

地方政府债务人行行为动机下的“同群效应” ——基于空间计量模型的实证研究

钟 腾 杨雪斌 汪昌云

【摘 要】 防范地方政府债务风险，不仅需要严控地方政府债务红线，更重要的是理顺和规范债务人行行为动机。本文利用 264 个地级市面板数据，以城投债为研究对象，从行为经济学的角度研究地方隐性债务扩张的背后原因，旨在回答，除去财权和事权不匹配的被动影响之外，地方政府是否存在主动举债行为以及背后动机。研究发现，地级市是否发行城投债的多元选择存在显著的“同群效应”，进一步，剔除地级市被动发行城投债的因素后，应用空间计量模型，采用准极大似然估计方法，发现地级市主动发债规模亦存在显著的“同群效应”。经济增长动机（压力）和晋升动机（压力）会增强这种“同群效应”，存在外部示范学习机制和竞争性模仿机制，并呈现出经济发展水平较低的“跟随者”更喜欢模仿经济发展水平较高的“领导者”发债的特征。分区域的异质性分析表明，由于东部地区主动负债的空间更大，东部地级市竞相发债产生的“同群效应”更强。地方政府债务人行行为动机产生的“同群效应”，为解释城投债规模为何持续增长提供了新的研究视角，拓宽了对中国城投债的认识，对于管控地方政府负债行为从而降低地方政府债务风险具有一定政策含义。

【关 键 词】 城投债；同群效应；地方政府债务风险；行为经济学

【文章编号】 IMI Working Papers NO.2132



微博 · Weibo



微信 · WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网

<http://www.imi.org.cn/>

地方政府债务人行行为动机下的“同群效应”

——基于空间计量模型的实证研究

钟 腾¹ 杨雪斌² 汪昌云³

【摘要】防范地方政府债务风险，不仅需要严控地方政府债务红线，更重要的是理顺和规范债务人行行为动机。本文利用 264 个地级市面板数据，以城投债为研究对象，从行为经济学的角度研究地方隐性债务扩张的背后原因，旨在回答，除去财权和事权不匹配的被动影响之外，地方政府是否存在主动举债行为以及背后动机。研究发现，地级市是否发行城投债的二元选择存在显著的“同群效应”，进一步，剔除地级市被动发行城投债的因素后，应用空间计量模型，采用准极大似然估计方法，发现地级市主动发债规模亦存在显著的“同群效应”。经济增长动机（压力）和晋升动机（压力）会增强这种“同群效应”，存在外部示范学习机制和竞争性模仿机制，并呈现出经济发展水平较低的“跟随者”更喜欢模仿经济发展水平较高的“领导者”发债的特征。分区域的异质性分析表明，由于东部地区主动负债的空间更大，东部地级市竞相发债产生的“同群效应”更强。地方政府债务人行行为动机产生的“同群效应”，为解释城投债规模为何持续增长提供了新的研究视角，拓宽了对中国城投债的认识，对于管控地方政府负债行为从而降低地方政府债务风险具有一定政策含义。

【关键词】城投债；同群效应；地方政府债务风险；行为经济学

一、引言

规范地方政府债务人的举债融资行为对于防范化解地方政府隐性债务风险，贯彻落实习近平总书记关于化解地方政府债务问题的重要讲话精神具有重要意义。2008 年爆发全球金融危机之后，我国涌现出很多地方政府融资平台，仅 2009 年就新增地方融资平台 2000 多家，这些地方融资平台基本由政府控股，地方融资平台以往的运行具有浓厚的行政色彩（沈红波等，2018），地方政府借助地方融资平台举债发展地方经济成为一种普遍的现象，其中，发行城投债的可操作性强，成为一种主要的融资方式。在“四万亿计划”政策的刺激下，城投债规模迎来全面爆发式增长。2014 年中央印发《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》（以下简称“43 号文”），剥离地方融资

1 钟 腾，对外经济贸易大学金融学院，副教授、博士生导师

2 杨雪斌，四川甘孜藏族自治州发展和改革委员会，选调生

3 汪昌云（通讯作者），中国人民大学国际货币研究所学术委员，中国人民大学中国财政金融政策研究中心，教授、博士生导师

平台的政府融资职能，将城投债从地方政府显性债务剥离出来。但地方政府为城投债提供隐性担保是市场上的共识，城投债依旧承担着地方政府建设融资的职能，实际上成为地方政府的隐性债务。以地方融资平台为债务主体，形成地方政府未来可能承担支出或担保责任的债务，是产生地方政府隐性债务的主要方式，城投债存在“政策债”等特点（徐军伟等，2020）。因为数据可获得性较好，很多文献采用城投债作为地方政府债务的代理变量（陈菁和李建发，2015；王永钦等，2016；曹婧等，2019；张路，2020）。根据 Zhang and Xiong（2019）的测算，2017 年底，地方融资平台债务存量高达 30 万亿，地方融资平台债务-GDP 比率达到 36%。如何合理有效管控地方隐性债务规模、控制地方政府债务风险，自然成为中国宏观经济管理面临的一大挑战。

目前有些学者认为地方政府财权事权相矛盾是地方政府债务的根本原因，下放财权或者增加中央财政转移支付可以有效抑制地方政府的过度负债。例如，Mikesell（2010）认为 1994 年分税制改革使得地方政府普遍面临较严重的财力缺口，地方政府被迫过度举债，使得地方政府债务规模日益扩大；庞保庆和陈硕（2015）认为地方政府债务的扩张与地方政府面临的财政压力密切相关，财政缺口每增加 1%，融资平台数量增加的可能性将提高 14%，债务规模将增加 0.2%。

但是如果换一种思路，假设中央赋予地方政府更多的财权，财权和事权匹配了，地方政府就没有举债冲动了吗？以城投债作为代表，相邻地级市发行城投债对本地区是否会产生影响？图 1 是 2009-2015 年 264 个地级市年均实际发行城投债规模的空间四分位图，颜色越深，表示发债规模越大。可以看到，地级市发行城投债规模存在空间上的聚集，特别是发行规模类似的地级市大多成片集中在同一省份，很可能存在空间自相关。进而引发本文猜想，同一省份的地级市之间在举债行为上可能存在相互模仿，地级市发行城投债可能存在“同群效应”。

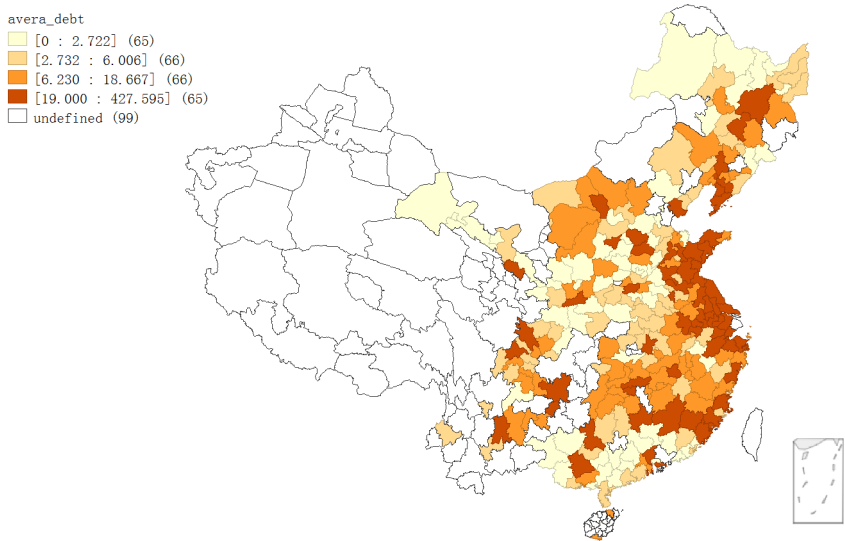


图 1：地级市发行城投债的空间分布

考虑到地方政府发行城投债的被动因素，比如财政缺口压力，或是共同事权的支出责任下移（冀云阳等，2019），都会造成地方政府资金短缺困境，导致地方政府被动发行城投债融资，所以本文首先除去导致地方政府被动发债的因素，基于行为经济学“同群效应”的视角，研究 2009 年至 2015 年中国地级市主动发债行为，得出一个重要结论：在控制一系列因素后，地方政府发行城投债的行为存在显著的“同群效应”，同省份地级市之间会争相模仿主动发债。这种“同群效应”会产生政策加速器的作用，一定程度上会放大中央的政策，例如，2008 年“四万亿计划”加大对地方政府融资平台的支持，以及在 2009 年央行和银监会提出“支持有条件的地方政府组建融资平台”，这段时间城投债开始爆发式增长，除政策因素外，其中还有一个重要的因素就是地方政府间争相模仿融资方式主动发债，出现短时间内区域性城投债整体明显飙升的现象，正是这种“同群效应”对中央政策的放大和加速，在短期内就可能导致区域性地方政府债务风险凸显。所以认为财权和事权不匹配造成地方政府被迫举债的观点只反映了问题的一个侧面，基于行为经济学“同群效应”的视角研究地方政府债务，来自地级市发行城投债的证据显示，地方政府会主动竞相模仿学习融资方式，诱发地方政府债务人行为动机下的“同群效应”现象，依旧会导致地方隐性债务风险。

进一步探讨产生“同群效应”的机制，什么因素驱动了这种“同群效应”？理解地方融资平台和地方政府的关系至关重要。第一，地方融资平台基本由地方政府机构直接或间接绝对控股，地方融资平台基本是地方政府意志的执行者，其投融资决策行为的独立性较差，城投债的发行实际上由地方政府主导，募集的资金主要用于城市基础设施建设和公益性项目投入。第二，地方政府习惯于动用资源禀赋和动能禀赋支持地方融资平台发展（毛捷和徐军伟，2019），为了使地方融资平台达到发行城投债的门槛，地级市政府会积极主动地向融资平台提供土地和政府补贴等方面的财务支持（张路，2020），地方政府对地方融资平台存在资产延伸和风险联保（徐军伟等，2020），这些证据表明借助地方融资平台发行城投债背后存在地方政府积极“主动”的行为动机。第三，地方政府之间存在“政治标尺竞争”（Political Yardstick Competition）和“共同承担责备效应”（Blame Sharing Effect）下的政治博弈。综合以上分析，目前地方政府借助融资平台发债具有很强的操作性，“政策债”的属性仍然很浓，从地方政府的视角研究城投债“同群效应”更加符合实际，更能体现地方政府债务人的“主动”举债的行为动机，也更能解释城投债快速扩张背后存在的政府策略。在中国过去的地方经济建设中，“发展靠项目，项目靠借债”成为一种通行规则。地级市领导更多关注第二产业的增长而不是第一产业和第三产业（Yao and Zhang, 2015）。省级政府决定地级市领导的晋升，同一省份的地级市领导成为直接竞争对手，若一个地级市的 GDP 增速比其他周边地级市越快，主要领导提拔的概率越高。有学者发现城市基础设施支出与实际 GDP 强烈相关，而 GDP 增长率的提高意味着更大的晋升可能性（Wu et al., 2013）。在这种情况下，地方官员为了经济建设通过地方融资平台发行城投债举债的行为很可能是短视和狭隘的，更多地考虑自身政治利益，

出现“经济人”利己行为。政府行为只是一种表面结果，更深层次的是官员行为，政府行为其实是作为实体的官员动机的体现（周黎安，2007）。地方融资平台实际上成为地方政府举债融资发展经济的快速通道，在经济竞赛和地方官员的晋升动机下，促使地方地府借助地方融资平台举债融资，一定程度上会增强这种“同群效应”，极有可能带来严重的后果，导致地方政府债务规模出现超常规增长并诱发隐性债务风险。

其次是在模仿过程中向谁学的问题，是“从众”还是“追星”？行为经济学中，“同群效应”一般源于外部示范学习机制和竞争性模仿机制。地级市之间的发债融资行为会相互影响，某一地级市发行城投债的融资方式可能会对其他地级市产生示范效应，地级市间会主动学习和模仿对方的融资方式，出现盲目“从众”行为，这种属于外部示范学习机制。此外，由于经济权利下放，地方政府领导人利用地方融资平台为各种投资项目提供资金（Yu et al., 2016）。从竞争性模仿机制来看，地级市政府之间存在经济竞赛和政治博弈，一方面，在“政治标尺竞争”下，地方官员向上级政府证明其经济建设并不逊色于其他地级市，有学者发现在政绩竞赛下，地方政府对邻近地区的经济增长率更为敏感（吕健，2014）；另一方面，在“共同承担责备效应”下，即使投资项目建设失败或者出现一些债务风险，个别官员在很大程度上也不会因此被追究责任，综合考虑政治风险与收益，在政治博弈中的相对位次的激励下，地方政府主动模仿发行城投债的动机大大增强。为了追逐“领头羊”，缩小经济差距，出现“追星”行为。在这种经济竞赛和政治博弈的刺激下会出现地级市间竞相发行城投债的竞争性模仿机制。

本文以“城投债”这一典型的地方政府发债代理变量作为研究对象，为检验地方政府债务人行为动机存在“同群效应”提供实证证据。本文侧重于地方政府“主动”举债的行为过程以及背后的动机，因此首当其冲的问题是剔除造成地方政府被动发债因素的影响，然后基于行为经济学理论，采用空间自回归模型（Spatial Autoregression，简记 SAR），构建“行政相邻”、“经济距离”和“地理距离”三种外生的空间权重矩阵。考虑到极大似然估计方法存在一定的局限性，为了消除模型中的个体和时间固定效应，得到无偏的估计结果，本文采用更为准确的 Lee and Yu (2010b) 提出的经过正交转换后准极大似然估计方法（Quasi-maximum Likelihood Estimation Method，简记 QMLE）。

在稳健性检验方面，为了削弱内生性对本文模型结果的影响，对于遗漏变量或者不可观测的随机冲击可能存在的空间相关性，本文进一步采用空间误差模型（Spatial Errors Model，简记 SEM），同时，本文对解释变量加入一阶滞后和替换因变量，力求进一步削弱内生性对模型的影响。此外，为排除政策因素或者其他随机因素，本文做了一个基于反事实推断的伪相邻回归，具体把“非相邻”地区视作相邻地区，借助 python 工具随机生成“伪相邻”空间矩阵。进一步，对样本使用核

匹配法进行倾向得分匹配，考察不同省区具有同样特征的地级市之间发行城投债是否具有显著差异，来识别是否可能存在“外生效应”的干扰。

本文的研究亦有一定的现实意义。地方政府隐性债务规模迅速扩张会引致潜在系统性金融风险。地方政府债务违约风险提高了金融风险并向实体经济部门传导（熊琛和金昊，2018）；商业银行对地方政府债务的大量认购使债务风险转化为金融风险（毛锐等，2018）。化解地方政府隐性债务问题，不仅需要严控地方债务红线，更重要的是理顺和规范债务人行为。理解地方政府债务人行为以及背后动机对于化解隐性债务风险至关重要。本文主要贡献是基于“同群效应”的新视角，解释城投债规模为何会持续增加，将地方融资平台举债行为推进到背后的实质性个体——地方政府的行为，证明了地方政府债务人行为动机下存在“同群效应”，对于管控地方政府负债行为从而管理地方政府隐性债务风险具有一定政策含义。

二、文献和研究假设

（一）相关文献

同群效应（peer effects）指处在相似群体或组织内个体之间互动模仿行为产生的影响。Manski（1993）提出内生效应（endogenous effects）、外生效应（exogenous effects）和关联效应（correlated effects）三种社会互动。并且进一步提出了经济学中的社会互动和这三种互动的识别问题（Manski，2000）。其中，内生效应就是本文所指的“同群效应”，它表示群组中的个体成员行为很容易受到该群组中其他成员行为的影响，并且会产生“社会乘数”的效果，因此政策制定需要考虑“同群效应”。根据行为经济学理论，人是群聚类动物，当存在结果不确定性和信息不充分的时候，倾向于选择和群体一致的行为。借鉴这种思路，以省份作为群体，当省内发行城投债的地级市数量增多的时候，其他地级市往往倾向于模仿跟随省内其他多数地级市的融资行为。群体成员参加某项计划的事实可能使其他成员相信这种行为结果是有益的（Bikhchandani et al., 1992; Banerjee, 1992; Ellison and Fudenberg, 1993）。同理，同省内地级市发行城投债不是单纯模仿这种融资方式，而是结合自身的经济利益和政治晋升利益来判断，即存在债务人行为的背后动机。即使在地方政府债务出现风险的时候，地级市政府考虑到这样行为后果可由省内大多数地级市政府共同承担，若不举债融资发展地方经济，很可能在同省地级市间的经济锦标赛中处于不利的位次，所以同省内地级市间的举债融资行为极有可能存在“同群效应”。“同群效应”会产生社会放大器或者滚雪球的效应（Glaeser et al., 2003），地级市之间竞相模仿发行城投债的集体非理性行为会放大中央的政策，造成短时间内区域性城投债整体飙升的现象，产生巨大的地方政府债务风险。在经济学意义上，“同群效应”丰富了经典经济理论，在个体与市场互动之外加入了“同群者”因素，在现实层面，需要考

虑个体之间互动对相关政策实施产生的社会放大器影响，“同群效应”有着重要的实践借鉴意义。

大量文献证实“同群效应”存在于很多方面。当自身信息存在噪声或者获取信息成本较高时，企业的决策更多参考那些行业领导者企业（Banerjee, 1992）。在融资决策方面，美国公司资本结构决策中存在显著的“同群效应”（Leary and Roberts, 2014）；中国上市企业资本结构决策存在行业同群效应（陆蓉等，2017）。在投资决策方面，Foucault and Frésard（2014）发现同行业公司的估值会影响到一个公司的投资，并认为公司经理人会从同行业公司的估值中学习信息；Dougal et al.（2015）发现一个公司的投资对于总部在附近的其他公司的投资高度敏感，即使那些公司处于不同行业；公司在股利发放决策上亦存在“同群效应”（Popadak, 2012）。

此外，地方政府经济活动的空间溢出效应早已成为研究焦点。地方政府在财税政策或社会福利竞争等方面受到相邻地区政府的影响（Salmon, 1987; Case et al., 1993）。在地方政府举债方面，Thushyanthan（2012）发现德国的州与州之间存在政府债务竞争行为，相邻的地方政府的人均债务规模每增加 100 欧元，本地区的人均债务规模则会增加 25.6 欧元；德国地方政府举债存在策略性互动（Borck et al., 2015）。从国内的研究来看，吕健（2014）发现中国省级政府间存在债务竞争行为，本地区的债务增长受邻近地区的影响；中国省级政府举债行为存在空间相关性（刁伟涛，2016）；地方政府在举债融资方面存在明显的策略模仿（冀云阳等，2019）；在地方政府建设方面，地方政府官员在设立开发区的重大决策上存在“同群效应”（邓慧慧和赵家羚，2018）。

目前关于城投债的研究文献中，钟辉勇等（2016）从债市评级机构和机构投资者对城投债“双重担保”反应异质性的角度研究了城投债的担保是否可信；沈红波等（2018）从银行授信视角研究了城投平台的债务置换；熊琛和金昊（2018）研究了地方政府债务风险与金融部门风险之间的“双螺旋”结构；毛锐等（2018）研究了地方政府债务扩张与系统性金融风险的触发机制；寇宗来等（2015）发现在发行人付费模式下，中国的信用评级没有真正降低发债成本；汪莉和陈诗一（2015）研究了政府隐性担保对城投债利率的影响机制；曹婧等（2019）从财政压力、晋升压力和发展压力解释了城投债为何持续增长；杨继东等（2018）考察了土地融资功能对城投债增长的影响；冀云阳等（2019）从政府间共同事权的支出责任下移、竞争性地区的举债行为研究了对地方政府债务规模的影响。可见，目前对城投债的研究主要集中在城投债融资成本（信用利差）、城投债的债务风险传导、城投债的信用评级、担保以及城投债的债务置换等方面，国内学术界主要从财政压力或晋升激励等视角探讨城投债扩张的原因，尚没有分析城投债“同群效应”方面的文献。

（二）研究假设

近几年，国内学者对中国地方政府和企业行为中存在的“同群效应”进行了卓有成效的探索。

比如，邓慧慧和赵家羚（2018）发现地方政府间在开发区建设方面存在“同群效应”；吕健（2014）发现中国地方政府间存在债务竞争行为；李志生等（2018）发现中国上市公司的过度负债存在显著的地区“同群效应”；石桂峰（2015）验证了同地区不同行业企业间的投资存在“同群效应”；陆蓉（2018）发现上市公司违规行为存在显著的地区“同群效应”。根据以上相关文献分析，结合地方政府“经济人”假设，同省内地级市之间很可能出现相互模仿发行城投债融资方式的行为。地方融资平台基本都是由地方政府控股，由地方政府为其提供隐性担保，源于“政治标尺竞争”和“共同承担责备效应”的政治博弈，地方政府有很强的动机去影响地方融资平台的运营，模仿邻近地级市的融资行为。因此提出以下基本假设：

H1：地级市发行城投债与省份内其他地级市发行城投债的行为存在显著的“同群效应”。

改革开放之初，中国确立了以 GDP 增长为核心的官员晋升考核体系，特别是地级市政府之间形成了“向上负责”的标尺竞争机制。各地的官员不仅在经济利益上参与财税和利润的竞争，同时也是政治参与者，参与政治晋升竞争（周黎安，2004）；晋升锦标赛促使地方官员只关心目前短期可以测度的经济绩效指标（周黎安，2007）。地方政府为了追求眼前的经济绩效很可能会主动超常规举债。有学者发现在官员晋升激励机制下地方政府之间存在债务竞争行为（吴小强等，2017）；在相对绩效考核体系下，地方政府在经济锦标赛上存在“标尺竞争”（Yao and Zhang, 2015; Yu et al., 2016）。

有学者利用省级数据研究发现城投债规模与财政分权程度和晋升激励强度均存在显著的正向关系（陈菁和李建发，2015）；地方官员面临的晋升激励越强，地方融资平台的债务增长越快，债务风险越大（蒲丹琳和王善平，2014）；晋升压力和经济发展压力较大的地级市对城投债规模的刺激效应更为突出（曹婧等，2019）；经济增长绩效晋升激励会刺激地方政府举债（贾俊雪等，2017）；地方政府举借债务不超过债务平衡点时地方债务会对经济增长产生正面影响（毛捷和黄春元，2018）；石桂峰（2015）发现在省委书记离任前三年，在每个“五年计划”的最后两年，同地区不同行业企业间投资的“同群效应”更加显著；邓慧慧和赵家羚（2018）发现在绩效考核体系下的经济竞争和晋升竞争强化了地方政府官员的“同群效应”。Yao and Zhang（2015）利用 1994-2008 年中国 17 个省地级市领导数据研究发现，对地方经济增长做出更多贡献的地级市领导能够获得更大的晋升机会，同时发现相比较经济增长，若地级市领导年龄小于 50 岁，则个人能力会显著增加一个人晋升的机会。综合以上文献的结论，可见地级市政府主动举债的背后主要有两方面的动机，一是追求可以明显测度政绩的经济增长动机或者增长压力，二是官员所处的年龄面临的晋升机遇或者晋升压力。因此提出以下假设：

H2: 地方政府经济增长动机(压力)会增强城投债发行的“同群效应”。

H3: 地方官员晋升动机(压力)会增强城投债发行的“同群效应”。

进一步,地级市城投债发行“同群效应”的模仿方式是什么?已有文献表明,地方政府会主动学习其他地级市开发区建设,地方政府面临区域间的竞争越激烈,地方政府就越是倾向于推进开发区建设,证实了开发区建设“同群效应”的竞争性模仿机制(邓慧慧和赵家羚,2018);有学者从非领头企业、低融资约束企业以及连锁董事网络中心度低的企业的模仿行为讨论了过度负债地区“同群效应”产生的潜在机制(李志生等,2018);陆蓉等(2017)从“管理者声誉考虑”和“管理者信息学习”两个方面研究了我国上市公司资本结构“同群效应”产生的机制;中国上市公司企业违规决策的地区“同群效应”主要源于交流式学习和观察式学习的两种模仿作用机制(陆蓉和常维,2018)。本文认为同省当年发行城投债的地级市越多,外部示范效应越强,地级市之间更可能学习模仿这种融资行为。此外,地级市之间的经济竞赛会诱发融资行为的竞争性模仿机制,为了缩小经济发展差距,经济水平较低的地级市更有可能模仿经济发展水平较高地级市的融资行为,经济发展水平较高的地区成为被模仿对象或“领导者”。因此提出以下假设:

H4: 城投债“同群效应”源于学习型模仿机制。

H5: 城投债“同群效应”源于竞争性模仿机制。

进一步分析地方政府债务人行为动机下产生“同群效应”的地区异质性,地方融资平台作为地方政府基建融资的代理人,在地方经济发展水平较高、主动负债空间较大的情况下,地方政府借助融资平台举债的操作性更强,地方政府越有可能主动模仿省内其他地级市发行城投债的融资行为,产生的“同群效应”应该更加明显。东部地区债务增加的主要原因是地区竞争(冀云阳等,2019)。东部地区金融发达,税收资金充裕,地方政府被动负债较少,地级市政府之间可能主要是为了追求经济政绩而主动竞相模仿发行城投债。中西部地区经济相对落后,地级市政府更多的是为了缓解共同事权支出压力而被动举债,中西部省份地级市共同事权支出占财政预算收入占比非常高,主动发行城投债举债的空间较小。因此提出以下假设:

H6: 东部省份的地级市发行城投债的“同群效应”强于中西部省份的地级市。

三、模型设定和数据

(一) 基本回归模型

首先,本文参考 Parsonsetal.(2014)识别同群效应的方法,采用二值变量回归模型,从发债

概率方面检验地级市是否发行城投债存在“同群效应”，设定模型（1）：

$$\Pr(debt_{i,t}) = \alpha + \beta debt_{p,t} + \delta X_{i,t} + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，被解释变量 $debt_{i,t}$ 为二值变量，若地级市*i*在*t*年发行了城投债则取值为1，否则取0；解释变量 $debt_{p,t}$ 表示同省内其他地级市在*t*年发行城投债的比例。关注核心系数 β ，若 β 显著大于0，则表明存在显著的“同群效应”。

然后，参考邓慧慧和赵家羚（2018），采用空间自回归模型（SAR），从发债规模方面检验地级市发行城投债是否存在“同群效应”，设定模型（2）：

$$Y_{i,t} = \alpha + \rho WY_{i,t} + X_{i,t}\beta + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中，被解释变量 $Y_{i,t}$ 表示地级市*i*在*t*年城投债发行情况，用人均发债金额（加1取对数）表示。 $WY_{i,t}$ 为空间滞后项，可以解释为除了地级市*i*之外其他省内相邻地级市发行城投债的平均倾向。关注核心系数 ρ ，若 ρ 显著大于0，则表明存在显著的“同群效应”。

地方政府借助融资平台发行城投债有主动和被动的因素，需要先剔除被动因素。造成地方被动负债的因素主要有以下两个。首先，财政缺口对各地区债务规模具有显著的影响（庞保庆和陈硕，2015）。⁴其次，纵向政府间支出责任下移导致地方政府被动负债（冀云阳等，2019）。首先做 $Y_{i,t}$ 关于财政缺口和共同事权支出责任下移的基本回归，得到残差，剔除被动负债的部分，得到地方政府主动发行城投债的部分，然后进行空间计量模型回归。需要说明的是，上级政府将具有民生事权的支出责任进行下放，进而增加了地方政府的财政压力（卢洪友和张楠，2015）。地级市财政支出主要集中在农林水利事务、教育、社会保障和医疗卫生四个主要方面，大部分地级市的四类财政支出占财政预算收入比重达到80%以上，特别是中西部省份占比更高，可见地级市和市下级政府承担了很大的民生财政支出压力。参考冀云阳等（2019），采用地级市全市四类共同事权人均支出/（全市四类事权人均支出+省本级四类事权人均支出+中央四类事权人均支出）表示共同事权支出责任下移。

$X_{i,t}$ 是地级市经济社会特征的控制变量，参考现有文献（吴小强等，2017；邓慧慧和赵家羚，2018；曹婧等，2019），用以下变量表示：（1）地区经济发展水平，用人均GDP的对数值表示；（2）土地出让规模，用土地出让收入占GDP比重表示；（3）人口密度；（4）产业结构，用地级市第二产业占GDP比重表示；（5）人均固定资产投资额；（6）人均使用外商投资实际金额。发债

⁴ 亦有学者认为财政缺口与地方政府债务规模之间并不存在显著关系，而官员晋升考核机制才是主因（黄春元和毛捷，2015）。

金额和其他用名义货币表示的变量，以 2009 年为基期的省份居民消费指数进行平减，剔除物价因素。模型（1）和（2）加入地级市层面的固定效应和年份固定效应，以控制地级市层面不随时间变化的特征以及全国层面宏观环境变化对所有地级市的共同影响。为减轻异方差，本文对地级市特征变量取对数。

W 是 $N \times N$ 阶空间权重矩阵，其元素 W_{ij} 刻画了地区 i 与地区 j 之间的空间关系。 WY 为空间滞后因变量（ N 阶列向量）； ρ 度量了具有空间相关关系的地级市发行城投债对本地级市发行城投债的影响程度，即本地级市发行城投债的行为与“同群”的策略互动的性质和程度。

本文设立以下三种空间权重矩阵：

①行政相邻权重矩阵。按照行政区域若两个城市同属一个省份，则矩阵元素 W_{ij} 取值为 1，否则为 0（ $i \neq j$ ）。如前文所述，同省份的地级市之间的信息交流更为通畅，在政治标尺竞争的相对政绩考核体制下，同一省份的各个地级市之间很容易成为直接竞争对手。

②同省经济权重矩阵。以城市 i 和城市 j 人均 GDP 差距的倒数来衡量地级市经济相邻距离，即 $W2_{ij} = 1/|PGDP_i - PGDP_j|$ ，（ $i \neq j$ ），否则取 0。因为地方政府借助融资平台发行城投债举债时会左顾右盼，特别是参照与本地级市经济水平相同或者相近地级市的融资方式，在这种相对竞争下地级市政府会相机抉择。

③同省地理权重矩阵。城市间距离越近，交流互动越强，如果 i 地区与 j 地区的空间距离为 d_{ij} ，本文采用同省地级市之间的经纬度距离作为空间距离 d_{ij} ，矩阵元素 $W3_{ij} = 1/d_{ij}$ ，如果 $i = j$ 则取 0。

Lee and Yu（2010a，2010b）和 Lee et al.（2010）提出了具有固定效应的 SAR 面板数据模型的准极大似然估计和用于估计模型的准极大似然方法（QMLE），本文采用 Lee and Yu（2010b）提出的经过正交转换后的准极大似然估计方法，该方法可以消除模型中的个体和时间固定效应，从而得到无偏的估计结果，此外，采用权重矩阵都是外生的，不存在自选择偏误。

（二）影响机制

正如前文的分析，源于经济锦标赛和标尺竞争，地方地府积极主动借助融资平台发行城投债举债获取基建资金，会在一定程度上增强地方政府债务人行为动机下产生的“同群效应”。本文同时考虑经济增长动机和压力、晋升动机和压力的影响，在方程（2）中加入经济增长动机（经济增长压力）、晋升动机（晋升压力）与空间滞后性的交互项， F 表示核心影响因素。

$$Y_{i,t} = \alpha + \rho WY_{i,t} + \theta_1 F \cdot WY_{i,t} + \theta_2 F + X_{i,t} \beta + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

若在空间滞后性的系数 ρ 显著为正的情况下，交互项系数也显著为正，则说明该因素强化了地级市发行城投债的“同群效应”。与省级政府相比，县级政府的政治职能要弱一些，更多的是承担地方经济的职能，上级政府更多地选择经济指标来评价地级市官员，考虑到地方政府的经济政策基本取决于市委书记（杨其静和郑楠，2013），因此本文选择地级市市委书记作为研究对象。

参考已有文献，用地级市的经济增长率（姚洋和张牧扬，2013；陈菁和李建发，2015）或经济增长率的省内排名（杨其静和郑楠，2013）等指标来表示经济增长动机。以经济发展水平和固定资产投资等方面的经济赶超压力表示经济增长压力，经济赶超压力 = 同省排名前一位地级市的经济指标 ÷ 本地级市的经济指标（曹婧等，2019；缪小林等，2017）。此外，地级市土地出让收入对城投债增长具有显著影响，上一年度土地出让收入越高则本年度发行城投债的规模越大（杨继东等，2018）。

在晋升压力方面，用市委书记年龄虚拟变量来反映地级市官员面临的晋升压力（曹婧等，2019；钟宁桦等，2018）。整理地级市市委书记官员数据时发现若市委书记的年龄处于 56 岁以上则基本没有获得实际晋升的可能（本文将地级市市委书记离任后职务为副省长（自治区副主席）、省委常委、省委秘书长、副省级地级市书记之一，则认为得到了实际晋升），市委书记年龄位于 54~56 岁时面临晋升压力符合实际，若市委书记年龄位于 54~56 岁则取 1，否则为 0。在晋升动机方面，一方面从晋升的结果来看，可用市委书记的行政级别变化来定义变量，晋升为 1，降级和平调为 0（邓慧慧和赵家羚，2018）。但考虑到官员晋升更多是对其任期的评价，仅以当年晋升与否来代表晋升动机对当年城投债发行的影响可能不太全面，本文也构造了另一指标，即如果市委书记在该地级市任期结束后为晋升，则在该地级市任期内都赋值为 1。另一方面从晋升的欲望来看，本文的数据样本期间 2009 年至 2015 年，换届时间 2013 年，间隔为 5 年，若地级市市委书记的年龄小于 54 则晋升的可能性更大，晋升的欲望也就更强一些，为在晋升中胜出，更加注重地区经济指标，更有可能模仿城投债融资方式发展经济。

（三）数据和变量

已有文献表明，Wind 口径统计的城投债数据存在一些问题，比如，在不同时点从 Wind 数据库导出的城投债数据差异巨大，并且大量遗漏了融资平台的债券发行信息等等（曹婧等，2019；毛捷等，2019；徐军伟等，2020），该三篇文献基于对融资平台公司的科学精准界定，采用新口径统计地级市层面的城投债数据，修正了银监会和 Wind 口径统计城投债数据存在的缺陷，因此本文使用曹婧等（2019）按照新口径整理的城投债数据，数据跨度为 2006-2015 年，涵盖两千多家平台公司。考虑到 2006-2008 年很多省份只有一个或者两个地级市发债，所以删除了 2006-2008 年的数据。然后以 2009 年为基期，以各省的居民消费价格指数换算出实际价值，得到 2009 年至 2015

年地级市实际发债金额。此外，2008 年金融危机后地方政府由被动的负债转为主动的债务融资（龚强等，2011），所以本文数据期间更符合主动负债阶段。

进一步筛选整理后，得到 2009-2015 年 264 个地级市的面板数据（剔除直辖市，西藏、青海和新疆等省份）。地级市特征变量来自国泰安数据库、EPS 全球统计数据等，对于存在的数据缺失，查询中国城市统计年鉴和中国区域统计年鉴来弥补，尽量涵盖更多的地级市。共同事权中医疗卫生和农林水利支出在中国区域统计年鉴目前只披露到 2013 年的数据（很多论文的实证基本到 2013 年），2014 年和 2015 年的数据通过查阅省级统计年鉴、地级市统计年鉴、地级市财政预算以及相关的国民经济和社会发展统计公报手工整理得到。省本级的四类共同事权支出 2012-2015 年数据来自 Wind，中央本级人均支出来自中国统计年鉴。地级市官员的数据来自国泰安数据库，但是存在很多官员离任后职务的数据残缺，手工查阅百度百科弥补。

表 1：主要经济变量定义

变量	变量含义	计算方式	主要的数据来源
debt _{i,t}	地级市是否发行城投债	-	-
debt _{p,t}	同省内其他地级市发行城投债的比例	同省内发行城投债的其他地级市数量/同省内其他地级市数量	-
lndebt1	人均实际发行城投债金额	换算成 2009 年基期实际发债金额	-
lndebt2	单笔平均发行城投债金额	换算成 2009 年基期实际发债金额	-
lnpgdp	人均生产总值	-	EPS 全球统计数据平台
gdpct2	第二产业占比	-	国泰安数据库
lnpdensity	人口密度	-	国泰安数据库
fgap	财政缺口率	（地方财政预算支出—地方财政预算收入）/地方财政预算收入	国泰安数据库
shift_com	共同事权支出责任下移	地级市全市四类共同事权人均支出/（全市四类事权人均支出+省本级四类事权人均支出+中央四类事权人均支出）	地级市数据来自 EPS 全球统计数据平台，2014-15 年的数据手工收集地级市统计年鉴得到。省本级 2012-2015 来自 Wind，2009-2011 的手工整理财政厅的财政公告。
lnpfasset	人均固定资产投资	-	国泰安数据库
lnpfinvest	人均使用外商投资实际	-	EPS 全球统计数据平台

	金额		
gland	土地出让收入占 GDP 比重	-	EPS 全球统计数据平台
growth_*	相应经济指标的增长率	-	-
pressure_*	相应经济指标的增长压力	-	-
pressure	晋升压力	处于 54-56 岁之间赋值为 1	国泰安数据库
promotion1	晋升动机	当年晋升则赋值为 1	国泰安数据库
promotion2	晋升动机	若离任后晋升，则任期内均赋值为 1	国泰安数据库
promotion3	晋升动机	小于 54 岁赋值为 1	国泰安数据库
learn	外部示范学习	同省当年发行了城投债的地级市数量	-
rank_*	相应经济指标在省内排名	-	-
age	地级市市委书记年龄	年末减出生年月，取整数	国泰安数据库

注：变量前 $\ln$ 为取对数，详细的变量含义以及数据缺失弥补参照前面部分。

表 2：主要变量的描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
debt _{i,t}	1848	0.5189	0.4998	0.0000	1.0000	1.0000
debt _{p,t}	1848	0.5064	0.2726	0.0000	0.5000	1.0000
lndebt1	1848	0.0479	0.0950	0.0000	0.0107	0.9533
lndebt2	1848	1.1860	1.1792	0.0000	1.5067	3.7377
lnpgdp	1848	10.3621	0.5614	8.7450	10.3244	12.0667
gdpc2	1848	50.4995	9.8508	15.1700	50.8050	82.2400
lnpdensity	1848	5.7776	0.8963	1.6034	5.9379	7.8816
shift_com	1848	0.8146	0.0607	0.5622	0.8186	0.9773
lnpfasset	1848	9.9786	0.6818	6.7417	9.9894	12.1353
lnpfinvest	1848	3.9964	1.5603	0.0000	4.0393	7.7386
gland	1848	0.0485	0.0748	0.0007	0.0373	2.6882

fgap	1848	1.6669	1.6579	-0.3512	1.2085	17.0250
pressure	1848	0.2955	0.4564	0.0000	0.0000	1.0000
promotion1	1848	0.0649	0.2465	0.0000	0.0000	1.0000
promotion2	1848	0.2543	0.4356	0.0000	0.0000	1.0000
promotion3	1848	0.6531	0.4761	0.0000	1.0000	1.0000
learn	1848	6.3025	3.7855	0.0000	6.0000	15.0000
age	1848	52.7527	3.4772	42.0000	53.0000	60.0000

四、实证回归结果

（一）基本回归结果

在基本回归分析之前，进行 Logit 和 OLS 回归，以确定城投债发行的影响因素。首先进行是否发债的二值变量 Logit 回归，回归结果显示财政缺口和共同事权支出责任下移对地级市是否发行城投债没有显著的影响。然后进行被解释变量人均发债金额的固定效应回归（用 Hausman 检验了固定效应回归与随机效应回归），从表 3 可以看出在控制了一系列变量后，财政缺口率对人均发债金额没有显著的影响，这与黄春元和毛捷（2015）的结论一致。但是共同事权支出责任下移对人均发债金额是显著的，说明财政分权下，地方承担的四类事权支出压力较大，在一定程度上导致地级市被动发行城投债解决资金困难。此外，第二产业占比对被解释变量也是显著的，系数是负数，这与中国税负中流转税占比较高有关，第二产业占比高，税收比较充足。人均 GDP 的回归系数也是显著的，因为经济发展越快的地区，地方政府发债的空间越大。最后仅进行被解释变量关于财政缺口率和共同事权支出责任下移的 OLS 回归，剔除这两个导致地级市发行城投债的被动因素，生成残差 r_1 。

表 3： 相关因素对城投债发行的 Logit 和 OLS 回归

	Logit	OLS
被解释变量	debt _{i,t}	lndebt1
fgap	0.0120	0.0006
	(0.1244)	(0.0023)
shift_com	4.1052	0.2091***
	(2.6969)	(0.0537)
lnpgdp	-0.2510	0.1237***

	(1.3111)	(0.0139)
gdpct2	0.0416	-0.0046***
	(0.0359)	(0.0005)
lnpdensity	0.7788*	0.0241**
	(0.4096)	(0.0096)
lnpfasset	-0.1594	0.0040
	(0.4332)	(0.0084)
lnpfinvest	0.1267	-0.0019
	(0.1381)	(0.0030)
gland	-3.5402	-0.0116
	(2.5176)	(0.0220)
constant	-	-1.3454***
	-	(0.1099)
城市固定效应	Y	Y
年份固定效应	Y	Y
N	1,533	1,848
R-squared	-	0.2040
Number of id	219	264

注：表中括号内为标准误差。***p<0.01，**p<0.05，*p<0.1。下同。

在基本回归的实证检验前，我们用莫兰指数（Moran's I）分析同省内地级市发行城投债的空间自相关性，莫兰指数的公式如下：

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \quad (4)$$

式（4）中，I 为莫兰指数， W_{ij} 是空间权重矩阵元素， X_i 为观察值，即为上文的“行政相邻”权重矩阵。其一，采用是否发债的概率表示 X_i ，计算得到莫兰指数 $I=0.246$ ，且在 1%的水平下显著为正。其二，采用人均实际发债金额均值表示 X_i ，计算得到莫兰指数 $I=0.122$ ，且在 1%的水平下显著为正。说明地级市不仅在发行城投债的概率上而且在发行城投债的金额上都存在显著的省

份内自相关性。此外，我们采用 Queen 邻接矩阵，具体展示地级市实际发债金额 2009 年至 2015 年的莫兰散点图。从图 2 可以看出，2009-2015 年 Moran's I 均显著大于 0，进一步说明各地级市发行城投债存在空间正相关。

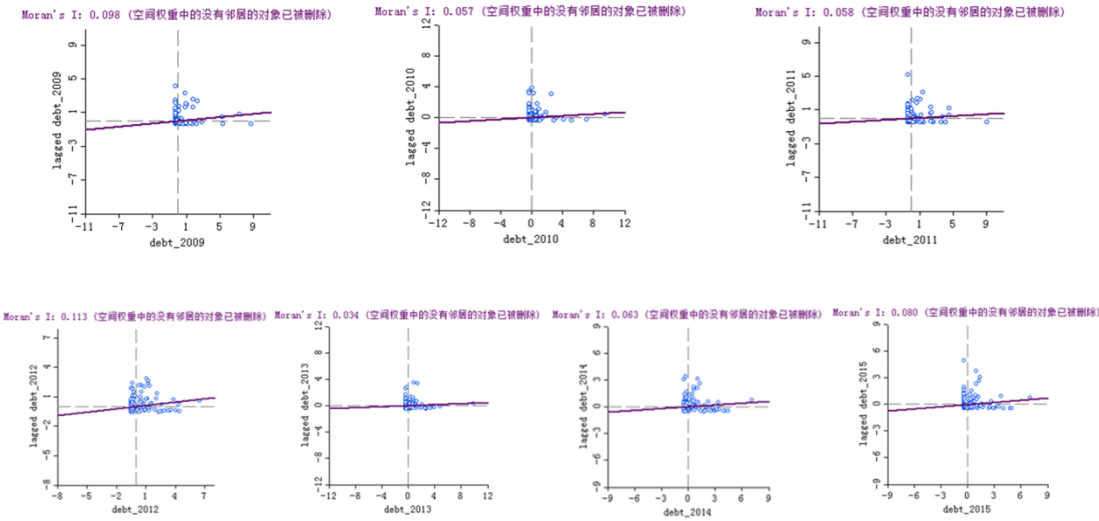


图 2：地级市实际发债金额 2009 年至 2015 年的莫兰散点图

基本回归模型（1）的二值变量模型采用 Logit 回归估计。表 4 结果显示，解释变量 $debt_{i,t}$ 的系数显著为正，第二列系数为 1.4554，意味着同省内其他地级市发行城投债的平均概率每提高 1%，地级市 i 发行城投债的概率便提高 $\exp(0.014554)-1=1.47\%$ 。说明同省内地级市发行城投债的行为存在显著的地区“同群效应”，从是否发行城投债的角度验证了 H1。

基本回归模型（2）的空间计量回归采用准极大似然法估计（QMLE）， r_1 是实际人均发债金额剔除被动因素的残差值，估计结果见表 5。从表 5 可以看出来，空间滞后项系数 ρ 在 1% 的显著性水平下为正，说明同省地级市发行城投债存在显著的“同群效应”，从行政相邻矩阵、同省经济距离矩阵和同省地理距离矩阵三个角度验证了假说 H1：地级市发行城投债与省份内其他地级市发行城投债存在显著的“同群效应”。从被解释变量人均发债金额 r_1 来看，同省经济距离矩阵的系数要大于行政相邻和同省地理距离矩阵系数，可以解释为地级市 j 在第 t 年末城投债发行每增加 1%，相应地，同省内地级市 i 的城投债发行会随之增加 0.2987%，说明同省经济发展水平相近的地级市之间相互模仿举债的策略互动更强。

表 4：“同群效应”基本回归模型（1）估计结果

	Pooled Logit 模型	固定效应面板 Logit 模型
	(1)	(2)
被解释变量	$debt_{i,t}$	$debt_{i,t}$

debt _{p,t}	2.5390***	1.4554***
	(0.2687)	(0.4836)
控制变量	Y	Y
城市固定效应	不控制	Y
年份固定效应	不控制	Y
聚类	地级市	地级市
N	1848	1533

表 5：“同群效应”基本回归模型（2）估计结果

	行政相邻矩阵	同省经济距离矩阵	同省地理距离矩阵
	(1)	(2)	(3)
ρ	0.2854***	0.2987***	0.2571***
	(0.0391)	(0.0292)	(0.0358)
lnpgdp	0.0828***	0.0858***	0.0863***
	(0.0140)	(0.0134)	(0.0139)
gdpct2	-0.0043***	-0.0041***	-0.0044***
	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)
lnpdensity	0.0223**	0.0206**	0.0227**
	(0.0095)	(0.0093)	(0.0095)
lnpfasset	-0.0055	-0.0032	-0.0061
	(0.0083)	(0.0081)	(0.0083)
lnpfinvest	-0.0016	-0.0011	-0.0020
	(0.0029)	(0.0029)	(0.0029)
gland	-0.0048	-0.0070	-0.0058
	(0.0218)	(0.0213)	(0.0218)
城市固定效应	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
N	1584	1584	1584
R ²	0.1514	0.1586	0.1592

极大似然值	2197.8182	2221.1652	2197.7932
-------	-----------	-----------	-----------

（二）影响机制分析

因为人均发债金额是每个地级市的相对指标，能够更好地比较因素对省份内各个地级市的影响，为了进一步分析地级市发行城投债存在的省内“同群效应”，采用同省相邻矩阵。从经济增长动机（压力）和晋升动机（压力）四个维度分析对地级市发行城投债产生“同群效应”的影响。*inter1-inter4* 分别代表 GDP 增长率、财政预算收入增长率、人均 GDP 增长压力、人均固定资产投资增长压力与空间滞后项的交互项；*inter5-inter8* 是晋升动机和晋升压力的变量与空间滞后项的交互项。为表示土地财政对城投债发行的影响，构建 *inter9* 表示土地出让收入占 GDP 比重与空间滞后项的交互项。

根据表 6 和表 7 回归结果，在控制一些变量后，空间滞后因变量的回归系数 ρ 显著为正，说明在控制了经济增长、政治晋升或者土地财政因素后，地级市发行城投债的行为仍然存在显著的“同群效应”，验证了本文基本结论的稳健性。*inter1-inter4* 交互项系数为显著为正，验证了假设 H2：地方政府经济发展（压力）强化了城投债发行的“同群效应”，其中模型（1）的回归系数最大，且在 1%的水平下显著，说明 GDP 增长率对城投债发行的“同群效应”的强化作用更大，这与同省内经济竞赛的“标尺竞争”密切相关。晋升动机和晋升压力交互项的系数都在 1%的水平下显著，验证了假设 H3：地方官员晋升动机（压力）会增强城投债发行的“同群效应”，反映出在目前的晋升机制下，地方官员的晋升激励会增强地级市之间模仿发债，对城投债发行的规模产生了扩大的影响。此外，表示土地财政因素交互项的系数也在 1%的水平下显著，且系数要高于其他因素，说明土地财政政策在很大程度上强化了“同群效应”。

表 6：增长动机和增长压力对“同群效应”影响的检验结果

	经济增长动机		经济增长压力	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ρ	0.1849***	0.2485***	0.0984*	0.1216**
	(0.0466)	(0.0426)	(0.0583)	(0.0574)
<i>inter1</i>	0.1864***			
	(0.0393)			
<i>inter2</i>		0.0521**		
		(0.0212)		

inter3			0.0300***	
			(0.0060)	
inter4				0.0256***
				(0.0057)
控制变量	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
N	1,584	1,584	1584	1584
R ²	0.2142	0.1780	0.2422	0.2342
极大似然值	2209.2830	2201.4509	2211.2281	2208.4143

表 7：晋升动机和晋升压力对“同群效应”影响的检验结果

	晋升动机			晋升压力	土地财政
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ρ	0.2689***	0.2632***	0.2385***	0.2733***	0.1930***
	(0.0395)	(0.0402)	(0.0448)	(0.0398)	(0.0438)
inter5	0.0535***				
	(0.0109)				
inter6		0.0219***			
		(0.0072)			
inter7			0.0132**		
			(0.0055)		
inter8				0.0205***	
				(0.0069)	
inter9					0.2405***
					(0.0399)
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y

N	1,584	1,584	1,584	1584	1584
R ²	0.1670	0.1696	0.1816	0.1658	0.1954
极大似然值	2209.8324	2202.4901	2200.7589	2203.4554	2215.9165

（三）模仿方式检验

下面从外部示范学习机制和竞争性模仿机制进一步剖析“同群效应”的模仿方式。

外部示范学习机制：邓慧慧和赵家羚（2018）发现省内地级市数量越多，地方政府可以从更多其他城市设立开发区的经验当中学习。借鉴该文献，如果省内当年发行城投债的地级市数量越多，那么地方政府可以从更多地级市的发债经验当中学习，构造变量 $learn$ 。

竞争性模仿机制：因为其他城市更有可能模仿经济发展水平较高城市的行为以求缩小经济发展差距，经济发展水平较高的城市更可能成为被模仿对象或“领导者”。中国同省份地级市经济竞赛的空间效应主要存在于具有相似经济排名的城市（Yu et al., 2016）。用同省地级市的经济指标的排名表示竞争性模仿强度，构造变量 $rank$ （经济指标主要有人均 GDP、固定资产）。

$$WY_{i,t} = \alpha + \gamma V_{i,t} + X_{i,t} \beta + \varepsilon_i \quad (5)$$

将 $WY_{i,t}$ 作为因变量，表示城市 i 所在省份的其他地级市在 t 年主动发行城投债的均值； $V_{i,t}$ 为影响“同群效应”的解释变量，主要包含外部示范学习和竞争性模仿。 γ 是对影响“同群效应”因素的度量。

根据回归结果表 8，系数都在 1% 的水平下统计显著，从外部示范学习机制来看，当年发行城投债的同级地级市越多，“同群效应”越强，证明“同群效应”的形成部分是源于外部示范学习机制。此外，地级市为追求人均 GDP 和固定资产投资等经济指标的省内排名，会产生竞争性模仿机制，进一步验证了地方官员为追求经济发展指标获得晋升优势会模仿同省其他城市发行城投债的融资行为以获取建设资金。

此外，考虑到经济发展水平较低的地级市更可能会模仿经济发展水平较高的地级市，根据地级市 2009-2015 年人均 GDP 的均值按 0.50 的分位分成同省内经济发展程度高和程度低的两个组。参考邓慧慧和赵家羚（2018）的方法：

$$Y_{i,t} = \alpha + \theta WY_{i,t} + X_{i,t} \beta + \varepsilon_i \quad (6)$$

其中， $Y_{i,t}$ 为经济发展水平较高（低）地级市发行的城投债， $WY_{i,t}$ 为经济发展水平较高（低）

地级市发行城投债的“同群效应”。

表 9 中，模型 L-L、L-H、H-H、H-L 分别表示经济发展水平较低组之间模仿、经济发展水平较高的地级市对经济发展水平较低的地级市的模仿、经济发展水平较高组之间模仿、经济发展水平较低的地级市对经济发展水平较高的地级市的模仿。可见，L-L 和 H-H 的结果表明两个组内部的地级市之间存在相互模仿。此外，L-H 的系数明显小于 H-L，并且 L-H 的系数最小，为 0.1314，H-L 的系数最大，为 1.2442。说明了经济发展水平较低的“跟随者”更喜欢模仿经济发展水平较高的“领导者”发行城投债的行为，验证了城投债发行的“同群效应”更多的是对经济发展水平较高地级市的模仿行为，经济水平较低的地级市会主动模仿经济水平较高的地级市发行城投债。

表 8：“同群效应”的模仿方式检验

	外部示范学习机制	竞争性模仿机制	
	(1)	(2)	(3)
learn	0.0046***		
	(0.0003)		
rank_pgdp		0.0015***	
		(0.0003)	
rank_fass			0.0011***
			(0.0003)
控制变量	Y	Y	Y
N	1,848	1,848	1,848
R ²	0.2471	0.1490	0.1478
F 值	86.29	46.03	45.58

表 9：“跟随者-领导者”模型检验结果

	L-L	L-H	H-H	H-L
θ	0.4596***	0.1314***	0.3222***	1.2442***
	(0.0561)	(0.0190)	(0.0298)	(0.1669)
控制变量	Y	Y	Y	Y
N	868	868	868	868
R ²	0.2243	0.2049	0.2943	0.3146

id	124	124	124	124
F 值	30.44	27.14	43.91	48.32

（四）地区异质性

根据上文分析：东部地区经济发达，税源充裕，地级市主动负债的空间更大，东部省份的共同事权支出占财政预算收入比重相对较低，地级市之间存在的竞争更可能会促使其主动模仿发行城投债。而中西部金融经济相对落后，为缓解资金缺口压力，地级市政府更多的是被动举债发行城投债，主动发行城投债融资的空间小，因此主动模仿发债的“同群效应”应该相对较弱。东部和中西部的地级市剔除被动负债因素后的回归结果如表 10，东部地区在 1%显著性水平下系数为 0.3018，而中西部地区系数很低且不具有显著性，说明东部地区的地级市在省内主动发行城投债的“同群效应”更强，验证了假设 H6。

表 10：“同群效应”的分区域检验结果

	东部地区	中西部地区
	(1)	(2)
ρ	0.3018***	0.0316
	(0.0646)	(0.0645)
控制变量	Y	Y
城市固定效应	Y	Y
年份固定效应	Y	Y
N	576	1,008
R ²	0.2155	0.1503
Number of id	96	168
极大似然值	688.6664	1555.2705

（五）稳健性检验

考虑到国家发改委对部分城市每年发债次数有所限制，用单笔平均发债金额（发债金额除以发债次数）替换因变量，加 1 取对数。此外，为了缓解内生性问题，采用 SEM 空间回归模型和添加滞后项（考虑到地级市之间学习模仿的时间差，滞后一期）的方法。回归结果如表 11 所示，其中模型（1）（4）（7）展示替换因变量的结果，（2）（5）（8）表示添加滞后项的结果，（3）（6）（9）展示使用 SEM 回归结果。从表 11 的估计结果看，主要变量的系数和符号与表 5 的回归结果大致

一样，验证了基本回归模型结论的稳健性。

此外，考虑样本数据期间的政策因素：2008 年“四万亿”政策、2014 年“43 号文”以及 2015 年政府放松对城投债的监管，本文剔除 2009 年和 2015 年的数据，进行 2010-2014 年的 SAR 和 SEM 回归，结果如表 12 所示，估计结果与本文基本结论相符，说明排除政策因素后本文的基本结论没有改变，验证了基本回归模型结论的稳健性。

进一步识别地级市发行城投债的“同群效应”，关键要区别 Manski (1993) 提出的关联效应、外生效应和内生效应。关联效应是指群组内的个体表现一致，可能是因为他们本身具有相同的基本特征、类似的制度环境或者系统性的外在冲击。两方面可能会导致关联效应，一是群组内成员有相同的偏好，群组内的成员不是随机分配的，可能存在自选择偏误或者由群组有意识挑选成员的问题；二是面临相同的环境，在信息传达和接受上可能存在差异。以省份作为群组，虽然同省份的地级市是纯外生的，没有自选择偏误，即不存在同类地级市的集聚问题，同时，发行城投债的融资信息是共享的，不存在获取信息的障碍，但在地区因素的影响下，面对相同的环境，同省份的地级市发行城投债行为可能会趋向一致，产生关联效应。为解决该识别问题，我们使用安慰剂检验，任意选取一个省份的地级市随机分配到其他省份进行测试，采用反事实推断的方法。

参考郭峰和胡军（2016）的方法，本文做一个基于反事实推断的伪相邻回归。上文实证检验了在政治标尺竞争下同省份内的地级市之间发行城投债存在“同群效应”，那么我们推断省份外的非相邻地级市主动发行城投债的空间互动应该较弱。因此我们把“非相邻”地区视作相邻地区，构造“伪相邻”空间矩阵。在省份外随机选取 $n-1$ 个地级市构造本地级市的“伪相邻”矩阵，其中， n 的取值为样本内某个地级市的同省份地级市数量。如果使用“伪相邻”的空间矩阵后，主动发行城投债的空间滞后项因变量的系数 ρ 仍然显著为正，则说明地级市主动模仿发行城投债很可能来自随机因素或者其他政策，而非“同群效应”。

反事实推断回归结果展示在表 13，剔除被动发行城投债因素后的被解释变量 r_1 的估计系数并不显著为正，说明“伪相邻”地级市是否发行城投债对本地级市主动发行城投债的决策没有显著影响，可见“同群效应”对地级市主动发行城投债产生了很大的影响。这也验证了本文的基本结论，地级市主动发行城投债的相关性不是由其他因素导致的，而是来自“同群效应”。但是在没有剔除被动发行城投债因素下被解释变量 $lndebt1$ 的“伪相邻”矩阵回归系数的显著性水平为 10%，一定程度上说明各省份地级市可能普遍面临着被动发行城投债解决资金需求的困境。

其次，地级市发行城投债的行为会受到该省份内其他地级市的特征因素而非发行城投债行为的影响，即这种模仿是对其他地级市特征因素的学习，而不是对于发行城投债行为的学习，产生

外生效应。为解决该识别问题，我们采用倾向得分匹配法（PSM）的方法，借鉴李志生等（2018），选取任一省份作为实验组，将其他省份的地级市作为对照组。如果两个省份地级市特征存在显著差异，那么这两个省份的地级市负债水平自然也会存在差异。在对样本进行匹配时，我们选取影响企业过度负债率的因素包括财政缺口、支出责任下移、地区经济发展水平、土地出让规模、人口密度、产业结构、人均固定资产投资额、人均使用外商投资实际金额，用 Logit 模型进行回归，得到各个样本的倾向得分，并进一步对样本进行倾向得分匹配（使用核匹配法）。考察不同省区具有同样特征的地级市之间发行城投债是否具有显著差异，如果存在显著差异，说明除了地区特征因素外，还存在其他影响因素。从表 14 可以看出，大部分省份的 ATT 值均显著为正或者显著为负，说明在控制地区因素后，实验组和对照组地级市人均负债确实存在地区差异。

表 11：稳健性检验（替换因变量、添加滞后项、SEM 回归）

	行政相邻矩阵矩阵			同省经济距离矩阵			同省地理距离矩阵		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ρ	0.2429***	0.2648***	-	0.1322***	0.2598***	-	0.2179***	0.2409***	-
	(0.0436)	0.0381	-	(0.0317)	(0.0287)	-	(0.0393)	(0.0346)	-
r_1 滞后项	-	0.4258***	-	-	0.4071***	-	-	0.4265***	-
	-	(0.0263)	-	-	(0.0261)	-	-	(0.0263)	-
λ	-	-	0.2686***	-	-	0.2802***	-	-	0.2455***
	-	-	(0.0410)	-	-	(0.0299)	-	-	(0.0371)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	1584	1,584	1,584	1584	1584	1584	1584	1584	1584
R ²	0.0426	-	0.1756	0.1592	-	0.1719	0.0414	-	0.1756
极大似然值	-2205.84	-	2193.48	-2211.52	-	2214.14	-2205.63	-	2194.33
F 值	-	165.96	-	-	175.65	-	-	166.19	-

表 12：稳健性检验（剔除样本期其他政策影响）

	行政相邻矩阵矩阵		同省经济距离矩阵		同省地理距离矩阵	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)

ρ	0.2623***		0.3071***		0.2431***	
	(0.0504)		(0.0361)		(0.0448)	
λ		0.2395***		0.2911***		0.2271***
		(0.0549)		(0.0376)		(0.0478)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	1,056	1,056	1,056	1,056	1,056	1,056
R ²	0.0272	0.0476	0.0267	0.0461	0.0300	0.0488
极大似然值	1614.0479	1610.3247	1634.2680	1628.6671	1615.5052	1612.1408

表 13：“同群效应”的反事实检验结果

	伪相邻矩阵 1		伪相邻矩阵 2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	r_1	lndebt1	r_1	lndebt1
ρ	0.0757	0.1028*	0.0649	0.0994*
	(0.0552)	(0.0548)	(0.0538)	(0.0538)
控制变量	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
N	1,584	1,584	1,584	1,584
R ²	0.1826	0.3498	0.1814	0.3475
Number of id	264	264	264	264
极大似然值	2174.8247	2189.0589	2174.6153	2189.0121

表 14：各省区地级市发行城投债的平均处理效应

省份	安徽	福建	甘肃	广东	广西	贵州	云南
ATT	0.0172**	0.0054	0.0417**	-0.0245**	-0.0016	0.1025	0.0515*
	(2.00)	(0.27)	(2.47)	(-2.06)	(-0.18)	(1.03)	(1.83)

省份	河北	河南	黑龙江	湖北	吉林	江苏	浙江
ATT	-0.0292*** (5.42)	-0.0163** (-2.18)	0.0035 (0.39)	-0.0209** (-2.43)	-0.0217** (-2.69)	0.0277 (1.03)	-0.032** (-2.11)
省份	江西	辽宁	内蒙古	山东	山西	四川	
ATT	0.0118 (0.93)	0.0033 (0.31)	0.0042 (0.22)	-0.0741*** (-7.69)	-0.0035 (-0.31)	0.0055 (0.75)	

五、结论和政策建议

近年来,作为地方政府融资平台的主要融资方式之一的城投债规模不断增长,债务风险不断凸显,引起了各方的关注,学者们从不同的角度分析城投债扩张的背后原因。本文利用 2009-2015 年 264 个地级市面板数据,剔除地级市被动发行城投债的因素后,从行为经济学的角度实证得出了地级市主动发行城投债存在显著的“同群效应”的结论。并且发现经济增长动机(压力)和晋升动机(压力)会增强这种“同群效应”。进一步分析了“同群效应”的模仿方式,发现存在外部示范学习机制和竞争性模仿机制,并呈现出经济发展水平较低的“跟随者”更喜欢模仿经济发展水平较高的“领导者”发债的特征。最后从东部和中西部分析了“同群效应”的异质性,由于东部地区主动负债的空间更大,所以在地级市相互竞争下,产生的“同群效应”更强。无论是替换因变量、添加滞后项、使用 SEM 回归、剔除其他政策因素,都不影响文章基本结论的成立。

“同群效应”会产生政策加速器和“滚雪球”的作用,一定程度上会放大中央的政策,造成短时间内城投债区域性爆发式增长,可能引致系统性金融风险,理应成为防控隐性政府债务风险不可忽视的因素。本文的研究结论具有以下政策含义。在现有的晋升机制下,地级市之间为追求经济指标产生竞争关系,诱发相互模仿竞争发行城投债的集体非理性行为,所以应该完善和优化地方政府政绩评价体系,科学合理将地方债务风险纳入到评价体系,引导地方政府理性负债,抑制模仿发债的冲动。多方面科学地评价地级市的发展状况,对于违规举债的行为要严肃问责,避免地方政府短视行为的出现,比如,加大对地方政府负债方面的专项审计力度、频次以及处罚力度等,提高地方政府盲目竞争负债的成本。在增强地方建设发展经济的积极性的同时要引导地方政府科学合理举债,而不是盲目竞争负债。此外,推进地方政府融资平台市场化有助于明确城投平台与政府的界限,引导城投平台参与经营项目建设,参与市场竞争,实现融资平台公司的市场出清。

参考文献

- [1] 曹婧、毛捷、薛熠, 2019:《城投债为何持续增长:基于新口径的实证分析》,《财贸经济》第5期。
- [2] 陈菁、李建发, 2015:《财政分权、晋升激励与地方政府债务融资行为——基于城投债视角的省级面板经验证据》,《会计研究》第1期。
- [3] 陈硕、高琳, 2012:《央地关系:财政分权度量及作用机制再评估》,《管理世界》第6期。
- [4] 邓慧慧、赵家玲, 2018:《地方政府经济决策中的“同群效应”》,《中国工业经济》第4期。
- [5] 刁伟涛, 2016:《我国省级地方政府间举债竞争的空间关联性研究》,《当代财经》第7期。
- [6] 龚强、王俊、贾坤, 2011:《财政分权视角下的地方政府债务研究:一个综述》,《经济研究》第7期。
- [7] 黄春元、毛捷, 2015:《财政状况与地方债务规模——基于转移支付视角的新发现》,《财贸经济》第6期。
- [8] 冀云阳、付文林、束磊, 2019:《地区竞争、支出责任下移与地方政府债务扩张》,《金融研究》第1期。
- [9] 贾俊雪、张晓颖、宁静, 2017:《多维晋升激励对地方政府举债行为的影响》,《中国工业经济》第7期。
- [10] 寇宗来、盘宇章、刘学悦, 2015:《中国的信用评级真的影响发债成本吗?》,《金融研究》第10期。
- [11] 李志生、苏诚、李好、孔东民, 2018:《企业过度负债的地区同群效应》,《金融研究》第9期。
- [12] 卢洪友、张楠, 2015:《事权与支出责任相匹配的路径》,《经济研究参考》第36期。
- [13] 陆蓉、常维, 2018:《近墨者黑:上市公司违规行为的“同群效应”》,《金融研究》第8期。
- [14] 陆蓉、王策、邓鸣茂, 2017:《我国上市公司资本结构“同群效应”研究》,《经济管理》第1期。
- [15] 吕健, 2014:《政绩竞赛、经济转型与地方政府债务增长》,《中国软科学》第8期。
- [16] 毛捷、黄春元, 2018:《地方债务、区域差异与经济增长——基于中国地级市数据的验证》,《金融研究》第5期。
- [17] 毛捷、刘潘、吕冰洋, 2019:《地方公共债务增长的制度基础——兼顾财政和金融的视角》,《中国社会科学》第9期。
- [18] 毛捷、徐军伟, 2019:《中国地方政府债务问题研究的现实基础——制度变迁、统计方法与重要事实》,《财政研究》第1期。
- [19] 毛锐、刘楠楠、刘蓉, 2018:《地方政府债务扩张与系统性金融风险的触发机制》,《中国工业经济》第4期。
- [20] 缪小林、王婷、高跃光, 2017:《转移支付对城乡公共服务差距的影响——不同经济赶超省份的分组比较》,《经济研究》第2期。
- [21] 庞保庆、陈硕, 2015:《央地财政格局下的地方政府债务成因、规模及风险》,《经济社会体制比较》第5期。
- [22] 蒲丹琳、王善平, 2014:《官员晋升激励、经济责任审计与地方政府投融资平台债务》,《会计研究》第5期。
- [23] 沈红波、华凌昊、张金清, 2018:《城投债发行与地方融资平台主动债务置换——基于银行授信视角》,《金融研究》第12期。
- [24] 石柱峰, 2015:《地方政府干预与企业投资的同伴效应》,《财经研究》第12期。
- [25] 汪莉、陈诗一, 2015:《政府隐性担保、债务违约与利率决定》,《金融研究》第9期。
- [26] 王永钦、陈映辉、杜巨澜, 2016:《软预算约束与中国地方政府债务违约风险:来自金融市场的证据》,《经济研究》第11期。
- [27] 吴小强、韩立彬, 2017:《中国地方政府债务竞争:基于省级空间面板数据的实证研究》,《财贸经济》第9期。
- [28] 熊琛、金昊, 2018:《地方政府债务风险与金融部门风险的“双螺旋”结构——基于非线性DSGE模型的分析》,《中国工业经济》第12期。
- [29] 徐军伟、毛捷、管星华, 2020:《地方政府隐性债务再认识——基于融资平台公司的精准界定和金融势能的视角》,《管理世界》第9期。

- [30] 杨继东、杨其静、刘凯, 2018:《以地融资与债务增长——基于地级市面板数据的经验研究》,《财贸经济》第2期。
- [31] 杨其静、郑楠, 2013:《地方领导晋升竞争是标尺赛、锦标赛还是资格赛》,《世界经济》第12期。
- [32] 姚洋、张牧扬, 2013:《官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据》,《经济研究》第1期。
- [33] 张路, 2020:《地方债务扩张的政府策略——来自融资平台“城投债”发行的证据》,《中国工业经济》第2期。
- [34] 钟辉勇、钟宁桦、朱小能, 2016:《城投债的担保可信吗? ——来自债券评级和发行定价的证据》,《金融研究》第4期。
- [35] 周黎安, 2004:《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》第6期。
- [36] 周黎安, 2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。
- [37] Banerjee, A.V., 1992, “A Simple Model of Herd Behavior”, *The Quarterly Journal of Economics*, 107(3):797-817.
- [38] Bikhchandani, S., D. Hirshleifer, and I. Welch, 1992, “A Theory of Fads, Fashion, Custom, and Cultural Change as Informational Cascades”, *Journal of Political Economy*, 100(5):992-1026.
- [39] Borck, R., F. M. Fossen, R. Freier, and T. Martin, 2015, “Race to the Debt Trap? — Spatial Econometric Evidence on Debt in German Municipalities”, *Regional Science and Urban Economics*, 53:20-37.
- [40] Case, A. C., H. S. Rosen, and J. R. Hines, 1993, “Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence from the States”, *Journal of Public Economics*, 52(3):285-307.
- [41] Cutler, D. M., and E. L. Glaeser, 2007, “Social Interactions and Smoking”. NBER Working Papers 13477.
- [42] Dougal, C., C. A. Parsons, and S. Titman, 2015, “Urban Vibrancy and Corporate Growth”, *Journal of Finance*, 70(1):163-210.
- [43] Ellison, G., and D. Fudenberg, 1993, “Rules of Thumbs for Social Learning”, *Journal of Political Economy*, 101(4):93-126.
- [44] Foucault, T., and L. Frésard, 2014, “Learning from Peers' Stock Prices and Corporate Investment”, *Journal of Financial Economics*, 111(3):554-577.
- [45] Glaeser, E. L., B. I. Sacerdote, and J. A. Scheinkman, 2003, “The Social Multiplier”, *Journal of the European Economic Association*, 1(2-3):345-353.
- [46] Leary, M. T., and M. R. Roberts., 2014, “Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy?”, *The Journal of Finance*, 69(1):139-178.
- [47] Lee, L. F., X. Liu, and X. Lin, 2010, “Specification and Estimation of Social Interaction Models with Network Structures”, *Econometrics Journal*, 13(2):145-176.
- [48] Lee, L. F., and J. Yu, 2010a, “Some Recent Developments in Spatial Panel Data Models”, *Regional Science and Urban Economics*, 40(5):255-271.
- [49] Lee, L. F., and J. Yu, 2010b, “Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects”, *Journal of Econometrics*, 154(2):165-185.
- [50] Manski, C. F., 2000, “Economic Analysis of Social Interactions”, *Journal of Economic Perspectives*, 14(3):115-136.
- [51] Manski, C. F., 1993, “Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem”, *Review of Economic Studies*, 60(3):531-542.
- [52] Mikesell, J. L., 2010, “Tax Expenditure Budgets, Budget Policy, and Tax Policy: Confusion in the States”, *Public Budgeting & Finance*, 22(4):34-51.
- [53] Parsons, C. A., J. Sulaeman, and S. Titman., 2014, “The Geography of Financial Misconduct”, SSRN Working Papers.
- [54] Popadak, J. A., 2012, “Dividend Payments as a Response to Peer Influence”, *Social Science Electronic Publishing*.

- [55] Salmon, P., 1987, "Decentralization as an Incentive Scheme", *Oxford Review of Economic Policy*, 3(2):24-43.
- [56] Thushyanthan, B., 2012, "Soft Budget Constraints and Strategic Interactions in Subnational Borrowing: Evidence from the German States, 1975-2005", *Journal of Urban Economic*, 71(1):114-127.
- [57] Wu, J., Y. Deng, J. Huang, R. Morck, and B. Yeung, 2013, "Incentives and Outcomes: China's Environmental Policy", NBER Working Papers 18754.
- [58] Yao, Y., and M. Zhang, 2015, "Subnational Leaders and Economic Growth: Evidence from Chinese Cities", *Journal of Economic Growth*, 20(4):405-436.
- [59] Yu, J., L. A. Zhou, and G. Zhu, 2016, "Strategic Interaction in Political Competition: Evidence from Spatial Effects across Chinese Cities", *Regional Science and Urban Economics*, 57:23-37.
- [60] Zhang, Z., and Y. Xiong, 2019, "Infrastructure Financing" in Marlene Amstad, Guofeng Sun and Wei Xiong (Ed): *The Handbook of China's Financial System* (forthcoming in Princeton University Press).

The “peer effects” under the behavioral motives of local government debtors:

Evidence from issuance of municipal investment bonds

Zhong Teng Yang Xuebin Wang Changyun

Abstract: To prevent local government debt risks, it is not only necessary to strictly control the red line for local government debt, but more importantly, to straighten out and standardize the behavioral motives of debtors. Based on the panel data set of 264 prefecture-level cities in China and municipal investment bonds, this paper studies the causes behind the expansion of local implicit debt from the perspective of behavioral economics, aiming to address, in addition to the passive influence of the mismatch of financial power and administrative power, whether local governments have active debt-raising behavior and the underlying motives. We find that there are significant "peer effects" in the binary choice of whether prefecture-level cities issue municipal investment bonds. Further, after removing the factors of passive issuance of municipal investment bonds by prefecture-level cities, using quasi-maximum likelihood estimation method, we apply spatial econometric methods to show that there are also significant "peer effects" in the scale of active issuance of municipal investment bonds by prefecture-level cities. Economic development motivation (pressure) and promotion motivation (pressure) would enhance the "peer effects". There are external demonstration learning mechanism and competitive imitation mechanism, and "followers" with lower level of economic development prefer to imitate "leaders" with higher level of economic development to issue bonds. The analysis of regional heterogeneity shows that since the eastern region has more space for active borrowing, the "peer effects" of competing bond issuance are stronger in the prefecture-level cities of eastern China. The "peer effects" under the behavioral motives of local government debtors provide a new perspective for explaining why the scale of municipal investment bonds continues growing, broaden the understanding of China's municipal investment bonds, and provide policy implications for controlling local government borrowing behavior to reduce local implicit debt risk.

Keywords: Municipal Investment Bond; Peer Effects; Local Government Debt Risk; Behavioral Economics



中国人民大学国际货币研究所
INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn