

公共债务对经济增长影响的非线性特征^{*}

——基于 PSTR 模型的国际经验分析

齐红倩 席旭文 庄晓季

内容提要 在数理分析基础上,文章利用 28 个发达国家和主要发展中国家 2001~2013 年的面板数据建立面板平滑门限回归模型,实证研究了公共债务对经济增长影响的非线性特征。实证结果显示,公共债务和经济增长之间存在明显的“门限”效应,该“门限值”约为 150%,并且发达国家和发展中国家之间表现出明显的“异质性”;从公共债务影响经济增长的动因看,其作用系数的大小受投资比率以及通货膨胀率的影响,但作用系数对投资比率的变化更为敏感。文章进一步研究结论表明,我国目前公共债务规模较为合理,对经济增长的影响呈正向效应,但近年来部分地方债务的快速增加和较高负债率需引起高度重视。

关键词 公共债务 经济增长 财政政策 PSTR 模型

作者单位 1. 吉林大学数量经济研究中心暨商学院; 2、3. 吉林大学商学院

DOI:10.13516/j.cnki.wes.2015.06.004

2008 年全球金融危机之后,世界主要经济体纷纷出台扩张性的财政政策以刺激经济复苏,其中扩张公共债务规模成为了财政扩张的最主要手段。这一举措导致包括我国在内的各国公共债务与国内生产总值(GDP)的比率明显上升,欧美发达国家尤为突出。但从全球范围来看,通过举债以刺激经济增长的政策并未起到明显的效果,世界经济复苏依旧缓慢,下行压力仍然较大,造成负债率较高的部分欧洲国家在 2009 年爆发主权债务危机并持续发酵至今,严重影响了世界经济发展。由此,“公共债务增长能否促进经济增长”等问题再次引起了学者和政策制定者的广泛关注。

一、文献回顾

公共债务与经济增长关系的内在机理与影响动因一直都是学者和政策制定者研究的重要内容。凯恩斯学派认为,短期内总产出由总需求决定,政府通过提高公共债务比率^①以增加公共投资进而刺激总需求的扩张性政策可以有效促进经济增长(Elmendorf 和 Mankiw,1999),在萧条时期公债甚至成为赤字财政筹措经费的唯一方法。理性预期学派则认为,在李嘉图等价定理成立的前提下,为政府支出筹措资金的债务手段和征税是等价的,因此发行债务必将导致未来税收的增加,使得居民收入减少,公共债务融资对私人投资形成了“挤出效应”,因而公共投资增长带来的经济效应可能被抵消。对此,理性人会选择减少当期消费、增加储蓄以应对未来税收的增加,从这个角度讲,发行公共债务是对当期和未来某一时个人和政府财富的重新分配,并不能增加财富,即提高债务比率无法促进经济增长。因此,关于公共债务和经济增长之间关系的问题就产生了两种相互矛盾的认识。对于公共债务和经济增长关系问

^{*} 本文获 2014 年国家社会科学基金“基于生产要素集聚与农民福利动态均衡的新型城镇化发展质量研究”(项目编号:14BJL063)、2013 年教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“调整型经济增长对我国居民可持续性消费影响的实证研究”(项目编号:13JJD790011)、2011 年国家社会科学基金青年项目“我国现阶段潜在产出及产出缺口变动特征研究”(项目编号:11CJL012)的资助。

^① 本文中公共债务比率均指公共债务与 GDP 的比率。

题的研究尚没有统一的结论,综合学者们的研究,主要观点包括以下3种:(1)公共债务增长对经济增长具有促进作用(DeLong和Summers 2012)。(2)公共债务增长对经济增长具有抑制作用(Cochrane, 2011a; 2011b; Greiner 2012; 李刚等 2013)。(3)公共债务对经济增长的影响呈“倒U型”的非线性关系。对此,Reinhart和Rogoff(2010)做了基础性和开创性的研究并指出,当债务比率大于90%时,公共债务对经济增长起到了抑制作用,而当该比率小于这一界限时,公共债务和经济增长之间也没有体现出负相关关系。此后,学者们对该问题进行了大量研究,得出的结论虽存在一定差异,但总体而言债务对经济增长的非线性影响关系是成立的(Kumar和Woo 2010; Checherita-Westphal和Rother 2012; Cecchetti等 2012; Égert 2013)。近年来,我国有学者对该问题也进行了一定的研究,如刘洪钟等(2014)以二次项的形式设定变量的非线性特征,肯定了政府债务和经济增长之间非线性关系的存在。

综合现有研究来看,由于变量和模型假定条件等的不同,理论研究得出的结论存在明显差异;由于实证模型、变量选择以及样本范围的不同,实证结论也存在一定差异,其中,实证模型选用是否准确对实证结论的影响较大。一般来说,对公共债务和经济增长非线性影响关系的研究或使用简单的统计描述分析(Reinhart和Rogoff 2010),或人为设定变量的非线性关系(Checherita-Westphal和Rother 2012; 刘洪钟等 2014),或建立PTR^①模型研究二者的非线性影响特征(Cecchetti等 2012)。简单的统计描述无法准确描述复杂的非线性关系,对变量关系的人为设定无法充分体现数据本身所包含的特征,并且PTR模型中回归系数在不同“区制”间的变化具有不平滑性,在一定程度上影响了估计效果,这也是众多学者得到研究结果差异较大的原因之一。

González A.等(2005)将PTR模型进行改进并提出了面板平滑门限回归模型(PSTR)^②,在该区制转移框架下,模型的相关参数设定更为灵活,它不仅可以有效地刻画出模型参数在截面单位间的异质性,而且更为重要的是模型回归系数可以在不同回归“区制”之间平滑转换,能够更好地捕捉面板数据的非线性特征。该非线性分析框架受到了学者们的广泛关注,并在一些领域中取得了显著成果(Fouquau等 2008; Minea和Parent 2012)。因此,本文将在PSTR模型框架下较之现有研究采用更大范围的样本,涵盖发达国家和主要发展中国家^③,以债务与GDP的比率为门限变量,实证研究公共债务对经济增长影响的非线性特征;同时,我们还考虑发达国家和发展中国家的异质性,对其债务和经济增长的影响关系进行比较分析;最后,结合实证结果和我国的实际给出一些有益的启示。

二、公共债务和经济增长关系的数理分析

Grenier(2012)和Checherita-Westphal等(2014)为公共债务和经济增长关系的研究提供了有效的分析框架,在此基础上,本文假定经济体服从公共赤字全部用于公共投资的财政规则,由此得出二者影响的非线性特征。

1. 私人部门

假定经济中存在多个“无限期界”存活的理性家庭,其目标是在预算约束下实现效用最大化,即最大化人均消费 $C(t)$ 。经济中人口是恒定的并且标准化为1,代表性家庭的最大化问题可以表示为:

$$\max_c \int_0^{\infty} e^{-\rho t} \ln C dt \quad (1)$$

① 该方法由Hansen(1999)提出,在面板数据分析方面得到了广泛的应用。

② González A.等(2005)最初将该回归模型命名为“面板平滑迁移回归模型”(Panel Smooth Transition Regression Model),而之后多数学者(Fouquau等, 2008; Minea和Parent 2012)将其称之为“面板平滑门限回归模型”(Panel Smooth Threshold Regression Model)。本文认为该模型最大的特点为“平滑”和“门限”,故沿用后者的名称,事实上二者完全一致。

③ 金融危机之后,新兴发展中国家逐渐成为世界经济发展的重要推动力量,而现有实证研究样本中多数仅包含发达国家,其结论也更容易出现偏误。

预算约束为:

$$\dot{K} + \dot{B} = rB + (1 - \tau)Y - C \quad (2)$$

其中,我们假设效用函数为对数效用 ρ 为效用贴现系数 r 为利率 τ 为固定税率。 Y 表示总产出 B 表示公共债务 K 为私人资本 \dot{B} 和 \dot{K} 分别表示二者的变化。为简化模型,我们忽略折旧。借鉴 Grenier (2012) 的研究思路,我们将公共资本 G 作为一个独立要素投入,采用柯布-道格拉斯生产函数形式:

$$Y = AK^{1-\alpha}G^\alpha \quad (3)$$

其中,参数 α 为产出对公共资本的弹性系数, $1 - \alpha$ 为产出对私人资本的弹性系数, A 代表技术水平。均衡时,利率水平等于私人资本的净边际产出:

$$r = (1 - \tau)(1 - \alpha)AK^{-\alpha}G^\alpha \quad (4)$$

2. 政府部门

政府部门的预算约束可表示为:

$$\dot{B} = rB - \tau Y + I_p \quad (5)$$

其中 I_p 表示公共投资。假定公共赤字全部用于公共投资,在不考虑折旧的情况下,公共资本 G 和公共赤字的变化可表示如下:

$$\dot{G} = \dot{B} = I_p \quad (6)$$

3. 模型分析

求解家庭的最优化问题并结合式(4)得到人均消费增长率:

$$g_c = \frac{\dot{C}}{C} = -\rho + (1 - \tau)(1 - \alpha)AK^{-\alpha}G^\alpha \quad (7)$$

结合家庭预算约束式(2)和政府预算约束式(5)可求得私人资本的增长率:

$$g_k = \frac{\dot{K}}{K} = A\left(\frac{G}{K}\right)^\alpha - \frac{C}{K} - \left(\frac{I_p}{G}\right)\left(\frac{G}{K}\right) \quad (8)$$

由式(6)可以得到公共债务的增长率:

$$g_b = \frac{\dot{B}}{B} = \left(\frac{G}{K}\right)\left(\frac{K}{B}\right)\left(\frac{\dot{G}}{G}\right) \quad (9)$$

4. 结果讨论

在平衡增长路径上 $g_b = g_c = g$ 成立,其中 $g_c = \frac{\dot{C}}{C}$,此时 g 表示平衡增长路径增长率。由式(9)可以得到 $G/K = B/K$ 。由式(5)、式(6)可以得到 $\tau Y = rB$ 。将这些结论和式(3)、式(4)相结合可以得出:

$$G/K = B/K = \frac{\tau}{(1 - \tau)} \cdot \frac{1}{(1 - \alpha)} \quad (10)$$

式(10)表明,在平衡增长路径上,公共资本和私人资本的比率等于公共债务和私人资本的比率,而这一比率为税率 τ 的函数。将式(10)带入式(7)得到:

$$g = -\rho + A(1 - \tau)^{1-\alpha}\tau^\alpha(1 - \alpha)^{1-\alpha} \quad (11)$$

我们的最终目标是最大化平衡增长路径增长率,由式(10)和式(11)可以得出平衡增长率 g 与公共债务和私人资本比率 B/K 呈“倒U型”关系。将式(11)式对 τ 求导可得:当 $\tau = \alpha$ 时 g 取得极大值,此时 $B/K = \frac{\tau}{(1 - \tau)^2}$ 。

可见,当公共赤字全部用于公共投资时,公共债务对经济增长的影响具有非线性特征。

三、模型的建立

1. 数据选取

本文选取 28 个国家 2001 ~ 2013 年的年度数据作为面板数据样本。数据样本包括 20 个发达国家, 分别为澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、爱尔兰、意大利、日本、荷兰、新西兰、挪威、葡萄牙、西班牙、瑞典、英国和美国; 同时以“金砖四国”(BRIC) 和“新潜力五国”(VISTA) 为样本选取 8 个新兴经济体, 分别为巴西、印度、中国、越南、印度尼西亚、南非、土耳其和阿根廷^①。

本文研究的主要任务是检验公共债务对经济增长影响的非线性特征, 因此我们选取购买力平价 (PPP) 调整后的人均 GDP 增长率作为被解释变量, 选取一般性政府债务总量 (general government gross debt) 占 GDP 的比率来衡量公共债务水平, 将其作为解释变量和门限变量。选用人均 GDP 增长率来衡量经济增长能有效消除人口因素的影响, 而用债务总量与 GDP 比率来衡量债务水平也是学者们常用的处理方法。此外, 考虑到投资和价格因素对经济增长具有重要影响, 我们选取投资占 GDP 比率和通货膨胀率作为模型的控制变量。本文所有样本数据均来自国际货币基金组织 (IMF) 官方网站 (<http://www.imf.org>) WEO 数据库^②。

2. 数据描述

从我们选取的 28 个国家 13 年的所有样本数据 (表 1) 来看, 发达国家与发展中国家的各经济变量均表现出明显差异: 发达国家人均 GDP 增长率平均水平为 2.7%, 而发展中国家平均水平为 6.6%; 发达国家平均债务比率为 70.7%, 远高于发展中国家 51.8% 的平均水平; 发达国家投资占比以及通货膨胀率平均水平均低于发展中国家。同时, 不同国家之间表现出较强的“异质性”, 发达国家和发展中国家内部分化均较为明显: 以经济增长和债务比率为例 (表 2), 发达国家人均 GDP 增长率最高为 2006 年的希腊 (8.4%), 最低为 2009 年的芬兰 (-8.3%); 公共债务比率最高为 2013 年的日本 (243.2%), 最低为 2007 年的澳大利亚 (9.7%)。发展中国家人均 GDP 增长率最高为 2004 年的越南 (19.2%), 最低为 2002 年的阿根廷 (-10.5%); 债务比率最高为 2002 年的阿根廷 (165%), 最低为 2006 年的中国 (16.2%)。

表 1 2001 ~ 2013 年 28 个发达国家和主要发展中国家计算变量的统计描述

样本范围(观测数)	指标	人均 GDP 增长率	公共债务占 GDP 比率	投资占 GDP 比率	通货膨胀率
发达国家(260)	平均值	0.027	0.707	0.210	0.021
	标准差	0.028	0.420	0.035	0.012
	最小值	-0.083	0.097	0.109	-0.017
	最大值	0.084	2.432	0.310	0.051
发展中国家(104)	平均值	0.066	0.518	0.269	0.081
	标准差	0.044	0.253	0.095	0.074
	最小值	-0.105	0.162	0.108	-0.011
	最大值	0.192	1.650	0.487	0.542
全样本(364)	平均值	0.038	0.653	0.227	0.038
	标准差	0.038	0.389	0.064	0.049
	最小值	-0.105	0.097	0.108	-0.017
	最大值	0.192	2.432	0.487	0.542

① 俄罗斯虽然是“金砖四国”成员, 但由于其自 1998 年债务危机之后选取了非常规手段导致债务比率出现较大变化, 不能代表正常的经济运行状态, 故未选入样本。

② 其中 2013 年数据和部分 2012 年数据为 IMF 估算数据。

表 2 2001 ~ 2013 年 28 个发达国家和主要发展中国家主要变量的比较 单位: %

样本范围	指标	人均 GDP 增长率(国家,年份)	公共债务与 GDP 比率(国家,年份)
发达国家	最大值	8.4(希腊 2006 年)	243.2(日本 2013 年)
	最小值	-8.3(芬兰 2009 年)	9.7(澳大利亚 2007 年)
发展中国家	最大值	19.2(越南 2004 年)	165(阿根廷 2002 年)
	最小值	-10.5(阿根廷 2002 年)	16.2(中国 2006 年)

3. 面板平滑门限回归模型

面板数据的非线性问题一直是学者们关注的重点内容, Hansen(1999) 提出的面板门限回归模型 (PTR) 在处理该问题方面得到了广泛的应用, 该模型通过设定“门限”将样本数据分为不同的“区制”, 不同的“区制”拥有不同的回归系数。但是, PTR 模型中回归系数在不同“区制”间的变化是不平滑的, 为克服上述问题, González A. 等(2005) 开发了面板平滑门限回归模型 (PSTR), 使得回归系数在不同回归“区制”之间平滑转换。PSTR 模型是一种解释变量外生的固定效应模型, 其回归系数随着个体和时间的变化而变化。模型假定回归系数是某一外生变量的连续函数, 称之为转换函数, 转换函数的不同取值将样本分为不同的“区制”, 因而样本数据具有异质性。另一方面, PSTR 模型还可以看作是 STAR (Chan 和 Tong, 1986) 模型由时间序列向面板数据的扩展。该模型可以用来捕捉变量之间相互关系的非线性特征, 考察不同“区制”内变量之间的相互作用关系。我们建立的 PSTR 模型形式如下:

$$\begin{cases} Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 B_{it} + \beta_2 I_{it} + \beta_3 P_{it} + \sum_{k=1}^K (\beta_1^k B_{it} + \beta_2^k I_{it} + \beta_3^k P_{it}) \Gamma^k(B_{it}; \cdot) + \varepsilon_{it} \\ \Gamma^k(B_{it}; \gamma^k, \bar{B}_n^k) = [1 + \exp(-\gamma^k \prod_{h=1}^{H_k} (B_{it} - \bar{B}_h^k))]^{-1} \end{cases} \quad (12)$$

其中, 被解释变量 Y 为人均 GDP 增长率, B 为公共债务与 GDP 比率, I 为投资占 GDP 比率, P 为通货膨胀率, α_i 为代表国家固定效应的参数, $t: 1 \sim T$ 为时间跨度; $\Gamma^k (k=1 \sim K)$ 为转换函数, 和现有多数研究一致, 本文将之设置为 logistic 型; \bar{B} 为待估位置参数 (location parameter), γ 为待估平滑参数, 该参数决定了转换函数变化的平滑程度; β 为待估系数, ε_{it} 为随机扰动项。

在上述设定下, 公共债务对经济增长的影响系数可以表示如下:

$$\delta_{it} = \frac{\partial Y_{it}}{\partial B_{it}} = \beta_1 + \sum_{k=1}^K \beta_1^k \Gamma^k(B_{it}; \cdot) + \sum_{k=1}^K (\beta_1^k B_{it} + \beta_2^k I_{it} + \beta_3^k P_{it}) \frac{\partial \Gamma^k(B_{it}; \cdot)}{\partial B_{it}} \quad (13)$$

考虑到非线性模型的复杂性和动态性, 本研究中 PSTR 模型的建立和估计包括以下 3 个步骤: 首先, 对数据的非线性特征进行检验并对模型的参数或者转换函数进行设定, 包括非线性检验、选择转换变量、选择“区制”个数, 如果检验结果表明数据存在非线性, 则选择适当的转换函数; 其次, 运用非线性最小二乘法 (NLS) 对模型参数进行估计; 最后, 对所估计的模型进行评价, 即检验模型估计结果是否很好地拟合了数据以及第一步中所做的模型设定是否合理, 包括参数不变性检验和误差项是否具有剩余非线性检验等^①。本文的主要实证结果由 MATLAB2008a 软件计算完成。

四、实证结果与分析

首先, 我们利用 González A. 等(2005) 提出的方法检验面板数据是否具有非线性特征, 结果如表 3 所示。

^① PSTR 模型更为具体的介绍以及详细检验过程见 González A. 等(2005) 以及 Fouquau 等(2008) 的研究。

由较小的 P 值可以看出, 3 个检验模型线性特征的统计量均在 1% 的显著性水平上拒绝模型为线性模型的原假设, 表明模型具有明显的非线性特征且至少存在一个转换函数。我们进一步对模型误差项是否具有剩余非线性进行检验, 进而确定最佳的转换函数和门限个数, 检验结果见表 4^①。

表 3 PSTR 模型的非线性特征检验结果

统计量	计算结果	P 值
LM	18.16	0.000
LMF	5.83	0.001
LRT	18.63	0.000

表 4 PSTR 模型剩余非线性检验结果

统计量	一个转换函数	两个转换函数
LM	7.32(0.062)	2.95(0.815)
LMF	2.24(0.084)	0.44(0.851)
LRT	7.40(0.060)	2.96(0.813)

注: 括号里为相应的 P 值。

由表 4 可以看出, 3 个统计量第二列的值均明显大于第三列, 即在一个转换函数的情况下模型表现出更强的非线性特征。而第二列 3 个统计量的取值也进一步表明最优的门限个数为 1 个^②。因此我们最终确定模型包含一个转换函数和一个门限, 即建立了一个转换函数和两个“区制”的 PSTR 模型。最终的估计结果见表 5。

表 5 参数估计结果

参数	\bar{B}	γ	β_1	β_2
估计值	1.69	1.50	-0.09***	-0.08
参数	β_3	β_1^1	β_2^1	β_3^1
估计值	0.06	-0.07***	3.08***	-0.64*

注: ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

$$Y = -0.0922B - 0.0781I + 0.0620P + [1 + \exp(-1.5024(B - 1.6852))]^{-1} (-0.0665B + 3.0785I - 0.6368P) \quad (14)$$

从估计结果来看, 公共债务对经济增长的影响表现出复杂的非线性特征, 而较小的平滑参数(仅为 1.5)说明转换函数的变化方式为渐进式, 即公共债务对经济增长的影响系数在不同“区制”间平滑转移。为了更为详细地描述随着公共债务比率提升公共债务对经济增长影响系数的变化, 我们根据估计结果和原始数据绘制出散点图以及函数图象。

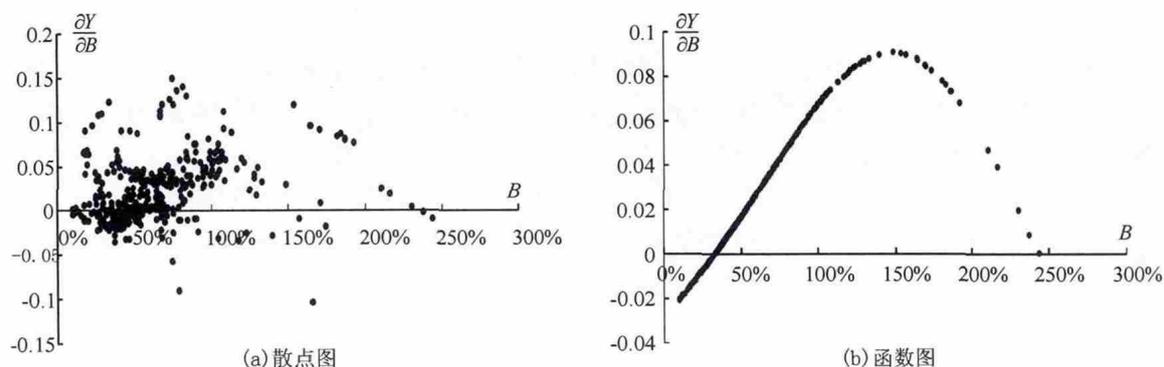


图 1 公共债务对经济增长影响的图示

注: 散点图数据点为 28 个国家 13 年间的全部数据, 函数图中投资比率和通货膨胀数据固定为所有样本点的平均值。

① 对于该检验详细的讨论见 González A. 等(2005) 的研究。

② 关于门限个数的假设检验原假设为: 门限个数为 1, 备择假设为门限个数大于等于 1。我们借鉴 González A. 等(2005) 的研究思路, 将显著性水平设为 5%。

1. 公共债务对经济增长影响的“倒 U 型”关系

由图 1(a) 散点图可以看出, 样本点主要集中于债务比率低于 100% 的区域。当债务比率低于 50% 时, 债务增加和其对经济增长影响之间的关系并不明显; 当债务比率介于 50% ~ 150% 时, 随着债务的不断积累, 其对经济增长的促进作用在明显增强; 当债务比率高于 150% 时, 该促进作用随着债务增加不断减弱。值得注意的是, 对于同一债务比率, 债务对经济增长的影响在不同国家或同一国家的不同时间点之间表现出不同的水平, 这一方面是由于不同国家国情相差较大, 所处的发展阶段不同, 财政政策策略也有所不同, 尤其是发达国家与发展中国家的差异十分明显, 因而财政扩张对于经济增长的影响也不一致; 另一方面, 债务和经济增长均不同程度地受通货膨胀的影响, 通过通货膨胀来减轻债务负担也是一些发达国家减债的手段之一, 同时, 即使债务比率相同, 其转化为投资的比例也有很大的差异, 这些也导致了实际结果的不一致。

我们进一步将散点图中的通货膨胀和投资的序列参数固定为其平均值, 得到了图 1(b) 的函数图象。结果显示, 当债务比率低于 30% 时, 债务对经济增长具有抑制作用, 但是随着债务的不断积累这种抑制作用减弱; 当债务比率介于 30% ~ 150% 之间时, 债务积累对经济增长的促进作用不断增强; 当债务比率高于 150% 时, 债务积累对经济增长的促进作用不断减弱; 债务达到 250% 时, 继续发行债务对于经济增长将没有任何帮助。以上分析表明, 公共债务对经济增长影响呈现出明显的“倒 U 型”关系, 该“门限值”约为 150%, 即在其他宏观经济条件允许的情况下, 政府将债务比率保持在 150% 左右对于经济发展是最有益的。当然, 债务的发行需要综合考虑宏观经济状况、财政政策取向、财政政策和其他政策的协调性以及债务可持续性等因素。

2. 投资和通货膨胀差异下公共债务对经济增长的影响

在估计结果的基础之上, 我们进一步发现公共债务对经济增长的影响存在以下特点: 首先, 公共债务对经济增长作用系数的大小受控制变量投资比率以及通货膨胀率的影响, 投资比率越高(低), 通货膨胀率越低(高), 公共债务对经济增长的影响越大(小), 但作用系数的“门限值”几乎不受影响(见图 2(a)); 其次, 该作用系数对投资比率的变化更为敏感(β_2^1 远大于 $|\beta_3^1|$); 最后, 在相同债务比率下, 公共债务对经济增长的影响系数在发展中国家高于发达国家(见图 2(b))。

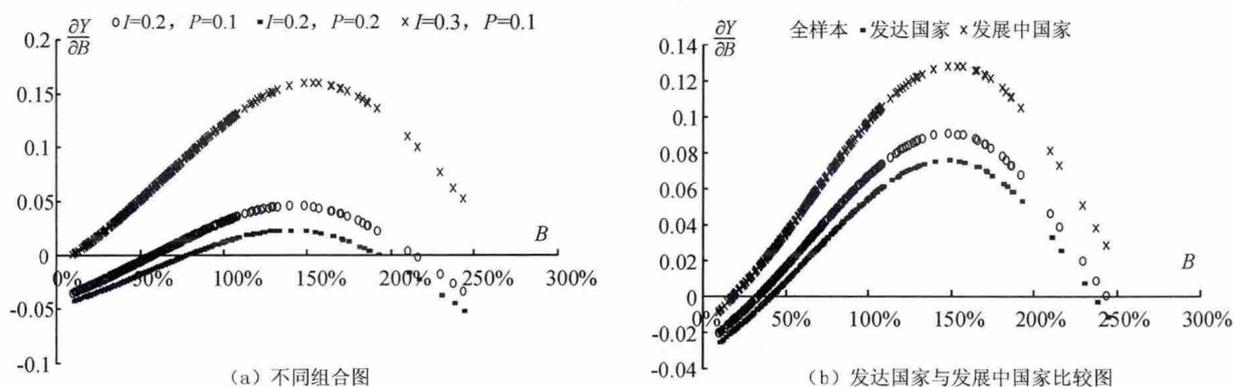


图 2 不同投资比率和通货膨胀率下公共债务对经济增长影响的变化

具体来看, 积极财政政策有效促进经济增长的前提是投资占比保持较高水平, 如果举债进而增加公共投资并对私人投资形成“挤出效应”, 那么将容易导致“弱政策效应”甚至政策无效。高通货膨胀不利于财政政策的实施, 需要协同运行货币政策将通货膨胀率控制在合理区间, 但同时我们发现, 由于作用系数对通货膨胀率的敏感度较低, 当其低于 5% 时, 通货膨胀率差异对作用系数影响不大。进一步来看, 由于发达国家和发展中国家所处的发展阶段不同, 公共债务对经济增长的影响也表现出差异性。发

发达国家经济总量处于高位,其特点为低增长、低通胀(平均为2%)^①,投资比率相对较低(平均为21%);而本文选取的发展中国家均为高速增长的经济体,高增长离不开高投资比率的支撑(平均为26.9%),其通货膨胀率也相对较高(平均为8%)。因此,公共债务对经济增长的作用在发展中国家更为明显,同时,发达国家债务比率远远高于发展中国家,即发达国家应更加注重债务风险的控制和可持续性,发展中国家则可以适度提高债务比率来促进经济增长。

3. 公共债务对经济增长影响的非线性特征对我国的启示

改革开放以来,我国在有步骤地实现由计划经济体制向社会主义市场经济体制的转变过程中,国债成为弥补中央政府财政赤字以及税收资金不足的重要手段。1998年遭受亚洲金融危机冲击后,我国政府为刺激内需以及弥补外需的不足,实行了以增发公债、扩大投资为主要特征的积极财政政策。以发行公债为主要特色的积极财政政策有效地拉动了我国的经济增长。然而随着债务比率的上升,国民经济在恢复过程中出现了局部过热的现象,部分行业初现产能过剩,同时债务风险也开始显现。鉴于此,2005年我国财政政策开始由“积极”转向“稳健”,国债规模受到控制,长期国债发行规模减少1100亿元,从而保障了我国中长期经济增长的安全性。2008年美国爆发次贷危机并迅速蔓延至全球,我国政府积极应对,适时出台了刺激计划来稳定经济增长。期间政府债务开始再次攀升,尤其地方政府债务总量巨大,引起了高度的关注。2013年审计署公布的债务审计结果显示,截至2013年6月底,全国各级政府债务约为30.27万亿元(包括有偿还责任债务以及或有债务),与2013年GDP的比率为53%,其中地方政府债务余额高达17.89万亿元(见表6)。

表6 全国政府性债务规模情况表 单位: 万亿

截至年度	政府层级	总债务余额	政府负有偿还责任的债务余额	政府或有债务余额
2010 年底	省级	3.21	1.27	1.94
	市级	4.66	3.25	1.42
	县级	2.84	2.20	0.65
	地方合计	10.72	6.71	4.01
2012 年底	中央	11.88	9.44	2.45
	地方	15.89	9.63	6.26
	合计	27.77	19.07	8.70
2013 年 6 月底	中央	12.38	9.81	2.57
	省级	5.19	1.78	3.42
	市级	7.29	4.84	2.45
	县级	5.04	3.96	1.08
	乡镇	0.36	0.31	0.06
	地方合计	17.89	10.89	7.00
	合计	30.27	20.70	9.58

注: 由于数据四舍五入的关系,部分加总数据和公布数据有微小(0.01)的差异,本表合计数据均以审计属网站公布数据为准。

数据来源: 据 2010 年和 2013 年全国地方性债务审计结果(国家审计署网站)整理所得。

总体来讲,20世纪90年代末以来,我国财政政策经历了从“积极”到“稳健”再到“积极”的过程,债务发行有效保障了财政扩张的资金需求,稳定了经济增长。结合实证结果来看,我国目前50%左右的债务比率处于对经济增长有益的最优区间(30%~150%),同时低于国际通用的60%的政府债务风险控制标准参考值^②,对经济增长起到有效的促进作用,而且债务比率依旧有进一步上升的空间,有利于

① 发达国家和发展中国家投资和通货膨胀率的平均值均基于本文实证所选取的样本计算,下同。

② 国际上通常以《马斯特里赫特条约》规定的负债率60%作为政府债务风险控制标准参考值。

财政政策的延续和微调。同时,公共债务对经济增长的作用效果受投资比率以及通货膨胀率影响。目前来看,我国经济仍处于中高速发展阶段,投资比率远高于发达国家平均水平(21%),随着工业化、农业现代化及新型城镇化的协同稳步推进,该比率或将继续保持较高水平(2013年为48%)^①;在国内外需求难以持续大幅增长和部分行业产能过剩的双重影响下,我国通货膨胀压力较小,价格水平有望保持温和上升的态势(2014年CPI同比仅上涨2%),二者均可以有效提升公共债务对经济增长的作用效果。

债务总体比率虽然处于促进经济增长的有益区间,但部分地区债务率偏高。2013年全国地方性债务审计结果显示,截至2012年底,有3个省级、99个市级、195个县级、3465个乡镇政府负有偿还责任债务的债务率高于100%,不仅远高于60%的参照标准,而且接近本文实证结果中最优区间的上限(150%)。与此同时,由表6数据可知,截至2013年6月底,省、市和县三级政府负有偿还责任的债务余额比2010年底增加38679.5亿元,增长57.5%。如果按照这一速度增长,债务率已然较高的部分地区尤其部分低行政级别的地区债务率将超过150%的上限,这将减弱对经济增长的促进作用,甚至在债务比率过高时产生抑制作用。因此,应重点关注债务率较高的地区,尤其是对于债务增长过快的低行政级别地区,中央及地方政府应适时出台相关债务防控措施,将负债率控制在有效促进经济增长的合理水平并防止局部违约风险出现。

五、结 论

本文的实证结果表明,公共债务和经济增长之间存在明显的“门限”效应。基于面板平滑门限回归模型的估计结果本文得出以下结论:(1)公共债务对经济增长的影响关系表现为“倒U型”,其债务比率“门限值”约为150%。同时,受国情、所处发展阶段等因素的影响,公共债务对经济增长的影响在不同国家之间表现出一定的“异质性”。(2)公共债务对经济增长的作用系数与投资比率以及通货膨胀率之间存在明显的相关性,即作用系数与投资比率正相关,而与通货膨胀率负相关,但债务比率“门限值”与二者均没有表现出相关性。上述关系表明,为使旨在促进经济增长的积极财政政策有效发挥作用,应当使投资比率保持较高水平,同时尽可能避免公共投资对私人投资的“挤出效应”;为兼顾积极财政政策的经济增长效应和债务的可持续性,应将通货膨胀率保持在一定区间。(3)投资比率对于作用系数的影响强于通货膨胀率,导致了发展中国家公共债务对于经济增长的作用更为明显,这表明发展中国家通过举债以促进经济增长的方式较之发达国家更为有效。

在新常态下,国内外经济形势仍错综复杂,我国经济面临较大下行压力,宏观调控难度不断加大。面对经济增长放缓以及公共债务的快速增长,我国财政政策的取向和稳定性受到考验。在控制债务比率处于合理区间的前提下,未来一段时间应继续保持积极的财政政策不变,协同货币政策和社会政策合理应对经济增速下滑,为经济转型和结构调整提供良好的环境。同时,部分地区负债率过高的问题不容忽视,应针对性地适时出台相关债务防控措施以防范债务风险,这对我国经济的健康、可持续发展无疑具有重要的意义。

参考文献

- [1] Cecchetti, S., M. Mohanty, F. Zampolli. Achieving Growth Amid Fiscal Imbalances: The Real Effects of Debt [C]. in Achieving Maximum Long-run Growth—a Symposium Sponsored by The Federal Reserve Bank of Kansas City. Federal Reserve Bank of Kansas City, 2012.
- [2] Chan K S, Tong H. . On estimating thresholds in autoregressive models [J]. Journal of Time Series Analysis, 1986, 7(3): 179-190.
- [3] Checherita-Westphal C, Rother P. . The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for

^① 投资比率数据来源于本文实证样本数据。

- the euro area[J]. *European Economic Review* ,2012.
- [4] Checherita-Westphal C , Hughes Hallett A , Rother P . Fiscal sustainability using growth-maximizing debt targets[J]. *Applied Economics* , 2014 ,46(6) : 638-647.
- [5] Cochrane J H . Inflation and debt[J]. *National Affairs (Washington/DC)* (Fall 2011) 2011a 9: 56-78.
- [6] Cochrane J H . Understanding policy in the great recession: Some unpleasant fiscal arithmetic[J]. *European Economic Review* ,2011b ,55 (1) : 2-30.
- [7] DeLong J B , Summers L H , Feldstein M , et al . Fiscal Policy in a Depressed Economy with Comments and Discussion [J]. *Brookings Papers on Economic Activity* ,2012: 233-297.
- [8] Égert B . Public debt , economic growth and nonlinear effects: myth or reality? [J]. 2013.
- [9] Elmendorf D W , Gregory Mankiw N . Government debt[J]. *Handbook of Macroeconomics* ,1999 ,1: 1615-1669.
- [10] Fouquau J , Hurlin C , Rabaud I . The Feldstein – Horioka puzzle: a panel smooth transition regression approach [J]. *Economic Modelling* ,2008 ,25(2) : 284-299.
- [11] Greiner A . Debt and growth: Is there a non-monotonic relation? [J]. Available at SSRN 2187298 ,2012.
- [12] González A ,Teräsvirta T ,Dijk D . . Panel smooth transition regression models [R]. *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance* 2005.
- [13] Hansen B E . Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation , testing , and inference [J]. *Journal of Econometrics* ,1999 ,93(2) : 345-368.
- [14] Kumar M , Woo J . Public debt and growth [P]. *IMF Working Papers* ,2010: 1-47.
- [15] Minea A , Parent A . Is high public debt always harmful to economic growth? Reinhart and Rogoff and some complex nonlinearities [J]. 2012.
- [16] Reinhart C M , Rogoff K S . Growth in a Time of Debt [R]. *National Bureau of Economic Research* ,2010.
- [17] 李刚 ,冯夏琛 ,王璐璐. 公共债务能够促进经济增长吗? [J]. *世界经济研究* 2013(2) : 16-21.
- [18] 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(4) : 30-38.

(责任编辑: 张 薇)

Contents & Abstracts

International Comparison of Structural Monetary Policy Tools and Inspiration

Lu Lan Deng Xiong(3)

Currently the contradiction of real economy financing demand and limited bank deposit growth becomes more serious. The difficulty in getting financing faced by the small and medium-sized enterprises still exists and worsens. Under this situation , China's central bank introduced a number of structural monetary policy tools. Facing the same problem , Europe and the United States and other countries also have adopted a lot of monetary policy tools innovation , such as FLS , TLTRO and TAF , which worth of studying and referring. China should adopt a combination of variety of monetary policy tools , at the same time , should build flexible a collateral classification and risk management framework. Besides , China shall go further on the reform of interest rate regulation.

Impacts of QE by U. S. Federal Reserve on Chinese Capital Market

Tang Xumao(12)

Using SVAR Model , the paper analyzes the impacts of QE by Federal Reserve on the Chinese capital market during the period from Jan 2010 to Apr 2014. The empirical results indicate that such impact of QE on stock market in China appears to be "L" shape. With regard to bond market and credit market , the impacts have been respectively positive and negative , At the same time , it shows compared with the interest rate of public bonds , the fluctuation on the basic currency imposed more impacts on Chinese capital market. Based on this , stock market in China will dramatically increase its value and both the bond and credit markets will remain calm if U. S. withdrew QE However , if QE is maintained , then the opposite will come true , that is , the fund will flow from financial market into real economy continuously.

Can Austerity Policy Promote the Recovery of the Economy?

Zhang Qidi (24)

The paper presents a hypothesis on the impact of austerity policy on a country's debt level. It establishes a theoretical model to show that whether the austerity policy leads to a lower debt ratio depends on whether the fiscal multiplier is bigger than the reciprocal of the debt ratio. An "austerity efficient frontier curve" hypothesis is proposed innovatively and is used to analyze how austerity policy affects the debt level of the Eurogroup and the G7. We find that the hypothesis well explains the situation of the Eurogroup. It shows that in a high debt economy , the austerity policy increases the debt ratio due to the large fiscal multiplier. The "expansary fiscal consolidations" theory makes sense only in the "effective area" and thus not applicable to Eurogroup. In conclusion we give suggestions on lowering the high debt ratio , which is , every country should make policies differently according to the specific situation.

The Nonlinear Characteristics of the Impact of Public Debt on Economic Growth: A International Experience Analysis Based on the PSTR Model

Qi Hongqian Xi Xuwen Zhuang Xiaoji(33)

Based on the mathematical analysis , this paper used the panel data of 28 developed and major developing countries in 2001 ~ 2013 , employed a Panel Smooth Threshold Regression model , empirically studied the nonlinear characteristics of the effect of public debt on economic growth. The results show that there is an apparent "threshold effect" between public debt and economic growth , and the "threshold" is about 150% , and it shows obvious "heterogeneity" in developed and developing countries. Considering the reasons of the effect of public debt on economic growth , its effect coefficient is influenced by both the ratio of investment to GDP and the rate of inflation , though more sensitive to the change of the former. In this paper , the conclusions further show that the present scale of public debt in China is relatively reasonable , and it has positive impact on economic growth. But in recent years , the rapid growth and higher ratio of debt in local governments need great attention.

《世界经济研究》2015 年第 6 期 • 127 •