

我国省级地方政府间 举债竞争的空间关联性研究

刁伟涛

(青岛理工大学 经贸学院, 山东 青岛 266520)

摘 要：税收竞争与支出竞争是目前我国被研究较多的两个方面，但对于省级地方政府间的举借债务竞争研究却基本是空白的。通过构建能够综合反映空间距离远近和经济发展水平相近性的权重矩阵，可以识别出我国 30 个省份之间举借债务的关联性。然后，进一步利用空间自回归计量模型，研究发现这种关联性主要源于省级地方政府间的举债竞争，且其竞争反应系数显著为正。这一结论为我们认识地方债务的举借动因和形成机制提供了一个新的分析视角，对于在新《预算法》下治理管控地方债务也具有重要的政策启示。

关 键 词：地方政府债务；举债竞争；支出竞争；空间计量模型

中图分类号：F812.5 文献标识码：A 文章编号：1005-0892 (2016) 07-0036-10

一、引言及文献回顾

税收竞争与支出竞争是我国省级地方政府间的竞争中被研究较多的两个方面：前者主要是通过税收优惠等政策降低实际税率，从而增强招商引资的竞争力（郭杰和李涛，2009）；后者主要是通过提供不同类别和规模的公共产品或服务，以吸引资本和劳动等生产要素的流入（李涛和周业安，2009）。^[1-2]但是，地方政府间竞争实际上还存在另一个重要方面，那就是举借债务竞争。具体说，地方政府通过投融资平台等渠道进行间接或变相举债，既可以进行基础设施等投资，从而直接拉动当地经济增长，也可以通过公共支出吸引生产要素流入，从而间接促进经济增长。因此，基于“为增长而竞争”的逻辑（张军，2005）或以经济绩效为核心的“标尺竞争”视角（周黎安，2007），^[3-4]地方政府在举借债务方面的竞争程度和重要性应该不亚于税收竞争和支出竞争。但遗憾的是，国内尚没有文献对这一问题进行实证研究，尤其是基于空间计量模型的研究。

国外学者对于地方政府间的税收竞争和支出竞争进行了最早的实证研究。如 Besley 和 Case（1995）基于美国各州的销售税和所得税数据，对地方政府的税收竞争进行了开创性的研究。^[5]Case 等人（1993）利用美国各州的财政支出数据，对地方政府的支出竞争进行了研究。^[6]国内学者对我国地方政府间的税收竞争和支出竞争进行了研究。在税收竞争方面，郭杰和李涛（2009）、沈坤荣和付文林

收稿日期：2016-03-20
基金项目：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）；山东省高等学校人文社会科学研究项目“‘十三五’时期山东省地方债务偿还机制研究：基于可偿债财力和可变现资产的双重视角”（J16YE14）
作者简介：刁伟涛，青岛理工大学讲师，博士，主要从事地方政府债务研究，联系方式 diaoweitao@126.com。

(2006)、张宇麟和吕旺弟(2009)利用我国省份数据对其进行了研究。^[1,7-8]龙小宁等(2014)利用我国县市地区的面板数据,对县级政府之间的税收竞争问题进行了研究。^[9]

在支出竞争方面,邵军(2007)利用省际截面数据对我国省份间的财政支出外部效应进行了研究。^[10]李涛和周业安(2009)、卢洪友和龚锋(2007)、张晏等(2010)利用省际面板数据,对其空间关联性或溢出效应进行了实证研究。^[2,11-12]刘小勇和丁焕峰(2015)利用空间杜宾模型对地方政府的财政支出偏向和竞争进行了研究,发现财政支出竞争已经出现了攀比效应和逐底竞争效应。^[13]

上述文献对于我们认识和洞察地方政府间的竞争关系,以及相应的经济和财政行为的关联性提供了深刻的启示。地方政府举借债务既是经济行为,又是财政行为,是我国地方政府间竞争尤其是财政竞争的重要方面。研究地方政府的举债竞争,对于进一步全面认识地方债务的形成机制和运行逻辑,对于地方债务的有效管控治理,无疑都具有重要的理论价值和现实意义。

二、政府间横向竞争与我国地方政府举借债务

我国各级地方政府普遍举债大概始于1996年。根据审计署的《全国地方政府性债务审计结果》(2011年第35号),在1996年底,“全国所有省级政府、392个市级政府中的353个(占90.05%)和2779个县级政府中的2405个(占86.54%)都举借了债务”。在1998年,地方政府债务规模扩张出现了第一次峰值。为了应对东南亚金融危机带给我国经济的负面影响,中央政府制定出了大规模的经济刺激政策,而要将政策落实到地方政府层面,则需要大量的配套资金。当时的《预算法》有明确规定:“地方各级预算按照量入为出、收支平衡的原则编制,不列赤字。除法律和国务院另有规定外,地方政府不得发行地方政府债券”。为了绕开《预算法》的限制而实现间接或变相的融资,地方政府在短时间内主导成立了大量的城投公司、开发投资公司等融资平台并开始大规模举借债务,1998年底政府性债务余额比1997年底增加了48.20%。如果从当年的净举借债务来看,1998年地方政府债务的净举借规模为903.87亿元,是1997年的2.5倍左右(如图1)。^①

2009年是地方政府债务规模扩张的又一次峰值。为了应对2008年全球金融风暴对我国经济的巨大冲击,我国在2008年出台了大规模的经济刺激计划。

在此推动下,再加上中国人民银行和银监会的支持,各级地方政府的融资平台进一步发展壮大,不仅数量上急剧增加,而且在负债规模上也迅速膨胀。2009年底政府性债务余额比2008年底增加了61.92%,2009年的债务净举借规模为21591.3亿元,是2008年的3.3倍左右。

地方政府性债务规模扩张的第三次峰值是在2014年。随着《预算法》修正案在全国人大的表决通过以及国务院颁布了《关于加强地方政府性债务管理的意见》(国发[2014]43号文),地方政府规范举债并纳入预算的新格局逐步得到确认。在2014年10月,为了将地方政府债务分门别类纳入全口径预算管理,财政部启动了对2014年底存量债务的清理甄别工作。根据2015年12月全国人大预算

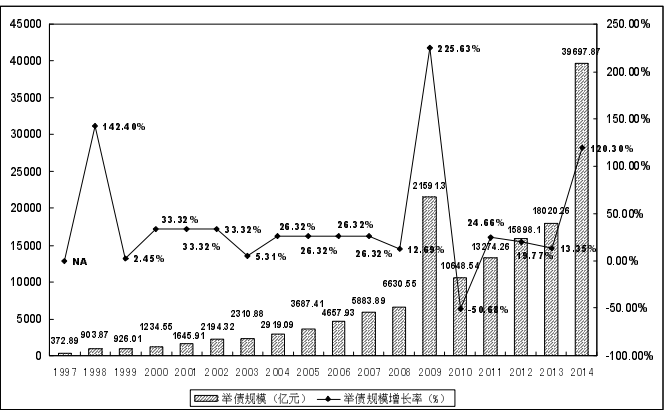


图1 1997-2014年地方政府的举债规模及其增长率

①图1只考虑政府负有偿还责任的债务,负有担保和救助责任的债务在正常情况下无需政府承担偿债责任,且不能与政府债务直接相加。

工作委员会“关于规范地方政府债务管理工作情况的调研报告”中显示的清理甄别结果,2014 年底地方政府债务(政府负有偿还责任的债务)余额 15.4 万亿元,比 2013 年 6 月底增加约 4.5 万亿元,增长 41.47%,而地方政府或有债务也高达 8.6 万亿元(包括负有担保责任的债务 3.1 万亿元,救助责任的债务 5.5 万亿元)。

一般认为,财政分权下地方政府的财政压力以 GDP 为核心指标的晋升考核机制是地方政府举借债务的两个重要原因(龚强等,2011)^[14]。财政分权下地方政府事权与财权不匹配导致其面临巨大的财政压力,为了减轻财政压力、弥补收支缺口并提供有效的公共服务,地方政府被迫通过间接渠道举借债务(庞保庆和陈硕,2015)^[15]。而在以 GDP 为核心指标的晋升考核机制下,地方政府官员往往倾向于通过投资拉动经济的短期增长,在有限财力的约束下,通过主动举借债务来扩大投资成为理性选择(缪小林和伏润民,2015)^[16]。但是,上述研究基本上是从中央与地方政府间的纵向关系来分析地方政府的举债动因。实际上,地方政府间的横向关系也是其举债的重要原因。

地方政府间的横向关系主要是一种基于 GDP 锦标赛或登顶比赛的竞争关系,是衍生于中央政府主导的晋升考核机制。由于举借债务进行投资在短期内可以有效地拉动经济增长,而在新《预算法》通过和国务院《关于加强地方政府性债务管理的意见》颁布之前,地方政府举债面临的是一种预算软约束(李尚蒲等,2015)^[17]。因此,经济发展的竞争自然衍生出举债竞争。更进一步的推论或假说是,因经济地位相似或空间上邻近而存在更强晋升与竞争关系的地方政府,在举借债务方面也会形成更强的竞争关系。地方政府的举债活动会被其他作为潜在竞争者的地方政府所关注、效仿、追赶甚至超越,整个区域内所有地方政府之间的这种空间关联性可以用举债竞争反应系数来刻画,而空间计量模型正是量化研究这一问题的有效工具。

三、地方政府举债的空间格局与关联性分析

(一) 省级地方政府举债的空间格局分析

本文以我国 30 个省份为样本研究省级地方政府间的举债竞争。为了能有一个形象直观的认识,本文首先分析一下其空间格局。我国省级地方债务的权威数据来自于各省、自治区和直辖市(西藏除外)在 2014 年 1 月集中公布的政府性债务审计结果。其中,除了截至 2013 年 6 月底的债务余额数据之外,公告中还明确列示了 2010 年底和 2012 年底负有偿还责任的债务余额数据。通过各个时点上的债务余额数据,可以计算得到相应时间跨度的地方政府举借债务规模。对于举债规模的时间跨度,本文选择从 2010 年底到 2013 年 6 月底这段时间。在这两年半时间里,地方政府举借债务的制度背景和宏观经济背景等没有发生根本性的变化。如果时间跨度越长,则越能消除偶然因素对地方政府举债规模的影响,越能清晰准确地识别出地方政府举借债务的决定性机制和主导性规律。另外,考虑到不同省份的人口规模对地方政府举债规模的影响,本文取人均举债规模这一指标。

图 2 绘制出了我国 30 个省份人均举债

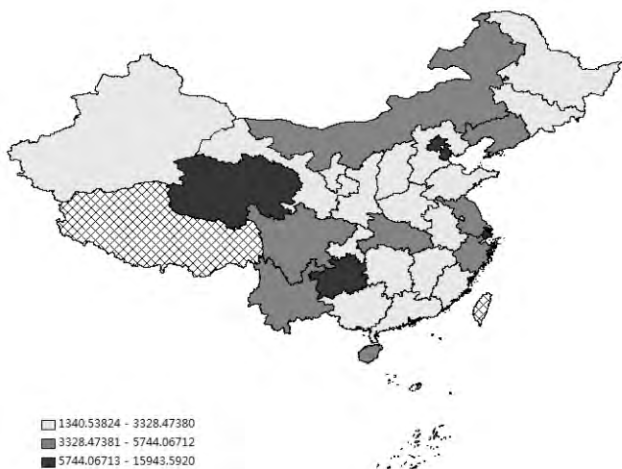


图 2 我国省级地方政府举债的空间格局

①西藏自治区的地方债务数据缺失比较严重,将其剔除。同时,不包括香港、澳门和台湾地区。

规模的空间格局。可以看出,如果仅从空间关系或地理距离的角度来分析,则其空间格局并不存在一定的规律性。但是,地方政府间的竞争关系并不等同于其空间相邻或地理远近。考虑到我国官员晋升的体制等因素,地方政府的竞争关系也与经济因素有关,如经济发展水平的相近性等。为了能明确地识别出地方政府举债行为的关联性或竞争性,首先要构造出能够反映地方政府间相互关系的权重矩阵,然后相应地计算出能够刻画整体关联性的莫兰指数,并根据统计特征判断其可信度。

(二) 莫兰指数与空间关联性分析

一般采用莫兰全局指数来刻画空间变量的整体关联性。其指标的构造方式如下(吴玉鸣,2006):^[19]

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

其中, $S^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, n 为地区数目, Y_i 为第 i 地区的指标值或观测值, 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或其他关系。

根据我国地方政府竞争的实际情况,本文既采纳了三种比较常见的权重矩阵形式,又设计了另外两种权重矩阵。一是二元相邻空间权重矩阵 W_1 。该权重矩阵考虑两个地区之间的相邻关系,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 $w_{1,ij}$ 设为 1,否则设为 0。另外,如果 $i=j$, $w_{1,ij}$ 设为 0。二是空间距离权重矩阵 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 $w_{2,ij} = 1/d_{ij}$ 。如果 $i=j$,则 $w_{2,ij}$ 设为 0。本文采用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} 。三是经济发展水平相似权重矩阵 W_3 。我国各省份之间的竞争关系不仅取决于其空间或地理关系,而且在很大程度上还受到经济发展水平相似性的影响。一般将人均 GDP 作为衡量经济发展水平的指标,因此,矩阵元素设定如下: $w_{3,ij} = \frac{1}{|gdp_ca_i - gdp_ca_j|}$, gdp_ca_i 和 gdp_ca_j 分别表示两个地区的人均 GDP,二者相减并取绝对值,然后再取倒数,用来衡量两个地区在经济发展水平上的差距大小。当然,如果 $i=j$,则 $w_{3,ij}$ 设为 0。

上述三种权重矩阵被广泛接受并应用,但无论是单独的空间关系还是单独的经济关系,都不一定能够很好地刻画地区之间的实际关系。因为,地区之间的关联或竞争关系,既与空间相邻或地理距离有关,也与经济发展水平差异相关,尤其是二元相邻空间权重矩阵。实际上,假定一个地区与其相邻的各地区的关联程度都是相同的,也不符合实际情况。

本文认为,只有综合考虑了空间因素和经济因素,才能更好地刻画地区之间的关系。在这个思路下,本文另外设计了两种权重矩阵:一是综合考虑了空间是否相邻和经济发展水平差距的权重矩阵 W_4 。该矩阵元素的取值既与 W_1 有关,也与 W_3 相关,即 $w_{4,ij} = w_{1,ij} \times w_{3,ij}$ 。也就是说,经济发展水平差异带来的竞争关系只在相邻地区之间存在。这样,既克服了矩阵 W_1 将所有相邻省份对一个地区的影响假定为相同的不足,也克服了矩阵 W_3 可能错误地设定了不相邻甚至距离很远的省份之间的经济竞争关系。二是综合考虑了空间距离和经济发展水平差距的权重矩阵 W_5 。该矩阵元素的取值既与 W_2 有关,也与 W_3 相关,即 $w_{5,ij} = w_{2,ij} \times w_{3,ij}$ 。也就是说,地区之间的竞争程度既与其空间距离相关,也与其经济发展水平差距相关。如果空间距离越近,则经济发展水平差距越小,竞争关系越明显。

各省份的观测值采用人均举债规模。同时,为了能充分利用地方债务数据,本文还分别考虑了

2010 年底和 2013 年 6 月底的债务存量。该存量数据可以反映地方政府举借债务竞争的累积效果，也可与所对应时间段流量数据的相应指标进行比较和印证。基于上述思路并利用 STATA 软件，计算得到了相应的莫兰指数及其统计量和置信水平，如表 1 所示。

表 1 地方政府债务人均规模的莫兰指数表

| | W_1 | W_2 | W_3 | W_4 | W_5 |
|------------------------|---------|----------|---------|---------|----------|
| 2010 年底地方债务 | 0.172* | 0.079*** | 0.146 | 0.257 | 0.146 |
| 存量对数 | (0.109) | (0.042) | (0.163) | (0.241) | (0.149) |
| 2013 年 6 月底地方债务 | 0.142 | 0.062** | 0.150 | 0.192 | 0.118 |
| 存量对数 | (0.109) | (0.042) | (0.163) | (0.241) | (0.149) |
| 从 2010 年底到 2013 年 6 月底 | 0.077 | 0.033 | 0.129 | 0.021 | 0.067 |
| 地方债务增量对数 | (0.108) | (0.041) | (0.161) | (0.238) | (0.147) |
| 2010 年底人均地方债务 | 0.143 | 0.032 | 0.165 | 0.352 | 0.472*** |
| 存量对数 | (0.111) | (0.042) | (0.165) | (0.244) | (0.151) |
| 2013 年 6 月底人均地方债务 | 0.093 | 0.021 | 0.156 | 0.346 | 0.472*** |
| 存量对数 | (0.110) | (0.042) | (0.164) | (0.242) | (0.150) |
| 从 2010 年底到 2013 年 6 月底 | - 0.003 | 0.009 | 0.128 | 0.247 | 0.437*** |
| 人均地方债务增量对数 | (0.108) | (0.041) | (0.160) | (0.238) | (0.147) |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著；括号内的数值表示莫兰指数估计值的标准差。

从上表中可以看出，在 W_2 和 W_5 下，地方政府举债的绝对规模和人均规模均具有显著的空间关联性或竞争关系。对于举债绝对规模，其在 2010 年底的存量关联性在 1%的置信水平上显著，2013 年 6 月底在 5%的水平上显著。但是，对应于这一时间跨度的债务增量，其关联性并不显著。这也印证了相对于 2010 年底，在 2013 年 6 月底的债务存量关联性明显地下降了。对于人均举债规模，无论是 2010 年底的人均存量、2013 年 6 月底的人均存量，还是这一时间跨度的人均增量而言，在 W_5 下的关联性都是在 1%的置信水平上显著的。这在很大程度上反映出地方政府在人均举债规模上的竞争关系，并且这种竞争关系也具有很强的持续性和稳定性。实际上，这一计算结果的逻辑或内在机制也是合理的。地方政府间的举债竞争往往是空间距离越近、经济发展水平越接近，则竞争程度越激烈。

四、基于空间计量模型的举债竞争分析

莫兰指数确认了地方政府在人均举债规模上的空间关联性，但是，它并不能明确地辨识出这种空间关联性的内在或具体机制。一般而言，主要用三种空间模型来分析空间关联性的内在机制：SAR/SLM 模型、SEM 模型和 SDM 模型 (Elhorst, 2014)。^[19]

(一) 空间计量模型的设定与数据来源

空间自回归模型 (SAR) 主要用于刻画空间区域 (国家、省份、县市等) 的状况对邻近的其他空间区域相应状况的影响 (有时也称之为扩散或溢出效应)。这种空间关联性或依赖性主要体现在所考虑状况自身的滞后项上，该模型也被称之为空间滞后模型 (SLM)。空间误差模型 (SEM) 主要用来

①“滞后项”这一术语更多地来源于时间序列的范畴，时间上的“先后”关联与空间上的“左右”关联有类似之处。但是，用“滞后”这一时间概念来表达空间概念，其单向或不可逆特征并不适用于空间上的变量。所以，本文认为应该更确切地称之为“相邻项”。

刻画相邻空间区域之间的关联关系,是通过误差项的结构关联得以实现的情况。其空间关联性主要体现在所考虑指标的误差项的滞后项上,即空间区域中的干扰或冲击会向邻近区域扩散,进而冲击或干扰到邻近区域的对应指标。空间杜宾模型(SDM)是对空间自回归模型的补充和完善,因为空间自回归模型只能刻画因变量自身的空间关联关系。其实,部分自变量对因变量的影响也会具有空间关联性。也就是说,因变量不仅受到同一区域自变量的影响,而且还会受到邻近区域自变量的影响。这三种空间模型的具体表达式如下:

$$\text{SAR 模型: } Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (2)$$

其中, Y 是由 N 个区域的地方政府举债构成的因变量列向量; W 为 $N \times N$ 阶标准化的空间权重矩阵; WY 为空间滞后因变量 N 阶列向量; ρ 为空间滞后或空间自回归系数,它度量了相邻区域的地方政府举债规模对本区域举债规模的影响程度,本文将其称之为举债竞争反应系数; X 是由 K 个解释变量构成的 $N \times K$ 阶矩阵; β 为方程回归系数构成的 K 阶列向量; ε 为随机误差项 N 阶列向量。

$$\text{SEM 模型: } Y = X\beta + \varepsilon, \varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \quad (3)$$

其中, $W\varepsilon$ 为空间滞后误差项 N 阶列向量; λ 为空间误差系数,度量了相邻区域中的干扰或冲击对本区域因变量误差的影响程度; μ 为随机误差项 N 阶列向量; 其他参数的维度特征和含义与式(2)相同。

$$\text{SDM 模型: } Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + Z\phi + \varepsilon \quad (4)$$

其中, WX 为 $N \times K$ 阶空间滞后解释变量矩阵; θ 为空间滞后解释变量系数构成的 K 阶列向量,度量了相邻区域的解释变量对本区域因变量的影响程度。对于 X , 本文主要考虑公共财政收入和土地出让收入; Z 是由 M 个对因变量没有空间作用机制或关联效应的解释变量构成的 $N \times M$ 阶矩阵; ϕ 为方程回归系数的 M 阶列向量; 其他参数的维度特征和含义与式(2)相同。

本文的因变量是我国 30 个省份(西藏除外)从 2010 年底到 2013 年 6 月底这一时间段内的人均举债规模,根据何杨和满燕云(2012)、钟辉勇和陆铭(2015)的研究,影响地方政府举债规模的因素主要有土地出让收入、中央补助收入和人口规模等。^[20-21]其中,各省份的土地出让收入来自于《中国国土资源统计年鉴》,是包括了协议出让和“招拍挂”出让两种类别的总成交价款;中央补助收入来自于相应年份的《中国财政年鉴》,各省份的人口规模来自于相应年份的《中国统计年鉴》。需要说明的是,考虑到各省份举债数据对应的是 2010 年底到 2013 年 6 月底这一区间。因此,将上述数据也处理成对应这一区间(流量数据)或对应区间末(存量数据)。

(二) 回归估计与结果分析

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。因此,如果利用最小二乘法来进行估计,则估计系数是有偏的和不一致的。有两种方法可以修正或弥补上述问题:工具变量法(IV)和极大似然估计法(MLE)。工具变量法虽然不需要假定回归方程中残差项的分布,但是,在实际运用中找到合格的工具变量往往难度很大。然而,极大似然估计法则不存在这个问题。同时,利用极大似然估计法得到的似然值也可以用来进行模型的比较和检验(龙小宁等,2014)。^[9]因此,本文采用 Elhorst(2014)的空间计量经济学 MATLAB 工具包中的 MLE 方法,对相应的空间计量模型进行估计。^[19]

在上文中,利用莫兰指数识别出了各省份举借债务是存在关联性的,但是并不能明确这种空间关联性的具体形式。因此,在进行空间计量模型估计之前,需要进一步明确其具体形式是 SAR 模型、SEM 模型还是 SDM 模型。根据 Anselin 等(1996)提出的拉格朗日乘数 $Lmlag$ 、 $Lmerr$ 及其稳健形式($R-Lmlag$ 、 $R-Lmerr$)的空间关联性检验方法,^[22]本文进行了相应的检验。如表 2 中的第 2 列所示, $Lmlag$ 统计量为 4.2524,在 5% 的置信水平下显著; $R-Lmlag$ 统计量为 9.7501,在 1% 下显著; $Lmerr$

表 2 地方政府举债竞争的空间计量模型估计结果

| | | OLS | SAR | SEM | SDM |
|-------------------------------|----------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| 人均土地出让收入 | | 0.703*** (4.35) | 0.587*** (3.97) | 0.602*** (3.74) | 0.428** (2.30) |
| 人均中央补助收入 | | 0.503** (2.71) | 0.515*** (3.13) | 0.479*** (2.77) | 0.701*** (4.53) |
| 常数项 | | - 2.519 (- 0.93) | - 4.566* (- 1.62) | - 1.438 (- 0.57) | - 21.58* (- 2.33) |
| 空间关联性诊断 | Lmlag | 4.2524** | -- | -- | -- |
| | R- Lmlag | 9.7501*** | -- | -- | -- |
| | Lmerr | 0.5552 | -- | -- | -- |
| | R- Lmerr | 6.0529** | -- | -- | -- |
| 空间滞后因变量($W \times dep.var$) | | -- | 0.364* (1.76) | -- | - 0.182 (- 0.71) |
| 空间滞后误差项 ($spat.aut$) | | -- | -- | 0.263 (1.06) | -- |
| 空间滞后人均土地出让收入 | | -- | -- | -- | 1.434*** (3.19) |
| 空间滞后人均中央补助收入 | | -- | -- | -- | 0.967 (1.43) |
| 调整后 R ² | | 0.4148 | 0.4905 | 0.4045 | 0.6144 |
| 样本数 | | 30 | 30 | 30 | 30 |
| Log-likelihood | | - 15.25 | - 13.61 | - 14.86 | - 9.08 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著；括号内的数值表示回归系数估计值的统计量。

统计量为 0.5552，不显著，而 R- Lmerr 为 6.0529，在 5%下显著。综合判断，虽然 SAR 模型可能更为恰当，但也并不能排除 SEM 模型的可能性。如果这两个模型都不能拒绝，则可能是更为复杂的 SDM 模型。因此，本文分别采纳上述三个模型，其相应的回归结果如表 2 中的后 3 列所示。

在第 3 列的 SAR 模型回归结果中，其空间滞后因变量的估计系数为 0.364，在 10%的置信水平下是显著的。同时，人均土地出让收入和人均中央补助收入两个解释变量的系数都是在 1%的水平下显著。在第 4 列的 SEM 中，空间滞后误差项的估计系数为 0.263，但并不显著。在第 5 列的 SDM 模型中，空间滞后因变量的估计系数为 -0.182，并不显著。同时，空间滞后人均土地出让收入的估计系数为 1.434，在统计上显著。空间滞后人均中央补助收入的估计系数为 0.967，但并不显著。综合来看，本文认为 SAR 模型更好地识别或刻画了地方政府举借债务行为的空间关联性。考虑到 SAR 模型刻画的主要是相近区域的某一状态或行为对其他区域对应状态或行为的直接影响，对于地方政府举债这一问题而言，实际上反映的是竞争的主动性。这一点与地方政府的举债逻辑也是相符的。从表 2 中可见，举债竞争反应系数为 0.364，意味着空间加权的地方政府举债规模增加 1%，在其他因素不变的情况下，会促使相关联的地方政府举债规模增加 0.364%。

（三）举债竞争与支出竞争的关联性分析

通过对相应空间计量模型结果的分析，验证了地方政府在举借债务方面存在的竞争关系。债务支出作为政府支出的一个组成部分，其竞争程度与（一般公共财政）支出竞争是否有差异，同时会不会对财政支出及其竞争产生影响，这是一个不能忽略的问题。考虑到地方债务的支出投向，其主要是投资于基础设施建设、交通运输和环境治理等领域。这与一般公共财政的基本建设支出并无实质性差

异。因此，应该基于基本建设财政支出的数据来研究举债竞争与支出竞争的关联。但是，2007 年之后，财政部进行了财政支出分类改革，原有的基本建设财政支出这一指标基本不可用， 本文利用总支出替代。考虑到地方政府的支出竞争也是全方位的， 涉及几乎所有的政府职能和财政支出类别， 因此，这种因变量替代也是合理的。基于上述思路再进一步考虑相应的解释变量，主要包括人均举债规模、人均中央补助收入、经济开放程度和金融发展水平等（李涛和周业安，2009），^②本文构建了相应的空间模型并进行回归估计。其结果如表 3 所示。

表 3 地方政府支出竞争与举债竞争的关联性分析

| | | (1) | | | (2) | | |
|------------------------------|----------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | | OLS | SAR | SEM | OLS | SAR | SEM |
| 人均举债规模 | | 0.203*** (2.78) | 0.171*** (2.71) | 0.064 (1.03) | 0.187** (2.51) | 0.164*** (2.57) | 0.062 (0.98) |
| 人均中央补助收入 | | 0.581*** (7.26) | 0.569*** (8.25) | 0.678*** (9.12) | 0.559*** (6.76) | 0.557*** (7.91) | 0.671*** (8.76) |
| 经济开放程度 | | 0.007*** (5.42) | 0.006*** (5.43) | 0.005*** (5.14) | 0.006*** (3.27) | 0.006*** (3.64) | 0.005*** (3.31) |
| 金融发展水平 | | -- | -- | -- | 0.020 (1.03) | 0.012 (0.72) | 0.006 (0.357) |
| 常数项 | | 2.812*** (4.30) | - 0.083 (- 0.07) | 3.145*** (5.38) | 3.064*** (4.39) | 0.270 (0.22) | 3.212*** (5.25) |
| 空间关联性诊断 | Lmlag | 2.875* | -- | -- | 2.278 | -- | -- |
| | R- Lmlag | 4.264** | -- | -- | 3.756** | -- | -- |
| | Lmerr | 0.045 | -- | -- | 0.157 | -- | -- |
| | R- Lmerr | 1.433 | -- | -- | 1.626 | -- | -- |
| 空间滞后因变量 (<i>W×dep.var</i>) | | -- | 0.331*** (2.76) | -- | -- | 0.308** (2.54) | -- |
| 空间滞后误差项 (<i>spat.aut</i>) | | -- | -- | 0.833*** (9.42) | -- | -- | 0.832*** (9.36) |
| 调整后 R ² | | 0.8474 | 0.8718 | 0.6612 | 0.8536 | 0.8735 | 0.6648 |
| 样本数 | | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 |
| Log likelihood | | 16.64 | 18.89 | 17.58 | 17.26 | 19.15 | 17.65 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著；括号内的数值表示回归系数估计值的统计量。

从表 3 的第（1）列可以看出，各省份的人均财政支出规模存在明显的关联效应，这种关联效应在很大程度上是由于地方政府在这个指标上的比照或竞争关系而形成的。空间关联性诊断中的 Lmlag 和 R- Lmlag 统计量均显示，SAR 模型能够更为恰当地识别出地方支出的内在竞争关系，其竞争反应系数为 0.331，与举债的竞争程度基本相当。表 3 的第（2）列是对第（1）列的稳健性分析，主要是基于增加模型中的控制变量。可以看出，在增加了金融发展水平这一变量后，其回归结果基本没有发生变化，SAR 模型中的支出竞争反应系数为 0.308，虽略有变动但仍然是在 5%的置信水平下显著的。进一步分析举债与支出竞争可能存在的关联性，在第（1）列的 SAR 模型回归结果中，人均举债的系数为 0.171，并且在 1%的置信水平下是显著的。这反映出举债规模对于财政支出规模的正向影响，或者说，地方政府的举债状况并不会减弱其支出竞争的程度，举债竞争和支出竞争并不存在统筹权衡的情况。在第（2）列的稳健性分析结果中，人均举债规模的系数为 0.164，虽略有降低，但仍然是在

①关于地方政府支出竞争的实证性研究文献，基本都是基于截至 2006 年的数据。

1%的置信水平下显著的，相关结论也基本一致。

五、结论与政策含义

(一) 研究结论

本文主要基于我国 30 个省份（西藏除外）从 2010 年底到 2013 年 6 月底这一时间段内的地方政府举借债务规模以及其他相关数据，通过构建能够综合反映省级地方政府间经济竞争与空间关联的关系矩阵识别出了其在举借债务方面的关联性，并利用空间计量模型进一步明确和量化了其举债竞争关系。本文研究主要得出三个结论：第一，省级地方政府间的举债关联性既与其空间距离有关，也与其经济发展水平差距有关。如果空间距离越近、经济发展水平越相似，则关联性就越大。第二，举债关联性的主要原因或内在机制在于地方政府间的主动竞争而不是误差关联，相应的 SAR 模型显示其举债竞争反应系数为 0.364，并在统计上也是显著的。第三，地方政府的举债竞争程度与支出竞争基本相当，并且其举债状况也不会减弱公共财政的支出规模与竞争程度，举债竞争和支出竞争并不存在统筹权衡的情况。这也从侧面反映出地方政府举债的根源在于“为增长而竞争”，而不是应对财政压力。

(二) 政策建议

1. 地方政府间的横向竞争是地方政府债务规模扩张的重要动因，而其横向竞争与中央政府主导的以 GDP 为核心指标的晋升考核机制又有很大关系。因此，要实现地方政府债务的有效管控和良好治理，就要从改进和完善以 GDP 为主要指标的考核机制着手，要将地方政府的举债、用债、还债情况和债务风险状况等作为硬性指标纳入政绩考核体系，并强化对地方政府债务违约的监督和问责。

2. 要严格贯彻对地方政府债务的规模控制和限额管理，并对其或有债务实行严格的监控。同时，要加强措施，防止地方政府违规或变相举债。尤其是在基础设施和公共服务等领域推进政府与社会资本合作（PPP）模式的过程中，既要通过引入民间资本，从而缓解地方政府出于促进经济增长和推进城镇化的客观需要而产生的融资压力，也要规范运作，避免其成为累积隐性地方债务的新通道。

3. 在剥离城投公司地方政府融资职能的同时，要采取其他措施增强其融资能力。城投公司曾经承担了很大比例的地方债务，虽然其已经不再具备政府融资职能，但是，作为地方政府推动基础设施建设的经济实体这一属性基本没有变化。在当前经济下行压力加大的情况下，地方政府要充分利用城投公司的相应职能，并通过资产注入等方式增强其融资能力，加大其投资力度，从而稳定经济增长。

参考文献：

- [1]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)：54-64、73.
- [2]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)：12-22.
- [3]张 军．中国经济发展：为增长而竞争[J]．世界经济文汇，2005，(4)：101-105.
- [4]周黎安．中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]．经济研究，2007，(7)：36-50.
- [5]Besley T., Case A.. Incumbent Behavior: Vote Seeking, Tax Setting and Yardstick Competition[J]. American Economic Review, 1995, 85(1): 25-45.
- [6]Case A., Rosen H., Hines J. Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence from the States[J]. Journal of Public Economics, 1993, 52(3): 285-307.
- [7]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.
- [8]张宇麟，吕旺弟．我国省际间税收竞争的实证分析[J]．税务研究，2009，(6)：59-61.

- [9]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): 42-53.
- [10]邵 军. 地方财政支出的空间外部效应研究[J]. 南方经济, 2007, (9): 3-11.
- [11]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): 12-22.
- [12]张 晏, 夏纪军, 张文瑾. 自上而下的标尺竞争与中国省级政府公共支出溢出效应差异[J]. 浙江社会科学, 2010, (12): 20-26、74.
- [13]刘小勇, 丁焕峰. 邻里竞争、财政分权与政府财政支出偏向研究——基于三层分权框架的角度[J]. 当代财经, 2015, (7): 35-44.
- [14]龚 强, 王 俊, 贾 坤. 财政分权视角下的地方政府债务研究: 一个综述[J]. 经济研究, 2011, (7): 144-156.
- [15]庞保庆, 陈 硕. 央地财政格局下的地方政府债务成因、规模及风险[J]. 经济社会体制比较, 2015, (5): 45-57.
- [16]缪小林, 伏润民. 权责分离、政绩利益环境与地方政府债务超常规增长[J]. 财贸经济, 2015, (4): 17-31.
- [17]李尚蒲, 郑仲晖, 罗必良. 资源基础、预算软约束与地方政府债务[J]. 当代财经, 2015, (10): 28-38.
- [18]吴玉鸣. 空间计量经济模型在省域研发与创新中的应用研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2006, (5): 74-85、130.
- [19]Elhorst J. P.. Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels[M]. New York: Springer, 2014.
- [20]何 杨, 满燕云. 地方政府债务融资的风险控制——基于土地财政视角的分析[J]. 财贸经济, 2012, (5): 45-50.
- [21]钟辉勇, 陆 铭. 财政转移支付如何影响了地方政府债务? [J]. 金融研究, 2015, (9): 1-16.
- [22]Anselin L., Bera A., Florax R., Yoon M.. Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence[J]. Regional Science and Urban Economics, 1996, 26(1): 77-104.

A Study of the Spatial Relevance of Debt Competition between China's Provincial Local Governments

DIAO Wei-tao

(Qingdao Technological University, Qingdao 266520, China)

Abstract: Tax competition and expenditure competition are two aspects that are being studied by many experts in China; however, researches on debt-borrowing competition between provincial local governments are almost scarce. This paper establishes a weight matrix which can comprehensively reflect the space distance and the proximity of the level of economic development, so that the relevance of debt-borrowing between China's 30 provinces can be identified. Then, by further applying the spatial autoregression econometric model, it is found that this relevance is mainly due to the debt-borrowing competition between the provincial local governments, and the competition reaction coefficient is significantly positive. This conclusion provides a new analytical perspective for us to recognize the borrowing motivation and formation mechanism of local debts, which also has important policy implications in controlling local debts under the new Budget Law.

Key words: local government debt; debt competition; expenditure competition; spatial econometric model

责任编辑: 周全林