

【国民经济】

地方债务对经济增长的影响分析

——基于流动性的视角

吕 健

(同济大学市场经济研究所, 上海 200092)

[摘要] 地方债务究竟是如何影响经济增长的? 中国的政府投资驱动型经济增长模式离不开庞大的流动性支持, 构建地方债务对经济增长的影响机制也必须把流动性作为关键因素加以考虑。本文认为, 举借(清偿)地方债务, 能够增加(减少)经济中的流动性, 并通过地方政府事权、基础设施投资、官员政绩竞赛等三条渠道提高(降低)投资规模和投资机会, 进而推动(拉下)地方经济增长。实证研究进一步发现, 年新增债务占 GDP 的比重小于 6% 时, 地方债务能够成为有效的财政政策工具, 为地方经济增长服务; 而依靠大规模的举债投资拉动经济增长的做法在长期内只会取得完全相反的结果。当前中国经济增速下行, 主要原因就在于大量的流动性被用于清偿巨额的到期债务, 无法在实体经济中形成足够的投资规模和投资机会。要实现新常态下经济的中高速增长, 就必须通过财政政策、货币政策、金融市场建设三管齐下, 降低地方债务规模, 改善经济中的流动性。

[关键词] 地方债务; 经济增长; 流动性; 动态面板数据模型

[中图分类号]F810.7 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)11-0016-16

一、问题提出

政府债务对经济增长的影响是一个富有争议但又尚未形成定论的古老话题。无论是古典学派的债务“有害论”、凯恩斯主义的债务“有益论”, 还是新古典经济学的债务“中性论”, 他们争论的焦点均在于政府债务是否能够促进经济增长。但是, 这些理论都是着眼于全部的政府性债务, 而没有对地方债务进行单独分析。2008 年国际金融危机之后, 中国的地方债务规模急剧膨胀, 2014 年底已高达 154000 亿元人民币^①, 且庞大的债务本息还在不断地滚动; 与此同时, 中国经济结束了长达 10 年的平均 10% 以上的高速增长, 并出现了增速较大幅度下行, 这必然与地方债务问题密不可分。因此, 正确认识地方债务与经济增长之间的关系极为迫切, 这也是确保中国经济在新常态下实现中高速增长的重要前提。

[收稿日期] 2015-09-04

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“空间集聚视角下的中国经济增长减速治理研究”(批准号 15BJL011); 上海市哲学社会科学规划一般项目“基于影子银行视角的地方政府债务增长的动力机制研究”(批准号 2014BJL004)。

[作者简介] 吕健 (1978—), 男, 安徽五河人, 同济大学市场经济研究所副教授, 经济学博士。电子邮箱: fdlujian@126.com。

地方债务理论产生于20世纪30年代之后,以 Tiebout^[2]、Stigler^[3]、Oates^[4]为代表的第一代财政联邦主义理论,关注赋予地方政府发债权的原因,为地方政府举债贡献了理论基础。他们认为,在经济增长上,使用地方政府借款为地方投资项目融资更为可取。在随后的半个世纪中,Stiglitz^[5]、Brixi^[6]、Easterly^[7]等学者关于政府债务和财政风险的研究,使得地方债务理论不断发展。20世纪末期,一些转型国家暴露出了严重的地方债务问题,而 de Mello and Luiz^[8]、Dafflon and Beer-Toth^[9]的研究指出了其中的原因,即财政分权和分税制迫使地方政府大量举债用于基础设施投资以推动经济增长。

与此同时,国内外关于政府债务对经济增长影响的经验研究也不断深入,并发现了两者之间存在着非线性关系。最具代表性的是 Reinhart and Rogoff^[10,11]通过对发达国家和新兴市场国家的实证检验,发现了政府债务门槛效应的存在。Woo and Kumar^[12]、Cecchetti et al.^[13]、Greiner^[14]的研究也得到了类似的结论。但是,也有不少学者对此结论表示了质疑,Krugman^[15]、Egert^[16]、Herndon et al.^[17]的研究表明,政府债务与经济增长之间并不存在单一的相关关系。在中国,此类研究也在逐步展开,且不少结论表明政府债务与经济增长之间具有非线性关系,主要表现为倒U型关系^[18-20]。但是,这些研究均是以包括中国在内的数十个或上百个国家为样本,采用全部的政府性债务数据实证得出的,而利用中国地方债务数据进行的研究少之又少^[21]。

那么,中国地方债务究竟是如何影响经济增长的?在时间和空间维度上是否具有异质性?两者之间是否也具有非线性关系?为了回答这些问题,本文基于中国现实,构建地方债务对经济增长的影响机制,并提出检验命题;在对各省份地方债务测算的基础上,考察不同时空条件下地方债务对经济增长的影响及差异,并对影响机制进行验证。

二、影响机制与待检验命题

1. 影响机制

自2008年起,中国经济增长逐步进入下行通道,而信贷增长却呈现出加速的趋势,仅2009年新增贷款就高达96000亿元;信贷总量占GDP的比重也从2008年的不足150%迅速攀升到2014年的250%。因此,张平^[22]认为,流动性扩张已经无法继续拉动经济增长。张军^[23]也发现了经济增长减速背景下的巨大的流动性需求,并进一步指出流动性增长与经济增长之间的“脱节”现象应归咎于巨额地方债务的拖累。不难发现,地方债务对经济增长的影响离不开流动性这个关键的因素。因此,本文将从流动性入手,基于中国现实探寻地方债务对经济增长的影响机制。具体地说,当地方政府举借债务时,经济中的流动性将会增加,进而通过以下三条渠道的作用,推动地方经济增长(如图1所示)。

(1) 地方政府事权渠道。1994年的财政分权改革虽然有助于建立规范、合理、适应市场经济的财政体系,但是改革导致财权重心上移、事权重心下压且不断强化,地方财政不堪重负。当地方政府通过举债提高流动性之后,可以有效地增加预算外收入,缓解财政预算紧张,承担不断下压的事权,特别是应对市政领域的各种财政支出。另外,中国市场经济体制的不健全,使得各级政府不得不去承担那些本该由市场经济解决的事务,这往往又需要大量的财政资金,而充裕的流动性可以形成有力的资金保障,使地方政府有能力去弥补市场机制的缺陷,实现经济增长。

(2) 基础设施投资渠道。21世纪初期,中国大部分省份的基础设施都十分匮乏,相关的建设投资容易形成较高的回报率,举债形成的流动性用于这类公共品的投资,能够释放出较大的增长潜力。2008年国际金融危机之后,中国为了稳定宏观经济,开始实施积极的财政政策和宽松的货币政策,信贷规模出现了较大幅度增长,由此形成的巨大的流动性被各级地方政府用于基础设施投资,

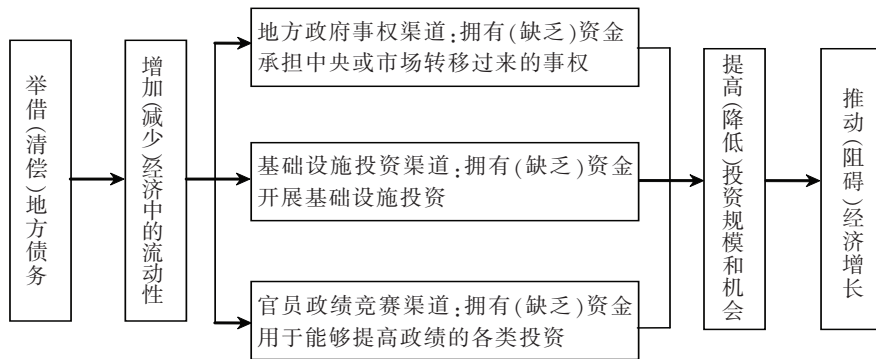


图1 地方债务对经济增长的影响机制

资料来源:作者绘制。

拉动经济增长,应对国际金融危机的冲击。2011年起,中国面临的结构性减速的压力不断加大,在国内需求和对外贸易不振的情况下,把流动性用于基础设施投资几乎成为地方政府实现经济增长的唯一手段。

(3)官员政绩竞赛渠道。现有文献普遍认为,中国的地方官员处于一场以任期内地方经济增长为考核指标的政绩竞赛之中。由于各级政府之间信息不对称,地方经济增长就成了一种政绩信号。地方官员唯有把流动性最大程度地用于各类投资,提高经济增长率,才有可能赢得令人瞩目的政绩。如果在基础设施投资渠道中需要考虑回报率的话,在官员政绩竞赛渠道中,流动性的使用则更加看重政绩上的“回报率”,即一个高于他省的经济增长率。在政绩竞赛思维模式下,地方官员对外省经济增长更为敏感,也更容易形成学习和模仿效应。甚至可以认为,官员政绩竞赛已成为流动性影响经济增长的“放大器”。

当地方债务到期时,如果经济仍处于快速增长期,或者土地财政尚存,债务的清偿或许不需要过度动用流动性,即借新还旧。但是,中国经济发展进入新常态之后,经济增长出现了结构性减速,削弱了地方政府的还款能力;再加之土地财政的逐步终结,原本依赖土地财政偿还地方债务的做法已经难以维系;因此,借新还旧成为地方政府应付到期债务的一个重要手段,特别是在高校、医院、高速公路等领域的债务中,借新还旧率已经超过了50%^[24],进而大大减少了进入上述三条渠道的流动性,从而降低了投资规模和投资机会,拉下了经济增长。

2. 待检验命题

长期以来,中国的区域经济社会发展都存在巨大的差异,地方债务对经济增长的影响机制在不同时空中的作用效果截然不同,因此,地方债务对经济增长的影响程度和方向自然也就大相径庭。本部分将基于影响机制,从不同角度做出以下推定,并提炼出若干命题假说,以供后文检验。

(1)地方债务对经济增长影响的空间异质性推定。低债务水平的省份能够把地方债务的规模和增速控制在相对合理的水平上,有利于增加经济中的流动性和资本积累,进而可以有效地扩大投资规模,推动地方经济增长。而高债务水平的省份主要集中在中西部地区,经济社会发展水平较低,财政分权、经济下行、政绩竞赛所产生的压力较大,需要通过大规模的举债进行基础设施投资;但是,这样容易造成地方政府对举债投资的严重依赖,债务的迅速积累将对地方经济增长产生负面影响。图2显示了不同债务水平省份的地方债务对经济增长所产生的影响明显不同,即低债务省份地方债务与经济增长具有正相关关系,而高债务省份则呈现出负相关关系^①。

^① 图2中所使用的样本数据以及高、低债务水平省份的划分方法参见后文的实证部分,此处不再赘述。

(2)地方债务对经济增长影响的时间异质性推定。在短期内,无论低债务省份还是高债务省份,由于债务负担整体上较轻,面临的偿债压力较小,举债都可能提高经济中的流动性,增加投资,拉动经济增长。而在长期内,高债务省份由于长期形成的对举债投资的严重依赖性,债务规模快速膨胀,债务负担沉重,面临的偿债压力巨大,不得不动用经济中的流动性偿还到期债务,因此,地方债务对经济增长的长期影响将是负面的;而低债务省份由于能够有效地控制举债的规模和速度,长期内的债务负担和偿债压力相对较轻,因此,地方债务仍可以对经济增长产生一定的拉动作用。

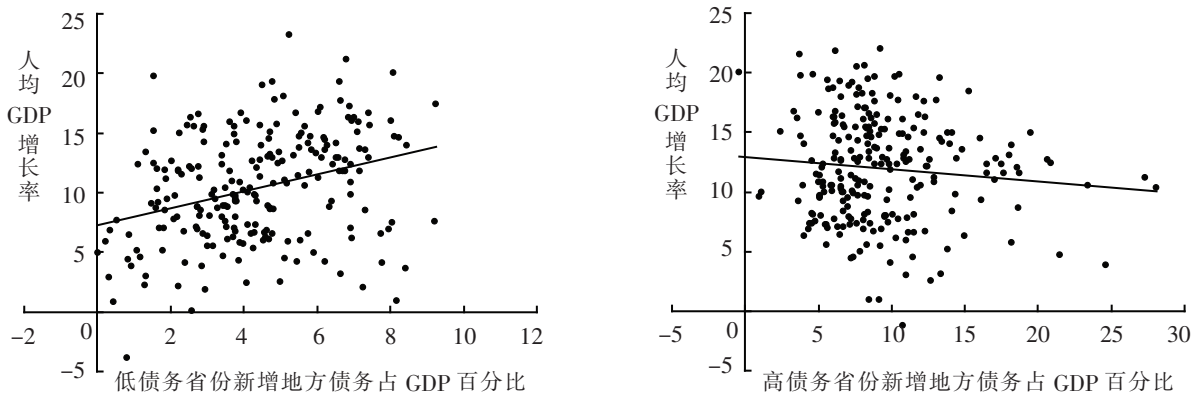


图 2 地方债务对经济增长的影响

资料来源:作者绘制。

基于上述推定,可以得到:

命题 1:低债务省份的地方债务无论在短期还是长期内都可以对经济增长产生正向影响。

命题 2:高债务省份的地方债务在短期内可能推动经济增长,但在长期内则会拉下经济增长。

(3)关于流动性的推定。①在地方债务增长的前期,偿债负担较轻,地方债务增长可能有利于增加流动性,扩大投资规模,促进经济增长。尤其在中西部省份,利用土地项目,通过地方融资平台举借债务,增加基础设施投资,无疑是促进经济增长的有效手段。当然,依靠大规模的举债投资,也加重了债务负担,过度透支了未来的流动性。②在地方债务增长的后期,前期举借的债务陆续到期,面临清偿,而且不断扩大的地方债务规模,使得用于偿还到期债务的流动性也持续增加,因此,造成投资规模和投资机会的迅速降低,进而形成了经济增长下行的拉力。这在高债务省份中表现的尤为明显;而在低债务省份中,由于工业化和城市化水平较高,无须过度依靠举债投资拉动经济,债务规模相对较小,用于偿债的流动性也相对较少,因此,地方债务对经济增长仍有推动作用。由此可以得到:

命题 3:流动性是地方债务影响经济增长的关键因素。

接下来,本文将基于上述分析,构建计量经济学模型,测算各省份历年新增地方债务规模,并选取样本数据,对所提出 3 个命题假说展开实证检验。

三、计量模型与样本数据

本文实证分析的技术路线是:基于地方债务规模的测算数据,运用动态面板数据模型对命题 1 和命题 2 进行检验,即考察地方债务对经济增长影响的时空异质性,并做出稳健性检验。具体地说,在时间上把样本期划分成不同的长短期,在空间上划分出低负债省份和高负债省份,分别讨论不同时间和空间中地方债务对经济增长的影响及差异,并检验该影响是否具有倒 U 型特征;此外,通过

改变计量模型和更换主要变量数据的方法,进行稳健性检验。最后,进一步验证地方债务对经济增长的影响机制,即命题 3。

1. 计量模型

本文考察的是省级层面地方债务对经济增长的影响,在实证中需要采用面板数据模型。由于地方债务和经济增长之间具有双向的因果关系,这将导致普通的面板数据模型中存在内生性问题。因此,本文将被解释变量的滞后一期作为解释变量引入模型中,构建动态面板数据模型,即:

$$\ln gdp_t = \tau \ln gdp_{t-1} + \beta \ln debt_t + \theta \ln X_t + \varepsilon \quad (1)$$

其中, gdp 表示各个省份的经济增长, $debt$ 表示地方债务, ε 为随机误差项。 X 代表其他的控制变量。根据经济增长理论,社会资本存量和人力资本存量是研究经济增长不可忽视的重要变量;此外,相关经验研究文献表明,在经济增长分化和下行阶段,城市化、产业结构、对外贸易等变量均能够对经济增长产生重要的影响^[20,25-27],因此,后文的实证将基于这些因素引入控制变量。

需要说明的是,动态面板数据模型的设定将使得内生性问题变得更为突出,固定效应设计并不足以解决这一问题,原因是:被解释变量的滞后项与各个截面上的个体效应和误差项相关,简单地采用固定效应(FE)或一阶差分(FD)的方法虽然可以消除个体效应,但是被解释变量的滞后项与误差项仍具有相关性,导致估计结果不一致。在这种情况下,采用工具变量方法去识别模型的内生性问题,估计偏误较小,但是寻找到恰当的工具变量却是极其困难的,尤其是在宏观计量模型中。当 N 远大于 T 时,使用广义矩估计(GMM)来估计动态面板数据模型,不失为一个解决内生性问题的好办法。但是,本文采用的省级层面的数据, N 仅为 T 的 2 倍,通过 GMM 估计出来的标准差将会存在很大的偏误。为此,本文将借鉴 Anderson and Hsiao^[28]的方法,先做一阶差分消除个体效应,再使用被解释变量滞后二期或二期以上作为工具变量,然后再进行两阶段最小二乘法估计(2SLS)。这样做的理由是,被解释变量滞后二期或二期以上与被解释变量滞后一期的差分项相关,而与误差项的差分项不相关,是有效的工具变量,可以得到一致性估计^①。

本文将公式(1)作为实证分析的基准回归模型,通过增加含有时间虚拟变量的交互项,或者子样本回归,考察地方债务对经济增长影响的时空异质性,即检验命题 1 和 2。另外,为了考察两者之间是否具有倒 U 型关系,还需对基准回归模型进行如下修正:

$$\ln gdp_t = \tau \ln gdp_{t-1} + \beta \ln debt_t + \gamma \ln debt_t^2 + \theta \ln X_t + \varepsilon \quad (2)$$

本文的稳健性检验和影响机制验证中所涉及的计量模型,将在后文中加以介绍。

2. 地方债务规模的测算

地方债务主要源自地方政府承担的市政基础设施投资。一般来说,地方财政收入在弥补经常性支出之后,剩余资金已无法满足庞大的建设资金需求,因此,地方政府只能通过举债来解决资金缺口问题。

(1)测算公式。根据张忆东和李彦霖的计算方法^[29],通过测算地方政府在市政基础设施上的投资支出,减去地方政府可用的各种收入,差额就是通过负债来弥补的建设资金。公式如下:

$$\begin{aligned} \text{地方债务} = & \text{市政领域的固定资产投资} - \text{预算内资金投入} - \text{土地出让收入中用于投资的资金} \\ & - \text{投资项目的盈利现金流入} \end{aligned} \quad (3)$$

市政领域的固定资产投资:根据国家统计局的分类标准和政府间事权的划分规定,以下 7 个行

① 被解释变量滞后二期或二期以上与误差项的差分项不相关的前提是误差项不存在自相关,详情可查阅动态面板数据理论文献。

业的投资以地方政府为主:①电力、燃气及水的生产和供应业;②交通运输、仓储和邮政业;③科学研究、技术服务和地质勘查业;④水利、环境和公共设施管理业;⑤教育;⑥卫生、社会保障和社会福利业;⑦公共管理和社会组织。本文将这些行业作为市政领域,计算出该领域的固定资产投资额。

预算内资金投入:按照经济分类,财政支出可以分为经常性支出和资本性支出,其中,资本性支出是指用于购买或生产使用年限在1年以上的耐久品所需的支出。因此,可以计算出地方政府资本性支出占预算支出的比例,然后乘以市政领域预算支出,近似地得到地方政府对市政领域固定投资的预算内投入^①。

土地出让收入中用于投资的资金:通常,土地出让收入在弥补了拆迁补偿等支出之后,都可以用于地方政府的资本性支出,成为基础设施建设资金的重要来源。本文把土地出让收入减去各项必要支出后的余额作为地方政府用于投资的资金。

投资项目的盈利现金流入:地方政府在市政领域的投资中,约50%的资金用于科学研究、社会保障、公共管理等非盈利性项目;另外50%的资金投资于电力、燃气、交通等项目,这些项目的盈利在支付利息之后,仅能维持下一轮的扩张。因此,地方政府项目的盈利现金流入仅有固定资产折旧。根据张军等^[30]的测算,全社会固定资产折旧率分为3类:建筑类6.90%、设备类14.90%和其他类12.10%,本文把市政领域各个行业固定资产投资所占的比重作为权重,利用加权平均法测算出各个省份每年的折旧率,再乘以上一年度的市政领域固定资产投资额,得到折旧额,即被投资项目的盈利现金流入。

(2)测算数据及结果。测算的样本时期主要依据如下事实确定:①中华人民共和国审计署(以下简称审计署)在《全国地方政府性债务审计结果公告》中指出,截至1996年底,全国100%的省级政府、90.05%的市级政府和86.54%县级政府都举借了债务^[31]。这说明,1996年以来地方政府的举债行为已经变得极为普遍,因此,样本的起始点应设定在1996年之后。②根据《中国国土资源年鉴》相关各期的统计,2000年、2001年和2002年全国土地出让收入分别为596.59亿元、1295.59亿元和2416.79亿元,增速分别为15.80%、117.58%和86.50%,不难看出,从2000年开始,土地出让收入激增,为地方政府举债提供了动力。因此,本文认为把样本时期确定为2000—2014年较为适宜。

用于测算的指标数据均来自全国及各省份《统计年鉴》、《国民经济和社会发展统计公报》、《财政年鉴》、《国土资源统计年鉴》、《固定资产统计年鉴》相关各期,以及统计部门的快报数。根据测算公式和样本数据,可以计算出全国31个省份2000—2014年的地方政府新增债务数额。鉴于篇幅的限制,无法罗列出具体的面板数据,表1中仅报告了地方政府历年新增债务总额^②。

根据审计署的统计,2010年以后的地方债务年均增速为19.97%;而2013年6月底地方债务余额中,2016年、2017年、2018年及以后到期偿还的分别占11.58%、7.79%和18.76%^[24]。这意味着,2018年及以后到期的债务大多产生于2013年,而2016和2017年到期的债务主要产生于2012年。因此,可以简单地推断地方债务的偿还期限可能为5年左右。这样的话,2014年底的债务余额均产生自2010年及以后,那么,将表1中2010—2014年的新增债务加总,可以估计出2014年底债务余额为152087亿元^③。根据国务院的统计数字,截至2014年底的地方政府负有偿还责任的债务为154000亿元;此外,中国国际金融股份有限公司(以下简称中金公司,

① 实际上,由于基础设施建设的特殊性,资本性支出的进度往往难以与经常性收入匹配,但是本文暂时忽略这种情况。

② 表1数据均由31个省份的地方债务数据加总后得到,而非使用全国性的数据直接带入测算公式后得到。

③ 这里假设地方政府没有在债务到期前就提前偿还的情况。

CICC)发布的研究报告也指出2014年底地方债务规模为150000亿元^[32]。可以认为,本文所测算的地方债务数据与现实较为接近,误差也处于可接受的范围之内。

年份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
新增债务	3068	4488	4280	7903	12661	13581	13370	11944
年份	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	
新增债务	15675	22632	23156	21571	28608	34542	44210	

资料来源:作者计算。

3. 变量数据

正如前文所述,考虑到2000—2014年间出现的经济增长分化与下行,在实证分析中还需要再控制一些重要变量。而城市化、产业结构、对外贸易均是能够对经济增长产生重要影响的因素,因此,本文除了引入社会资本存量和人力资本存量之外,还把城市化率、第三产业比重、对外贸易总量等作为控制变量。各个变量的定义如下:

经济增长(*gdp*):以人均GDP的平减数表示;地方债务(*debt*):采用上文测算的各省地方政府历年新增债务数额;社会资本存量(*capital*):根据单豪杰^[33]提出的固定资本形成额、投资价格指数、基期资本存量、折旧率等核心指标的设定方法,估算出各省份历年的社会资本存量;人力资本存量(*human*):根据彭国华^[34]的方法,计算出各省份历年平均受教育年限,再结合教育回报率,换算成人力资本存量;城市化率(*urban*):以城镇人口占总人口数的比重表示;第三产业比重(*tip*):以第三产业产值与GDP的比值来表示;对外贸易总量(*trade*):以进出口总额表示。变量的描述性统计结果如表2所示。

	<i>gdp</i>	<i>debt</i>	<i>capital</i>	<i>human</i>	<i>urban</i>	<i>tip</i>	<i>trade</i>
均值	20645.5307	564.9202	5831.5680	19925.0902	46.9893	41.1443	703.0614
中位数	16517.2418	379.5434	3361.0981	16232.0325	45.0000	39.7000	137.1623
最大值	74148.4002	3289.5140	51800.1226	75157.7009	90.0000	77.9000	10915.8100
最小值	2759.0168	2.5438	87.3381	876.4722	22.6100	28.6000	0.9482
标准差	14775.1300	565.3425	6900.6650	14721.7043	15.2497	7.9203	1488.4340

资料来源:作者计算。

以上变量的样本时期同样为2000—2014年。另外,需要说明的是:①为了消除异方差和量纲上的差异,本文在实证研究中对所有原始数据做自然对数处理。②控制变量所采用的原始数据主要来自全国和各个省份历年的《统计年鉴》;少数省份个别年份的缺失数据,根据其变化规律推算补齐。③检验后发现,6个解释变量之间不存在多重共线性问题。

四、回归结果及稳健性检验

根据实证分析的技术路线,本文在时间上把样本时期划分为2000—2004年、2005—2009年、2010—2014年这三个短期,而2000—2014年则作为长期;在空间上把全国31个省份划分为低债务省份和高债务省份两类地区,根据地方债务规模的测算结果以及各个省份的GDP数据,计算出各个省份历年新增地方债务占GDP比重(如表3所示),将该比例小于6%的省份作为低负债省份,

大于等于 6% 的省份作为高负债省份。这样划分的理由是,假设地方债务平均期限为 5 年,且不存在提前还债的情况,每年新增债务规模占 GDP 的 6%,5 年的债务规模大约占 GDP 的 25%—30%,以这一数字划分高、低债务省份较为合理。计算结果还显示,除了个别省份外,绝大部分省份均能稳定地处于高(低)债务水平区间。通过表 3 不难发现,债务水平较低的 15 个省份主要为东部沿海省份和中部个别发展较好的省份;而债务水平较高的 16 个省份均分布在中、西部。

表 3 各省份新增地方债务占 GDP 比重 单位: %

省份	上海	北京	江苏	广东	山东	浙江	黑龙江	河南
比例	1.4264	1.8998	3.00923	3.3367	3.8975	3.9887	4.5270	4.8099
省份	安徽	辽宁	天津	河北	福建	海南	吉林	湖南
比例	4.8884	4.9181	5.2678	5.3482	5.6069	5.7768	5.9260	6.0352
省份	江西	新疆	湖北	广西	山西	四川	重庆	甘肃
比例	6.6512	6.8600	7.1021	7.6274	7.8458	7.9274	8.6074	9.5061
省份	陕西	贵州	云南	青海	宁夏	内蒙古	西藏	全国
比例	10.0447	10.1487	10.6709	11.5452	12.0814	12.3130	15.4871	6.9381

资料来源:作者计算。

1. 短期分析

这里,分别以低、高负债省份以及全国为研究对象,检验地方债务在 2000—2004 年、2005—2009 年、2010—2014 年这三个短期时段中对经济增长的影响。为了保证各个时段的估计结果之间具有可比性,本文所采用的做法是在基准回归模型的基础之上,增加地方债务与短期时段虚拟变量的交互项 $\ln debt \times period_2$ (记作 DP_2) 和 $\ln debt \times period_3$ (记作 DP_3)。 $period_2$ 在 2005—2009 年取值为 1,其他时段取值为 0; $period_3$ 在 2010—2014 年取值为 1,其他时段取值为 0;为了避免多重共线性,这里不再引入 $\ln debt \times period_1$ 。根据 $\ln debt$ 和 DP_2 、 DP_3 的系数,可以得到地方债务在各个短期时段对经济增长的影响及变化情况。

引入交互项的基准模型的回归结果如表 4 所示。根据前文的估计方法,可以寻找到一个合适的工具变量,并通过识别不足和弱工具变量检验,因此略去过度识别检验。在三个模型中, $\ln debt$ 的系数均通过显著性水平检验,可以认为,地方债务在第一个短期时段内均能显著地影响经济增长,因为各个省份每年新增债务占 GDP 的比例较低,有利于提高投资,从而对经济增长产生显著的拉动作用。但是,通过各模型中 DP_2 和 DP_3 的系数,不难发现:①对于低债务省份,地方债务在第二、三个时段对经济增长影响与第一个时段无较大差异,即地方债务在各个短期时段内均能较好地推动经济增长。②就高债务省份来看,两个交互项系数均为负,绝对值接近和超过了 $\ln debt$ 的系数,且较为显著,表明地方债务在第二时段对经济增长的影响已经变得非常微弱;而在第三个时段内,这种影响已从原先的推动作用转变为下拉作用。③在全国范围内,也得到了与高债务省份基本一致的结果。可能的原因是随着债务规模的扩大,以及部分债务面临清偿,无论是高债务省份还是全国范围内,地方债务压力都快速上升,对经济增长的影响作用出现了较大的变化。

在控制变量方面,社会资本存量和人力资本存量在各个模型中均对经济增长产生了显著的正向影响,这完全符合经济增长理论。同样,城市化率的系数也均为正数,并通过了显著性水平检验,说明城市化进程能够推动经济增长,这与众多已有的研究结果相一致。第三产业比重则与经济增长呈反向关系,且在模型 1 和 3 中通过了显著性水平检验,这反映出第三产业提高不利于经济增长,从劳动生产率的角度并不难解释这一现象;由于当前中国第三产业现代化水平不高,劳动生产率低

于第二产业,第三产业比重的提高会造成全社会劳动生产率的下降,进而不利于经济增长^[22,23]。此外,对外贸易对经济增长的影响也显著为正,表明对外贸易对经济增长起到了拉动作用。

表 4 基准模型的回归结果(含短期交互项)

解释变量	被解释变量:lngdp					
	模型 1(低债务省份)		模型 2(高债务省份)		模型 3(全国)	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
lngdp ₋₁	0.3682***	2.7564	0.3165**	2.0637	0.3938***	3.8271
lndebt	0.0159**	2.4035	0.0256*	1.8743	0.0605**	2.1561
lncapital	0.0311*	1.6567	0.0228**	2.2267	0.0858*	1.6523
lnhuman	0.0545***	3.3608	0.0501**	2.2785	0.0324*	1.8810
lnurban	0.0417*	1.6480	0.0407**	2.0399	0.0434***	2.7086
lntip	-0.1705***	-6.0666	-0.0060	-0.1982	-0.0841***	-3.8746
lntrade	0.0552*	1.7540	0.0116*	1.6459	0.0120**	2.2163
DP ₂	0.0174***	3.1807	-0.0121**	-2.2229	-0.0259*	-1.7534
DP ₃	0.0084**	2.0147	-0.0388*	-1.7209	-0.0797**	-2.6045
R ²	0.9532		0.9041		0.9333	
识别不足	9.0330***		8.6555***		5.6520**	
弱工具变量	8.6890		6.4410		5.5311	

注:***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10%水平上的显著性检验;识别不足检验的原假设:存在识别不足问题;弱工具变量检验的原假设:工具变量与内生变量之间有较强的相关性;下同。

资料来源:作者计算。

2. 长期分析

本部分将主要讨论长期内不同负债水平省份以及全国的地方债务对经济增长的影响及差异。表 5 中报告了不同研究对象的基准模型回归结果。就核心解释变量地方债务的系数来看,三个模型均通过了显著性水平检验,模型 4 为正值,模型 5 和 6 则为负值。这表明在长期中,地方债务每增长 1%,低债务省份的人均 GDP 将上升 0.0546%,而高债务省份和全国则分别下降 0.0340%和 0.0261%,即无论是在高债务省份还是在全国范围,地方债务对于经济增长的长期影响都是负向的,说明依靠大规模的举债拉动经济增长的做法在长期内只会取得完全相反的结果。但是,对于低债务省份来说,地方债务在长期内也是有利的,这反映出只有保持适度的债务水平,才能有利于拉动投资,并最终促进经济增长。在控制变量方面,社会资本存量、人力资本存量和城市化发展在三个模型中均能够显著地推动经济增长,说明了这三者是经济长期增长的重要推动力量;第三产业比重在所有模型中均与经济增长呈负相关,且在模型 4 和 6 中通过了显著性检验,而对外贸易与经济增长呈正相关。总的来说,控制变量在表 4 和 5 中的表现并无较大变化。

3. 倒 U 型关系检验

如前文所述,不少经验研究表明政府债务与经济增长之间具有非线性关系,即倒 U 型关系。这些研究大多是以包括中国在内的多国面板数据实证得出上述结论的,且使用的是包括中央和地方债务在内的全部的政府性债务数据;也有以中国西部部分县级政府为研究对象,通过面板数据模型得出上述结论的^[24];还有利用中国的时间序列数据实证得出类似结论的^[25]。接下来,本文将采用中国省级面板数据,通过公式(2)构建的计量模型来检验地方债务与经济增长在长期内是否具有倒 U 型关系,结果如表 6 所示。

由回归结果可知,所有模型中的地方债务二次项系数均未通过显著性水平检验,说明地方债务与经济增长之间并不存在倒U型关系。通过比较R²等指标,可以发现表6中的模型估计结果要稍逊于表5中的结果,也就是说,模型4—6的回归结果更能体现地方债务与经济增长之间的长期关系。

表 5 基准模型的回归结果

被解释变量:lngdp						
解释变量	模型 4(低债务省份)		模型 5(高债务省份)		模型 6(全国)	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
lngdp ₋₁	0.3279***	2.5843	0.3315**	2.1220	0.3771***	3.8008
lndebt	0.0546***	2.7788	-0.0340**	-2.2307	-0.0261*	-1.8394
lncapital	0.0339*	1.7762	0.0229*	1.6102	0.0916***	2.6513
lnhuman	0.0513***	3.1153	0.0404*	1.8951	0.0312*	1.7907
lnurban	0.0589**	2.3537	0.0423**	2.1764	0.0399***	2.5724
lntip	-0.1617***	-5.8033	-0.0076	-0.2493	-0.0851***	-3.8963
lntrade	0.0829*	1.8116	0.0143**	2.0106	0.0132**	2.4155
R ²	0.9509		0.9215		0.9316	
识别不足	4.9080**		4.5600**		4.3220***	
弱工具变量	4.7230		4.3302		4.2480	

资料来源:作者计算。

表 6 非线性模型的回归结果

被解释变量:lngdp						
解释变量	模型 7(低债务省份)		模型 8(高债务省份)		模型 9(全国)	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
lngdp ₋₁	0.3324***	2.6155	0.3238**	2.0868	0.3727***	3.6997
lndebt	0.0574**	2.0351	-0.0133**	-2.2668	-0.0295*	-1.7926
lndebt ²	-0.0032	-0.1385	0.0101	1.3218	0.0014	0.6374
lncapital	0.0342*	1.7770	0.0328*	1.7594	0.0105	0.7402
lnhuman	0.0518***	3.0807	0.0674*	1.6551	0.0294*	1.6669
lnurban	0.0595**	2.3335	0.0172	0.8380	0.0375**	2.3200
lntip	-0.1616***	-5.7809	0.0022	0.0764	-0.0862***	-3.9310
lntrade	0.0087	0.8184	0.0136*	1.9413	0.0137**	2.4823
R ²	0.9003		0.9057		0.9172	
识别不足	4.7120**		4.4667**		4.5530**	
弱工具变量	4.4998		4.0710		4.4633	

资料来源:作者计算。

4. 稳健性检验

通常,稳健性检验是考察实证结果是否随着数据调整、变量替换、计量方法改变而发生变化,如果主要变量的符号和显著性发生了改变,说明实证的结果并不稳健,需要寻找问题的所在。由于篇幅限制,无法针对所有的可能进行稳健性检验,因此,本部分主要进行以下两种检验:①考虑到已有研究证明了地方债务规模存在空间自相关^[36,37],因此,本文将运用空间计量模型对地方债务与经济

增长的长期关系进行稳健性检验。②借鉴已有的相关研究,采用更换主要变量数据的方法进行稳健性检验。

(1)引入空间自相关。在这种情况下,需要在普通回归模型中增加空间滞后变量,构建空间计量模型^[38]。常用的有空间滞后模型,表达式为:

$$y = \rho W y + \beta X + \varepsilon \quad (4)$$

此外,还有空间误差模型,表达式为:

$$y = \beta X + \varepsilon, \quad \varepsilon = \lambda W \varepsilon + \mu \quad (5)$$

其中, ρ 为空间回归系数,反映了被解释变量的空间相互作用, W 为空间权重矩阵,其元素采用两地中心位置距离平方的倒数^[26,39]; λ 为被解释变量的空间误差系数, ε 和 μ 均为误差项。

Elhorst^[40]指出,如果一个空间计量模型满足空间滞后模型和空间误差模型之中任意一个或同时满足两者时,需要进一步构建和考察更加广义的空间计量模型,即空间杜宾模型,表达式为:

$$y = \rho W y + \beta X + \theta W X + \varepsilon \quad (6)$$

不难看出,当 $\theta=0$ 时,空间杜宾模型可以简化为空间滞后模型;当 $\theta+\rho\beta=0$ 时,则可以简化为空间误差模型。至于选择哪一种空间计量模型,取决于Wald检验结果。另外,由于该模型中引入了解释变量的空间滞后项,能够较好地解决遗漏变量问题;而且,空间计量模型利用极大似然估计(MLE)方法,空间效应系数将会受到对数似然函数中的雅可比项(Jacobian Term)的约束,从而可以有效地处理内生性问题^[36]。因此,本文尝试构建静态的双固定效应空间杜宾模型,即:

$$\ln gdp = \rho W \ln gdp + \beta \ln debt + \theta \ln X + \gamma W \ln debt + \varphi W \ln X + \eta + \delta + \varepsilon \quad (7)$$

表7报告了不同地区的双固定效应空间杜宾模型的回归结果。①Wald检验和Hausman检验结果显示空间杜宾模型设定的合理性。②各模型的空间回归系数 ρ 显著为正值,说明地方债务对经济增长的影响在省际间存在空间自相关,这意味着各个省份在举债拉动经济增长上具有学习和模仿效应。③表7中三个模型的核心解释变量 $\ln debt$ 的系数方向及大小与表5中相应的模型相比,并无较大差异,说明表5所得到的地方债务与经济增长之间的长期关系具有稳健性。

(2)更换变量数据。在已有的经验研究中,地方债务变量往往用地方债务存量/GDP来表示,而不是本文所使用的新增地方债务规模,或者新增地方债务占GDP的比例。接下来,将本文实证中使用的地方债务数据更换为地方债务存量/GDP,以检验前文结果的稳健性。具体的做法是:由于无法获得每个省份历年地方债务存量的具体数据,只能继续沿用前文中的假设,即地方债务期限为5年,则每年债务存量为当年和前4年新增债务数量之和。这里,假定不存在提前偿还债务和逾期未还债务的情况。审计署的报告显示,全国政府性债务的逾期率仅为1.01%,处于较低水平^[24]。因此,上述假定具有一定的合理性。稳健性检验的结果如表8所示,核心解释变量的系数在大小和方向上均与表5无较大差别,再次说明了表5中的回归结果具有较好的稳健性。

五、影响机制的验证

前文结合中国现实,构建了地方债务对经济增长的影响机制,即举借(清偿)地方债务,能够增加(减少)经济中的流动性,并通过地方政府事权、基础设施投资、官员政绩竞赛等三条渠道提高(降低)投资规模和投资机会,进而推动(拉下)地方经济增长。本部分将从不同的时间和空间入手,对该影响机制进行验证。由于数据获取上的限制,本文无法实证检验流动性通过各条渠道对经济增长的影响程度及差异,只能在不同时空条件下笼统地检验流动性对经济增长的影响及差异。

接下来,将根据前文的流动性推定和命题3来验证地方债务对经济增长的影响机制。首先需要

表 7 空间计量模型的回归结果

被解释变量: lngdp						
解释变量	模型 10(低债务省份)		模型 11(高债务省份)		模型 12(全国)	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
lndebt	0.0413*	2.1016	-0.0376***	-4.4233	-0.0209***	-4.1351
lncapital	0.2159***	4.3704	0.0477	0.8864	0.2365***	5.8799
lnhuman	0.0802	0.4615	0.8066**	2.5365	0.1424	0.7042
lnurban	0.8204***	9.6819	0.2349*	1.8954	0.4874***	7.0192
lntip	-0.0732	-0.6500	-0.4936***	-4.5312	-0.2086**	-2.4789
lntrade	0.0990***	4.9300	0.0246	1.1794	0.0081	0.5099
ρ	0.3840***	4.9294	0.4422***	3.5176	0.2050**	2.3911
R ²	0.9971		0.9903		0.9920	
σ^2	0.0014		0.0040		0.0043	
logL	428.3421		331.3470		627.3299	
Wald-LAG	87.4099***		128.3597***		118.1261***	
LR-LAG	82.5444***		102.8671***		114.9235***	
Wald-ERR	100.4093***		123.1825***		119.5738***	
LR-ERR	89.4945***		102.2897***		115.8886***	
Hausman	31.8969***		29.1205**		28.2593**	

注:为避免表格冗长,不再报告解释变量空间滞后项的系数估计值。

资料来源:作者计算。

表 8 更换数据后的基准模型回归结果

被解释变量: lngdp						
解释变量	模型 13(低债务省份)		模型 14(高债务省份)		模型 15(全国)	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
lngdp ₋₁	0.3738***	2.9279	0.3290**	2.1572	0.3570***	2.6242
lndebt	0.0655***	3.3028	-0.0410**	-2.3920	-0.0344***	-3.5726
lncapital	0.0497*	1.8678	0.0996*	1.8573	0.0597*	1.6945
lnhuman	0.0150*	1.6451	0.0245	0.3436	0.0809*	1.8307
lnurban	0.0651***	3.5171	0.0678***	4.5168	0.0306***	3.0001
lntip	-0.0219	-1.4157	0.0361	1.5387	-0.0217**	-2.0312
lntrade	0.0356	1.0082	0.0560	1.3023	0.0286	1.1191
R ²	0.9730		0.9879		0.9660	
识别不足	4.7330***		4.4529**		4.1100***	
弱工具变量	4.5252		4.2417		4.0306	

资料来源:作者计算。

对基准模型进行修改:①把流动性作为核心解释变量引入模型;②为了更好地反映流动性的作用,把地方债务作为控制变量保留在模型中。因此,有如下表达式:

$$\text{lngdp} = \tau \text{lngdp}_{-1} + \beta \text{lnliq} + \gamma \text{lndebt} + \theta \text{ln}X + \varepsilon \quad (8)$$

其中,变量 *liq* 为流动性规模。在已有研究中,用于表示流动性的变量较多,譬如广义货币 M2、信贷规模、社会融资规模等,由于本文采用的是 2000—2014 年省级面板数据,考虑到数据的可获得性,流动性规模以各个省份全部金融机构各项贷款余额表示。公式(8)中其他各项均与基准回归模

型相同。

1. 流动性对经济增长的短期影响

关于流动性对经济增长的短期影响的分析方法,与前文类似,是在公式(8)中增加流动性与短期时段虚拟变量的交互项 $\ln liq \times period_2$ (记作 LP_2)和 $\ln liq \times period_3$ (记作 LP_3), $period_2$ 和 $period_3$ 的取值与前文相同。回归结果如表 9 所示。流动性和 LP_2 、 LP_3 的系数表明,在低债务省份中,流动性对经济增长的影响在三个短期时段中并无较大差异,且均显著为正;但是,在高债务省份和全国内,流动性对经济增长的推动作用仅在第一个时段内较为显著,而在第二个时段内便快速下降,在第三个时段内这种推动作用已经转变为明显的下拉作用。对比前文中地方债务对经济增长的短期影响,可以发现流动性对经济增长的推动作用大幅下降的过程,恰恰就是地方债务快速上升、偿债负担持续加重的过程。

表 9 流动性对经济增长的短期影响

被解释变量: $\ln gdp$						
解释变量	模型 16(低债务省份)		模型 17(高债务省份)		模型 18(全国)	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
$\ln gdp_{-1}$	0.3561***	3.2753	0.3067**	2.0974	0.3154***	3.7726
$\ln liq$	0.0882***	2.7343	0.0199***	3.1380	0.0240**	2.2711
$\ln debt$	0.0475**	2.3928	-0.0223*	-1.7992	-0.0155***	-2.8744
$\ln capital$	0.0293*	1.7488	0.0473***	2.6238	0.0952*	1.6872
$\ln human$	0.0301	1.4002	0.0347	0.8758	0.0348*	1.8937
$\ln urban$	0.0739***	2.6218	0.0142	0.6905	0.0576***	3.5616
$\ln tip$	-0.1499***	-5.0859	0.0026	0.0917	-0.0772***	-3.5657
$\ln trade$	0.0069	0.6523	0.0113*	1.6640	0.0103**	1.8991
LP_2	0.0116**	2.5125	-0.0147**	-2.2564	-0.0134***	-4.0939
LP_3	0.0166***	2.7648	-0.0243*	-1.6555	-0.0265**	-2.2659
R^2	0.9521		0.9154		0.9348	
识别不足	7.7999***		7.3010***		5.2480**	
弱工具变量	7.4590		7.1342		5.1188	

资料来源:作者计算。

2. 流动性对经济增长的长期影响

进一步地,以低、高债务省份和全国为研究对象,直接对公式(8)进行回归,可以获得流动性对经济增长的长期影响。根据表 10 中所报告的结果,控制了地方债务的影响之后,在长期内,低债务省份的流动性对经济增长具有显著的正向影响;高债务省份和全国的流动性对经济增长具有显著的负向影响。这说明在长期内,低债务省份由于能够较好地控制债务规模及其增长速度,债务负担较轻,新增债务能够增加流动性,而到期债务的偿还又无须动用较多的流动性,因此,经济中仍有足够的流动性用于投资,从而促进了经济增长;高债务省份由于长期依赖举债投资,债务负担沉重,需要动用大量的流动性清偿越来越多的到期债务,也就是让债务滚动起来,剩余的流动性已无法显著拉动经济增长;在高债务省份日趋严重的债务问题影响下,以全国为对象的模型 21 也出现了与之类似的结果。上述检验结果与前文中地方债务对经济增长的长期影响的检验结果相一致。因此,可以认为表 9 和 10 中的结果在很大程度上验证了基于流动性构建的地方债务对经济增长的影响机制。

表 10 流动性对经济增长的长期影响

被解释变量: <i>lngdp</i>						
解释变量	模型 19(低债务省份)		模型 20(高债务省份)		模型 21(全国)	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
<i>lngdp</i> ₋₁	0.3717***	2.6654	0.3115**	1.9918	0.3546***	3.4948
<i>lnliq</i>	0.0897***	3.2996	-0.0276**	-2.2343	-0.0235**	-2.2502
<i>lndebt</i>	0.0546***	2.7733	0.0009	0.2460	-0.0043**	-2.2428
<i>lncapital</i>	0.0350*	1.7776	0.0465**	2.5425	0.0257**	2.4658
<i>lnhuman</i>	0.0531***	2.9194	0.0064	0.1647	0.0458***	3.4741
<i>lnurban</i>	0.0578**	2.2719	0.0428**	2.3283	0.0373**	2.3849
<i>lntip</i>	-0.1623***	-5.790	-0.0049	-0.1715	-0.0885***	-4.0572
<i>lntrade</i>	0.0081	0.7940	0.0162**	2.4027	0.0124**	2.2887
R ²	0.9494		0.9095		0.9314	
识别不足	3.5280**		3.7009**		3.6328*	
弱工具变量	3.3563		3.4148		3.5560	

资料来源:作者计算。

六、结论与启示

本文试图为地方债务对经济增长的影响提供一个比较完整的分析。为此,首先从流动性入手,基于中国现实构建了地方债务对经济增长的影响机制,并提出 3 个检验命题,进而,测算了全国 31 个省份地方债务规模,利用动态面板数据模型检验了不同时空中地方债务对经济增长的影响,并验证了影响机制。主要结论如下:

(1)中国的政府投资驱动型经济增长模式离不开庞大的流动性支持,而地方债务规模的不断膨胀,使流动性被过多地占用,而无法进入实体经济,最终导致其在 2008 年之后与经济增长产生了“脱节”,因此,构建地方债务对经济增长的影响机制必须把流动性作为关键因素加以考虑。

(2)低债务省份的地方债务无论在短期还是长期内都可以对经济增长产生正向影响。具体地,当年新增债务占 GDP 的比重小于 6%时,地方债务才能够提高经济中的流动性,进而扩大投资,促进经济增长。也就是说,规模合理的地方债务才能成为有效的财政工具,并有助于挖掘经济增长潜力,为经济社会发展服务。

(3)高债务省份的地方债务在短期内对经济增长的影响具有不确定性,但在长期内只会拉下经济增长。如果地方政府一味地追求(或者严重依赖)举债投资所带来的经济增长,将会过度透支未来的流动性。因此,对于高债务省份,当务之急是根除举债冲动,尽最大可能地压缩未来的债务规模,释放流动性。

(4)当前中国经济增长持续下行,主要原因是大量的流动性被用于清偿巨额的到期债务,无法在实体经济中形成足够的投资规模和投资机会。如果这种状况不改变,当偿债使用的流动性达到一定数量时,商业银行可能收紧信贷,地方政府届时只能转向利息更高的影子银行,这将造成实体经济中的投资迅速萎缩。

实证研究还表明,在任何时空条件下,地方债务都要通过流动性对经济增长产生影响作用。因此,要确保中国经济在新常态下能够实现中高速增长,就必须降低地方债务规模,改善经济中的流

动性。具体做法是:①在财政政策方面,中央政府凭借国家信用发行债券来置换地方政府的到期债务,或者是把商业银行对地方政府的债务置换为商业银行购买地方债券,从根本上减少地方政府为了滚动债务所产生的流动性需求。②在货币政策方面,把增加的流动性作为货币政策的重点,主要措施是降低利率,减轻地方政府的债务负担;同时加大对特定金融机构的支持力度,降低融资成本,促进中长期融资增长,增加地方经济中的流动性。③以地方债务的治理为契机,加快推进债券市场建设,因为通过财政政策和货币政策治理地方债务问题都不是一劳永逸的;从长远的角度来看,只有构建起一个成熟的债券市场,才能彻底改变地方政府的融资模式,实现地方债务的良性循环。

[参考文献]

- [1]中华人民共和国国务院. 国务院关于提请审议批准 2015 年地方政府债务限额的议案[R]. 中华人民共和国国务院报告, 2015.
- [2]Tiebout, C. M. A Pure Theory of Local Expenditures[J]. *Journal of Political Economy*, 1956,64(5):416-424.
- [3]Stigler, G. The Tenable Range of Functions of Local Government [R]. Joint Economic Committee, US Congress, Federal Expenditure Policy for Economic Growth Stability, 1957.
- [4]Oates, W. E. Fiscal Federalism[M]. New York: Harcourt Brace Jovanovich Press, 1972.
- [5]Stiglitz, J. E. On the Irrelevance of Corporate Financial Policy [J]. *American Economic Review*, 1974,64(6): 851-866.
- [6]Brixi, H. P. Contingent Government Liabilities: A Hidden Risk for Fiscal Stabilities [R]. World Bank Policy Research Working Paper, 1998.
- [7]Easterly, W. R. Growth Implosions and Debt Explosions: Do Growth Slowdowns Cause Public Debt Crises[J]. *The B. E. Journal of Macroeconomics*, 2001,(1):1-26.
- [8]de Mello Jr., and R. Luiz. Fiscal Decentralization and Intergovernmental Fiscal Relations: A Cross-Country Analysis[J]. *World Development*, 2000,28(2):365-380.
- [9]Dafflon, B., and K. Beer-Toth. Managing Local Public Debt in Transition Countries: An Issue of Self-Control [J]. *Financial Accountability and Management*, 2009,25(3):277-366.
- [10]Reinhart, C. M., and K. S. Rogoff. Growth in a Time of Debt[R]. NBER Working Paper, 2010.
- [11]Reinhart, C. M., and K. S. Rogoff. From Financial Crash to Debt Crisis [J]. *American Economic Review*, 2011,101(5):1676-1706.
- [12]Woo, J., and M. S. Kumar. Public Debt and Growth[R]. IMF Working Paper, 2010.
- [13]Cecchetti, G., S. Mohanty, and F. Zampolli. The Real Effects of Debt [R]. Bank for International Settlements Working Paper, 2012.
- [14]Greiner, A. Sustainable Public Debt and Economic Growth Under Wage Rigidity [J]. *Metroeconomica*, 2013,64(2):272-292.
- [15]Krugman, P. Myths of Austerity[N]. *The New York Times*, 2010-07-02.
- [16]Egert, B. Public Debt, Economic Growth and Nonlinear Effects: Myth or Reality[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2013,(43):226-238.
- [17]Herndon, T., M. Ash, and R. Pollin. Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff [J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2014,38(2):257-279.
- [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):29-38.
- [19]郭步超,王博. 政府债务与经济增长[J]. *世界经济*, 2014,(9):95-118.
- [20]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):22-37.
- [21]邱栎桦,伏润民,李帆. 经济增长视角下的政府债务适度规模研究[J]. *南开经济研究*, 2015,(1):13-31.
- [22]张平. 中国经济效率减速冲击、存量改革和政策激励[J]. *经济学动态*, 2014,(10):9-16.

- [23]张军. 中国经济的“非常态”[EB/OL]. <http://www.ftchinese.com/story/001061098?page=2>, 2015.
- [24]中华人民共和国审计署. 全国政府性债务审计结果[R]. 2013.
- [25]袁富华. 长期增长过程的“结构性加速”与“结构性减速”:一种解释[J]. 经济研究, 2012,(3):127-140.
- [26]吕健. 产业结构调整、结构性减速与经济增长分化[J]. 中国工业经济, 2012,(9):31-43.
- [27]吕健. 中国对外贸易增长分化:基于经济结构和人口红利的解释[J]. 国际贸易问题, 2014,(1):3-13.
- [28]Anderson, T., and C. Hsiao. Estimation of Dynamic Models with Error Components[J]. Journal of the American Statistical Association, 1981,(76):598-606.
- [29]张忆东,李彦霖. 地方债务清查及“排雷”风险[R]. 兴业证券 A 股策略报告, 2013.
- [30]张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究, 2004,(10):35-44.
- [31]中华人民共和国审计署. 全国地方政府性债务审计结果[R]. 2011.
- [32]中国国际金融股份有限公司. 地方政府债务规模有多大[R]. 中国宏观专题报告,2015.
- [33]单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算:1952—2006 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008,(10):17-31.
- [34]彭国华. 中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析[J]. 经济研究, 2005,(9):19-29.
- [35]邓晓兰,黄显林,张旭涛. 公共债务、财政可持续性与经济增长[J]. 财贸研究, 2013,(4):83-90.
- [36]吕健. 影子银行推动地方政府债务增长了吗[J]. 财贸经济, 2014,(8):38-48.
- [37]吕健. 政绩竞赛、经济转型与地方政府债务增长[J]. 中国软科学, 2014,(8):17-28.
- [38]Anselin, L. Spatial Econometrics: Methods and Models [M]. Boston: Dordrecht Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [39]Paas, T., and F. Schlitte. Regional Income Inequality and Convergence Processes in the EU-25 [R]. ERSA Conference Papers, 2006.
- [40]Elhorst, J. P. Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar[J]. Spatial Economic Analysis, 2010,5(1):9-28.

Analysis of Impact of Local Government Debt on Economic Growth ——Based on the Perspective of Liquidity

LYU Jian

(Market Economic Institute of Tongji University, Shanghai 200092, China)

Abstract: How does local government debt impact economic growth? China's governmental investment-driven economic growth is inseparable from large liquidity. Mechanism of impact of debt on growth must put liquidity as a key factor. This paper tells that debt borrowing (repayment) could raise (reduce) liquidity in the economy, and then increase (decrease) investment scale and opportunities by channels such as local governmental duties, infrastructure investment and political tournament, thus promote(pull down) economic growth. Furthermore, empirical study shows that debt could become an effective fiscal policy instrument for growth if annual new debt were less than 6% of GDP. Massive debt-driven growth in the long run would get an exactly opposite result. There is a cliff-style deceleration in China's growth in these years. The main reason is that a lot of liquidity is used to pay off a huge debt maturity. It makes a lack of sufficient investment scale and opportunities in the real economy. To keep rapid economic growth in the New Normal, it must reduce the size of debt and improve liquidity by reforms of fiscal policy, monetary policy, and financial markets.

Key Words: local government debt; economic growth; liquidity; dynamic panel data model

JEL Classification: H63 O47 C33

[责任编辑:王燕梅]