

# 地方债搭售合约与发行利率异象<sup>\*</sup>

王剑锋 吴 京

**内容提要:**基于要素市场尚未充分市场化以及地方政府对银行具有行政干预能力的基本事实,同时结合地方政府行为动机的不可验证性,本文将我国地方债交易界定为“存在行政干预的搭售合约”,并以此来阐释地方债发行利率异象的形成机制。进一步,利用2015—2018年3824条地方债数据对理论假说进行检验,得到如下结论。第一,在经济互惠影响机制作用下,地方政府所控制的经济资源越多,地方债发行利率异象就越显著。第二,在行政干预影响机制作用下,地方政府干预能力越强,对双方经济互惠搭售合约收益分配比例的扭曲程度就越高。地方政府的财政压力则对行政干预效应具有促进作用。第三,行政干预效应受地区制度质量影响。本文所做的研究既有利于相关政策的完善,也可为金融市场与其他要素市场间内在关联的分析提供启示。

**关键词:**地方债 搭售合约 经济互惠 行政干预 制度质量

**作者简介:**王剑锋,对外经济贸易大学金融学院教授、博士,100029;

吴 京(通讯作者),对外经济贸易大学金融学院博士生,100029。

**中图分类号:**F812.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2020)06-0051-14

## 一、引 言

我国地方政府债券(以下简称地方债)在信用风险和流动性方面均劣于国债,其发行利率本应高于同期国债,但在实践中出现了地方债利率明显低于国债利率的异象。从实践情况看,2015年以前,中国地方债发行规模还比较小,其发行利率低于同期国债利率的问题并不显著。<sup>①</sup>但在此之后,随着各省及直辖市全面实施自主发债,我国地方债发行规模骤然增加,发行利率异象问题的影响变得愈加突出,有关部门不得不采取措施进行“纠正”。财政部在2015年和2016年分别对采用定向承销方式和招标方式发行的地方债投标利率下限做出明确规定。然而,由此产生的后果是,新发行地方债的实际利率大多位于规定的投标利率区间下限,这意味着发债过程仍然受到较大程度的“干扰”。为此,财政部于2018年5月发布《关于做好2018年地方政府债券发行工作的意见》(财库〔2018〕61号),明确限制地方财政部门以“指导投标”“商定利率”等方式压低地方债定价,

\* 基金项目:对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金“地方债搭售合约与发行利率异象”(19YB07)。作者感谢匿名审稿人提出的宝贵建议,文责自负。吴京电子邮箱:15210566135@163.com。

① 2018年之前,地方债的月均发行利率多次低于国债月均发行利率。Wind客户端数据显示,2015年发行的地方债中,有86只地方债的发行利率低于同期国债收益率,2016年和2017年分别为51只和35只,共涉及25个省、自治区、直辖市。

但并未产生显著效果。随后,2018年8月,财政部开始对地方债发行利率进行窗口指导,要求地方债投标利率不得低于发行日前5个工作日同期国债收益率均值上浮40BP,这一举措虽然显著提高了地方债发行利率,但在一定程度上带来了地方债发行利率过高的问题。<sup>①</sup> 2019年初,财政部又对该政策做了进一步完善,将其变更为“国债利率5日均值上浮25BP”。即便如此,与地方债发行利率异象有关的不利影响很可能依旧存在:一是地方政府在此浮动区间范围内仍有干预空间;二是由行政命令确定的浮动范围也可能因某种大的冲击而不再有效,并产生干扰金融市场的不良套利机会。

在当前情况下,进一步研究地方债发行利率异象问题,至少具有两个方面的现实意义。第一,作为金融市场重要定价基准的地方债,本应以一种市场化的方式进行定价,但在实践中呈现利率异象这样的非市场化方式,有关部门不得不通过窗口指导等途径对此进行干预。故而,廓清地方债“非市场化”定价的微观机理,能够为完善地方债利率形成机制的市场化改革提供启示,并有利于整个金融市场定价机制市场化水平的提高。第二,地方债与预算管理和财政风险紧密相关,合理认识地方债利率异象的成因,有利于中央政府制定更为有效的地方债管理制度来防控地方财政风险,从财政管理角度夯实地方债市场化的微观基础。总的来说,本文尝试为提高我国地方债发行的市场化水平提供学术支持。

为准确廓清我国地方债发行利率异象的成因逻辑,本文需回答以下问题:第一,应该采用何种理论方法或分析框架来研究地方债发行利率异象?第二,在地方债发行利率异象的分析中,应该考虑或融入哪些因素或视角?第三,怎样看待异象的合理性或不合理性?第四,如何提高地方债发行的市场化水平?

本文的理论逻辑和研究路线设计如下。首先,采用同时包含经济互惠与行政干预两类作用渠道的搭售合约框架,对地方债非市场化定价的微观机理进行理论层面的分析。在要素市场化还不够充分的背景下,以政府存款为代表的地区经济资源受到价格管制。为获得“本应”享有的收入份额,地方政府实施了搭售合约,将地方债及其掌控的经济资源进行捆绑,可视为经济互惠机制。除此之外,为缓解财政支出压力,地方政府还可能通过行政干预手段来改变政银间的收益分配比例,但其影响程度又受到制度质量的制约。其次,利用我国2015—2018年发行的地方债样本数据,对理论分析部分提出的三个假说进行验证。最后,根据理论分析和实证结果,提出若干政策建议。

本文的边际贡献主要体现在两个方面。第一,以搭售合约为基本分析工具,将地方债发行利率异象纳入兼具“经济互惠与行政干预”两大视角的分析框架。前者将利率异象归因于要素市场化程度还不够充分以及地方政府经济资源价格受到管制的现实,后者则强调地方政府凭借其政治地位所进行的强制性收入分配。已有文献并未对此进行有效区分,故而在一定程度上混淆了以上两种作用渠道。相比之下,本文则进一步区分了以上两类影响机制,是对已有文献的有益补充。第二,在上述框架基础上,本文提出了若干兼具理论与现实含义的理论假说,并利用地方债数据进行计量检验,以期为政府相关政策的完善提供启示。

<sup>①</sup> 华尔街见闻首席经济学家邓海清根据“资本溢价 = 风险权重系数 × 资本充足率 × 资本利润率”测算出地方债的合理溢价是30BP,因此财政部窗口指导的40BP会产生10BP的让利。招标倍数高达40倍,市场表现出强烈的投资需求,也能印证上浮40BP过于高了。详见 <https://dwz.cn/QlAiVnxq>。

## 二、文献评述与理论分析

### (一) 我国地方债发行利率异象成因的文献评述

关于我国地方债发行利率异象的成因,主要有三种观点:隐性担保观、关系型合约观和政府干预观。支持隐性担保观的研究认为,当地方政府出现债务困难时,中央政府会出手救助,这会降低地方债违约风险,导致地方债收益率趋近于同期国债收益率(Acharya等,2017;王永钦等,2016;罗荣华、刘劲劲,2016)。基于关系型合约能够降低融资成本的理论逻辑(青木昌彦,2001;Berger等,2001;Boot和Thakor,2000),关系型合约观认为中国的地方债融资是关系型合约,在风险控制方面优于规则型合约(或交易型合约),能够有效减少交易费用和风险溢价,从而降低地方债发行利率(Li,2003;王永钦,2006)。政府干预观将地方债发行利率过低归因于地方政府干预。面临政治晋升锦标赛激励的地方政府,一直存在干预地方资源配置的动机和能力(谭劲松等,2012)。王治国(2018)认为,地方政府掌握对财政存款等经济金融资源的控制权,故而能够干预信贷市场,通过将政府干预模型化为“隐性补贴”,从理论上证明“隐性补贴”会降低地方债发行利率。刘天保等(2017)、巴曙松等(2019)均将地方政府给予中标银行的财政存款承诺界定为行政干预,同时刘天保等(2017)进一步指出,利率异象会随着财政存款规模的扩大而变得严重,行政干预机制的有效性则受到地区金融环境的影响,金融环境越差,该机制的有效性就越强。

已有研究丰富了学界对地方债发行利率异象的理解,但隐性担保观和关系型合约观只能说明地方债利率会低于公司债利率,而无法为地方债发行利率的中国式偏离提供有效解释。政府干预观则存在两个问题:一是通过延续信贷资金财政化的逻辑似乎解释了地方债价格异象的可能性,但地方债流标现象又暗示这并非异象的唯一成因,地方债交易中很可能还存在行政干预以外的逻辑;二是王治国(2018)、刘天保等(2017)和巴曙松等(2019)虽然注意到地方资源对地方债定价的跨市场影响,将地方政府存款低于市场利率的部分视作对商业银行高价购买地方债的补贴,但由于未对经济互惠与行政干预进行有效区分,把原本属于经济互惠范畴的隐性补贴当作了行政干预,这无疑会给利率异象的合理性判断带来干扰。

### (二) 发行利率异象的搭售合约逻辑

尽管前期成果观点各异,但比较能达成共识的是,地方债是一个至少涵盖具有相互联系的两个领域的综合性交易:一个是地方债交易;另一个是“具有财政补贴性质的地区经济资源交易”。在研究范式选择方面,涉及以上“关联交易”的理论模型包括互惠理论(Stigler,1963;Williamson,1985)、核心-辅助交易(Greif,2006)、关联博弈(青木昌彦,2001)以及搭售(Bowman,1957)。但必须指出的是,前三类分析框架均聚焦于怎样治理“签约后”处于优势地位一方的道德风险问题。然而,中国的地方债问题似乎更复杂,以财政存款为例,地方政府之所以会以低于所谓“市场利率”的水平把资金存入银行,为银行提供某种“财政补贴”,可能并非地方政府的主观意愿,而是利率管制这一客观条件所致。在此背景下,地方债利率异象可能仅仅是地方政府为了挽回自己的应得份额而导致的。实际上,这更加符合搭售的逻辑。沈永建等(2018)提出的“留存贷款”隐性合约,与此亦有类似之处。

根据Adams和Yellen(1976)、Schmalensee(1982)的搭售思想,企业生产两种产品,产品1是竞争性产品,产品2具有垄断性,如果消费者关于产品2的保留价值较高,那么企业将两个产品捆绑在一起出售就优于分别出售。因为企业将从对产品2保留价值较高但对产品1保留价值较低的消

费者那里获取更多的剩余。Williamson(1985,2002)提出,不同性质的交易应匹配不同的治理机制,最优的治理机制是交易费用最小化的合约选择。地方债合约至少包含以下两种类型:一是高度市场化的美国模式;二是市场化还不够充分的中国模式。受益于金融市场良好的交易环境,美国的地方债发行市场化程度很高,而我国的地方债发行受到诸多社会经济条件的制约,市场化水平还比较低。与美国相比,我国地方债的投资者主要是商业银行而不是个人,<sup>①</sup>银行偏好有利可图的地区经济资源,而我国不少要素的市场化程度还不够充分,地方政府掌握的部分经济资源在定价方面也存在很多约束,在供小于求时因面临价格上限的管制而无法充分实现自己的收益。因此,掌握地区资源配置权的地方政府,具有通过实施搭售实现收益最大化的动机。将地区经济资源和地方债捆绑交易,<sup>②</sup>能够通过压低地方债的发行利率来补偿地方政府在地区经济资源交易中的“损失”。<sup>③</sup>

进一步分析,地方债与地区经济资源搭售合约的定价可能存在两种影响机制:经济互惠与行政干预。前者是市场自发条件下的地方政府与银行间的经济互惠。地方政府为规避价格上限管制而提升总收益水平,通过搭售合约实现所谓间接的市场化定价,这是地方政府“联手”商业银行与中央有关部门之间博弈的结果。后者则是地方政府为应对财政支出压力而凭借政治权力实施的强制性收入分配。地方政府是具有政治权威的特殊交易主体,拥有强制力,对规则有制定和弹性使用的权力。通过行政干预手段可进一步压低地方债发行利率,将部分财政负担转嫁给银行,银行实际获得的收益会因此而低于经济互惠机制决定的份额。无论是经济互惠还是行政干预渠道,在制度质量较低的经济体中,地方政府的行为都具有不可验证性,故而地方债搭售交易兼具不完全合约的属性。

### (三)经济互惠与利率异象

经济互惠指的是地方政府作为普通市场主体与银行间的交易治理机制。地方政府掌握着部分重要经济资源的控制权,包括大量“对银行有价值”的经济资源。政府存款、地方大型优质项目贷款权、出让土地使用权等均会影响商业银行的经营绩效。银行对地方政府的“经济依赖”主要体现在地方政府是个大客户,不仅是存款人,而且是用款人,还是诸多对银行来说非常重要的投资机会如何分配的决定者。银行只有维护好与地方政府的关系,才能获得更多的投资机会。与此同时,商业银行为地区经济建设提供资金支持,表现形式由以发放贷款为主转变为购买地方债。商业银行在经营与发展过程中有求于地方政府的支持,而地方政府需要银行提供资金支持,这是双方搭售逻辑所依托的经济基础。

然而,我国地区经济资源价格往往受到中央政府的管制,以政府存款为例,政府存款规模较大,但在利率方面未充分实现差异化,存款利率上限受到中国银行业协会自律工作委员会约束,导致很多情况下实际利率不能反映其真实价值。此外,双方的合约是不完全合约,地方政府有多种理由拒绝银行以管制范围内的存款利率发出的邀约,而且这些理由的真实性不能被第三方所观察和验证。根据参照点合约理论(Hart 和 Moore,2008),地方政府将财政存款应有的市场化利率水平作为参照

<sup>①</sup> 我国地方债最主要的投资者是商业银行。中央结算公司登记托管的地方债数据显示,2015年末至2018年末,商业银行持有的地方债规模分别为4.46万亿元、9.36万亿元、12.76万亿元和15.33万亿元,占比分别为92.34%、88.13%、86.53%和84.82%。本文研究聚焦于地方政府和银行之间的交易。

<sup>②</sup> 除地方债交易以外,地方政府与银行之间还涉及多项其他交易,本文将其统称为地区经济资源交易。

<sup>③</sup> 实践中,地方政府与银行之间的搭售合约主要体现为隐性契约关系,但在一定程度上朝显性化方向发展。例如,巴曙松等(2019)指出部分地方政府将商业银行地方债的承销规模及承销期数作为财政存款分配权重的一个重要考核因素。

点,在管制存款利率低于市场利率的情况下,为吸引地方政府参与,必须通过其他渠道进行补偿。地方政府实施搭售合约,能够通过压低地方债发行利率的方式弥补政府存款利率过低造成的收益损失。

王治国(2018)在分析地方债利率异象问题时,同样提出地方政府由于掌握着财政存款等经济资源的控制权,从而影响承销商在地方债发行市场中的报价行为,但他将“地方政府利用对当地经济资源的垄断能力影响地方债的定价行为”界定为政府干预。根据本文的上述分析,这是不准确的。企业的某个垄断行业受到价格管制时,也可以借助对该行业的垄断能力影响另一个市场的市场价格,从而实现总体效用的提升。卡尔顿和佩罗夫(1998)给出了一个与此相关的例子,假设政府对钢铁的管制价格低于供需相等时的均衡价格,差值是5美元,那么企业可以要求购买钢铁的客户同时以5.25美元的价格购买成本为0.25美元的铅笔,即用搭售合约的治理机制避免了企业因钢铁价格受到管制而产生的收益损失。按照上述逻辑,在经济互惠搭售机制下,地方政府的议价能力取决于地区经济资源的多寡,即地方政府掌握的地区经济资源越多,压低地方债发行利率的能力就越强。由此本文提出假说1。

假说1:在经济互惠影响机制作用下,地方政府掌握的地区经济资源越多,地方债发行利率异象就越显著。

#### (四)行政干预与利率异象

行政干预是地方政府区别于普通发债主体的一个特殊的“交易者特征”,特殊性体现为具有强行改变交易环境中部分交易规则的能力。在一定意义上,可将其视为地方政府利用政治势力强行“收税”,即通过改变双方在经济互惠搭售合约中的收益分割比例,得到一个更加有利于地方政府的分配结果。而地方政府之所以具有行政干预的能力,主要是因为它拥有一定的自由裁量权,直接影响甚至决定着当地银行的营商环境,比如查处乱收费。大多数情况下,很难区分这些检查是正常履职还是对银行不听从地方政府指令的“报复性惩罚”。故而,从行政干预角度看,地方政府与银行之间的交易也是不完全合约,合约状态无法被作为第三方的中央政府所观察并验证。银行只能在以零利率为底线的前提下接受地方政府的要求,在双方按照市场公允情况对收益进行分配的基础上进一步让利。

此外,虽然地方政府具有行政干预能力,但行政干预手段的实施在很大程度上受到财政压力的影响(宋艳伟,2011;曹春方等,2014)。中国的地方财政不仅仅是“吃饭财政”,还具有建设型财政的功能,地方政府不光做守夜人,还扮演着区域建设者的角色。但由此也导致地方政府具有旺盛的融资需求,并积累了较高的债务余额。财政压力过高会增强地方政府行政干预的动机,进一步提高搭售合约收益分配比例的扭曲程度,以缓解财政压力。为求“生存”,银行在一些情况下不得不接受上述安排,表面上看似乎是偏离了利润最大化的目标,其实则仅仅是在“更高税负”条件下实现利润最大化的行为选择。巴曙松等(2005)、Charumilind等(2006)关于“在行政干预的情况下,银行会放弃利润去满足政治目标”的说法也体现了这样的逻辑。由此本文提出假说2。

假说2:在行政干预影响机制作用下,地方政府干预能力越强,对双方经济互惠搭售合约收益分配比例的扭曲程度就越高,并且地方政府的财政压力对行政干预效应具有促进作用。

地方政府是否通过以及在多大程度上通过行政干预来纾解自身财务困境,取决于其面临的制度约束或制度质量。也就是说,行政干预实际效力的大小,在一定程度上取决于交易环境中制度质量的高低。由于地方政府的行为动机无法被完全观察到,因而它与银行间的行政干预合约是不完全的,但其不完全的程度则会受到制度质量的影响。制度质量越高,该合约的不完全程度或地方政府行为动机的信息不对称程度就越低。在一国内部,不同地区的政府干预程度会受各区域不

同制度质量的制约。谭劲松等(2012)也曾对此进行过讨论。本文所关注的制度质量,至少应包含政府与市场的关系、法律制度环境、市场经济秩序、金融发展程度、财政透明度、信用环境等维度。这些因素对地方政府干预“政银收入分配”具有制约作用。具体来说,完善的法律制度、良好的市场经济秩序和信用环境、较高的金融发展水平和财政透明度,有助于从不同的方面压缩地方政府的自由裁量空间,并由此约束其行政干预能力。因此,我们认为制度质量对行政干预效应具有影响作用,由此本文提出假说3。

假说3:行政干预效应受地区制度质量影响。高水平的制度质量有助于抑制行政干预对经济互惠搭售合约收益分配比例的扭曲程度。

### 三、样本选择和研究设计

#### (一) 样本选取和数据来源

我国地方债发行利率异象自2009年就已经存在,但由于2009—2014年地方政府特征的相关数据无法从公开渠道获得,同时考虑到此期间地方债发行规模远小于2015—2018年,且样本数量少,因此本文仅选取2015—2018年发行的地方债作为实证样本。由于部分发债地区涉及的核心指标数据也无法从公开渠道获得,因此将这些地区的债券样本剔除,包括宁波、厦门、大连、青岛4个计划单列市,以及深圳、西藏。最终样本包含3824只地方债,覆盖30个省(自治区、直辖市)。本文样本为混合截面数据,主要来源于Wind数据库和各个地方政府官网,国债收益率和中央对地方的转移支付数据来自财政部网站。

#### (二) 实证模型设计和变量定义

为了检验上述三个理论假说,本文主要使用稳健标准误的OLS回归方法,以排除截面数据常见的异方差问题,并且已确保没有多重共线性问题。假说1的计量模型设置如下:

$$\begin{aligned} drate = \beta_0 + \beta_1 resource + \beta_2 gov + \beta_3 czyl + \beta_4 scale + \beta_5 maturity + \beta_6 market + \beta_7 type + \\ \beta_8 lnrevenue + \beta_9 fzl + \beta_{10} lnave_gdp_cpi + \beta_{11} m2\_growthrate + \gamma_1 + \gamma_2 + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $\gamma_1$ 是月份固定效应, $\gamma_2$ 是地区固定效应, $\varepsilon$ 为随机误差项。被解释变量(*drate*)是地方债发行利差,即地方债发行利率与相同期限国债利率的差值,我们使用三种测算方式,用地方债发行利率(*rate*)分别减去当天相同期限的国债收益率、发行前5个工作日相同期限的国债收益率均值(*rate 5*)和发行前10个工作日相同期限的国债收益率均值(*rate 10*),分别用符号*drate0*、*drate5*、*drate10*(单位:%)表示。

*resource*表示地区经济资源规模。本文研究设计的一个难点在于如何测度地方政府所掌握的有利于银行的经济资源规模。在市场经济及要素市场还不是特别完善的情况下,地方政府与银行之间存在诸多的互惠领域,该领域的广度几乎与营商环境所涉领域相同。在这种情况下,很难找到一个系统性的能够涵盖所有方面的指标,并且还存在各种难以度量的隐性经济资源。因此,我们只能在可测度的基础上,选取两个具有代表性的数据作为搭售合约中地区经济资源的代理指标,分别是政府性存款(*govdeposit*)和收费高速公路贷款(*gonglu*)。政府性存款是目前学界采用最多的指标,已有文献关于政府性存款是地方政府掌控的一项重要的经济资源的观点已形成共识(刘天保等,2017;刘俏,2017;王治国,2018)。收费高速公路具有政府背景,对于银行来说,收费高速公路贷款是风险低、规模大的优质贷款,因此商业银行有动机竞争收费高速公路贷款权。与政

府性存款具有类似的逻辑,银行所能实现的隐性收益的多少与收费高速公路贷款规模的大小正相关。为了消除区域经济发展规模的异质性影响,我们分别使用政府性存款和收费高速公路贷款占GDP的比重作为地区经济资源规模的代理指标。

*gov* 表示行政干预。地方债的发行利率受多方面因素的影响,既包括全国性的,也包括地区的,因而同一地方政府对当年发行的每一只地方债的行政干预可能会存在差异。全国性的影响主要是政策冲击会使得各地行政干预情况有所波动,但也是围绕均值水平波动,各地行政干预的相对强弱不会发生重大变化。另外,也可能受到地区性因素的影响。例如,省级财政年度吃紧,对各地补贴减少,则有可能通过行政干预手段进一步压低地方债发行利率。当然,即便是地区性影响因素,也可以细分到地市、县。但鉴于目前我国地方债的发行主体仍限于省(自治区、直辖市)级地方政府层面,我们只能将地区差异的力度选择为省级。这固然与理想情况有一定偏差,但考虑到各省综合发展水平的差异以及省级政府在省域范围内的统筹作用,省级区划之间的差异性还是存在的。此外,已有文献主要以《中国分省份市场化指数报告》发布的政府与市场的关系(黎凯、叶建芳,2007;王珏等,2015)以及财政支出占GDP的比重(陆铭、欧海军,2011;颜廷峰等,2019)作为行政干预的代理指标。本文采用政府与市场的关系(*gov1*)进行基础回归,用财政支出占GDP的比重(*gov2*)做稳健性检验。

*czyl* 表示财政压力。学术界对地方政府财政压力并没有完全统一的测量口径,常规的方法是采用财政缺口进行测度,即(地方政府预算内财政支出 - 预算内财政收入)/预算内财政收入(王佳杰等,2014;唐云锋、马春华,2017)。本文将财政缺口作为财政压力的代理指标(*czyl1*)。现实中地方政府每年获得来自中央的转移支付,且预算内财政收支缺口越大的地区往往得到的转移支付金额也越多,由此在一定程度上减轻了地方政府财政压力,使得实际财政缺口可能并不存在。对此,我们将转移支付与财政收入进行加总,重新计算财政缺口,得到财政压力的代理指标(*czyl2*),回归结果显著则更能确保实证结果的稳健性。我们还使用2018年财政部首次发布的财政困难系数(*czyl3*)进行稳健性检验。<sup>①</sup>

*schzs* 表示制度质量。已有文献针对不同的问题,使用腐败程度(Knack 和 Keefer, 1995; Acemoglu 等, 2001; 周黎安、陶婧, 2009)、产权保护(Knack 和 Keefer, 1995; Acemoglu 等, 2001; 郑辛迎等, 2014)、法治水平(Levchenko, 2004; Feenstra 等, 2013)、政府质量(陈德球等, 2011)来衡量制度质量。本文使用中国经济改革研究基金会国民经济研究所编制的中国分省份市场化指数作为制度质量的代理指标(樊纲等, 2011; 邓宏图、宋高燕, 2016)。<sup>②</sup> 该指标是衡量地区制度质量的一个综合性指标,且其涵盖的政府与市场关系、市场中介组织的发育和法律制度环境以及金融业市场化的分指标均与本文所述的与行政干预相关的制度质量应包含的内容接近。但使用该指标也存在一定缺陷,即该指标未包含财政透明度和信用环境。为此,本文还分别考察了财政透明度和信用环境对地方债发行定价的行政干预机制的影响。

本文还涉及债券特征、地区特征和宏观经济环境的控制变量。债券特征的控制变量包括发行规模(*scale*)、债券期限(*maturity*)、发行市场(*market*)和债券类型(*type*)。<sup>③</sup> 地区特征的控制变量包

<sup>①</sup> 财政部发布的财政困难系数在衡量地方政府财政压力方面更为客观,但缺陷是只有1年的数据,因此本文仅用其进行稳健性检验。

<sup>②</sup> 数据来源于《中国分省份市场化指数报告(2018)》。

<sup>③</sup> 发行市场(*market*)定义:是否同时在银行间债券市场和交易所上市,是=1,否=0。债券类型(*type*)定义:一般债=1,专项债=0。

括财政收入( $\ln revenue$ )、人均 GDP( $\ln ave\_gdp\_cpi$ )、负债率( $fzl$ )。<sup>①</sup> 宏观经济环境的控制变量为 M2 增长率( $m2\_growthrate$ )。

为了检验假说 2,本文在实证模型(1)的基础上,加入地区经济资源规模与行政干预的交互项( $resource \times gov$ ),考察行政干预对经济互惠搭售合约分配比例的扭曲作用,构建模型(2)。可将  $resource \times gov$  视作“行政干预效应”,即行政干预对交易双方经济互惠收益分配比例的扭曲作用。此外,借鉴魏明海等(2017)的模型设置方法,在模型(2)的基础上,加入行政干预效应与财政压力的交互项( $resource \times gov \times czyl$ ),进一步验证财政压力对行政干预效应具有促进作用。

$$drate = \beta_0 + \beta_1 resource + \beta_2 resource \times gov + \beta_3 gov + \beta_4 czyl + \beta_5 scale + \beta_6 maturity + \beta_7 market + \beta_8 type + \beta_9 \ln revenue + \beta_{10} fzl + \beta_{11} \ln ave\_gdp\_cpi + \beta_{12} m2\_growthrate + \gamma_1 + \gamma_2 + \varepsilon \quad (2)$$

$$drate = \beta_0 + \beta_1 resource + \beta_2 resource \times gov + \beta_3 gov + \beta_4 resource \times gov \times czyl + \beta_5 czyl + \beta_6 scale + \beta_7 maturity + \beta_8 market + \beta_9 type + \beta_{10} \ln revenue + \beta_{11} fzl + \beta_{12} \ln ave\_gdp\_cpi + \beta_{13} m2\_growthrate + \gamma_1 + \gamma_2 + \varepsilon \quad (3)$$

为了检验假说 3,本文根据制度质量( $schzs$ )的高低将样本中 30 个地区平均分为两组,再根据模型(2)对两组数据分别回归,重点比较模型(2)中行政干预效应( $resource \times gov$ )系数的变化。

### (三) 描述性统计

表 1 报告了本文主要变量的描述性统计。三种方式测算的地方债发行利差最小值均为负数,分别为  $-0.17\%$ 、 $-0.12\%$  和  $-0.12\%$ ,这表明我国地方债发行市场存在利率抑制现象。此外,核心解释变量地区经济资源规模( $govdeposit$ )的最大值与最小值分别为 2.12 和 0.17,相差 10 倍以上,可见各地区经济资源规模存在一定差距,这可能是影响地方政府在搭售合约定价过程中议价能力的重要因素。行政干预( $gov1$ )的最大值与最小值分别为 7.55 和 1.4,表明不同地方政府之间的行政干预程度具有一定差异。财政压力( $czyl1$ )的最大值与最小值分别为 5.39 和 0.08,差距较大,表明不同地方政府之间的财政压力具有较大差异。其他各变量均未出现极端情况。

**表 1** 主要变量的描述性统计

| 变量           | 样本数  | 均值      | 标准差     | 最小值   | 最大值  |
|--------------|------|---------|---------|-------|------|
| $drate0$     | 3824 | 0.3207  | 0.1908  | -0.17 | 0.9  |
| $drate5$     | 3824 | 0.3228  | 0.1904  | -0.12 | 0.86 |
| $drate10$    | 3824 | 0.3258  | 0.194   | -0.12 | 0.9  |
| $rate$       | 3824 | 3.5422  | 0.5138  | 2.31  | 4.75 |
| $govdeposit$ | 3257 | 0.3936  | 0.2123  | 0.17  | 2.12 |
| $gonglu$     | 3732 | 0.0774  | 0.0526  | 0.01  | 0.26 |
| $gov1$       | 3824 | 4.0747  | 1.5364  | 1.4   | 7.55 |
| $gov2$       | 3824 | 0.2519  | 0.0997  | 0.12  | 0.63 |
| $czyl1$      | 3824 | 1.3304  | 0.9746  | 0.08  | 5.39 |
| $czyl2$      | 3824 | 0.1452  | 0.0471  | 0.03  | 0.25 |
| $czyl3$      | 3824 | 66.5277 | 15.3167 | 20    | 90   |
| $schzs$      | 3824 | 6.9424  | 1.8758  | 3.37  | 9.97 |

<sup>①</sup> 财政收入( $\ln revenue$ )定义:该地区年度预算内财政收入(亿元)取对数。人均 GDP( $\ln ave\_gdp\_cpi$ )定义:用 CPI 平滑后的该地区年度人均 GDP(元)取对数。负债率( $fzl$ )定义:地方政府直接债务余额/GDP(2015—2017 年均值,单位为%)。

## 四、实证结果与分析

### (一) 检验假说 1

表 2 为假说 1 的实证检验结果。地区经济资源规模(*govdeposit*)的估计系数分别为 -0.140、-0.128、-0.131, 均在 1% 的统计水平下显著为负。这说明地区经济资源规模越大, 地方债发行利差就越小, 地方债发行利率异象也越显著。实证结果支持假说 1。

**表 2 经济互惠影响机制的回归结果**

| 解释变量                  | (1)                      | (2)                      | (3)                      |
|-----------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
|                       | <i>drate0</i>            | <i>drate5</i>            | <i>drate10</i>           |
| <i>govdeposit</i>     | -0.140 ***<br>( -11.37 ) | -0.128 ***<br>( -10.16 ) | -0.131 ***<br>( -10.02 ) |
| <i>gov1</i>           | -0.0183 ***<br>( -5.78 ) | -0.0167 ***<br>( -5.37 ) | -0.0182 ***<br>( -5.56 ) |
| <i>czyl1</i>          | 0.00493<br>( 1.09 )      | 0.00720 *<br>( 1.68 )    | 0.0104 **<br>( 2.36 )    |
| <i>_cons</i>          | 0.397 ***<br>( 3.16 )    | 0.421 ***<br>( 3.41 )    | 0.392 ***<br>( 3.05 )    |
| 其他控制变量                | Yes                      | Yes                      | Yes                      |
| 月份固定效应                | Yes                      | Yes                      | Yes                      |
| 省份固定效应                | Yes                      | Yes                      | Yes                      |
| <i>N</i>              | 3257                     | 3257                     | 3257                     |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.529                    | 0.557                    | 0.554                    |

注:所有回归均使用异方差调整得到稳健标准误; \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著; 受版面限制, 控制变量的相关结果备索。下同。

### (二) 检验假说 2

表 3 为假说 2 的实证检验结果。由第(1)至第(3)列回归结果可知, 地区经济资源规模与行政干预的交互项(*govdeposit* × *gov1*)的回归系数分别为 -0.0750、-0.0713、-0.0746, 均在 1% 的水平下显著为负。这表明在控制其他因素不变时, 地方政府的行政干预每增加 1, 地区经济资源规模与地方债发行利差的相关系数分别下降 0.0750、0.0713、0.0746。结果显示, 地方政府的行政干预越强, 对双方经济互惠搭售合约收益分配比例的扭曲程度就越高。由第(4)至第(6)列回归结果可知, 行政干预效应与财政压力的交互项(*govdeposit* × *gov1* × *czyl1*)的系数分别为 -0.00601、-0.00556、-0.00692, 均在 1% 的水平下显著为负。这说明财政压力每增加 1, 地方政府通过行政干预手段扭曲经济互惠搭售合约收益分配比例来降低地方债发行利率的效应分别提高 0.00601、0.00556、0.00692。综合上述结果表明, 在行政干预影响机制作用下, 地方政府的干预能力越强, 双方经济互惠搭售合约收益分配比例的扭曲程度就越高, 且财政压力对行政干预效应具有促进作用, 较好地支持了假说 2。

表 3

行政干预影响机制的回归结果

| 解释变量                      | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                     | (5)                     | (6)                     |
|---------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                           | drate0                 | drate5                 | drate10                | drate0                  | drate5                  | drate10                 |
| govdeposit                | 0.170 ***<br>(3.23)    | 0.168 ***<br>(3.30)    | 0.177 ***<br>(3.33)    | 0.0131<br>(0.18)        | 0.0222<br>(0.29)        | -0.00331<br>(-0.04)     |
| govdeposit × gov1         | -0.0750 ***<br>(-5.88) | -0.0713 ***<br>(-5.78) | -0.0746 ***<br>(-5.76) | -0.0309<br>(-1.58)      | -0.0305<br>(-1.50)      | -0.0238<br>(-1.07)      |
| gov1                      | 0.0455 ***<br>(8.03)   | 0.0426 ***<br>(7.84)   | 0.0453 ***<br>(7.95)   | 0.0296 ***<br>(3.84)    | 0.0279 ***<br>(3.57)    | 0.0269 ***<br>(3.20)    |
| govdeposit × gov1 × czyl1 |                        |                        |                        | -0.00601 ***<br>(-2.86) | -0.00556 ***<br>(-2.60) | -0.00692 ***<br>(-3.01) |
| czyl1                     | 0.0323 ***<br>(4.80)   | 0.0332 ***<br>(5.20)   | 0.0376 ***<br>(5.66)   | 0.0560 ***<br>(5.08)    | 0.0552 ***<br>(5.11)    | 0.0649 ***<br>(5.70)    |
| _cons                     | -0.101<br>(-0.72)      | -0.0454<br>(-0.33)     | -0.102<br>(-0.72)      | -0.325 **<br>(-1.98)    | -0.253<br>(-1.58)       | -0.361 **<br>(-2.15)    |
| 其他控制变量                    | Yes                    | Yes                    | Yes                    | Yes                     | Yes                     | Yes                     |
| 月份固定效应                    | Yes                    | Yes                    | Yes                    | Yes                     | Yes                     | Yes                     |
| 省份固定效应                    | Yes                    | Yes                    | Yes                    | Yes                     | Yes                     | Yes                     |
| N                         | 3257                   | 3257                   | 3257                   | 3257                    | 3257                    | 3257                    |
| R <sup>2</sup>            | 0.535                  | 0.562                  | 0.559                  | 0.536                   | 0.563                   | 0.560                   |

## (三) 检验假说 3

表 4 报告了制度质量对行政干预机制影响的回归结果。表 4 的第(1)至第(3)列为高制度质量组的回归结果,第(4)至第(6)列为低制度质量组的回归结果。第(4)至第(6)列的回归结果显示,地方政府的行政干预每增加 1,地区经济资源规模与地方债信用利差的相关系数分别下降 0.0566、0.0773、0.0845。这说明在制度质量水平较低的地区,地方政府的行政干预越强,对双方经济互惠搭售合约收益分配比例的扭曲程度就越高。而第(1)至第(3)列的回归结果显示,地方政府的行政干预每增加 1,地区经济资源规模与地方债信用利差的相关系数分别上升 0.0232、0.0696、0.0836,且第(1)列的回归结果不显著。这说明高制度质量的交易环境能够抑制行政干预扭曲经济互惠分配比例的程度,可能是由于高水平的制度质量从不同的方面压缩地方政府的自由裁量空间,并由此约束其行政干预效应,较好地支持了假说 3。

表 4

制度质量对行政干预机制的影响:模型(2)的分组回归结果

| 解释变量              | 高制度质量               |                       |                       | 低制度质量                  |                        |                        |
|-------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                   | (1)                 | (2)                   | (3)                   | (4)                    | (5)                    | (6)                    |
|                   | drate0              | drate5                | drate10               | drate0                 | drate5                 | drate10                |
| govdeposit        | -0.211 *<br>(-1.90) | -0.377 ***<br>(-3.42) | -0.429 ***<br>(-3.67) | 0.124 *<br>(1.65)      | 0.270 ***<br>(4.14)    | 0.318 ***<br>(4.57)    |
| govdeposit × gov1 | 0.0232<br>(0.80)    | 0.0696 **<br>(2.42)   | 0.0836 ***<br>(2.75)  | -0.0566 ***<br>(-3.40) | -0.0773 ***<br>(-5.08) | -0.0845 ***<br>(-5.35) |

续表 4

| 解释变量           | 高制度质量                |                      |                      | 低制度质量                 |                       |                       |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                   | (5)                   | (6)                   |
|                | drate0               | drate5               | drate10              | drate0                | drate5                | drate10               |
| gov1           | 0.0379 ***<br>(2.67) | 0.0152<br>(1.07)     | 0.00945<br>(0.64)    | 0.0157 *<br>(1.90)    | 0.0242 ***<br>(3.16)  | 0.0277 ***<br>(3.51)  |
| czyl1          | 0.0711 ***<br>(2.91) | 0.0750 ***<br>(3.02) | 0.0870 ***<br>(3.36) | 0.0335 ***<br>(4.47)  | 0.0362 ***<br>(5.24)  | 0.0410 ***<br>(5.74)  |
| _cons          | -0.646 *<br>(-1.79)  | -0.557<br>(-1.58)    | -0.637 *<br>(-1.74)  | -1.310 ***<br>(-6.00) | -1.317 ***<br>(-6.35) | -1.491 ***<br>(-6.82) |
| 其他控制变量         | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 月份固定效应         | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 省份固定效应         | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| N              | 1546                 | 1546                 | 1546                 | 1711                  | 1711                  | 1711                  |
| R <sup>2</sup> | 0.596                | 0.611                | 0.608                | 0.527                 | 0.561                 | 0.554                 |

#### (四) 稳健性检验和内生性问题处理

本文主要从以下九个方面考虑了回归结果的稳健性及内生性问题。第一,前文用三种不同基准利率测算利差,回归结果大体一致,能确保结果的稳健性。第二,进一步考察了经济互惠与行政干预对地方债发行利率(*rate*)的影响。由表2、表3和表4可得,用发行前5个工作日相同期限的国债收益率均值(*rate5*)作为无风险利率进行回归,R<sup>2</sup>最大,回归结果最好,因此稳健性检验主要使用*rate5*作为控制变量。在实证模型(1)至模型(3)中分别加入无风险利率的控制变量(*rate5*),对三个理论假说进行实证检验得到的结果与前文大体一致。<sup>①</sup>第三,使用收费高速公路贷款(*gonglu*)作为地区经济资源规模的代理变量进行稳健性检验。实证检验结果与前文大体一致,能确保回归结果的稳健性,同时也能在一定程度上处理遗漏变量导致的内生性问题。<sup>②</sup>第四,使用该地区年度财政支出占GDP的比重(*gov2*)作为行政干预的代理变量进行稳健性检验。实证检验结果与前文大体一致,能确保回归结果的稳健性,同时也能在一定程度上处理遗漏变量导致的内生性问题。第五,用按照考虑了转移支付的财政收入计算得到的财政压力指标(*czyl2*)和财政部最新发布的各省份财政困难系数指标(*czyl3*)作为财政压力的代理变量进行稳健性检验,回归结果均未发生重大变化。第六,使用Probit回归模型做稳健性检验。设置地方债发行利差的虚拟变量(*d5*),将利差大于或等于0的数据赋值为1,将利差小于0的数据赋值为0,回归结果均能验证理论假说。第七,考虑到直辖市与省级地方政府的差异性有可能对回归结果造成较大影响,因此对剔除了4个直辖市后的样本数据重新检验,得到的回归结果与全样本大体一致。第八,选取财政透明度的代理指标进行制度质量对行政干预效应具有抑制作用的稳健性检验。财政信息的公开透明度同样是制度质量的重要内容,有利于社会公众更有效地监督地方政府,是完善政府治理的重要环节(邓淑莲等,2018)。财政透明度数据来自上海财经大学发布的《中国省级财政透明度

① 受篇幅限制,稳健性检验的部分回归结果未展示,可联系作者获得。

② 本文几乎不存在反向因果的内生性问题,但有可能存在遗漏变量导致的内生性问题。

评估》。<sup>①</sup> 实证检验结果表明,提高财政透明度有助于抑制行政干预对双方经济互惠搭售合约收益分配比例的扭曲程度,能确保假说3回归结果的稳健性。第九,选取信用环境的代理指标进行制度质量对行政干预效应具有抑制作用的稳健性检验。采用中国商业信用环境指数(CEI)作为信用环境的代理指标。CEI可用于评价一个地区市场信用环境的优劣,反映信用风险的大小。<sup>②</sup> 实证检验结果表明,好的信用环境有利于抑制行政干预对双方经济互惠搭售合约收益分配比例的扭曲程度,再次验证了假说3的回归结果是稳健的。

## 五、结论及政策含义

本文将地方政府与银行间的地方债交易视为搭售合约,并将地方债发行利率异象归因于经济互惠与行政干预两个可能的影响渠道。实证结果显示,第一,在地方政府所掌握的重要经济资源的价格未充分实现市场化的情况下,其规模越大,地方债利率抑制现象就越显著;第二,地方政府行政干预能力越强,其通过行政干预手段对双方经济互惠搭售合约收益分配比例的扭曲程度就越高,并且地方政府的财政压力对行政干预效应具有促进作用;第三,行政干预效应受地区制度质量影响,高水平的制度质量有助于抑制行政干预对双方经济互惠搭售合约收益分配比例的扭曲程度。

本文所做的研究具有以下政策含义。第一,地方债发行利率异象具有一定的历史合理性。其直接原因是政府性存款等地区经济资源的价格受到了管制。为获得自己“应得”的份额,地方政府将经济资源与地方债两类交易进行捆绑实施搭售。第二,表面上看,利率异象来源于地方债发行市场的市场化程度不足,实际上反映的却是要素市场化程度不高及营商环境不够完善的问题。要纠正地方债发行利率异象,不能仅从地方债这一个方面入手,还要解决好地方政府对一些关键要素的直接控制范围及其定价问题,继续推进要素市场的改革,提高要素市场化水平。在合理界定政府管理边界的前提下,对地方政府在要素市场上应得的收益份额应予以保障,为取消目前设定利率加成的直接干预措施创造条件。第三,提升地区制度质量、改善营商环境,同样是实现地方债利率市场化的重要因素。根据本文研究结论,包括完善法律法规、提升金融发展程度、提高财政透明度、优化信用环境等在内的制度质量的改善,有助于减少地方政府对地方债发行的行政干预。此外,好的制度环境也有利于硬化地方政府预算约束,从缓解支出压力角度抑制行政干预动机。因此,应进一步提升制度质量,切实加强包括金融业在内的营商环境建设工作。唯有如此,地方债交易才能真正地“去搭售化”,切实消除地方债发行利率异象产生的根源,夯实地方债市场化的微观基础。

### 参考文献:

1. [美]丹尼斯·卡尔顿、杰弗里·佩罗夫:《现代产业组织》,黄亚均等译,上海人民出版社1998年版。
2. [日]青木昌彦:《比较制度分析》,周黎安译,上海远东出版社2001年版。

<sup>①</sup> 2018年的数据尚未发布,因此本文将2015—2017年的财政透明度评分进行标准化处理,按照数值大小,将样本中的30个地区平均分为高、低两组,并根据方程(2)进行回归。

<sup>②</sup> 中国商业信用环境指数研究课题组未公布2016年和2018年的CEI,因此本文从公开渠道仅获得2015年和2017年的相关数据。本文选用2015年和2017年的数据进行标准化处理,并根据数值大小,将样本中的30个地区平均分为高、低两组,分别根据方程(2)进行回归。

3. 巴曙松、李羽翔、张博:《地方政府债券发行定价影响因素研究——基于银政关系的视角》,《国际金融研究》2019年第7期。
4. 巴曙松、刘孝红、牛播坤:《转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究》,《金融研究》2005年第5期。
5. 曹春方、马连福、沈小秀:《财政压力、晋升压力、官员任期与地方国企过度投资》,《经济学(季刊)》2014年第4期。
6. 陈德球、李思飞、王丛:《政府质量、终极产权与公司现金持有》,《管理世界》2011年第11期。
7. 邓宏图、宋高燕:《学历分布、制度质量与地区经济增长路径的分岔》,《经济研究》2016年第9期。
8. 邓淑莲、曾军平、郑春荣、朱颖:《中国省级财政透明度评估(2017)》,《上海财经大学学报》2018年第6期。
9. 樊纲、王小鲁、马光荣:《中国市场化进程对经济增长的贡献》,《经济研究》2011年第9期。
10. 黎凯、叶建芳:《财政分权下政府干预对债务融资的影响——基于转轨经济制度背景的实证分析》,《管理世界》2007年第8期。
11. 刘俏:《地方政府投融资行为的生态系统》,《中国金融》2017年第12期。
12. 刘天保、王涛、徐小天:《我国地方政府债券定价机制研究——以发行利率影响因素为视角》,《财经问题研究》2017年第12期。
13. 陆铭、欧海军:《高增长与低就业:政府干预与就业弹性的经验研究》,《世界经济》2011年第12期。
14. 罗荣华、刘劲劲:《地方政府的隐性担保真的有效吗?——基于城投债发行定价的检验》,《金融研究》2016年第4期。
15. 沈永建、徐巍、蒋德权:《信贷管制、隐性契约与贷款利率变相市场化——现象与解释》,《金融研究》2018年第7期。
16. 宋艳伟:《财政压力、地方政府干预与信贷资源配置》,《山西财经大学学报》2011年第5期。
17. 谭劲松、简宇寅、陈颖:《政府干预与不良贷款——以某国有商业银行1988—2005年的数据为例》,《管理世界》2012年第7期。
18. 唐云锋、马春华:《财政压力、土地财政与“房价棘轮效应”》,《财贸经济》2017年第11期。
19. 王佳杰、童锦治、李星:《税收竞争、财政支出压力与地方非税收入增长》,《财贸经济》2014年第5期。
20. 王珏、骆力前、郭琦:《地方政府干预是否损害信贷配置效率?》,《金融研究》2015年第4期。
21. 王永钦、陈映辉、杜巨澜:《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》2016年第11期。
22. 王永钦:《市场互联性、关系型合约与经济转型》,《经济研究》2006年第6期。
23. 王治国:《政府干预与地方政府债券发行中的“利率倒挂”》,《管理世界》2018年第11期。
24. 魏明海、赖婧、张皓:《隐性担保、金融中介治理与公司债券市场信息效率》,《南开管理评论》2017年第1期。
25. 颜廷峰、袁安妮、徐旭初:《互联网金融、政府干预与经济增长质量——基于面板门限回归模型的实证检验》,《财政研究》2019年第9期。
26. 郑辛迎、方明月、聂辉华:《市场范围、制度质量和企业一体化:来自中国制造业的证据》,《南开经济研究》2014年第1期。
27. 周黎安、陶婧:《政府规模、市场化与地区腐败问题研究》,《经济研究》2009年第1期。
28. Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A., The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. *American Economic Review*, Vol. 91, No. 5, 2001, pp. 1369–1401.
29. Acharya, V., Anginer, D., & Warburton, A., The End of Market Discipline? Investor Expectations of Implicit Government Guarantees. MPRA Paper, No. 79700, 2017.
30. Adams, W. J., & Yellen, J. L., Commodity Bundling and the Burden of Monopoly. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 90, No. 3, 1976, pp. 475–498.
31. Berger, A. N., Klapper, L. F., & Udell, G. F., The Ability of Banks to Lend to Informationally Opaque Small Businesses. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 25, No. 12, 2001, pp. 2127–2167.
32. Boot, A. W. A., & Thakor, A. V., Can Relationship Banking Survive Competition? . *The Journal of Finance*, Vol. 55, No. 2, 2000, pp. 679–713.
33. Bowman, W. S., Tying Arrangements and the Leverage Problem. *The Yale Law Journal*, Vol. 67, No. 1, 1957, pp. 19–36.
34. Charumilind, C., Kali, R., & Wiwattanakantang, Y., Connected Lending: Thailand Before the Financial Crisis. *Social Science Electronic Publishing*, Vol. 79, No. 1, 2006, pp. 181–218.
35. Feenstra, C. R., Hong, C., Ma, H., & Spencer, J. B., Contractual versus Non-contractual Trade: The Role of Institutions in China. *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 94, No. 2, 2013, pp. 281–294.

36. Greif, A. , *Institutions and the Path to the Modern Economy: Lessons from Medieval Trade*. New York: Cambridge University Press, 2006.
37. Hart, O. , & Moore, J. , Contracts as Reference Points. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123 , No. 1 , 2008 , pp. 1 – 48.
38. Levchenko, A. A. , Institutional Quality and International Trade. IMF Working Papers, Vol. 74 , No. 3 , 2004 , pp. 791 – 819.
39. Li,J. S. , Relation-based versus Rule-based Governance: An Explanation of the East Asian Miracle and Asian Crisis. *Review of International Economics*, Vol. 11 , No. 4 , 2003 , pp. 651 – 673.
40. Schmalensee, R. , Commodity Bundling by Single-Product Monopolies. *The Journal of Law and Economics*, Vol. 25 , No. 1 , 1982 , pp. 67 – 71.
41. Knack, S. , & Keefer, P. , Institutions and Economic Performance: Cross-Country Tests Using Alternative Institutional Measures. *Economic and Politics*, Vol. 7 , No. 3 , 1995 , pp. 207 – 227.
42. Stigler, G. J. , United States v. Loew's Inc. : A Note on Block-Booking. In Kurland, B. P. ( ed. ) , *The Supreme Court Review* , Chicago: University Press, 1963 , pp. 152 – 157.
43. Williamson, O. E. , *The Economic Institution of Capitalism*. New York: Free Press, 1985.
44. Williamson, O. E. , The Theory of the Firm as Governance Structure: From Choice to Contract. *Journal of Economic Perspectives* , Vol. 16 , No. 3 , 2002 , pp. 171 – 195.

## **Municipal Bond Tying Contract and Issuance Interest Rate Anomaly**

WANG Jianfeng, WU Jing (University of International Business and Economics, 100029)

**Abstract:** Given that the factor market has yet to fully operate on the market basis , local governments have the ability to intervene in bank decision making and the motives of local governments are not verifiable , this paper defines the municipal bond transaction between local governments and banks as “ tying contract with administrative intervention ” , and explains the municipal bond issuance interest rate anomalies in China. Furthermore , we use 3824 pieces of municipal bond issuance data from 2015 to 2018 to test the theoretical hypothesis and draw the following conclusions: First , under the influence of economic reciprocity mechanism , the more economic resources the local government controls , the more prominent the anomaly of municipal bond issuance interest rate is. Second , under the influence of the administrative intervention mechanism , the stronger the intervention ability of the local government is , the more distorted the income distribution proportion of the economic reciprocity tying contract is. And fiscal pressure of local government can promote the effect of administrative intervention. Third , the effectiveness of the administrative intervention mechanism decreases with the improvement of institutional quality. This paper is not only conducive to the improvement of relevant policies , but also sheds light on the internal correlation between financial markets and other factor markets.

**Keywords:** Municipal Bond , Tying Contract , Economic Reciprocity , Administrative Intervention , Institutional Quality

**JEL:** D02 , E43 , G12

责任编辑:非 同