

促进经济增长的中国政府最优债务率测算

干伟明, 张涤新

(南京大学商学院, 江苏 南京 210093)

摘 要: 通过构建跨期模型来探讨一国债务与经济增长的关系。理论分析表明, 一国债务与经济增长之间存在倒 U 形关系, 即在一定条件下, 当一国的债务低于最优值时, 提高债务对经济增长具有促进作用, 而当债务超过这一最优值时, 增加债务则对经济增长具有副作用。在理论分析的基础上, 构建了线性时间序列模型, 基于中国样本数据证实了中国政府债务与中国经济增长之间倒 U 形关系的存在, 并测算出现阶段中国政府最优债务率约为 47%。这一结论表明: 中国政府债务目前尚处于合理范围, 虽然长期来看中国政府债务的提升空间已不大, 但短期内进一步提升的空间犹存, 这为中国政府充分运用财政政策提升尚处于探底阶段的中国经济预留了政策空间。

关键词: 债务门限; 政府债务; 中国债务率; 经济增长

中图分类号: F061.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1004-4892(2016)08-0021-08

一、引言与文献回顾

2008 年席卷全球的金融危机在随后数年间从流动性不足为特征的银行体系危机逐渐演变为以高杠杆为特征的债务危机, 世界各国普遍面临债务率高企, 经济增长乏力的局面。因此近年来, 关于债务与经济增长之间的关系逐渐成为国外学术界关注的热点之一。中国自 2008 年全球金融危机以来, 在面临严峻外部经济形势的情况下, 又不得不面对国内经济结构性转型升级和投资、出口拉动持续疲软的双重挑战, 中国政府在撬动投资以维稳增长和经济转型以创新发展之间的抉择使得中国债务水平快速提高。综合来看, 债务水平的提高短期内拉动了投资, 促进了消费, 从而扩大了支出, 但对长期的影响是不确定的。在当前复杂的经济背景下, 中国政府的债务是否合理, 是否具备进一步提高的空间是一个值得深入研究的问题。

债务在日常经济活动中早已司空见惯。直观来看, 合理范围内的债务并非不利于经济发展, 但较高的债务率会对一国的财政收支产生约束, 从而对宏观经济稳定性造成负面影响。同时在微观层面, 债务远期还本付息的压力将迫使人们选择风险较低的短期经济行为, 从而使得经济增长受到影响。Hyman P. Minsky(1978)提出金融不稳定理论, 从信用体系的角度描述了债务与经济增长之间的关系。近年来国外关注债务与经济增长关系的文献大量涌现, 这些研究基于不同国家的数据样本, 检验了债务对经济增长的影响, 并提出具有针对性的政策建议。Reinhart 和 Rogoff(2008)回顾了世界主要工业化国家债务违约情况, 研究表明一国对外举债违约与对内举债违约在统计意义上无差别^[1]。Reinhart 和 Rogoff 后续研究(2010)指出一国债务水平存在着“门限效应”, 即一国债务在

收稿日期: 2016-02-27

基金项目: 国家自然科学基金项目(71271108; 71372036); 中国特色社会主义经济建设协同创新中心资助项目

作者简介: 干伟明(1977-), 男, 江苏南京人, 南京大学商学院博士生; 张涤新(1954-), 男, 江西樟树人, 南京大学商学院教授, 南京大学数学系教授。

不超过 GDP 的 90% 的条件下与该国的经济增长不相关,但债务超过 GDP 90% 国家的经济增长水平在统计意义上显著低于债务低于 GDP 90% 国家的经济增长水平^[2]。Kumar 和 Woo(2010)的研究发现,政府债务的提高对一国经济增长、全要素生产率提高和投资都存在着副作用^[3]。其它学者(Egert 2013, Pescatori et al. 2014)也仅是通过计量模型检验了债务的门限效应^{[4][5]}。

在国内,中国政府债务水平也受到众多学者的关注。刘迎秋(2001)基于 1980 年至 2000 年的相关数据,测算出中国政府负债余额每增加 1%,可使 GDP 增长 0.671%^[6]。王宁(2005)根据 1983-2003 年中国的相关数据,采用欧盟财政标准测算出中国政府最大的安全债务水平应该在 50.51%-58.36% 之间^[7]。此外也有部分学者(郭顺兰等,2010)从偿债率和债务率等角度研究了外债与中国经济增长之间的关系^[8]。樊刚(2012)通过回顾中国政府债务的演变及现状,对中国政府债务问题持乐观态度,但也指出长期而言解决中国政府债务问题需要对财政和金融系统进行改革^[9]。由于分析视角和数据样本的不同,上述研究得到的结论存在一定差异。但更多学者仅是通过国际比较,定性分析我国政府债务水平,表达对中国政府债务水平偏高的担忧。

总体而言,对中国经济增长与政府债务关系的问题缺乏理论与实证的研究。与既有研究相比,本文的不同之处在于:第一,与仅仅计量检验缺乏经济含义或单单的定性分析不同,本文首次构建了债务与经济增长之间的跨期模型。通过理论分析证明,在一定条件下债务的增长对经济发展具有促进作用,而当债务超过一定水平后,则具有副作用。第二,在理论分析的基础上,构造线性时间序列模型验证了中国政府债务与经济增长之间倒 U 形关系的存在,并测算出当下中国政府债务率尚在合理范围,短期具备提高政府债务的一定空间。

本文余下部分结构安排如下:第二部分基于柯布-道格拉斯函数构建跨期模型从理论上探讨债务与经济增长的关系;第三部分对计量模型选取的变量和数据进行说明;第四部分对实证结果进行分析,并简单回顾了中国政府债务的演变和当时宏观经济背景;最后是基本结论与政策建议。

二、理论分析

我们依据柯布-道格拉斯函数构建跨期模型来分析债务对经济增长的影响。

$$Y_0 = AL^\alpha K_0^\beta \quad (1)$$

其中,各变量遵循柯布-道格拉斯函数一般定义, $\alpha, \beta \in (0, 1), \alpha + \beta = 1, K_0$ 为 t 期时不考虑债务影响时的资本存量, Y_0 为 t 期潜在经济水平。定义 t 期债务 $D = Y_t d, d \geq 0$ 为 t 期时的债务率,可假设 $K_0 > Y_0 d, K_0 > Y_t d$ 。 t 期获得的债务全部投入资本存量中,则经济水平 Y_{t0} 为:

$$Y_{t0} = AL^\alpha K^\beta = AL^\alpha (K_0 + Y_t * d)^\beta \quad (2)$$

为简化分析,但不失一般性,可假设 t 期债务在 $t+T$ 期时按照真实利率 p 一次性还本付息。 L 的年均复合增长率为 g (即经济潜在增长率),其它参数均保持不变,则 $t+T$ 期的经济水平折现到 t 期的现值为:

$$Y_{t1} = \frac{Y_{t+T}}{(1+i)^T} = \frac{(1+g)^T AL^\alpha ((1+i)^T K_0 - Y_t * d * (1+p))^\beta}{(1+i)^T} \quad (3)$$

式(3)中 i 为真实利率。由此可以得到 t 期的经济水平 Y_t 为:

$$Y_t = Y_{t0} + Y_{t1} - Y_0 \quad (4)$$

将式(1)、(2)和(3)按泰勒展开,舍弃 3 阶及更高阶项代入式(4)后可得:

$$Y_t = \lambda Y_0 + c_1 \frac{Y_0}{K_0^2} (Y_t d)^2 + c_2 \frac{Y_0}{K_0} (Y_t d) = \lambda Y_0 + c_1 \frac{Y_0}{K_0^2} D^2 + c_2 \frac{Y_0}{K_0} D$$

$$\lambda = \left(\frac{1+g}{1+i} \right)^{T(1-\beta)} > 0$$

$$\begin{aligned} c_1 &= \frac{\beta(\beta-1)}{2}(1+\lambda(p+1)^2) < 0 \\ c_2 &= \beta(1-\lambda(p+1)) \end{aligned} \quad (5)$$

由式(5) 可以看到经济水平 Y_t 同债务 D 之间的关系是非线型的, 呈现倒 U 形关系。式(5) 对 d 求导, 整理后可得债务率对经济增长的边际作用为:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial d} = \frac{c_2 \frac{Y_0}{K_0} Y_t + 2c_1 \frac{Y_0}{K_0^2} Y_t^2 d}{1 - c_2 \frac{Y_0}{K_0} d - 2c_1 \frac{Y_0}{K_0^2} Y_t d^2} = \frac{f_1(d)}{f_2(d)} \quad (6)$$

将(5) 中 c_2 代入 $f_2(d)$ 可得:

$$\begin{aligned} f_2(d) &= \frac{K_0 - \beta(1 - \lambda(p+1))Y_0 d}{K_0} - 2c_1 \frac{Y_0}{K_0^2} Y_t d^2 > \frac{K_0 - \beta Y_0 d}{K_0} - 2c_1 \frac{Y_0}{K_0^2} Y_t d^2 > \\ &\frac{Y_0 d - \beta Y_0 d}{K_0} - 2c_1 \frac{Y_0}{K_0^2} Y_t d^2 = \frac{Y_0 d(1 - \beta)}{K_0} - 2c_1 \frac{Y_0}{K_0^2} Y_t d^2 > 0 \end{aligned} \quad (7)$$

由于 $K_0 > Y_0 d, 0 < \beta < 1, c_1 < 0, f_2(d) > 0$, 故 $\frac{\partial Y_t}{\partial d}$ 的符号仅取决于 $f_1(d)$ 符号。令 $f_1(d) = 0$, 不难求出 $d_{threshold}$ 为:

$$\begin{aligned} d_{threshold} &= -\frac{K_0}{Y_t} \frac{c_2}{2c_1} = \frac{K_0}{Y_t(1-\beta)} \frac{1-\lambda(p+1)}{1+\lambda(p+1)^2} \\ D_{threshold} &= d_{threshold} * Y_t = -K_0 \frac{c_2}{2c_1} = \frac{K_0}{1-\beta} \frac{1-\lambda(p+1)}{1+\lambda(p+1)^2} \end{aligned} \quad (8)$$

由此可以证明, 当 $d \leq d_{threshold}$ 时, $\frac{\partial Y_t}{\partial d} \geq 0$; 当 $d > d_{threshold}$ 时, $\frac{\partial Y_t}{\partial d} < 0$ 。特别当 $\lambda(p+1) > 1$ 时, $\frac{\partial Y_t}{\partial d}$ 始终小于零。根据上述结果, 可以得到如下命题:

经济增长 Y_t 同债务 D 之间的关系是非线型的, 呈现倒 U 形关系。当 $\lambda(p+1) > 1$ 时, 债务对经济发展只存在副作用。当 $\lambda(p+1) \leq 1$ 时, 若债务小于 $D_{threshold}$, 增加债务对经济发展具有促进作用, 但随着债务的增加, 其对经济增长的边际促进作用在减小; 而当债务超过 $D_{threshold}$ 时, 增加债务则对经济发展具有副作用。

下文将构建计量经济模型以检验上述命题在中国是否成立, 从而为债务与经济增长的关系提供实证检验。

三、变量与数据说明

根据式(5) 可以构建如下线性时间序列模型:

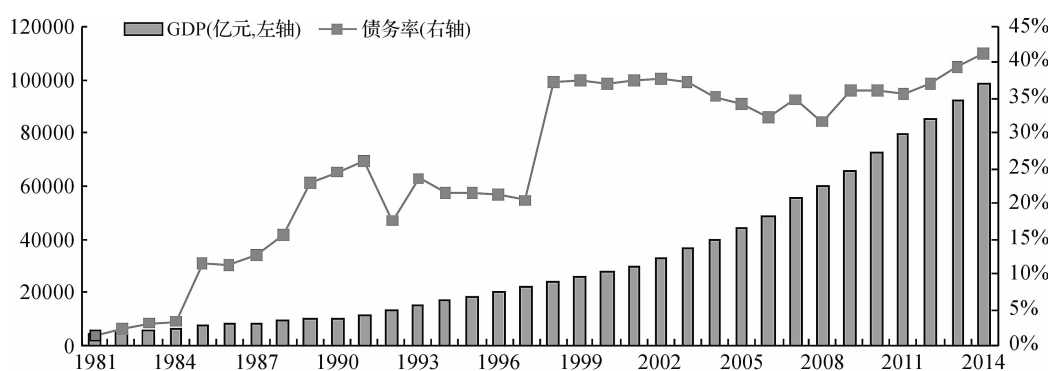
$$Y_t = c_0 + c_1 \frac{Y_{t-MA}}{K_{t-MA}^2} D^2 + c_2 \frac{Y_{t-MA}}{K_{t-MA}} D + \sum_{i=1}^p c_{2+i} Y_{t-i} + \mu_t, D = d * Y_t \quad (9)$$

其中被解释变量 Y_t 为国内生产总值, 解释变量 D 为对应年份债务, 解释变量 $Y_{t-i} (i = 1, \dots, p)$ 是国内生产总值 Y_t 的 i 阶滞后项, μ_t 为随机干扰项。

本文采取了1981年-2014年中国的时间序列数据。被解释变量 Y_t 选取国内生产总值作为衡量经济水平的基本指标, 数据来源于国家统计局, 并且按1978年的可比价格进行了换算。解释变量 D 根据债务率 d 乘以国内生产总值而得到。由于中国现有统计数据中按不同债务类型对债务余额进行统计缺乏完整性和统一性, 综合权衡各种因素, 本文选取中国政府债务占国内生产总值的比例 d 作为中国

债务测算的依据,具体数据来源于国际货币基金组织(IMF)数据库(IMF Data Mapper)及其2015年10月6日发布的《全球经济展望数据库》(World Economic Outlook Databases)关于中国政府债务率的相关数据。在国家审计署2011和2013发布的全国政府债务审计公告中,对三种政府债务的类型做出了说明:(1)政府直接负有偿还责任的债务;(2)政府负有担保责任的债务;(3)政府可能负有一定求助责任的债务。需要指出的是本文所指的政府债务是第一种类型。具体如图1所示。

式(9)中 D 的2次项和1次项分别乘上系数 $\frac{Y_{t-MA}}{K_{t-MA}^2}$ 和 $\frac{Y_{t-MA}}{K_{t-MA}}$ 用以近似式(5)中 $\frac{Y_0}{K_0^2}$ 和 $\frac{Y_0}{K_0}$,其中 Y_{t-MA} 为国内生产总值 t 期最近 MA 年移动平均值, K_{t-MA} 为资本存量 t 期最近 MA 年移动平均值。关于资本存量,本文引用雷辉、张娟(2014)的测算结果^[10],2013-2014年的数据在他们研究基础上根据中国统计年鉴相关资料推算。



数据来源: IMF 数据库和中国国家统计局。

图1 中国国内生产总值(1978=100)和政府债务率

四、实证结果与分析

根据AIC定阶准则可以确定式(9)中 $p=2$,由此确定国内生产总值 Y_t 的1阶和2阶滞后项 Y_{t-1} 和 Y_{t-2} 作为解释变量,由此得到中国国内生产总值与中国政府债务之间的线性时间序列模型如式(10)所示。

$$Y_t = c_0 + c_1 \frac{Y_{t-MA}}{K_{t-MA}^2} D^2 + c_2 \frac{Y_{t-MA}}{K_{t-MA}} D + c_3 Y_{t-1} + c_4 Y_{t-2} + \mu_t, D = d * Y_t \quad (10)$$

在此基础上 Q 检验表明式(10)中的残差序列 μ_t 不存在序列自相关性。

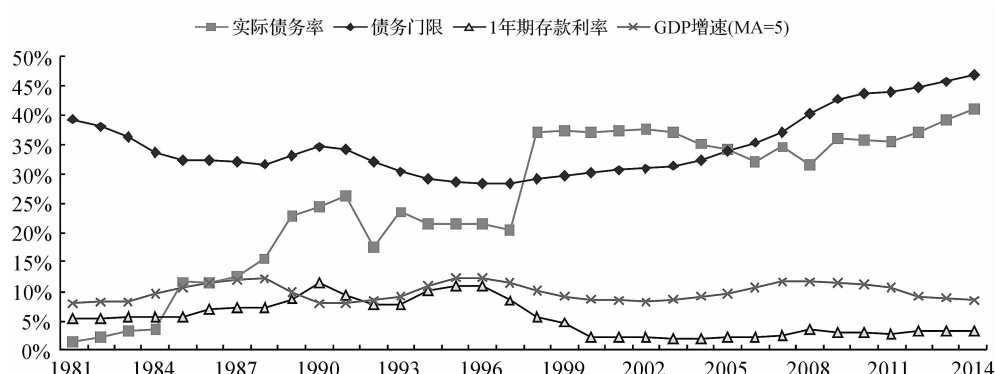
单位根检验表明式(10)中变量 $Y_t, \frac{Y_{t-MA}}{K_{t-MA}^2} D^2, \frac{Y_{t-MA}}{K_{t-MA}} D$ 均为 $I(1)$ 序列,经1阶差分后为平稳序列,同时残差序列 μ_t 也为平稳序列,故式(10)中各变量满足协整关系。因此下面我们直接采用最小二乘回归对式(10)进行估计,估计结果如表1所示。

表1汇总了以国内生产总值为被解释变量,政府负债的2次项、1次项及国内生产总值1阶、2阶滞后项作为解释变量的线性时间序列模型的估计结果。其中政府负债 D 的2次项和1次项两个变量的系数在1%或5%水平上显著,其符号均与理论模型的推导一致,表明中国国内生产总值 Y_t 同中国政府债务 D 之间的关系是非线型的,呈现倒U形关系,债务对经济增长存在“门限效应”。根据式(8)可以测算出对应的债务率门限为: $-\frac{K_{t-MA}}{Y_t} \frac{c_2}{2c_1}$, 1981-2014年中国政府最优债务率如图2所示。

表 1 中国政府债务与经济增长回归模型估计结果 (N = 34)

解释变量	系数	$t_{-MA} = 3$			$t_{-MA} = 2$			$t_{-MA} = 1$		
		数值	t Stat	P -value	数值	t Stat	P -value	数值	t Stat	P -value
常数项	c_0	69.0132 ** (27.0334)	2.5529	1.6208E-02	72.8612 *** (25.0017)	2.9143	6.8031E-03	76.7446 *** (20.8961)	3.6727	9.6530E-04
$\frac{Y_{t-MA}}{K_{t-MA}^2} D^2$	c_1	-117.8193 ** (53.4764)	-2.2032	3.5677E-02	-138.3731 ** (51.9641)	-2.6629	1.2510E-02	-165.7430 *** (44.7806)	-3.7012	8.9453E-04
$\frac{Y_{t-MA}}{K_{t-MA}} D$	c_2	3.2970 ** (1.4088)	2.3402	2.6366E-02	3.6543 *** (1.3031)	2.8043	8.9052E-03	4.1257 *** (1.0627)	3.8824	5.5000E-04
Y_{t-1}	c_3	1.5618 *** (0.1719)	9.0818	5.5985E-10	1.4881 *** (0.1759)	8.4590	2.5425E-09	1.4249 *** (0.1608)	8.8598	9.5465E-10
Y_{t-2}	c_4	-0.7167 *** (0.1611)	-4.4479	1.1724E-04	-0.6541 *** (0.1613)	-4.0538	3.4588E-04	-0.6086 *** (0.1510)	-4.0318	3.6695E-04
Adjusted Rsquare		0.999723			0.999739			0.999781		
F statistics		29789			31618			37697		
P-value		6.1612E-52			2.5977E-52			2.0298E-53		
D-W		1.7142			1.6346			1.4666		

注：“***”、“**”和“*”分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；括号内的值为标准误差。下同。



数据来源:IMF 数据库、中国国家统计局和表 1 整理计算而得。

图 2 中国政府债务门限 (1981 - 2014)

从图 2 可以看到,2005 年以前中国政府最优债务率在 30% 至 40% 之间变化,之后开始逐渐增加。从 2008 年以后开始超过 40%,截至 2014 年中国政府最优债务率约为 47%,高于当年 41% 的实际债务率。中国政府债务率目前仍然有约 5 个百分点的增加空间,因此有理由对目前中国政府债务保持乐观态度。根据式(8) 可以看到,债务门限取决于潜在增长率、利率、债务期限、资本存量及其弹性系数等多个因素,下面结合图 2 简单回顾中国政府债务水平的演变及其当时的经济政策环境。

在上世纪 90 年初期,尤其是在邓小平 1992 年南巡之后,经济开发区热和投资冲动在中国非常普遍,由此导致了经济过热、通货膨胀和债务水平的快速增加。当快速上涨的物价水平逐渐失控并演变一场危机时,中国政府采取了紧缩措施用以给经济降温。据统计,在 1996 年末,当时四大国有银行不良贷款超过了 840 亿元,不良贷款率超过了 25%。如此严峻金融形势从图 2 也可以看到:中国政府债务在 1997 年急速增加并首次高于债务门限。在随后的近十年间,一方面由于 2001 年互联网泡沫破灭导致的外部经济形势不佳,另一方面由于 2003 年前后中国政府应对“非典”疫情的刺激政策和地方政府换届带来的信贷“浪涌”导致投资快速增长和通胀上行。但由于中国政府所采取的政治经济约束手段及时有效,加之美国首次加息比较有效的控制了全球大宗商品价格的升势,使得全球通胀得到控制,为中国政府债务问题的延续提供了良好的外部条件。通胀可控情况下国内信贷的正常增长,

加之土地财政的兴起使得地方政府债务状况未发展到不可收拾的局面。因此在图 2 可以非常明显地看到,中国政府债务在 1997 年首次高于债务门限之后,问题逐渐得以缓解并于 2005 年回归到债务门限之下。

上述实证检验证实了在债务水平与经济增长之间不存在简单的线性关系,有多个因素影响经济增长与债务水平。同时也不存在一个绝对的债务门限,比如 90%,可以简单区分债务水平高低以及由此对经济增长影响的优与劣。由于各国彼此因素的不同,各国的债务门限应当是不同的。为验证上述分析的有效性,根据同样的方法采用式(10)对其它国家,比如日本,也可得到类似的结果,具体如表 2 和图 3 所示。

表 2 日本政府债务与经济增长回归模型估计结果 (N=40)

解释变量	系数	$t_MA=3$		
		数值	t_Stat	$P\text{-value}$
常数项	c_0	51.7595 *** (16.9292)	3.0574	4.2593E-03
$\frac{Y_{t-MA}}{K_{t-MA}^2} D^2$	c_1	-1.3682 ** (0.5937)	-2.3044	2.7250E-02
$\frac{Y_{t-MA}}{K_{t-MA}} D$	c_2	0.7636 ** (0.3326)	2.2962	2.7766E-02
Y_{t-1}	c_3	1.2419 *** (0.1652)	7.5160	8.3491E-09
Y_{t-2}	c_4	-0.3804 ** (0.1514)	-2.5121	1.6764E-02
Adjusted Rsquare			0.9977	
F statistics			4229	
P-value			1.8863E-46	
D-W			1.8224	

注:政府债务率、资本存量和 GDP 是 1960-2001 年数据,分别来自 IMF 数据库、经济合作与发展组织 (OECD) 和日本国家统计局。

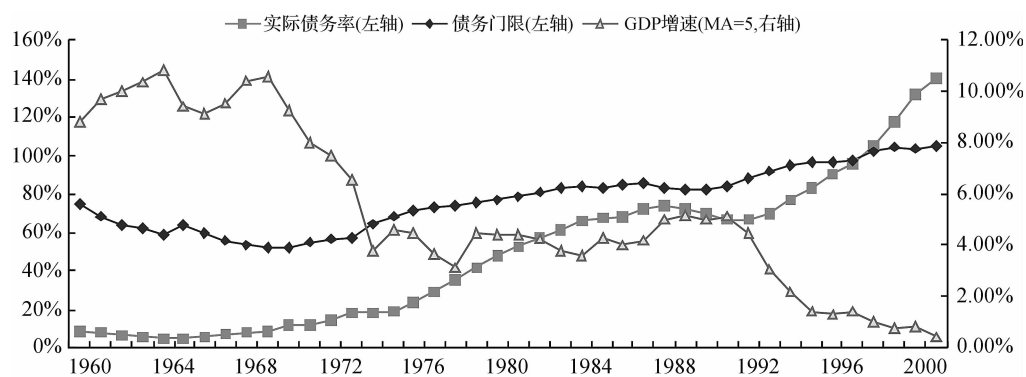


图 3 日本政府债务门限 (1960-2001)

通过比较图 2 和图 3 可以发现中国政府债务率实际上已经不低。就人均 GDP 而言,中国目前大致相当于上世纪 70 年代的日本,而当时日本政府债务率只有 15% 左右,对应的债务门限大约在 60%,其债务提升空间远高于目前的中国。

毫无疑问,合理地评估中国政府债务规模并分析其上限将有助于控制债务规模,化解债务违约

风险,从而有助于中国经济向持续和健康增长模式的转变,从这个意义上说,本文将有助于中国政府债务问题的解决。正如式(8)所示,合理债务门限受许多长期基本因素决定,如潜在增长率、弹性系数等,因此我们认为化解中国政府债务问题应更多关注经济增长的长期问题和推动财政与金融体系的改革,如建立合理的分税制度、改善与加强政府预算管理、转变政府职能等。同时考虑到直接融资市场和债券市场的建立将有助于推动利率市场化和改变整个经济以银行为主的间接融资模式,降低杠杆率,因此加快建立多层次资本市场也将有助于化解债务问题。

五、基本结论与政策建议

本文以债务率为切入点,从理论与实证两个角度探讨债务对经济增长可持续性的影响。理论分析结果表明,一国的最优债务率取决于潜在增长率、利率、债务期限、资本存量及其弹性系数等多个因素。在一定条件下,当债务低于某个门限值时,增加债务对经济增长具有促进作用,而当债务超过这一门限值时,增加债务则对经济增长具有副作用。基于1981-2014年中国国民生产总值和中国政府债务率样本数据,采用线性时间序列模型验证了上述结论,表明中国政府债务与国民生产总值存在倒U形关系。

研究发现,近几年来中国政府的最优债务率大致为47%,高于中国政府实际债务率,因此目前中国政府债务尚处于合理范围,这为中国进一步充分运用财政政策提升尚处于探底阶段的中国经济储备了政策空间。通过回顾中国政府债务水平的演变及其当时的经济政策环境,本文认为此轮中国政府债务高企的问题将会逐步得以缓解,发生硬着陆乃至危机的可能性几乎为零。但长期来看,中国政府债务率的提升空间已经不大,且国际比较也已表明中国政府债务水平的提升空间有限。考虑到经济减速背景下政府偿债能力减弱、房价逐渐趋于理性使得政府土地收入大幅下降、地方政府融资平台不规范、投资效率低下、期限错配等因素带来的流动性风险,对于“中国政府债务率具备提升空间”的结果并不能抱过多的乐观态度。在关注财政收支短期平衡以外,政府更应从潜在增长率、利率、期限结构、资本存量及其弹性系数等因素提升债务对中国经济中长期可持续发展的促进作用。因此我们提出如下政策建议:

第一、政府应创新机制体制,采取“小政府,大服务”方式加快政府职能转变。应加快国内多层次资本市场建设,扩大直接融资比重。可积极吸引社会资本参与,在基础设施和公共服务领域推进公私合作模式(PPP)。

第二、降低政府债务发行成本,严格控制政府债务投向,提高资金使用效率。合理选择债务发行对象,调整债务期限结构,调整债务利率,使其真正发挥无风险利率的基准功能。

第三、政府应着手控制债务增长速度,保证债务风险在可控制范围内。将政府债务问题纳入考核问责机制和政绩考核中。应定期、详细披露政府的全口径债务,包括直接债务、或有债务和隐性债务等,提高政府债务的透明度。同时可引入信用评级机制,合理评价政府的信用风险,进一步规范 and 引导政府举债,从而有效发挥债务对经济增长的促进作用。

参考文献:

- [1] Carmen M. Reinhart, Kenneth S. Rogoff. Is the 2007 US Sub-prime Financial Crisis so Different: An International Historical Comparison [Z]. NBER Working Paper, 2008, No. 13761.
- [2] Carmen M. Reinhart, Kenneth S. Rogoff. Growth in a time of debt [J]. American Economic Review, 2010, 100(2): pp. 573 - 578.
- [3] Manmohan S. Kumar, Jaejoon Woo. Public Debt and Growth [Z]. IMF Working Paper, 2010, No. 10174.
- [4] Andrea Pescatori, Damiano Sandri, John Simon. Debt and Growth: Is There a Magic Threshold? [Z]. IMF Working Paper, 2014,

No. 1434.

- [5] Egert Balazs. Public Debt, Economic Growth and Nonlinear Effects: Myth or Reality [Z]. CESifo Working Paper, 2013, No. 4157.
- [6] 刘迎秋. 论中国现阶段的赤字率和债务率及其警戒线 [J]. 经济研究, 2001, (8): 3 - 14.
- [7] 王宁. 中国财政赤字率和政府债务规模警戒线初探 [J]. 财政研究, 2005, (5): 2 - 3.
- [8] 郭顺兰, 潘勇辉, 王杨. 外债与中国经济增长: 基于 VAR 方法的研究 [J]. 统计与决策, 2010, (16): 112 - 114.
- [9] Fan Gang, Lv Yan. Fiscal prudence and growth sustainability: An analysis of China's public debts [J]. Asian Economic Policy Review, 2012, 7(2): pp. 202 - 220.
- [10] 雷辉, 张娟. 我国资本存量的重估及比较分析: 1952 - 2012 [J]. 经济问题探索, 2014, (16): 16 - 21.
- [11] Markus Eberhardt, Andrea F. Presbitero. Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity [J]. Journal of International Economics, 2015, 97(1): pp. 45 - 58.
- [12] Nebson Mupunga. Stochastic simulation analysis of sustainable public debt in Zimbabwe [J]. Journal of Economics and International Finance, 2015, 7(5): pp. 98 - 111.
- [13] 中华人民共和国审计署. 全国政府性债务审计结果 [R]. 2011, 第 35 号公告.
- [14] 中华人民共和国审计署. 全国政府性债务审计结果 [R]. 2013, 第 35 号公告.

Measure of China's Optimal Public Debt Ratio of Promoting Economic Growth

GAN Wei-ming, ZHANG Di-xin

(Business School, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: This article builds a cross period model to discuss the relationship between a nation's debt and its economic growth. Results of the theoretical analysis show that there is an inverted U-shaped relationship between a nation's debt and its economic growth, that is, under specific conditions, when a nation's debt ratio is below the optimal threshold, the debt increase has a promoting influence on the economic growth; on the contrary, when the debt ratio exceeds that threshold, the debt increase will just put constraints on the economic growth. Based on China's time series data, this article builds a regression model to validate the inverted U-shaped relationship between public debt and economic growth, which finds that China's optimal public debt ratio of recent years is about 47%. The policy implication of the paper is that China's public debt is still within the optimal threshold, although in the long run China's public debt increasing space is limited, in the short run China's public debt definitely has increasing capacity for financial policy to bolster China's slowing down economy.

Key words: debt threshold; public debt; China's debt ratio; economic growth

(责任编辑: 风 云)