

地方政府债务显性化与企业避税行为*

洪源¹ 万里¹ 单昱²

(1. 湖南大学经济与贸易学院, 湖南 长沙 410006;
2. 上海财经大学公共经济与管理学院, 上海 200433)



内容提要:地方政府债务风险问题一直是社会各界的关注焦点,地方政府未来税收收入是影响其债务可持续性的一项关键因素。本文以2015年新《预算法》实施后的地方政府债务管理体制改革的自然实验,运用强度双重差分法,实证检验了地方政府债务显性化对企业避税行为的影响效应及机制。研究发现:地方政府债务管理体制改革的冲击能显著抑制企业避税行为。其中,债务显性化的规模效应冲击主要通过提高地方政府税收努力的外部作用机制来增加企业避税成本,而债务显性化的结构效应冲击则主要通过缓解企业融资约束的内部作用机制来减弱企业避税动机。此外,地方政府债务显性化政策冲击对企业避税行为的影响效应基于隐性债务扩张速度、企业现金流水平和产业扶持力度存在异质性分布。本文从地方政府债务显性化的微观效应视角,为规范政府举债融资行为、提升政府税收征管效能以及实现地方政府债务可持续性提供了政策参考。

关键词:地方政府债务显性化 企业避税行为 企业融资约束 地方税收努力

中图分类号:F810.7 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2024)05—0190—19

一、引言

从债务可持续性视角来看,不能仅仅局限于债务规模本身去评判地方政府债务风险有多大,而更应该考察债务所产生的经济效应能否使得债务运行具有可持续性(刘尚希,2017)^[1]。2009年“四万亿”投资计划实施以来,地方政府通过融资平台大量举借债务用于基建和民生工程,补充了政府财力,但也扭曲了资源配置(Zhu等,2022)^[2]。地方政府无需向辖区内的企业征收足额税款即可撬动融资杠杆,获取充足的债务资金用于职能履行及经济建设,地方债务挤出民营企业的信贷需求进而强化了企业的避税动机(余海跃和康书隆,2020^[3];刘行和叶康涛,2014^[4])。因此,正确把握地方政府债务和企业避税行为的关系,降低地方政府债务对税收收入的挤出,对更好地统筹高质量发展与高水平安全,全面提升税收治理水平和债务可持续性均具有重要现实意义。

回顾已有文献,在宏观层面,当面临财政压力时,地方政府更有动力去举借债务以弥补财力缺口(洪源等,2018)^[5],而财政分权带来的财政纵向失衡更是刺激了地方政府的债务扩张(陈菁和李建发,2015^[6];王文甫等,2020^[7])。上述研究表明,财政收支压力对地方政府举债具有促进作用,而税收收入作为政府财力的主要来源,和政府举债行为又具有何种关系?亟待进行实证

收稿日期:2023-07-06

* 基金项目:国家社会科学基金一般项目“地方政府隐性债务显性化的可持续性评估与优化路径研究”(22BJY079)。

作者简介:洪源,男,教授,博士生导师,经济学博士,研究方向是财税理论与政策、地方政府债务管理,电子邮箱:hy6360298@163.com;万里,男,博士研究生,研究方向是地方政府债务管理,电子邮箱:3185815843@qq.com;单昱,男,研究助理,研究方向是财税理论与政策,电子邮箱:hnsy2006@126.com。通讯作者:万里。

检验。吕江林和沈国庆(2019)^[8]认为,地方政府举债融资能够促进地方税收收入增长;陈必果等(2023)^[9]认为,地方政府举债融资加重了非国有企业的税负;但张牧扬等(2022)^[10]认为,减税降费并未导致地方政府的债务膨胀。根据李嘉图等价定理,当期的政府债务等价于未来的政府税收,而上述研究并未对此形成共识。在微观层面,企业的避税行为会受到内部运作和外部环境的影响。在内部运作方面,融资约束引致的资金压力会放大企业的避税动机,进而影响企业避税行为(Edwards等,2016^[11];刘行和叶康涛,2014^[4]);在外部环境方面,政府的税收征管水平提升会加大企业的避税成本,进而影响企业避税行为(Slemord,2012^[12];范子英和田彬彬,2013^[13])。然而,尚未有研究同时从企业的内部运作和外部环境的视角全面考虑地方政府举债行为如何影响企业避税行为。特别是,从财政可持续性的角度来看,税收收入不足可能会带来一些潜在的财政风险(郭庆旺,2019)^[14],税收收入降低过多则可能刺激地方政府举债(崔惠玉等,2023)^[15],不利于财政可持续运行。从高质量发展的角度来看,举债行为如果导致了政府税收行为的扭曲,可能会降低资源配置的效率,进而降低企业的全要素生产率(吴敏等,2022)^[16]。回答以上问题,有利于进一步厘清地方政府举债行为和税收的关系,丰富对企业避税行为影响因素的实证研究。

直接考察地方政府举债行为与企业避税行为间的关系会面临较为严重的内生性问题,地方政府债务规模更大的地区,可能由于税基、税收优惠政策和税收征管能力等方面存在差异,本身就更难以通过征税的方式获得充足财力。而2015年正式实施的新《预算法》,明确规定允许地方政府适度举债,旨在通过预算限额内的地方政府债券融资,遏制地方融资平台有息负债等预算外隐性债务的增长(梁若冰和王群群,2021)^[17]。由此,监管部门形成了“开前门、关后门”的债务显性化治理思路,从法律和制度上明确了以债务显性化为导向的地方政府举债融资模式新框架,也标志着政府债务管理体制改革步入一个新阶段(毛捷和马光荣,2022)^[18]。因此,本文以2015年新《预算法》实施后的地方政府债务管理体制改革为准自然实验,采用强度双重差分分析方法,识别我国地方政府举债行为与企业避税行为间的因果关系。

本文的边际贡献可能体现在以下方面:第一,研究视角上,以地方政府债务管理体制改革的切入点,首次从债务显性化视角探讨了地方政府举债行为对企业避税行为的影响,进一步明晰了政府债务和税收之间的关系,丰富了有关地方政府债务对于企业微观影响效应的研究,同时也加深了对企业避税动因的理解。第二,研究数据和方法上,全面统计测度了地级市层面的显性债务与隐性债务规模等宏观层面样本数据,并将其与企业避税及融资约束等微观层面样本数据相匹配。在此基础上,运用强度双重差分法,从规模效应冲击与结构效应冲击两方面深入地考察地方政府债务显性化对企业避税行为的影响效应,并从提高地方政府税收努力来增加企业避税成本与缓解企业融资约束来减弱企业避税动机两个层面,揭示了地方政府债务显性化影响企业避税行为的内在机理。第三,政策层面上,本文研究不仅为地方政府债务管理体制改革的在经济高质量发展中的影响作用提供了有力微观证据支持,还能对规范政府举债融资行为、提升企业税收征管效能以及实现地方政府债务可持续性等重要议题提供了政策参考。

二、制度背景与理论分析

1. 制度背景

2008年全球金融危机后,在大规模投资刺激政策的带动下,地方政府以银行贷款为主,辅之以发行城投债、信托以及中期票据等途径进行隐性债务融资,地方政府隐性债务随之快速扩张。随着2015年1月1日新《预算法》正式生效实施,被限制多年的地方政府举债权被放开,以债务显性化为导向的地方政府债务管理体制改革的正式拉开序幕。具体从改革所包含的“开

前门”与“关后门”的举措内容来看,则分别体现了地方政府债务显性化的规模效应与结构效应特征。

从地方政府债务管理体制改革的“开前门”举措内容来看,其核心举措是,赋予地方政府举债权利,新增政府显性债务以合法的政府债券形式举借、纳入预算管理。此外,自2015年起,地方政府连续发行置换债将已有存量隐性债务转换为政府债券形式,缓解了存量债务的偿债压力。从图1来看,受益于“开前门”的政策举措,2015—2019年,以政府债券形式为主体的地方政府显性债务规模由约11.59万亿元快速增长到约16.93万亿元,其增长率也由4.24%大幅提高到15.43%,体现出了地方政府债务显性化的规模效应特征。

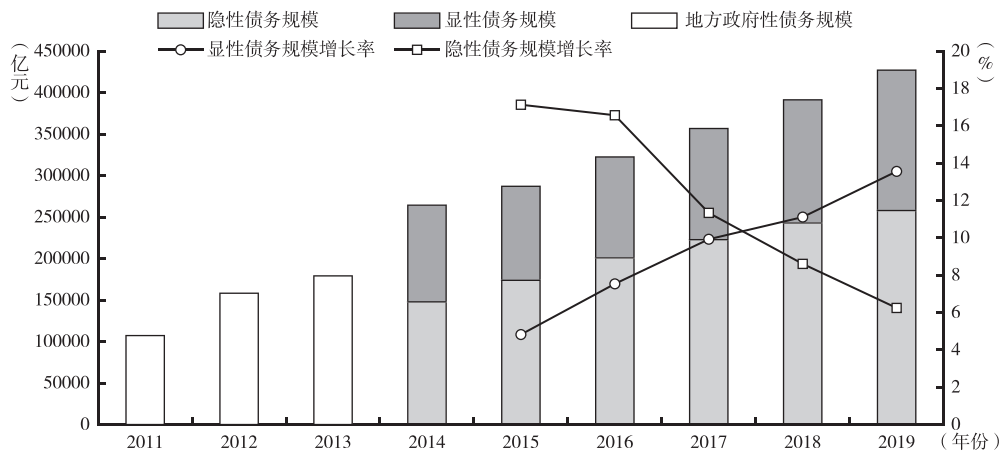


图1 2011—2019年地方政府债务规模和结构发展趋势

注:2014年前的地方政府性债务规模为审计署公布的各年地方政府性债务余额规模;2014年的地方政府显性债务存量规模是2014年底各地清理甄别后的显性债务存量余额加总;2014年的地方政府隐性存量规模是各地地方融资平台有息债务余额加总
资料来源:刁伟涛(2018)^[19]及作者的整理统计

从地方政府债务管理体制改革的“关后门”举措内容来看,其核心举措是,政府及其下属部门成为地方债务的唯一合法举借主体,用显性债务逐步取代以地方融资平台为举债主体的隐性债务。“关后门”的政策措施在2017年7月中共中央政治局会议强调“有效规范地方政府举债融资,坚决遏制隐性债务增量”之后被进一步明确。从图1来看,在“关后门”政策举措影响下,2015—2019年,地方政府隐性债务规模增长率由17.43%下降到6.25%。与此同时,地方政府显性债务与隐性债务之比也由65.54%最高提升至76.36%。隐性债务规模增量得到了较为严格的控制,显性债务相对于隐性债务的比重明显提升,体现出了地方政府债务显性化的结构效应特征。

2. 理论分析

(1) 地方政府债务显性化对企业避税行为的综合影响。在新《预算法》实施之前,地方政府主要通过地方融资平台以土地抵押融资的方式向银行举借隐性债务(刘守英等,2022)^[20]。此类举债方式获取收入的难度比税收更低,且不纳入预算管理,由地方政府依托融资平台等载体自行支配使用,较少受到监督(冼国明和冷艳丽,2016)^[21],并且地方政府也大多依赖土地出让收入而非当期税收收入来还本付息(李玉龙,2019)^[22]。因此,这类隐性债务收入更有可能给纳税人以及地方政府带来财政幻觉(Banzhaf和Oates,2013)^[23],容易形成与税收收入的替代关系,导致地方政府在进行债务扩张的同时降低税收努力,进而降低企业避税成本。与此同时,以间接融资为主导的金融体制下,当信贷供给有限时,地方融资平台更受金融机构青睐,由此造成地方融资平台债务挤占了其他企业的银行贷款空间(刘畅等,2020)^[24],加剧了企业融资难和融资贵的问题(徐军伟等,

2020^[25];韩鹏飞和胡奕明,2015^[26])。因此,以地方融资平台为举债主体的隐性债务规模的扩大也导致企业面临更加严重的融资约束,进而企业采用避税这一替代性内源融资手段来增加现金流的动机将会有所增强。

在2015年新《预算法》实施之后,随着以债务显性化为导向的地方政府债务管理体制改革的推进,一方面,地方政府被赋予了自主举债的权力,这种纳入预算管理且透明度高的显性债务收入打破了地方政府依赖隐性债务收入的财政幻觉,实际降低了债务收入对税收收入的替代效应。并且由于债务限额与地方财力挂钩,地方政府为了获取发债空间也会主动提高税收努力(吴敏等,2022)^[16]。由此增加企业避税的机会成本并减少企业避税行为(许红梅和李春涛,2020)^[27]。另一方面,地方融资平台为政府融资的职能被逐步剥离,地方政府由原来依赖地方融资平台进行银行贷款的间接融资模式,转向了主要依靠政府债券发行的直接融资模式。这种举债融资模式的结构变化,可以降低挤出效应,有效缓解企业融资约束(梁若冰和王群群,2021)^[17],进而降低企业由于资金压力引致的避税动机(Edwards等,2016)^[11]。因此,本文提出如下假设:

H₁: 地方政府债务管理体制改革的债务显性化政策冲击能够抑制企业避税行为。

(2) 地方政府债务显性化的规模效应冲击与增加企业避税成本。在2015年新《预算法》实施后,地方政府债务管理体制改革的“开前门”举措赋予了地方政府自主举债权力。新增纳入预算管理且透明度高的显性债务收入打破了地方政府依赖隐性债务收入的财政幻觉,实际降低了债务收入对税收收入的替代效应。同时,从显性债务的使用情况来看,由于地方政府发行的一般债券和专项债券的资金投向明确规定用于公益性资本支出(胡玥等,2022)^[28],因而其资金很难再用于支持地方政府参与税收竞争,缓解了地区间税率“逐底竞争”行为,这实际上也是地方税收努力程度提高的一种体现。据此,本文认为,地方政府显性债务的规模增长并不会如隐性债务那样,对税收收入产生明显的替代效应,相反,显性债务扩张所带来的规模效应冲击,会使得地方政府对税收收入预期需求增强,这将导致地方税收努力显著提高。而地方税收努力程度提高通常会体现为强化税收征管的力度和效率,企业避税行为更容易被发现,企业避税的成本相应增加(Slemord,2012)^[12],最终导致企业减少避税行为(范子英和田彬彬,2013)^[13]。因此,本文提出如下假设:

H₂: 地方政府债务显性化的规模效应冲击主要通过提高地方政府税收努力来增加企业避税成本,进而起到了抑制企业避税行为的作用。

(3) 地方政府债务显性化的结构效应冲击与减弱企业避税动机。在2015年新《预算法》实施后,地方政府债务管理体制改革的“关后门”举措使得地方融资平台为政府融资的职能被逐步剥离,地方政府转向了主要依靠政府债券发行的直接融资模式。这种举债融资模式变化所带来的结构效应冲击,使得地方政府对地方融资平台的隐性担保受到限制(邱志刚等,2022)^[29],银行部门为地方融资平台提供信贷资金或者购买城投债的意愿显著下降(周世愚,2021)^[30],利于缓解信贷资源配置向地方融资平台倾斜所导致的企业融资难和融资贵的问题。进一步从企业融资约束缓解对企业避税动机的影响来看,根据MM定理,公司内部融资与外部融资是可以相互替代的(Modigliani和Miller,1958)^[31]。因而当企业外部融资受到限制时,企业会更加依赖成本较低的内部资金来为净现值为正的项目融资,比如利用递延纳税策略以及争取更多的税收抵免等合法手段来进行避税,则可以减少企业的税额支出以获得更多的流动资金。与此相反,当地方政府举债结构发生转变导致企业融资约束得到缓解后,企业采用避税这一替代性内源融资手段来增加现金流的动机势必有所减弱(Edwards等,2016)^[11],最终抑制企业避税行为(刘行和叶康涛,2014)^[4]。因此,本文提出如下假设:

H₃: 地方政府债务显性化的结构效应冲击主要通过缓解企业融资约束来减弱企业避税动机,进而起到了抑制企业避税行为的作用。

三、研究设计

考虑到2015年新《预算法》实施后,全国所有地区都同时受到了地方政府债务管理体制改革的冲击,因此无法明确划分“处理组”和“控制组”。据此,参考Nunn和Qian(2011)^[32]的实证策略,采用强度双重差分(DID)方法,使用“受到政策冲击的程度”作为划分处理组和控制组的依据,从而识别外生政策冲击的影响。

1. 变量设定

(1) 地方政府债务显性化的政策冲击强度。参考Chen等(2017)^[33]、徐超等(2020)^[34]在度量实施所得税分享改革对地方财政压力冲击强度的思路,本文采用式(1)和式(2)来分别度量地方政府债务显性化的规模效应与结构效应冲击强度:

$$Scale_c = \frac{1}{5} \sum_{t=2015}^{t=2019} \frac{Exdebt_{c,t}}{Fisrev_{c,t} + Gfunrev_{c,t}} - \frac{Exdebt_{c,2014}}{Fisrev_{c,2014} + Gfunrev_{c,2014}} \quad (1)$$

$$Structure_c = \frac{1}{5} \sum_{t=2015}^{t=2019} \frac{Exdebt_{c,t}}{Imdebt_{c,t}} - \frac{Exdebt_{c,2014}}{Imdebt_{c,2014}} \quad (2)$$

其中, $Exdebt_{c,t}$ 代表地级市 c 第 t 年的显性债务余额规模, $Imdebt_{c,t}$ 代表地级市 c 第 t 年的隐性债务余额规模, $Fisrev_{c,t}$ 代表地级市 c 第 t 年的一般公共预算收入规模, $Gfunrev_{c,t}$ 代表地级市 c 第 t 年的政府性基金收入规模。

在上述两项指标中,规模效应冲击强度($Scale_c$)主要度量改革后(2015—2019年)地方政府显性债务率的均值^①相对于改革前(2014年)清理甄别出需置换的存量显性债务率^②的变化程度,这一指标实际上也反映各地区在债务管理体制改革实施后,由新增显性债券规模增加所导致地方政府显性债务相对规模的变化情况,以此来代表各地区受到债务显性化的规模效应冲击强度。结构效应冲击强度($Structure_c$)则主要度量改革后显性债务与隐性债务规模之比相对于改革前清理甄别出需置换的显性债务与隐性债务规模之比的变化程度,这一指标实际上也反映出了各地区在债务管理体制改革后,由显性债务债券规模增加与隐性债务增量规模严控所导致的地方政府债务结构变化情况,以此来代表各地区受到债务显性化的结构效应冲击强度。

(2) 企业避税程度。在企业避税程度的测度上,现有文献主要有两类主流的测度企业避税的方法:一类是实际税率法(effective tax rate, ETR);另一类是账税差异法(book-tax difference, BTD)。由于我国税收优惠政策众多,导致企业之间名义税率也有很大差异,因而使用实际所得税率可能会存在噪音(张明等,2021)^[35]。而从我国实际情况来看,账税差异法进一步考虑了企业利用递延税项进行税收筹划的可能(陈骏和徐玉德,2015)^[36],并且已成为我国税务部门用来判断企业是否存在避税的一个重要衡量指标(刘行和叶康涛,2013)^[37]。综上考虑,本文也主要采用账税差异法来度量企业避税的程度。

具体来看,采用账税差异法来度量的企业避税程度变量($Btd_{i,t}$)可以表示为: $Btd_{i,t} = (\text{当期税前会计利润} - \text{当期应纳税所得额}) / \text{上期期末总资产额}$ 。其中,应纳税所得额=(当期所得税费

① 用平均值能够减少地方政府债务率与地区经济发展质量之间可能存在的双向因果关系带来的估计偏误。

② 此处的地方政府显性债务率为当期显性债务余额/(当期一般公共预算收入+政府基金性预算收入)。本文以债务率来代表地方政府举借显性债务在地方政府预算可支配财力中的相对规模。同时,由于2014年底才有各地显性债务存量规模的数据,因此,各地改革前的显性债务率数据用2014年底的数据。

用-当期递延所得税费用)/名义所得税率。进一步地,考虑到企业如果进行正向盈余管理,也可能会增加企业的账税差异,但这种差异并不是企业主动进行更多避税所产生的,不能反映企业的避税程度。因此,本文还采用了排除盈余管理之后的企业账税差异来度量企业的避税程度,即排除盈余管理的企业避税程度变量($Btdva_{i,t}$)。从具体的计算公式来看,首先可以将企业避税程度($Btd_{i,t}$)作为被解释变量,以企业应计利润额($Accpro$)作为解释变量,构建如下回归模型:

$$Btd_{i,t} = \omega Accpro_{i,t} + \eta_{i,t} + \sigma_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Accpro_{i,t}$ 表示第 t 年 i 企业应计利润额,即:应计利润额=(净利润-经营现金流)/上期期末总资产额。 η_i 为企业固定效应,表示企业账税差异不随时间变化的部分, $\sigma_{i,t}$ 为回归产生的残差项,具体为 t 年残差与企业平均残差的偏离度,表示企业账税差异中不能被应计利润所解释的随时间变化的部分。在式(3)基础上,排除盈余管理的企业避税程度变量($Btdva_{i,t}$)可表示为: $Btdva_{i,t} = \eta_{i,t} + \sigma_{i,t}$ 。

(3)其余控制变量。参照已有文献的做法,本文控制了一系列企业特征和地区特征变量。具体来讲,在企业微观层面,参考 Armstrong 等(2015)^[38]、潘越等(2017)^[39]的研究,选取了企业营业收入规模($Lnsale_{i,t}$)和企业雇员规模($Lnpeo_{i,t}$)控制企业的规模差异;选取了企业营业净利率($Opm_{i,t}$)和企业存货周转率($Scr_{i,t}$)控制企业的营运发展差异;选取了企业内控报告披露情况($Idr_{i,t}$)控制企业的内控差异;选取了企业长期负债率($Ldebt_{i,t}$)和企业金融负债率($Finlev_{i,t}$)控制企业的财务状况差异。在地级市宏观层面,参考吴敏等(2022)^[16]和张克中等(2020)^[40]的研究,为了有效捕捉区域经济财政因素对企业避税行为的影响,本文控制了地区经济实力($Lngdp_{c,t}$)、地区产业结构($Industry2_{c,t}$)、地区人口密度($Lnmd_{c,t}$)以及地区财政实力($Prevenue_{c,t}$)。

主要变量的说明如表 1 所示。

表 1 主要变量的说明

变量名称	变量符号	变量说明
企业避税程度	Btd	采用账税差异法,用当期税前会计利润与应纳税所得额之差除以期末总资产来表示
排除盈余管理的企业避税程度	$Btdva$	在传统账税差异法基础上排除企业盈余管理造成变动之后的账税差异部分
债务显性化的“规模效应”冲击强度	$Scale$	采用改革后的地方政府显性债务率均值减去改革前清理甄别出的存量显性债务率表示
债务显性化的“结构效应”冲击强度	$Structure$	采用改革后显性债务与隐性债务规模之比均值减去改革前显性债务与隐性债务规模之比表示
改革的时间虚拟变量	$Post$	2015 年及之后赋值为 1,2015 年之前为 0
企业营业收入规模	$Lnsale$	采用当年的营业收入取对数表示
企业雇员规模	$Lnpeo$	采用当年平均雇佣员工数取对数表示
企业营业净利率	Oom	采用当年净利润与营业收入的比值表示
企业存货周转率	Scr	采用营业成本与平均存货余额的比率表示
企业内控报告披露情况	Idr	当年披不露内控报告为 1,披露内控报告为 2

续表 1

变量名称	变量符号	变量说明
企业长期负债率	<i>Ldebt</i>	采用非流动负债与长期资本的比率表示
企业金融负债率	<i>Finlev</i>	采用金融负债与总资产的比率表示
地区经济实力	<i>Lngdp</i>	采用地区 GDP 总规模取对数表示
地区产业结构	<i>Industry2</i>	采用地区第二产业产值占当年 GDP 比重表示
地区人口密度	<i>Lnmd</i>	采用常住人口与建成区面积比值取对数表示
地区财政实力	<i>Prevenue</i>	采用财政支出与地区常住人口比值的对数表示

2. 模型设定

基于上述强度 DID 模型的构建思路,本文以 2015 年新《预算法》实施后的地方政府债务管理体制改为准自然实验,利用改革导致的各地区债务显性化在规模效应与结构效应两方面的冲击强度差异进行对比分析,识别地方政府债务显性化政策冲击对企业避税行为的影响。具体来看,构建的强度 DID 模型如式(4)和式(5)所示:

$$Taxavoid_{i,c,t} = \alpha_1 + \gamma_1 \times Scale_c \times Post_t + \beta_1 \times Controls_{i,c,t} + \lambda_t + \eta_i + \mu_c + \varepsilon_{i,c,t} \quad (4)$$

$$Taxavoid_{i,c,t} = \alpha_2 + \gamma_2 \times Structure_c \times Post_t + \beta_2 \times Controls_{i,c,t} + \lambda_t + \eta_i + \mu_c + \varepsilon_{i,c,t} \quad (5)$$

其中,被解释变量 $Taxavoid_{i,c,t}$ 代表第 t 年 c 地区 i 企业的避税行为程度。在关键解释变量中, $Post_t$ 代表代表新《预算法》实施后地方政府债务管理体制改革的虚拟变量,2015 年之前赋值为 0,2015 年及之后赋值为 1。 $Scale_c$ 和 $Structure_c$ 分别表示地方政府债务显性化的规模效应冲击强度与结构效应冲击强度。 $Controls_{i,c,t}$ 代表企业层面和地区层面控制变量,它们用以控制随时间变化的企业和地区特征对企业避税行为的影响。 η_i 代表企业固定效应, μ_c 代表地区固定效应, λ_t 代表年份固定效应, $\varepsilon_{i,c,t}$ 代表随机误差项。 γ_1 和 γ_2 分别代表核心解释变量 $Scale_c \times Post_t$ 和 $Structure_c \times Post_t$ 的待估计参数,两者分别度量了债务显性化的“规模效应”冲击与“结构效应”冲击对辖区内企业避税程度的影响效应。根据前面的研究假说,本文预计上述两项估计系数为负,这说明在地方政府债务管理体制改引致的债务显性化政策冲击越强的地级市,该地区企业在改革后会更大幅度地减少其避税行为。

3. 数据来源与说明

本文将实证研究的样本区间限定在 2011—2019 年^①,在后续的稳健性检验中将样本区间进一步延长到了 2021 年,使用了地级市宏观层面和企业微观层面两大数据集。在地级市宏观层面,对于显性债务数据,2014 年底的各地级市通过清理甄别存量债务形成的一般债务和专项债务数据来自于刁伟涛(2018)^[19]的整理统计,2015 年地方政府债务管理体制改后的各年各地级市显性债务数据则来自 Wind 数据库和本文手工整理各地级市财政草案决算报告中的一般债务和专项债务余额的数据。对于隐性债务数据,考虑到地方融资平台贷款和发行的城投债是隐性债务的主体,基于数据的可获得性考虑,本文采用各地级市的融资平台有息债务余额来代表隐性债务规模,具体采用毛捷教授团队重构的新地方融资平台名单中的地方融资平台有息债务余额数据来代表隐性债务规模。除地方政府债务规模数据外,本文其他宏观经济变量的数据均来自于《中国城市统计年鉴》、EPS 数据库、《中国区域经济统计年鉴》以及《中国国土资源统计

^① 2019 年之后,新冠疫情的全球蔓延以及中国采取的疫情常态化防控措施可能会干扰实证结果,使得所得到的结果受到较强的内生性偏误的影响。故本文将基准回归的样本时间跨度设定为 2011—2019 年之间。

年鉴》。

在企业微观层面,本文使用了国泰安数据库(CSMAR)获取 A 股上市公司的财务指标、公司地址和企业股权等信息,以上市公司的注册地作为其所在地区的识别标准。同时,参考既有研究的做法,对原始数据进行以下预处理:第一,删除了关键变量缺失严重或者存在异常的样本数据;第二,剔除了银行、保险、证券和房地产四个金融类行业,以及科学研究和技术服务业,水利、环境和公共设施管理业,卫生和社会工作三个公共事业行业的企业样本;第三,剔除当年新上市、已经退市或被暂停退市的公司,剔除 ST 或 *ST 股;第四,剔除了当年税前利润小于等于 0 的企业样本,因为税前利润为 0,则企业所得税为 0,那么计算出来的避税指标会出现偏差,而小于 0 则是亏损企业,其不属于正常考虑的上市公司范畴。通过上述筛选步骤,本文所使用的样本为 10092 个企业一年份观测值,涵盖 1647 家上市公司。

表 2 列示了主要变量的描述性统计情况,其中,各上市公司采用账税差异法计算的企业避税程度的均值为 0.0621,最小值为 0.0028,最大为 0.2424,说明了不同企业间的避税程度差异状况,也说明企业的避税行为是普遍存在的。而排除盈余管理的企业避税程度最小值仅为 -0.0580,最大值为 0.1620,更加佐证了这一点,即纳税遵从企业和纳税不遵从企业都是存在的,且在大样本中处于近似正态分布。债务显性化的规模效应冲击强度均值为 0.2315,这说明在 2015 年以后,显性债务的规模扩张较为迅速。债务显性化的结构效应冲击强度指标均值为 -0.1851,这是因为,在 2017 年“关后门”的政策举措被进一步明确前,地方政府显性债务债务的增速仍低于隐性债务的增速。但是,由于强度双重差分法是将不同样本在改革前后所受到的政策冲击强度相对大小作为分组依据,所以政策冲击强度的绝对值大小并不影响本文基本结论的得出。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	平均数	标准差	最小值	最大值
<i>Btd</i>	10092	0.0621	0.0476	0.0028	0.2424
<i>Btdva</i>	10092	-0.0036	0.0437	-0.0580	0.1620
<i>Scale</i>	1579	0.2315	0.5699	-1.9242	2.6032
<i>Structure</i>	1575	-0.1851	0.8579	-2.8056	2.2371
<i>Lnsale</i>	10092	21.5156	1.4424	11.5992	26.7525
<i>Lnpeo</i>	10092	7.7835	1.2020	4.8598	11.4269
<i>Oom</i>	10092	0.1141	0.1122	0.0014	0.6638
<i>Scr</i>	10092	12.5313	47.3146	0.1389	437.3634
<i>Idr</i>	10092	1.0471	0.2119	1.0000	2.0000
<i>Ldebt</i>	10092	0.0706	0.0942	0.0000	0.4368
<i>Finlev</i>	10092	0.3998	0.2589	0.0000	0.8994
<i>Lngdp</i>	1579	7.6379	0.8369	5.0331	10.4737
<i>Industry2</i>	1579	0.4805	0.0899	0.1616	0.8205
<i>Lnmd</i>	1579	5.9766	0.7951	1.6529	7.9058
<i>Prevenue</i>	1579	0.5650	0.6908	0.0521	8.1467

四、实证结果与分析

1. 基准回归结果分析

为检验地方政府债务显性化对企业避税行为的影响,本文根据式(4)和式(5)所示的强度 DID 模型,进行了回归估计,结果如表 3 所示,均控制了企业、年份以及地区的固定效应。

从第(1)列和第(2)列的回归结果来看,核心解释变量 $Scale \times Post$ 的估计系数均在 5% 的水平上显著为负,这表明地方政府债务显性化的规模效应冲击较显著抑制了企业避税行为。从第(3)列和第(4)列来看,核心解释变量 $Structure \times Post$ 均也在 5% 的水平上显著为负,这表明地方政府债务显性化的结构效应冲击同样较显著地抑制了企业的避税行为。从第(5)列和第(6)列来看,同时在模型中添加 $Scale \times Post$ 和 $Structure \times Post$ 的回归结果也至少在 10% 的水平上显著为负。总的来说,表 3 中第(1)~(6)列的结果有力支撑了假说 H_1 ,即地方政府债务显性化的规模效应与结构效应冲击,均能对企业避税行为产生较显著的负向影响,有力支持了本文的假设 H_1 。

表 3 地方政府债务显性化影响企业避税行为的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>
<i>Scale</i> × <i>Post</i>	-0.0022** (0.0011)	-0.0020** (0.001)			-0.0021* (.0011)	-0.0019* (.001)
<i>Structure</i> × <i>Post</i>			-0.0002** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	-0.0002* (0.0001)	-0.0002* (0.0001)
<i>Lnsale</i>	0.0195*** (0.0014)	0.0179*** (0.0013)	0.0195*** (0.0014)	0.0179*** (0.0013)	0.0195*** (0.0014)	0.0179*** (0.0013)
<i>Lnpeo</i>	-0.0086*** (0.0011)	-0.0079*** (0.001)	-0.0086*** (0.0011)	-0.0079*** (0.001)	-0.0087*** (0.0011)	-0.008*** (0.001)
<i>Opm</i>	0.3561*** (0.0103)	0.3269*** (0.0094)	0.3559*** (0.0103)	0.3266*** (0.0094)	0.356*** (0.0103)	0.3267*** (0.0094)
<i>Scr</i>	0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
<i>Idr</i>	0.0011 (0.0013)	0.0010 (0.0012)	0.0012 (0.0013)	0.0011 (0.0012)	0.0012 (0.0013)	0.0011 (0.0012)
<i>Ldebt</i>	-0.0569*** (0.0056)	-0.0523*** (0.0052)	-0.0572*** (0.0057)	-0.0525*** (0.0052)	-0.0574*** (0.0057)	-0.0527*** (0.0052)
<i>Finlev</i>	-0.021*** (0.0025)	-0.0193*** (0.0023)	-0.0211*** (0.0025)	-0.0194*** (0.0023)	-0.021*** (0.0025)	-0.0193*** (0.0023)
<i>Lngdp</i>	-0.0018 (0.0042)	-0.0017 (0.0039)	-0.0017 (0.0042)	-0.0015 (0.0039)	-0.0022 (0.0042)	-0.002 (0.0039)
<i>Industry2</i>	-0.0195 (0.012)	-0.0179 (0.011)	-0.0193 (0.0119)	-0.0178 (0.0109)	-0.0204* (0.0118)	0-.0187* (0.0108)
<i>Lnmd</i>	0.0005 (0.0036)	0.0005 (0.0033)	0.0010 (0.0036)	0.0010 (0.0033)	0.0007 (0.0036)	0.0007 (0.0033)

续表 3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>
<i>Prevenue</i>	-0.0001 (0.0007)	-0.0001 (0.0006)	0.0001 (0.0007)	0.0001 (0.0006)	-0.0001 (0.0007)	-0.0001 (0.0006)
截距项	-0.2964*** (0.0471)	-0.3326*** (0.0432)	-0.3012*** (0.0473)	-0.337*** (0.0434)	-0.2947*** (0.0469)	-0.3311*** (0.043)
年份/地区/企业 固定效应	是	是	是	是	是	是
总样本量	10092	10092	10088	10088	10088	10088
组内 R ²	0.8712	0.8712	0.8711	0.8711	0.8712	0.8712

注：括号内为聚类调整的标准误；***、**、*分别表示在 1%、5% 和 10% 水平显著，下同

2. 平行趋势假设检验

平行趋势检验是 DID 模型应用的重要前提假设，即要求实验组和对照组不存在系统性的事前差异。同时，该检验可以反映出地方政府债务管理体制改革的债务显性化政策冲击对企业避税行为在不同年份的影响。因此，本文进一步构建如下模型来开展平行趋势检验：

$$Taxavoid_{i,c,t} = \alpha_1 + \sum_{n=2011}^{2019} \rho_n \times Scale_c \times Year_t^n + \beta_1 \times Controls_{i,c,t} + \lambda_t + \eta_i + \mu_c + \varepsilon_{i,c,t} \quad (6)$$

$$Taxavoid_{i,c,t} = \alpha_2 + \sum_{n=2011}^{2019} \omega_n \times Structure_c \times Year_t^n + \beta_2 \times Controls_{i,c,t} + \lambda_t + \eta_i + \mu_c + \varepsilon_{i,c,t} \quad (7)$$

在式(6)和式(7)中，本文以改革前一年为基期，因此年份虚拟变量 $year_t^n$ 的 n 取值不包含 2014 年。分别用地方政府债务显性化的规模效应冲击强度指标与结构效应冲击强度指标与年份虚拟变量交乘，可以估计出两类改革政策冲击对企业避税行为在不同时期的影响。依据式(6)和式(7)进行回归，图 2 和图 3 显示了地方政府债务显性化政策冲击对企业避税行为影响的动态效应。由图 2 和图 3 可知，在改革前的 2011—2013 年，无论是对于地方政府债务显性化的规模效应还是结构效应冲击，均未对企业避税行为造成显著影响。在改革之后，债务显性化的规模效应冲击与结构效应冲击对企业避税程度的影响显著为负，并在改革后随时间推移愈发加大。

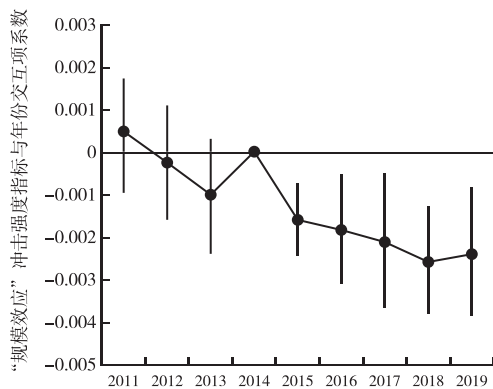


图 2 规模效应冲击对企业避税影响的动态效应

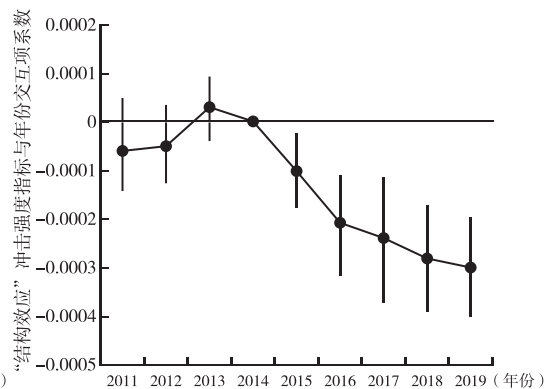


图 3 结构效应冲击对企业避税影响的动态效应

3. 稳健性检验^①

(1) 替换被解释变量和增加控制变量。首先,本文采用了修正的现金所得税率($Acetr$)^②来替换基准回归中的账税差异变量(Btd)和账税差异变体变量($Btdva$)。回归结果显示,更换企业避税程度的代理变量之后,无论是债务显性化的规模效应冲击还是结构效应冲击,仍然能对企业避税程度产生较显著的负向影响。其次,为了控制不同企业在样本期初存在的内部控制以及财务等方面差异,本文将控制变量修改为控制变量的初始样本值(相关变量在面板数据中的首次出现年份数据)与年份固定效应的交互项,同时,在回归中将样本聚类到省份与行业交互层面,回归结果均能与基准回归结果保持一致。

(2) 更新样本时间区间至2021年。参考式(4)和式(5),本文进一步将基准回归中的样本期限由2011—2019年延长至2011—2021年,回归结果均至少在5%的水平上显著为负,与基准回归保持了一致,系数的绝对值更大。这说明,本文观测到的政策效应并不是短期的,甚至随着时间推移影响在进一步加强。但是,需要说明的是,在2019年之后,受到新冠疫情全球蔓延冲击的影响,疫情防控开支和积极财政政策等因素刺激了地方政府债务的扩张,使得政策冲击变量的构造面临更多不确定性。同时,国家在此期间出台了一系列应缴税费的免缴缓缴措施,企业受制于宏观环境也出现了较大面积的亏损,企业避税程度和政策冲击的衡量在2019年后可能会出现较大的偏差,并不能很好地反映企业真实的避税行为变化,该结果仅能作为一个补充说明(毛捷等, 2024)^[41]。

(3) 重新设计政策冲击的多期DID模型。由于地方政府债务管理体制“开前门”与“关后门”内容分别反映出了地方政府债务显性化的规模效应冲击特征与结构效应冲击特征,本文借鉴洪源和胡慧姣(2023)^[42]的做法,重新设定了债务显性化的规模效应冲击虚拟变量($Scaletime$),将地级市首次公布政府债券余额的年份及之后年份赋值为1,此前的年份赋值为0;对于债务显性化的结构效应冲击虚拟变量($Structuretime$),将地级市政府决算报告中首次出现“隐性债务控制”类似字眼的年份及之后年份赋值为1,此前的年份赋值为0。回归结果表明,无论是债务显性化的规模效应冲击虚拟变量($Scaletime$),还是结构效应冲击虚拟变量($Structuretime$),其回归系数都仍然能显著为负,与基准回归结果保持了较好的一致性。

(4) 排除同期政策影响。根据“营改增”分省份分行业逐步推进的特点,本文设置了“营改增”改革虚拟变量($Vatreform$),为省份虚拟变量和行业虚拟变量交互项。省份虚拟变量根据不同省份实施“营改增”改革的具体时间,将改革后的年份赋值为1,未改革年份赋值为0;行业虚拟变量根据不同行业“营改增”的时间早晚,将改革年份赋值为1,未改革年份赋值为0。同时,本文设立了“国地税合并”改革控制变量 $Taxmerge$,以“国地税合并”前一年(2017年)不同省份税收分权强度(地税收入占两税收收入的比重)与改革时间虚拟变量(2018年及之后赋值为1,其余为0)的交互项衡量。改革前地方税收分权程度越高,则“国地税合并”改革冲击越强。本文在基准模型的基础上,进一步加入上述代表“营改增”改革和“国地税合并”的控制变量,结果与基准回归保持一致。

(5) 安慰剂检验。为进一步控制可能的遗漏变量对本文回归结果产生影响,导致出现伪因果关系,本文将对地方政府债务显性化的规模效应冲击强度变量($Scale$)和结构效应冲击强度变量($Structure$)在所有地级市之间进行500次随机分配,并依据随机分配结果对账税差异方法测度的企业避税变量(Btd)重新回归。对解释变量进行500次随机抽样后的回归系数近似服从以0为中心的

① 限于文章篇幅,稳健性检验的具体结果未列示,备索。

② 修正现金所得税率=企业法定所得税率-企业现金所得税率。企业现金所得税率=企业当年支付的所得税现金流/税前利润,所得税现金流=所得税费用-递延所得税费用+期初应交所得税-期末应交所得税。

正态分布,且实际的回归取值落在模拟中属于极小概率事件,所以,可能的遗漏因素对本文的估计结果并未产生显著影响。

五、进一步分析:作用机制检验与异质性检验

1. 作用机制实证检验

本文发现地方政府债务显性化的规模效应冲击和结构效应冲击均会显著抑制企业避税行为,但更为重要的是,还应依据前文提出的理论分析来明确上述两项政策冲击的具体作用机制是如何形成的。厘清该问题不仅对于上述结果的稳健性具有进一步的验证作用,同时有助于识别其内在机理。

(1)规模效应冲击的作用机制检验。如前文所述,地方政府债务显性化的规模效应冲击通过提高地方税收努力,进而增加了企业的避税成本,抑制了企业避税行为。为检验这一机制,本文首先借鉴赵永辉等(2020)^[43]的做法,采用时变函数的面板随机边界分析(panel stochastic frontier analysis, PSFA)来估算各地级市的潜在最优税收收入规模^①,并将各地级市实际税收收入规模与潜在税收收入规模之比来代表地级市的税收努力程度(*Tepsfa*)^②。与此同时,为了更全面反映地级市政府的税收努力情况,本文还选取了当期地级市宏观税负率(税收收入/GDP)与当期地级市所在省份宏观税负率之比来反映地级市税收竞争程度(*Taxcom*),该指标值越小,则说明地方政府通过主动降低税收执法程度或通过先征后返等方式来开展地区间税收竞争的程度越高,地方税收努力程度则越低;反之,指标值越大,则说明地方政府开展地区间税收竞争的程度越低,地方税收努力程度越高。本文将上述两项地方税收努力代理变量与债务显性化政策的规模效应冲击变量(*Scale×Post*)进行交互,交互项的回归系数可反映出改革通过地方税收努力所带来的企业避税程度变化。

表4为利用交互项进行估计的回归结果。由表4第(1)列和第(2)列可知,*Scale×Post×Tepsfa*的估计系数至少能5%的显著性水平上为负。这说明,随着地方政府债务显性化的规模效应冲击导致地方税收努力程度提高,对企业避税行为产生负向影响。由表4第(3)列和第(4)列可知,*Scale×Post×Taxcom*的估计系数都在5%的显著性水平上为负。这说明,债务显性化的规模效应冲击导致地方政府开展地区间税收竞争程度降低,较显著地抑制了企业避税行为。上述结果也印证了本文的假设H₂。

表4 债务显性化的规模效应冲击通过提高税收努力来抑制企业避税的作用机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>
<i>Scale×Post</i>	0.0027 (0.0028)	0.0025 (0.0026)	0.0022 (0.0021)	0.002 (0.0019)
<i>Tepsfa</i>	-0.0115 (0.0073)	-0.0105 (0.0067)		

① PSFA方法是采用时变技术函数(即税收征管技术随时间变动而不断优化)的随机边界分析方法,该方法运用最大似然估计原理,能够模拟企业的效率生产过程来计算潜在税收收入的最大边界,能够区分随机误差和征税效率损失的影响,因而对地区潜在税收收入规模的估计要优于税炳法。具体来看,在PSFA模型构建中,以地区实际税收收入为被解释变量,分别选取了人均GDP、第二产业占GDP比重、第三产业占GDP比重、城镇化率、社会消费品零售总额、居民人民币储蓄存款余额六项指标作为被解释变量,以全面反映地区税收收入的经济基础和课税来源情况。

② 测算的地级市税收努力程度越大,则表示地方政府对于地区税基的整体利用水平越高,地方政府的税收征管效率也越高。

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>
<i>Scale</i> × <i>Post</i> × <i>Tepsfa</i>	-0.0150** (0.0075)	-0.0137** (0.0070)		
<i>Taxcom</i>			-0.0016 (0.0013)	-0.0015 (0.0012)
<i>Scale</i> × <i>Post</i> × <i>Taxcom</i>			-0.0079** (0.0039)	-0.0073** (0.0036)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/地区/企业固定效应	是	是	是	是
总样本量	10031	10031	10092	10092
组内 R ²	0.7253	0.7253	0.7324	0.7324

(2)结构效应冲击的作用机制检验。如前文所述,地方政府债务显性化的结构效应冲击通过缓解地方政府隐性债务对企业信贷资源的挤出,进而降低了企业追求更多现金流的避税动机,抑制了企业避税行为。为验证这一机制,本文将企业层面的资产负债率(*Lev*)作为衡量融资约束的机制变量,该变量代表了企业获得信贷融资的能力,值越大则说明企业实际的融资约束越小。本文构建如下中介效应模型:

$$Lev_{i,c,t} = \alpha_2 + \theta \times Structure_c \times Post_t + \beta_3 \times Controls_{i,c,t} + \lambda_t + \eta_i + \mu_c + \varepsilon_{i,c,t} \quad (8)$$

$$Taxavoid_{i,c,t} = \alpha_2 + \gamma_2 \times Structure_c \times Post_t + \gamma_3 \times Lev_{i,c,t} + \beta_2 \times Controls_{i,c,t} + \lambda_t + \eta_i + \mu_c + \varepsilon_{i,c,t} \quad (9)$$

其中,*Lev_{i,c,t}*代表*t*年*c*地级市的*i*企业的资产负债率,其他变量则与基准回归模型中式(5)一致。在中介效应检验中,本文首先检验式(8)中*Structure*×*Post*的估计系数*θ*是否显著,如果通过显著性检验,再进一步检验式(9)中*Lev*和*Structure*×*Post*的估计系数*γ₃*和*γ₂*的显著性情况,如果两者通过显著性检验,参考郭晔等(2020)^[44]的做法,最后在此基础上通过Sobel检验(*θ*×*γ₃*的显著性检验)来说明中介效应的存在情况。

上述中介效应检验的结果如表5所示,表5的第(1)列显示,当以*Lev*为被解释变量时,*Structure*×*Post*的估计系数在5%的显著性水平上为正。说明债务显性化的结构效应冲击提升了企业的资产负债率,进而缓解融资约束。在表5的第(2)列和第(3)列中,当分别以*Btd*和*Btdva*作为解释变量时,*Lev*和*Structure*×*Post*的估计系数都能在1%的显著性水平上为负,同时,第(2)列和第(3)列中Sobel检验*p*值分别为0.005和0.004,说明缓解企业融资约束在债务显性化的结构效应冲击抑制企业避税的过程中发挥了较显著的中介效应。这主要是随着企业融资约束的缓解,减弱了企业以税收规避方式进行内部融资的避税动机,即抑制了企业的避税行为。这一结果也印证了本文的假设H₃。

表5 债务显性化的结构效应通过缓解企业融资约束来抑制企业避税的作用机制检验

	<i>Lev</i>	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>
<i>Structure</i> × <i>Post</i>	0.0106** (0.0046)	-0.0002** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)
<i>Lev</i>		-0.0217*** (0.0054)	-0.0199*** (0.005)

续表 5

	<i>Lev</i>	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>
控制变量	控制	控制	控制
年份/地区/企业固定效应	是	是	是
Sobel 中介效应检验		$p=0.0050$	$p=0.0040$
总样本量	9257	9257	9257
组内 R ²	0.9008	0.8756	0.8756

更进一步,本文将具体从企业融资难和融资贵两个方面来说明债务显性化的结构效应冲击如何通过缓解企业融资约束进而抑制企业避税行为。首先,对于缓解企业融资难的情况,本文主要选取了企业有息负债率(*Intrate*)和企业所在地级市城商行^①资本充足率(*Bca*)来反映。有息负债率是一家公司总负债中需要支付利息的负债占比,主要来自资产负债表的长短期借款和应付债券科目,有息负债能够真正衡量公司在商业信贷市场上的融资能力和融资难度。银行资本充足率是一家银行总资本对其风险加权资产的比率,是央行对商业银行进行监管的重要指标,资本充足率高的银行,更有余力发放信贷。其次,对于缓解企业融资贵的情况,本文主要选取了企业债务平均利息率(*Incodebt*)和政府债务平均利息率(*Totalrate*)两个指标,从企业直接利息支出和信贷价格竞争两个方面来具体反映企业的融资成本。企业债务平均利息率以企业总利息支出对企业有息负债的比率衡量,该值越大,说明企业的融资价格越贵;政府债务平均利息率以政府显性债务和隐性债务的加权平均利息率衡量,该值越大,说明政府融资对企业融资的价格竞争越强。

以上述两类指标作为被解释变量来进行进一步缓解企业融资约束机制检验的回归结果如表 6 所示。从表 6 的第(1)列和第(2)列可以看出,*Structure×Post* 的估计系数至少在 5% 的显著性水平上为正,这说明债务显性化的结构效应冲击较显著地提升了企业有息负债率和所在地级市城商行的资本充足率,这些都能进一步说明企业的融资难问题得到了缓解。从表 6 的第(3)列和第(4)列可以看出,*Structure×Post* 的估计系数至少在 10% 的显著性水平上为负,这说明债务显性化的结构效应冲击较显著地降低了企业的平均利息率和政府债务的平均利息率,这进一步说明企业融资贵问题也得到了缓解。

表 6 债务显性化的结构效应冲击缓解融资约束的进一步检验

变量	缓解企业“融资难”		缓解企业“融资贵”	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Intrate</i>	<i>Bca</i>	<i>Incodebt</i>	<i>Totalrate</i>
<i>Structure×Post</i>	0.0061** (0.0027)	0.0006*** (0.0002)	-0.0105* (0.0057)	-0.0447*** (0.0124)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/地区固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	否	是	否
总样本量	9294	480	8608	1340
组内 R ²	0.7890	0.3855	0.3749	0.9218

① 选取地级市城商行的原因有两点,第一是从隐性金融分权的角度考虑,地级市城商行与地级市政府关联密切,也是政府隐性债务的重要供给方,受到债务显性化改革的影响更为明显;第二是从金融市场分割的角度考虑,地级市城商行与所在地级市上市公司的信贷往来较之区域外商业银行可能更为密切。

2. 异质性实证检验

地方政府债务管理体制改革的债务显性化政策冲击在改革前隐性债务扩张速度不同的地区存在异质性。从债务显性化的规模效应冲击来看,改革前隐性债务增速越快的地区,地方政府对于增加财政收入、拓展发债空间的意愿越强烈,则加强税收努力的动力同样越强,这会通过增加企业避税成本的方式来降低企业的避税程度。从债务显性化的结构效应冲击来看,改革前隐性债务增速越快的地区,则显性债务弱化隐性债务对税收收入替代效应的效果就越强,越能够缓解企业的融资约束,这能够降低企业的避税动机。本文以改革前(2011—2014年)隐性债务增速均值的中位数将样本分组。分组回归结果见表7第(1)~(4)列,可知债务显性化的“规模效应”与结构效应冲击对企业避税行为的抑制效果均在改革前隐性债务扩张速度更快的地区更为显著。

表7 基于隐性债务增速的异质性检验

变量	隐性债务增速快		隐性债务增速慢	
	(1)	(2)	(1)	(2)
	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>
<i>Scale</i> × <i>Post</i>	-0.0042** (0.0017)	-0.0038** (0.0015)	0.0025 (0.0017)	0.0023 (0.0015)
<i>Structure</i> × <i>Post</i>	-0.0002* (0.0001)	-0.0002* (0.0001)	-0.0007 (0.0005)	-0.0006 (0.0004)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/地区/企业固定效应	是	是	是	是
总样本量	5057	5057	4790	4790
组内R ²	0.8795	0.8795	0.8751	0.8751

债务显性化的政策冲击效果在现金流水平不同的企业间也存在异质性分布。从规模效应冲击来看,地方税收努力提升对现金流水平低的企业效果更明显,因为现金流水平低的企业进行避税活动的边际收益更高,而地方政府严格税收征管后更多提升了企业的避税成本,震慑了此类企业的避税企图。从债务显性化的结构效应冲击来看,企业现金流水平越高,表明企业经营压力越小,企业融资约束缓解后纳税遵从度也会相应提高更多。而对于现金流水平越低,经营压力越大的企业,即使融资约束得到缓解,新增融资的首要目标还是优先保证生存和持续经营,其提升纳税遵从度的动机也并不强烈。本文以改革后(2015—2019年)企业自由现金流按期末总资产进行标准化后的均值来进行中位数分组,回归结果如表8所示。由第(1)、(2)列可知,债务显性化的规模效应冲击主要降低了低现金流水平分组企业的避税程度;由第(3)、(4)列可知,债务显性化的结构效应冲击主要降低了高现金流水平分组企业的避税程度。

债务显性化的政策冲击效果在政府支持力度不同的产业间同样存在异质性分布。从债务显性化的“规模效应”冲击来看,地方税收努力提升对未受到国家政策重点支持产业的效果更明显,因为非重点支持产业中的企业通常是地方政府加强税收征管的重点,因而这类企业进行避税的风险和成本将会有更明显提升,进而企业避税程度下降更为显著。从债务显性化的“结构效应”冲击来看,因为银行等金融机构更青睐政策支持行业中的企业,所以国家重点支持行业的企业融资约束缓解幅度更大,相关企业的避税程度也会降低更明显。本文根据2016年版《战略性

新兴产业重点产品和服务指导目录》将企业所属行业是否为列入目录,将样本划分为国家重点支持产业和非国家重点支持产业两类。据此,对两类产业的样本进行分组回归,回归结果如表8所示。由第(5)、(6)列可知,债务显性化的结构效应冲击主要降低了国家重点支持产业的企业避税程度,由第(7)、(8)列可知,债务显性化的规模效应冲击主要降低了非国家重点支持产业的企业避税程度。

表8的异质性回归结果再次证明,地方政府债务显性化的规模效应冲击与结构效应冲击分别通过提升地方税收努力与缓解企业融资约束来抑制企业避税行为。

表8 基于现金流水平和国家重点支持产业的异质性检验

变量	现金流水平高		现金流水平低		国家重点支持产业		非国家重点支持产业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>	<i>Btd</i>	<i>Btdva</i>
<i>Scale</i> × <i>Post</i>	-0.0015 (0.0014)	-0.0014 (0.0013)	-0.0027* (0.0015)	-0.0025* (0.0014)	0.0002 (0.001)	0.0002 (0.0009)	-0.0041** (0.0017)	-0.0038** (0.0016)
<i>Structure</i> × <i>Post</i>	-0.0003** (0.0001)	-0.0003** (0.0001)	0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	-0.0002** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	-0.0007 (0.0007)	-0.0006 (0.0006)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/地区/企业 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
总样本量	4785	4785	5133	5133	4940	4940	4781	4781
组内 R ²	0.8978	0.8978	0.8496	0.8496	0.9003	0.9003	0.8806	0.8806

六、结论与政策启示

1. 研究结论

地方政府债务风险问题受到社会各界高度关注。目前大多研究集中在地方政府债务宏观经济效应所导致的风险层面,忽略了地方政府债务治理能够作用于微观层面的企业避税行为,进而对地方政府债务可持续性产生影响的路径。本文将视角聚焦于地方政府债务显性化对企业避税行为的影响效应及机制,以2015年新《预算法》实施后的地方政府债务管理体制改为准自然实验,通过强度双重差分法,识别地方政府债务显性化与企业避税行为之间的因果关系。研究发现:第一,地方政府债务显性化的规模效应与结构效应冲击,均显著抑制了企业避税行为,这表明,随着纳入政府预算的显性债务规模不断提高和对地方融资平台为举债主体的隐性债务逐步控制,地方政府债务显性化政策冲击能显著抑制企业避税行为。第二,在作用机制方面,债务显性化的规模效应冲击主要通过提高地方税收努力来增加企业避税成本,而债务显性化的结构效应冲击则主要通过缓解企业融资约束来减弱企业避税动机,进而都对企业避税行为产生了抑制作用。第三,从异质性检验结果来看,地方政府债务显性化政策冲击对企业避税行为的抑制效果,受到隐性债务扩张速度、现金流水平和产业扶持力度的影响。本文研究结论对进一步优化地方政府债务管理体制,实现地方政府债务与企业税收的良性互动具有重要参考意义。

2. 政策启示

第一,持续深入推进地方政府债务显性化改革。地方政府债务显性化改革作为一项规范地方政府举债行为,防范债务风险的举措,在微观层面可以抑制企业的避税行为,促进财政增收,进一

步提升地方财政的可持续性。今后应当坚持“开前门、堵后门”的基本原则,从规模和结构两方面持续推进地方政府债务显性化。一方面,剥离企事业单位替政府融资职能,重点加快推动融资平台转型为市场化运营的国有企业,整改政府投资基金、PPP、政府购买服务等中长期支出事项中的不规范融资行为,严禁各种违法违规担保和变相举债,坚决遏制地方政府隐性债务增量;另一方面,通过统筹安排地方政府预算可偿债财力和灵活处置存量国有资产等方式来妥善推进存量政府隐性债务的偿还化解工作,或通过债务置换、再融资债券渠道,将隐性债务置换为显性的法定债务,统一纳入政府债务管理口径。

第二,多方联动提升地方债券市场流动性。应当建设多层次的地方政府债券市场体系,通过这种政府债务的显性化、市场化措施来优化资源配置并进一步缓解企业融资约束,以此降低政府举债对企业避税行为的扭曲。在债券发行的一级市场,要形成规范透明的地方政府债券发行格局,严把债券发行入口关,做好项目评估和信用评级工作,优化债券期限结构和项目品种,着力降低债券发行成本和票面利率。在债券流通的二级市场,要打通银行间市场、交易所市场及商业银行柜台市场的资金和产品流通渠道,支持符合条件的存量地方政府债券跨市场交易,鼓励个人投资者和非银金融机构参与地方债券交易,这有助于商业银行盘活存量资产,进一步拓展信贷空间。

第三,激励地方税收努力与税收征管法制化要统筹兼顾。应在优化分配地方政府债务限额和调动地方税收征管积极性的同时,建立并完善税收征管相关法规,构建地方政府税收征管监督机制,以此实现合理提高企业避税成本与优化企业税收营商环境的双重目标。一方面,进一步优化债务限额分配的计算公式,通盘考虑地方政府经济发展实际、项目建设需要以及财政收入状况等因素,将激励地方政府税收努力作为债务限额分配的目标之一;另一方面,持续推进税收征管法制化进程,依法约束地方政府税收执法方面的自由裁量,将地方政府严格税收征管的力度限制在法律允许和有利于经济发展的范围内,持续优化企业税收营商环境,避免地方财政过度增收抑制企业活力。

参考文献

- [1]刘尚希,石英华,武靖州.制度主义公共债务管理模式的失灵——基于公共风险视角的反思[J].北京:管理世界,2017,(1):5-16.
- [2]Zhu, J., H. Xu, and Y. Zhang. Local Government Debt and Firm Productivity: Evidence from China[J]. Research in international business and finance, 2022, 65, 101798.
- [3]余海跃,康书隆.地方政府债务扩张、企业融资成本与投资挤出效应[J].北京:世界经济,2020,(7):49-72.
- [4]刘行,叶康涛.金融发展、产权与企业税负[J].北京:管理世界,2014,(3):41-52.
- [5]洪源,张玉灶,王群群.财政压力、转移支付与地方政府债务风险——基于央地财政关系的视角[J].北京:中国软科学,2018,(9):173-184.
- [6]陈菁,李建发.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[J].北京:会计研究,2015,(1):61-67,97.
- [7]王文甫,王召卿,郭伶俐.财政分权与经济结构失衡[J].北京:经济研究,2020,(5):49-65.
- [8]吕江林,沈国庆.地方税收增长激励与地方政府债务扩张——基于公共选择的视角[J].北京:税务研究,2019,(6):98-105.
- [9]陈必果,夏蜀,刘志强,韩文轩.地方政府债务、税负效应与企业投资[J].成都:财经科学,2023,(5):138-148.
- [10]张牧扬,潘妍,范莹莹.减税政策与地方政府债务——来自增值税税率下调的证据[J].北京:经济研究,2022,(3):118-135.
- [11]Edwards, A., C. Schwab, and T. Shevlin. Financial Constraints and Cash Tax Savings[J]. Accounting review, 2016, 91, (3): 859-881.
- [12]Slemord. Tax Avoidance, Tax Management and Corporate Social Responsibility[J]. Journal of corporate Finance, 2012, 18, (4):

804-827.

- [13] 范子英, 田彬彬. 税收竞争、税收执法与企业避税[J]. 北京: 经济研究, 2013, (9): 99-111.
- [14] 郭庆旺. 减税降费的潜在财政影响与风险防范[J]. 北京: 管理世界, 2019, (6): 1-10, 194.
- [15] 崔惠玉, 吕炜, 徐颖. 减税降费与地方债务风险: 基于城投债的证据[J]. 成都: 经济学家, 2023, (3): 58-67.
- [16] 吴敏, 曹婧, 毛捷. 地方公共债务与企业全要素生产率: 效应与机制[J]. 北京: 经济研究, 2022, (1): 107-121.
- [17] 梁若冰, 王群群. 地方债管理体制与企业融资困境缓解[J]. 北京: 经济研究, 2021, (4): 60-76.
- [18] 毛捷, 马光荣. 政府债务规模与财政可持续性: 一个研究综述[J]. 北京: 财政科学, 2022, (11): 10-41.
- [19] 刁伟涛. 中国地方政府债务风险(2014—2017)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2018.
- [20] 刘守英, 熊雪锋, 章永辉, 郭贯成. 土地制度与中国发展模式[J]. 北京: 中国工业经济, 2022, (1): 34-53.
- [21] 冼国明, 冷艳丽. 地方政府债务、金融发展与 FDI——基于空间计量经济模型的实证分析[J]. 天津: 南开经济研究, 2016, (3): 52-74.
- [22] 李玉龙. 地方政府债券、土地财政与系统性金融风险[J]. 上海: 财经研究, 2019, (9): 100-113.
- [23] Banzhaf, S., and W. Oates. On Fiscal Illusion in Local Public Finance: Re-Examining Ricardian Equivalence and the Renter Effect[J]. *National Tax Journal*, 2013, 66, (3): 511-540.
- [24] 刘畅, 曹光宇, 马光荣. 地方政府融资平台挤出了中小企业贷款吗?[J]. 北京: 经济研究, 2020, (3): 50-64.
- [25] 徐军伟, 毛捷, 管星华. 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[J]. 北京: 管理世界, 2020, (9): 37-59.
- [26] 韩鹏飞, 胡奕明. 政府隐性担保一定能降低债券的融资成本吗? ——关于国有企业和地方融资平台债券的实证研究[J]. 北京: 金融研究, 2015, (3): 116-130.
- [27] 许红梅, 李春涛. 社保费征管与企业避税——来自《社会保险法》实施的准自然实验证据[J]. 北京: 经济研究, 2020, (6): 122-137.
- [28] 胡玥, 张涵萌, 马文杰. 地方政府债务治理改革与企业人力资本升级[J]. 北京: 经济管理, 2022, (8): 152-169.
- [29] 邱志刚, 王子悦, 王卓. 地方政府债务置换与新增隐性债务——基于城投债发行规模与定价的分析[J]. 北京: 中国工业经济, 2022, (4): 42-60.
- [30] 周世愚. 地方政府债务风险: 理论分析与经验事实[J]. 北京: 管理世界, 2021, (10): 128-138.
- [31] Modigliani, F., and M.H. Miller. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment[J]. *American Economic Review*, 1958, (4): 443-453.
- [32] Nunn, N., and N. Qian. The Potato's Contribution to Population and Urbanization: Evidence from a Historical Experiment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126, (2): 593-650.
- [33] Chen, S.X. The Effect of a Fiscal Squeeze on Tax Enforcement: Evidence from a Natural Experiment in China[J]. *Journal of Public Economics*, 2017, 147: 62-76.
- [34] 徐超, 庞雨蒙, 刘迪. 地方财政压力与政府支出效率——基于所得税分享改革的准自然实验分析[J]. 北京: 经济研究, 2020, (6): 138-154.
- [35] 张明, 蓝海林, 陈伟宏, 曾萍. 本土宗教传统与公司避税——基于我国 34100 座寺院和 8349 座宫观的实证研究[J]. 北京: 经济学(季刊), 2021, (4): 1345-1368.
- [36] 陈骏, 徐玉德. 内部控制与企业避税行为[J]. 北京: 审计研究, 2015, (3): 100-107.
- [37] 刘行, 叶康涛. 企业的避税活动会影响投资效率吗?[J]. 北京: 会计研究, 2013, (6): 47-53, 96.
- [38] Armstrong, C.S., J.L. Blouin, A.D. Jagolinzer and D.F. Larcker. Corporate Governance, Incentives, and Tax Avoidance[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2015, 60, (1): 1-17.
- [39] 潘越, 肖金利, 戴亦一. 文化多样性与企业创新: 基于方言视角的研究[J]. 北京: 金融研究, 2017, (10): 146-161.
- [40] 张克中, 欧阳洁, 李文健. 缘何“减税难降负”: 信息技术、征税能力与企业逃税[J]. 北京: 经济研究, 2020, (3): 116-132.
- [41] 毛捷, 韩瑞雪, 刘冲. 融资平台债务增长的新机理研究: 担保网络的视角[J]. 北京: 经济研究, 2024, (1): 72-92.
- [42] 洪源, 胡慧姣. 地方政府自主发债是否有利于提升地区经济发展质量? ——基于地方债全面“自发自还”改革的准自然实验分析[J]. 北京: 金融研究, 2023, (5): 77-95.
- [43] 赵永辉, 付文林, 冀云阳. 分成激励、预算约束与地方政府征税行为[J]. 北京: 经济学(季刊), 2020, (1): 1-32.
- [44] 郭晔, 黄振, 姚若琪. 战略投资者选择与银行效率——来自城商行的经验证据[J]. 北京: 经济研究, 2020, (1): 181-197.

Explicit Local Government Debt and Corporate Tax Avoidance

HONG Yuan¹, WAN Li¹, SHAN Yu²

(1.School of Economy and Trade,Hunan University,Changsha,Hunan,410006,China;

2.School of Public Economics and Administration,Shanghai University of Finance and Economics,Shanghai,200433,China)

Abstract: From the perspective of debt sustainability, it is not sufficient to merely assess the risk of local government debt based on the size of the debt itself. Instead, it is crucial to examine whether the economic effects generated by the debt can sustain its operation. Since 2008, local governments in China have incurred substantial debt to supplement government finances, but this has also distorted resource allocation and influenced corporate tax avoidance behaviors. Therefore, understanding the relationship between local government debt and corporate tax avoidance behavior correctly, and reducing the substitution and crowding out effects of local government debt on tax revenue, is of great practical significance for better coordinating high-quality development with high-level security, and comprehensively improving the level of tax governance and debt sustainability. This paper takes the implementation of the new Budget Law in 2015 as a policy shock to the reform of the local government debt management system and utilizes a Difference-in-Differences approach to construct indicators measuring the “scale effect” and “structure effect” impacts of the explicit debt policy. Innovatively, it explores the impact and mechanism of local government debt explicitation on corporate tax avoidance behavior from a micro perspective. The paper further clarifies the relationship between government debt and taxes, enriches the research on the micro-effects of local government debt on enterprises, and deepens the understanding of the motives behind corporate tax avoidance.

The research finds: First, both the “scale effect” and “structure effect” impacts of the explicit local government debt policy have a significant negative effect on corporate tax avoidance behavior, indicating that as the size of explicit debt included in the government budget increases and the control over implicit debt gradually tightens, the explicitation of local government debt can significantly suppress corporate tax evasion behaviors. Second, in terms of the mechanism of action, the “scale effect” impact of the explicit debt policy mainly increases the cost of tax avoidance for enterprises through the external mechanism of enhancing local government tax efforts, as policies allowing local governments to issue bonds independently weaken the substitution effect of government debt on tax revenue. Conversely, the “structure effect” impact mainly reduces the motivation for corporate tax avoidance through the internal mechanism of easing corporate financing constraints, as strict control over new implicit debt eases the crowding out of corporate financing by government debt. Third, from the perspective of heterogeneity in the test results, the impact of the policy shows a heterogeneous distribution based on the speed of implicit debt expansion, the level of corporate cash flow, and the intensity of industry support. Specifically, in regions with faster expansion of implicit debt before the reform, the impact of the explicit debt policy is more pronounced. The “scale effect” impact is more evident in sample groups with lower cash flow levels and not supported by national key projects, while the “structure effect” impact is more significant in sample groups with higher cash flow levels and supported by national key projects.

Based on the conclusions above, this paper proposes three policy recommendations: First, continuously and deeply advance the reform towards debt explicitation. It is essential to adhere to the basic principle of “opening the front door while blocking the back door,” and to continue the explicitation of local government debt from both scale and structure aspects. This approach aims to weaken the substitution effect of local debt on tax revenue and further enhance fiscal sustainability. Second, adopt multiple measures to enhance the liquidity of the local bond market. It is necessary to construct a multi-level local government bond market system, further easing corporate financing constraints through optimized resource allocation, thereby reducing the distortion effects of government borrowing on corporate tax avoidance behavior. Third, the allocation of debt limits and the legalization of tax collection and administration must be carefully balanced. Reasonable allocation of local government debt limits should be pursued alongside stimulating local tax collection enthusiasm. Additionally, establishing and perfecting regulations related to tax collection and administration, constructing a supervision mechanism for local government tax collection and administration, are also crucial.

Key Words: local government debt explicitation; corporate tax avoidance behavior; corporate financing constraints; local government tax efforts

JEL Classification: H63, H74, H81

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2024.05.010

(责任编辑:闫梅)