

# 空间关联下中国地方政府债务的经济增长效应研究

刁伟涛

(青岛理工大学 经贸学院, 山东 青岛 266520)

**摘要:**当前对于政府债务的经济增长效应研究基本上忽视了空间关联性这一因素,尤其是以中国省份或县市为样本的研究,不考虑地区经济增长和地方政府债务在空间上的关联性,可能会使其相关结论出现偏差。通过搜集整理中国30个省份的地方债务数据,并基于空间计量模型对地方政府债务的经济增长效应进行了实证分析。结果表明,考虑到经济增长的空间关联性之后,中国地方政府债务对于经济增长仍是具有促进作用的,但是其空间溢出效应不明显,这一基本结论也为中国地方债务相关政策的制定提供了一定的启示。

**关键词:**地方政府债务;经济增长;空间关联;空间面板模型

**中图分类号:**F127 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-4543(2016)04-0046-08

## 一、引言

最近几年,我国的地方政府债务问题日益被学术界、决策层乃至全社会所关注,围绕着我国地方债务与经济增长的关系研究也出现了一些进展(朱文蔚 2014<sup>[1]</sup>;邱栋桦等 2015<sup>[2]</sup>),但是相关研究基本上都忽略了空间关联性这一因素。事实上,如果基于以国家为样本个体的面板数据,空间关联性可能可以忽略,但是如果基于一国之内的地区、尤其是我国的各个省份或某省的各个县市为样本个体,不考虑相关变量的空间关联性而将前者的相关方法或模型直接应用于对后者的研究,鉴于中国不同地区的经济增长之间的确存在着空间关联性(吴玉鸣 2007<sup>[3]</sup>;潘文卿 2012<sup>[4]</sup>;熊灵等 2012<sup>[5]</sup>),其相关结论可能会有所偏差。

另一方面,不同地区的地方政府债务规模可能也会存在空间关联性,地方政府在以GDP为主要指标的晋升考核体制下存在“登顶比赛”式的横向竞争(张军等 2015)<sup>[6]</sup>,其中的税收和财政支出等竞争已经被相关研究明确识别(卢洪友和龚锋 2007<sup>[7]</sup>;李涛和周业安 2009<sup>[8]</sup>;郭杰和李涛 2009<sup>[9]</sup>;贾俊雪等 2010<sup>[10]</sup>;龙小宁等 2014<sup>[11]</sup>;殷德生等 2014<sup>[12]</sup>;唐沿源 2015<sup>[13]</sup>;李永友 2015<sup>[14]</sup>),并且也会对经济增长产生影响(沈坤荣和付文林 2006<sup>[15]</sup>;李涛和周业安 2008<sup>[16]</sup>;李涛等 2011<sup>[17]</sup>;王宝顺和刘京焕 2011<sup>[18]</sup>;林建浩 2011<sup>[19]</sup>)。举借债务作为地方政府一种重要的经济和财政行为,很有可能也存在横向竞争或空间关联,也会对经济增长产生影响,因此本文将空间关联性这一因素引入到对我国地方债务与地区经济增长的关系研究中,以期能对这一问题有更加深入的理解和更为稳健的结论。

## 二、我国地方政府债务的空间关联性检验

根据我国各个省、自治区和直辖市(西藏除外)的财政厅(局)公布的当地截止2013年6月底的政府性债务情况,本文重点考虑其中的政府负有偿还责任债务,并将其折算成负债率(债务余额与GDP的比值)<sup>①</sup>。本文将其划分为20%以下、20%~30%和30%以上三个区间,通过图1可以看出,其存在

收稿日期:2016-03-25

基金项目:2015年度全国统计科学研究项目“空间关联下我国地方债务承载能力的统计测度”(2015LY01)

作者简介:刁伟涛(1980-),男,山东海阳人,青岛理工大学经贸学院讲师,博士,研究方向为地方债务治理。

①本文取2012年和2013年GDP的平均值作为该指标的分母。

比较明显的空间格局: 整体来看, 东部省份负债率较低, 中部和西部次之, 而负债率最高的几个省份基本都在西部。

当然, 上述对地方政府负债率空间格局的分析只是初步的, 并且对其区间的划分也具有一定的主观性, 而在空间计量经济学中有专门用于刻画空间关联性的指标或方法, 比较常用的是莫兰指数, 并且通过具体的全局莫兰指数和局域莫兰指数, 可以比较科学和全面地认识空间关联性。

#### (一) 全局空间关联性分析

全局莫兰指数的计算公式如(1)所示(吴玉鸣, 2007)。<sup>[3]</sup>

$$Moran's\ Global\ I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y}) (Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

其中  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ ,  $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ ,  $n$  为地区数目,  $Y_i$  为第  $i$  地区的地方政府负债率,  $W$  为  $n \times n$  阶矩阵, 其元素  $W_{ij}$  刻画了  $i$  地区与  $j$  地区之间的空间关系, 本文主要利用二元相邻空间矩阵: 如果  $i$  地区与  $j$  地区有共同的边界, 则为相邻地区, 其矩阵元素  $w_{1ij}$  设为 1, 否则设为 0, 当然如果  $i = j$ ,  $w_{1ij}$  设为 0。同时, 为了避免空间权重矩阵设定的主观性, 增强分析结果的稳健性, 本文进一步考虑空间距离权重矩阵  $W_2$ , 该矩阵考虑两个地区之间的空间距离, 如果  $i$  地区与  $j$  地区的空间距离为  $d_{ij}$ , 则矩阵元素  $w_{2ij} = 1/d_{ij}$ , 如果  $i = j$ ,  $w_{2ij}$  设为 0, 本文采纳省会城市或直辖市之间的公路里程作为省份之间的空间距离  $d_{ij}$ 。

莫兰指数的取值范围为  $[-1, 1]$ ,  $[-1, 0)$  对应着空间负相关关系,  $(0, 1]$  对应着空间正相关关系, 而零则意味着变量在地区之间不存在空间相关性。根据各个省份(西藏除外)在 2014 年 1 月发布的当地政府性债务审计结果, 其在 2010 年底、2012 年底和 2013 年 6 月底这三个时点上的存量规模是明确的, 同时个别省份在 2010 年底和 2012 年底缺失的数据以及 2011 年底的债务余额由本文估算得到, 最后折算为负债率指标。基于上述数据以及相应的空间权重矩阵, 计算得到相应的莫兰指数及其统计量和置信水平, 如表 1 所示, 可以看出, 地方政府负债率存在正向的空间关联性, 即高值与高值接近或聚集, 低值与低值接近或聚集, 虽然 2012 年底的对应  $P$  值超过了 10%, 但是都在 15% 左右, 如果看 2010 年底和 2013 年 6 月底这两端两端的  $P$  值, 基本都在 10% 的置信水平上是显著的, 因此综合而言, 地方政府负债率在空间上的正向关联性是可信和明确的。

#### (二) 局域空间关联性分析

全局空间关联性分析能够揭示出地方政府债务在整体空间上的关联性, 但是如果要进一步分析一个地区与空间临近地区的具体关联特征, 即正向关联性是属于“高高聚集”还是“低低聚集”, 则需要利用局域莫兰指数进行分析, 其计算公式如(2)所示(虞义华, 2015, 第 13 页)。<sup>[20]</sup>

地方政府负债率(%)



图1 中国地方政府债务的省份空间格局

表1 两种空间权重矩阵下地方政府负债率的空间关联性检验

		2010 年	2011 年	2012 年	2013 年
二元相邻 权重矩阵	莫兰指数估计值	0.216	0.184	0.135	0.138
	标准差	0.107	0.108	0.112	0.107
	Z 统计量	2.343	2.027	1.511	1.608
	P 值	0.019	0.043	0.131	0.108
空间距离 权重矩阵	莫兰指数估计值	0.062	0.041	0.015	0.021
	标准差	0.033	0.034	0.035	0.033
	Z 统计量	2.905	2.253	1.426	1.673
	P 值	0.004	0.024	0.154	0.033

数据来源: 本文估算。

$$\text{Moran's Local } I = Z_i \sum_{j=1}^n W_{ij} Z_j \quad (2)$$

$$\text{其中: } Z_i = \frac{Y_i - \bar{Y}}{S} \quad S = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}$$

通过 Stata 软件绘制局域莫兰指数的散点图(如图2~图5所示)<sup>①</sup>,第一象限(HH)代表了高指标值的区域单元被高指标值的区域包围,第二象限(LH)代表了低指标值的区域单元被高指标值的区域包围,第三象限(LL)代表了低指标值的区域单元被低指标值的区域包围,第四象限(HL)代表了高指标值的区域单元被低指标值的区域包围,可以看出,较多省份位于第一和第三象限,而其中的第三象限(LL)相对更多,主要是东部省份。

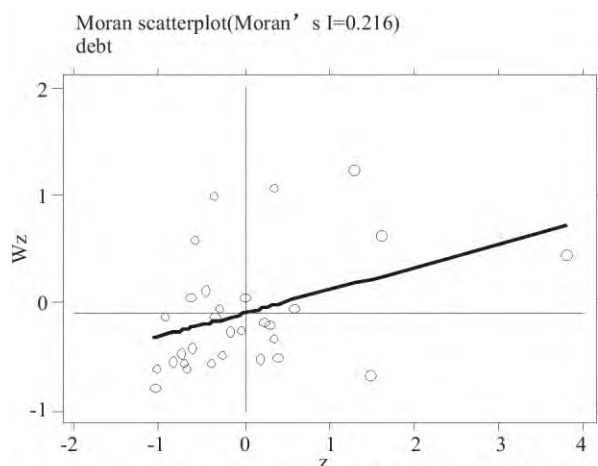


图2 2010年地方负债率的莫兰指数散点图(空间相邻矩阵)

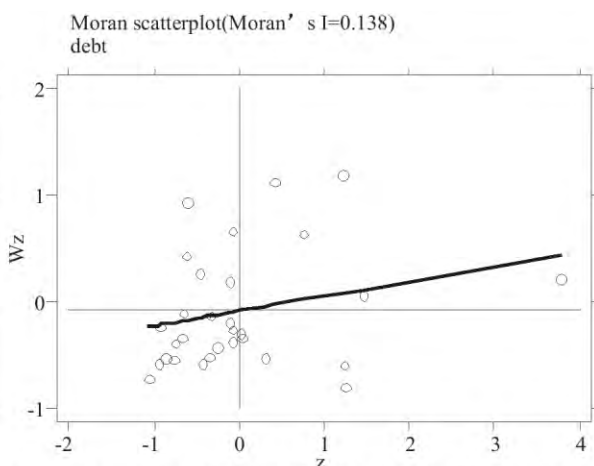


图3 2013年地方负债率的莫兰指数散点图(空间相邻矩阵)

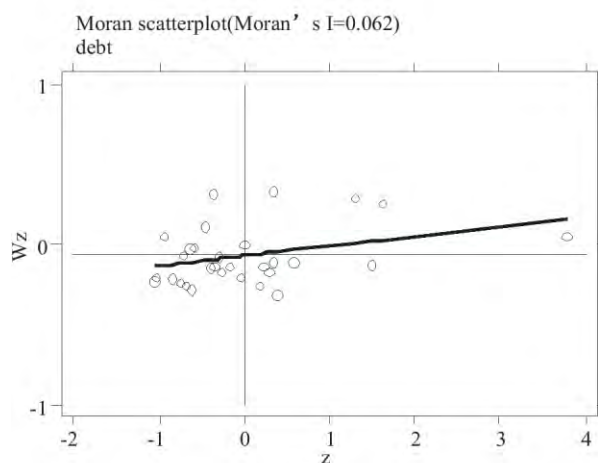


图4 2010年地方负债率的莫兰指数散点图(空间距离矩阵)

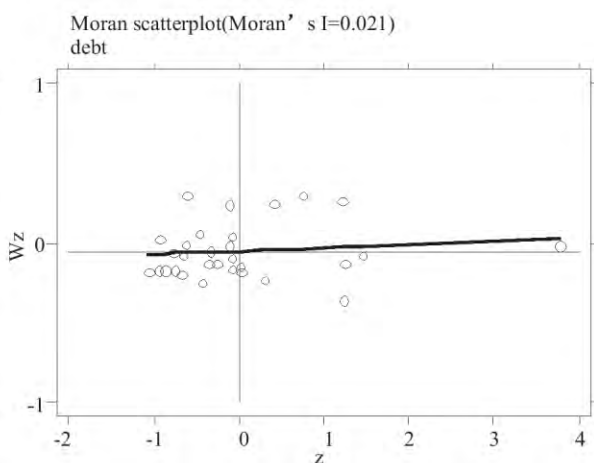


图5 2013年地方负债率的莫兰指数散点图(空间距离矩阵)

### 三、空间互动效应与空间计量模型的设定

相对于传统的计量模型,空间计量模型最大的特点是在分析经济行为或指标时考虑了处于不同空间的个体之间的关联性,而不是假定其在空间上是独立不相关的或者不考虑空间因素。对于地方政府债务而言,由于地区之间的横向竞争以及空间相邻或远近关系的存在,导致其在空间格局上并不是独立随机的,而是具有一定的空间分布特征,全局和局域莫兰指数的计算结果也识别出了其空间关

<sup>①</sup>为了节省篇幅同时反映主要信息,本文仅列示了2010年底和2013年6月底的莫兰指数散点图,其他两个时点上的散点图,可向作者索要。

联性。同时,作为本文因变量的我国地区经济增长在空间上也具有关联性基本是相关研究的共识(吴玉鸣 2007<sup>[3]</sup>;潘文卿 2012<sup>[4]</sup>)。因此自然延伸的问题是,地方政府债务在空间上的关联性与地区经济增长的空间关联性有没有关系,不考虑经济增长的空间关联性而进行的地方政府债务经济增长效应研究是不是合理。要对这些问题进行解答,需要进一步地去分析和辨识相应经济指标产生空间关联性的内在逻辑和具体机制。

根据 Elhorst(2014)<sup>[21]</sup> 的梳理归纳,空间关联性可以主要区分为三种互动效应,或者说其实现机制主要体现在三个渠道,一种是内生的相互作用效应,其存在于因变量之中,第二种是外生的相互作用效应,存在于自变量之中,第三种是存在于误差项之中的相互作用效应。当前主流的空间计量模型:空间自回归模型(Spatial Autoregressive Model, SAR)<sup>①</sup>、空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)和空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)分别能够刻画第一种效应、第三种效应以及第一种和第二种的综合效应,但是可以看出,这并不是空间互动效应的全部。

LeSage 和 Pace(2009)<sup>[22]</sup> 提出了空间自回归混合模型(Spatial Autoregressive Combined Model, SAC),以刻画第一种和第三种的综合效应, Gibbons 和 Overman(2012)<sup>[23]</sup> 提出了空间自变量滞后模型(Spatial Lag of X, SLX),以单独刻画第二种效应, Elhorst(2014)<sup>[21]</sup> 明确提出了空间杜宾误差模型(Spatial Durbin Error Model, SDEM),以刻画第二种和第三种的综合效应,并抽象出了一般化的空间嵌套模型(General Nesting Spatial Model, GNSM),能够同时刻画三种效应,并可以写成如下形式:

$$Y = \delta WY + \alpha u_N + X\beta + WX\theta + \mu \quad (3A)$$

$$\mu = \lambda W\mu + \varepsilon \quad (3B)$$

可以看出,空间嵌套模型利用三个  $W$  分别对应上述三种空间相互作用效应,其中  $WY$  刻画的是存在于因变量之中的内生相互作用效应,  $WX$  刻画的是存在于自变量之中的外生相互作用效应,而  $W\mu$  刻画的则是存在于误差项之中的相互作用效应。

当然,并不是所有空间经济问题的模型设定都需要利用上述一般化的空间嵌套模型,实际上,被更多应用的是包含了一种或两种相互作用效应的空间模型,一种空间效应分别对应 SAR、SLX 和 SEM,两种空间效应分别对应 SAC、SDM 和 SDEM。具体到本文所研究的地方政府债务与经济增长的关系问题,首先要考虑地方债务是否有空间溢出效应,其对应 SLX 模型,其次考虑到经济增长的溢出效应或空间关联,其对应 SDM 模型,最后考虑到误差项的空间关联,则与 SDEM 模型相对应。需要说明的是,与一般的 SDM 和 SDEM 有所不同的是,本文仅将地方政府债务这一自变量而不是所有自变量进行空间滞后处理,而如果其他自变量具有空间效应,将反映在模型误差项的空间关联上。<sup>②</sup>

#### 四、地方政府债务经济增长效应的空间计量分析

##### (一) 模型变量、数据来源与统计性描述

本文的因变量为各个省份的经济增长,以人均实际 GDP 的增长率刻画,同时为了克服内生性问题,取其相对于自变量的下一年数据;地方政府债务以其当年余额与 GDP 的比值刻画,参照相关文献(周业安和章泉 2008<sup>[24]</sup>;程丹宇和龚六堂 2014<sup>[25]</sup>;邱栋桦等 2015<sup>[2]</sup>)。其他自变量或者说控制变量主要包括:常住人口增长率(popu)、固定资产投资率(invt)、金融发展水平(finc)和经济开放程度(open)。

各个省份历年人均 GDP 的实际增长率、常住人口增长率、固定资产投资率、金融发展水平和经济开放程度等,均来源于相应年份的《中国统计年鉴》,其中固定资产投资率采用的是投资规模与 GDP 的比值,金融发展水平采用的是金融业生产总值与 GDP 的比值,经济开放程度采纳的是当地年度进出口总额(按照当年汇率折算为人民币数值)<sup>③</sup>与当年 GDP 的比值,其中进出口额采用“按经营单位所

①SAR 模型有时也被称之为空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)。

②对于这个问题,作者要感谢荷兰格罗宁根大学的 J. Paul Elhorst 教授,他对如何相应地处理 Matlab 空间计量工具包中的程序代码进行了指导。

③根据相关资料,2010 年人民币对美元的平均汇率为 6.77,2011 年为 6.46,2012 年为 6.31,2013 年为 6.19。

在地”口径。各个省份的债务数据主要来源于我国各个省份(西藏除外)的财政厅(局)在2014年1月发布的当地政府性债务审计结果,并将单独发布的三个计划单列市(青岛市、宁波市和厦门市)的债务数据纳入到所在省份合并计算,个别省份的缺失数据以及2011年底的数据由本文估算得到。综合所有变量,其描述性统计量如表2所示。

表2 各个变量的描述性统计量

变量(单位)	符号	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
人均GDP实际增长率(%)	g_gdp_ca	120	9.75	2.27	3.8	16.1
地方政府负债率(%)	Debt	120	19.83	9.98	8.27	62.22
固定资产投资率(%)	Inv	120	69.71	17.03	25.36	106.26
常住人口增长率(%)	Popu	120	0.81	1.35	-5.07	5.78
经济开放程度(%)	Open	120	31.81	38.04	3.57	154.85
金融发展水平(%)	Finc	120	5.05	2.60	1.96	14.34

## (二) 模型的估计方法与结果分析

在空间计量模型中由于存在空间滞后因变量和空间滞后误差项,其分别违背了传统计量模型中解释变量严格外生和残差项独立同分布的假定,如果利用最小二乘法来进行估计,估计系数是有偏的和不一致的,在MATLAB软件的空间计量工具包中,一般利用极大似然估计法(MLE)来进行估计。本文的MATLAB空间计量工具包来自于J. Paul Elhorst在格罗宁根大学的个人主页(<http://www.regroningen.nl/elhorst/software.shtml>),并且参照了其在《空间计量经济学:从截面数据到空间面板》(Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels)一书中的相应说明。

在对面板模型进行回归估计之前,首先要明确考虑其个体效应和时间效应,并确定是固定效应还是随机效应,本文认为,30个省份实际上代表了中国省份的总体样本,因此并不需要通过特定个体特征来推断总体特征,根据Elhorst(2003)<sup>[26]</sup>的研究,在这种情况下,固定效应是比随机效应更好的选择。在明确了固定效应的基础上,本文进一步考虑个体固定效应和时间固定效应的选择,利用极大似然比(LR)进行检验,结果显示,个体固定效应与时间固定效应的LR统计量分别为118.98和83.69,对应的P值均小于1%,因此本文采纳同时考虑个体和时间的双固定效应模型,估计结果如表3所示。

需要说明的是,本文已经将地方政府负债率的空间滞后项作为自变量放入了表3列(1)所对应的模型中,因此列(1)实际上对应的是SLX模型,其主要目的在于刻画地方债务对于其他地区经

表3 空间计量模型估计结果

	(1) SLX	(2) SDM	(3) SDEM
地方政府负债率	0.092* (1.95)	0.091* (1.91)	0.097* (1.85)
地方政府负债率的空间滞后项	0.098 (1.03)	0.0007 (0.007)	0.034 (0.31)
常住人口增长率	-0.335*** (-4.20)	-0.327*** (-4.06)	-0.355*** (-4.42)
固定资产投资率	-0.014 (-0.82)	-0.0025 (0.139)	-0.017 (-0.91)
金融发展水平	-0.419 (-1.48)	-0.380 (-1.34)	-0.300 (-1.10)
经济开放程度	-0.084*** (-3.13)	-0.048* (-1.79)	-0.042 (-1.48)
个体固定效应	有	有	有
时间固定效应	有	有	有
空间关联性诊断	Lmlag	26.054***	—
	R - Lmlag	5.796**	—
	Lmerr	20.342***	—
	R - Lmerr	0.084	—
空间滞后因变量 (W × dep. var)	—	0.514*** (5.99)	—
空间滞后误差项 (spat. aut)	—	—	0.547*** (6.28)
Adjusted R <sup>2</sup>	0.3358	0.9318	0.9092
样本数	120	120	120
个体数	30	30	30
Log-likelihood	-122.46	-111.49	-112.93

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示通过1%、5%、10%水平的显著性检验,括号内的数值表示回归系数估计值的统计量。

济增长的溢出效应。通过进一步地进行拉格朗日乘数  $Lmlag$ 、 $Lmerr$  及其稳健形式 ( $R - Lmlag$ 、 $R - Lmerr$ ) 的空间关联性检验,可以看出该模型并没有刻画出全部空间效应。根据 Anselin 等(Anselin et al., 1996)<sup>[27]</sup> 提出的判断标准,  $Lmlag$  统计量为 26.054, 在 1% 的置信水平上是显著的, 而  $Lmerr$  统计量为 20.342, 也在 1% 的置信水平上是显著的, 进一步分析  $R - Lmlag$  和  $R - Lmerr$  统计量, 前者为 5.796, 在 5% 的置信水平上显著, 而后者为 0.084, 在统计上并不显著。

如果依据 LM 检验的判断标准(虞义华, 2015)<sup>[20]</sup>, 本文倾向于选择 SDM 模型。但是, LeSage 和 Pace(2009)<sup>[22]</sup> 认为上述逻辑思路或判断依据是存在局限性的, 其只能限定在 SAR 和 SEM 之间进行判断选择, 如果模型既不是 SAR, 也不是 SEM, 而是更为复杂的空间模型, 那么需要利用 LR 检验和 Wald 检验。本文进一步地做了 LR 检验和 Wald 检验, 结果显示, SAR 模型的 Wald 统计量为 10.30, LR 统计量为 13.72, SEM 模型的 Wald 统计量为 12.36, LR 统计量为 16.73, 在 1% 的置信水平上, 两个模型基本都不能拒绝, 因此本文同时考虑 SDM 和 SDEM 模型<sup>①</sup>。

估计结果显示, 无论是基于 SDM 模型还是 SDEM 模型, 地方政府债务对于地区经济增长都存在正向的促进作用, 这种促进作用在分别剔除了空间滞后因变量的内生互动效应(0.514, 1% 的置信水平下显著)和空间滞后误差项的冲击效应(0.547, 1% 的置信水平下显著)之后仍是显著的。但是另一方面, 地方债务对于经济增长的空间溢出效应并不明显, 如果不考虑因变量和误差项的空间关联效应, 其估计值为 0.098, 虽然在 10% 的置信水平下不显著, 但是数值较大不能轻易忽略, 而进一步考虑到经济增长自身的空间关联性并将这一因素剔除之后, 外溢效应估计值明显降低, 其对应的统计量和置信度也明显下降, 说明地方债务的经济增长效应主要存在于省份之内。

(三) 稳健性分析其外溢效应的系数

对于空间计量模型的回归估计, 为确认其稳健性, 有两个问题

是需要考虑和处理的, 一个是内生性, 第二个是空间权重矩阵的设定。虽然 MLE 方法可以部分克服内生性, 但是其主要是针对于因变量的空间滞后项所带来的内生性, 对于其他自变量的内生性问题, 不能很好地解决。对于这一问题, 本文明确地将地区经济增长的未来一期数据作为因变量, 可以在一定程度上克服内生性问题。对于空间权重矩阵的预先设定, 尚没有很好的方法进行替代或完善, 本文利用空间距离矩阵替代二元相邻矩阵进行重新估计, 结果如表 4 所示, 可以看出, 基本与表 3 是一致

表 4 稳健性检验结果(空间距离权重矩阵)

	SLX	SDM	SDEM
地方政府负债率	0.089* (1.78)	0.084 (1.49)	0.091 (1.60)
地方政府负债率的空间滞后项	0.104 (0.37)	-0.018 (-0.06)	0.087 (0.27)
常住人口增长率	-0.332*** (-4.07)	-0.331*** (-3.58)	-0.342*** (-3.69)
固定资产投资率	-0.011 (-0.61)	-0.006 (-0.32)	-0.011 (-0.57)
金融发展水平	-0.333 (-1.23)	-0.278 (-0.91)	-0.301 (-0.99)
经济开放程度	-0.086*** (-3.19)	-0.079*** (-2.61)	-0.079*** (-2.62)
个体固定效应	有	有	有
时间固定效应	有	有	有
空间滞后因变量 ( $W \times \text{dep. var}$ )	—	0.536*** (3.63)	—
空间滞后误差项 ( $\text{spat. aut}$ )	—	—	0.501*** (3.10)
Adjusted $R^2$	0.3305	0.9135	0.9113
样本数	120	120	120
个体个数	30	30	30
Log-likelihood	-122.94	-122.29	-122.64

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示通过 1%、5%、10% 水平的显著性检验, 括号内的数值表示回归系数估计值的统计量。

①考虑到地方政府债务的空间滞后项已经加入到回归方程, 即进行 SAR 或 SEM 检验的基础是 SLX 模型, 因此 SAR 检验对应的是 SDM 模型, SEM 检验对应的是 SDEM 模型。

的,因此相应结论是稳健可信的。

### 五、结论与政策建议

以我国30个省份为样本,通过构建空间面板模型分析了政府债务对于经济增长的影响,结果表明,地方政府债务对于地区经济增长是存在促进作用的,但是其对经济增长的溢出效应并不明显,因此从经济增长角度而言,地方政府债务仍具有进一步扩张的空间。地方债务的经济增长效应在很大程度上与其支出投向有很大关系,其在市政、交通运输等基础设施领域形成了大量的有效资产,对经济增长具有长期的影响。但是,对经济增长具有促进作用并不等于地方债务规模可以继续扩张下去,因为经济增长效应只是一方面,需要考虑的另一方面是债务扩张所造成的赤字攀升和偿债压力,虽然大部分地方债务投资形成了有效资产,但是其很大一部分是公益性的,即使部分资产具有一定的收益,但是其投资回报周期往往很长,这与地方债务相对较短的期限结构并不匹配。正是这种期限错配,导致了当前我国地方政府的偿债压力,一个明显的印证就是地方债务置换计划。因此,对地方债务的治理要综合考虑各方因素并制定出相应的综合措施。

首先,要进一步优化地方政府债务的期限结构。国务院已经明确,将利用3年左右的时间将2014年底的地方政府债务存量全部置换为规范的地方债券,债务置换不仅可以大幅降低利息,更为重要的是可以有效拉长还款期限,当前置换债券的期限主要是3年、5年、7年和10年,未来置换债券应该更多地考虑7年期和10年期,并且可以适时推出15~20年的长期地方债券。

其次,提前化解债务违约可能带来的财政和金融风险从而避免对经济增长的冲击。债务置换化解了地方政府短期的违约风险,但是实际上,地方政府仍然面临着不小的利息偿还压力,并且随着债务本金的逐步到期,地方政府的可偿债财力不一定能够完全覆盖到期债务,如果不对其偿债责任严格要求,到时可能会出现系统性违约的风险。因此,要将地方政府偿还和化解债务情况列入考核评价体系,督促其制定明确的还债计划并严格贯彻实施。

最后,要更加注重地方债务支出投向的供给效应。地方政府举借债务,更多地是基于需求管理的思路去拉动短期经济增长,但是从长期来看,政府债务对于经济增长的促进作用关键在于其供给效应,我国地方债务投向主要是生产性投资,因此更需要充分发挥其供给效应,同时应明确定位于弥补市场机制的失灵或缺陷,集中于非竞争性或公益性的基础设施领域,而市场性或盈利性的投资主要由私人资本或通过PPP完成,这样可以有效减少对市场配置资源作用的扭曲,同时适应“供给侧改革”的宏观经济政策新思路。

### 参考文献:

- [1] 朱文蔚. 中国地方政府性债务与区域经济增长的非线性关系研究[J]. 财经论丛, 2014 (12): 24-30.
- [2] 邱栋桦, 伏润民, 李帆. 经济增长视角下的政府债务适度规模研究——基于中国西部D省的县级面板数据分析[J]. 南开经济研究, 2015 (1): 13-31.
- [3] 吴玉鸣. 县域经济增长集聚与差异: 空间计量经济实证分析[J]. 世界经济文汇, 2007 (2): 37-57.
- [4] 潘文卿. 中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应[J]. 经济研究, 2012 (1): 54-65.
- [5] 熊灵, 魏伟, 杨勇. 贸易开放对中国区域增长的空间效应研究: 1987-2009[J]. 经济学(季刊), 2012, 11 (3): 1037-1058.
- [6] 张军, 范子英, 方红生. 登顶比赛: 理解中国经济发展的机制[M]. 北京: 北京大学出版社, 2015.
- [7] 卢洪友, 龚锋. 政府竞争、攀比效应与预算支出受益外溢[J]. 管理世界, 2007 (8): 12-21.
- [8] 李涛, 周业安. 中国地方政府间支出竞争研究——基于中国省级面板数据的经验证据[J]. 管理世界, 2009 (2): 12-21.
- [9] 郭杰, 李涛. 中国地方政府间税收竞争研究——基于中国省级面板数据的经验证据[J]. 管理世界, 2009 (11): 53-64.
- [10] 贾俊雪, 郭庆旺, 高力. 中央财政转移支付、激励效应与地区间财政支出竞争[J]. 财贸经济, 2010, 52.

- (11): 52 – 57.
- [11] 龙小宁, 朱艳丽, 蔡伟贤, 李少民. 基于空间计量模型的中国县级政府间税收竞争的实证分析[J]. 经济研究 2014 (8): 41 – 53.
- [12] 殷德生, 唐海燕, 毕玉江. 地方财政支出跨境溢出效应的估计及其对区域一体化的影响——基于长江三角洲城市群的实证研究[J]. 财经研究 2014 (3): 17 – 29.
- [13] 唐沿源. 转移支付与地方财政支出竞争——激励效应及中国经验的检验[J]. 云南财经大学学报, 2015 (3): 50 – 61.
- [14] 李永友. 转移支付与地方政府间财政竞争[J]. 中国社会科学 2015 (10): 114 – 133.
- [15] 沈坤荣, 付文林. 税收竞争、地区博弈及其增长绩效[J]. 经济研究 2006 (6): 16 – 26.
- [16] 李涛, 周业安. 财政分权视角下的支出竞争和中国经济增长: 基于中国省级面板数据的经验研究[J]. 世界经济 2008 (11): 3 – 15.
- [17] 李涛, 黄纯纯, 周业安. 税收、税收竞争与中国经济增长[J]. 世界经济 2011 (4): 22 – 41.
- [18] 王宝顺, 刘京焕. 地方政府公共支出空间外溢效应对区域经济增长的影响[J]. 现代财经 2011 (10): 61 – 69.
- [19] 林建浩. 中国地方政府财政竞争的经济增长效应[J]. 经济管理 2011 (4): 10 – 15.
- [20] 虞义华. 空间计量经济学理论及其在中国的实践应用[M]. 北京: 经济科学出版社 2015: 15.
- [21] Elhorst, J. Paul, Spatial Econometrics: From Cross – Sectional Data to Spatial Panels [M]. Springer, 2014.
- [22] LeSage JP, Pace RK, Introduction to Spatial Econometrics [M]. Taylor and Francis Group, 2009.
- [23] Gibbons, S., Overman, H. G., Mostly Pointless Spatial Econometrics? [J]. Journal of Regional Science, 2012 52(2): 172 – 191.
- [24] 周业安, 章泉. 财政分权、经济增长和波动[J]. 管理世界, 2008 (3): 6 – 15.
- [25] 程丹宇, 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, 141.
- [26] Elhorst, J. Paul, Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models [J]. International Regional Sciences Review, 2003, 26(3): 244 – 268.
- [27] Anselin, Luc, Bera, Anil K., Florax, Raymond, Yoon, Mann J., Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence [J]. Regional Science and Urban Economics, 1996, 26(1): 77 – 104.

责任编辑、校对: 张友双

## A Study on the Economic Growth Effect of Local Government Debt in China Based on Spatial Correlation

DIAO Wei – tao

( School of Economics and Trade , Qingdao University of Science and Technology , Qingdao 266520 , China)

**Abstract:** Spatial correlation is often neglected by current researches on the economic growth effect of government debt, especially in researches with provinces and cities of China as subjects. It is possible that relative conclusions may be deviated due to the neglect of the spatial correlation between regional economic growth and local government debt. By collecting the data of local government debt in more than 30 provinces, an empirical analysis is made on the economic growth effect of local government debt based on spatial econometrics. Results show that by taking the spatial correlation of economic growth into consideration, China's local government debt still promotes economic growth, but the spatial spillover effect is insignificant. The basic conclusion is valuable for making policy on China's local debt.

**Key words:** Local Government Debt; Economic Growth; Spatial Correlation; Spatial Panel Model