] 刘洪钟, 杨攻研, 尹雷. 政府债务、经济增长与非线性效应[J]. 统计研究, 2014, 31(4):29-38.

[10] 程宇丹, 龚六堂. 政府债务对经济增长的影响及作用渠道[J]. 数量经济技术经济研究, 2014(12).

[11] 郭步超, 王博. 政府债务与经济增长:基于资本回报率的门槛效应分析[J]. 世界经济, 2014(9):95-118.

[12] 张启迪. 政府债务对经济增长的影响存在阈值效应吗——来自欧元区的证据[J]. 南开经济研究, 2015(3):95-113.

[13] Seo M. "Bootstrap testing for the null of no cointegration in a threshold vector error correction model" [J]. *Journal of Econometrics*, 2006, 134(1):129-150.

[14] Bekaert, Geert, C. R. Harvey, and G. Bekaert. "Emerging equity markets and economic growth" [J]. *Journal of Development Economics* (2001).

[15] Grossman G M, Helpman E. "Trade, Knowledge Spillovers, and Growth" [J]. *Nber Working Papers*, 1991, 35(35):517-526.

[16] Li J, Lee J. "ADL tests for threshold cointegration" [J]. *Journal of Time*, 2010, 31(4):241-254.

[17] Hansen B E. Erratum: "The likelihood ratio test under nonstandard conditions: Testing the Markov switching model of GNP" [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1996, 11(2):195-98.

[18] Alesina A, Perotti R. "Fiscal Discipline and the Budget Process" [J]. *American Economic*

Review, 1996, 86(2):401-07.

[19] Baldacci E, Kumar M. “Fiscal Deficits, Public Debt, and Sovereign Bond Yields” [J]. Social Science Electronic Publishing, 2010(8).

[20] Aizenman J, Marion N. Using inflation to erode the US public debt[J]. Journal of Macroeconomics, 2011, 33(4):524-541.

[21] Hall G J, Sargent T J. Interest Rate Risk and Other Determinants of Post-WWII US Government Debt/GDP Dynamics[J]. American Economic Journal Macroeconomics, 2010, 3(3):192-214.

[22] Shaw E S, Mckinnon R I. “Money and finance in economic growth and development” [M].

[23] Reinhart C M, Sbrancia M B. “The Liquidation of Government Debt” [J]. Social Science Electronic Publishing, 2011, 68(3):1–18.