

财政双向失衡、地方税财治理与企业避税分化

胡晓东,高艳慧

(中南民族大学 管理学院,湖北 武汉 430074)

[摘要]以我国A股上市区公司微观与30省区市的宏观进行匹配得到的面板数据为样本,通过构建双向固定效应模型和面板联立方程模型,就财政双向失衡对企业避税的影响路径进行实证。研究表明:我国同时存在较高的双向失衡,财政纵向失衡促进企业避税,财政横向失衡抑制企业避税。从传导路径来看,财政纵向失衡通过降低地方税收征管和政府补助强度促进企业避税,财政横向失衡通过提高地方税收征管和政府补助积极性抑制企业避税;从地区分化来看,东部地区与全样本结论一致,但在非东部地区,财政纵向失衡、横向失衡与企业避税均负相关,这主要是因为中西部地区企业减少避税能换来更多的政府补助;从地方政府债务规模分化来看,财政纵向失衡与横向失衡对企业避税的影响均在债务规模低的地区成立;从企业自身现金流分化来看,纵向失衡与企业避税的促进关系在现金流低组中成立,而横向失衡与企业避税的抑制关系在现金流高组中成立。

[关键词]企业避税分化;财政纵向失衡;财政横向失衡;作用机制

[中图分类号]F812.42 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2023)04-0116-12

一、引言

新发展阶段,“国家治理型财政”成为我国一种新的财政形式。习近平同志在多次中央工作会议中指出要加快完善各级政府的事权、支出责任及财权之间的划分,建立一个权责清晰、财政协调、区域均衡的新型财政体制,改变经济下行趋势,促进我国高质量发展。然而目前我国财政处于较高的失衡状态,体现在财政纵向失衡与财政横向失衡两个方向上。1994年单向的经济财政分权,发生了“财权上收,事权下放”的逆向运动,致使我国一直处于中央收大于支,地方支大于收的失衡状态,即财政纵向失衡。从1993到2019年,在我国财政收入中,中央政府所占比例从22%飞升到47%,而地方政府所占的比例从78%下滑至53%,央地各自财政支出却呈相反的趋势,这直接导致中央收支占比之差从-6.25%上升至32.21%,而地方收支占比之差从6.25%变化至-32.21%,分税制改革转换了中央政府宏观调控不力的局面,却存在可能将地方政府陷入“入不敷出”的被动局面。从全国来看,1998—2016年全国 Vfi 水平一直在0.4-0.6之间,2016—2019年突破0.6,呈现较高的财政纵向失衡状态(见图1)。纵向失衡水平超过合适水平^[1],对地方政府治理产生负面影响,包括对地方经济增长^[2]、政府治理能力、公共支出结构、支出效率^[3]、资源配置、土地财政、税收努力和政府补助等产生制约。1998到2019年财政横向失衡 Hfi 全国指数从2.11下降到1.25,西部从1.60降到0.96,中部到1.11,东部到1.63(见图2),横向失衡指数表明相较于其他地区该地人均财力水平偏离水平。我国各地区横向失衡水平 Hfi 虽有缩小,但我国依然处于较高财政横向失衡

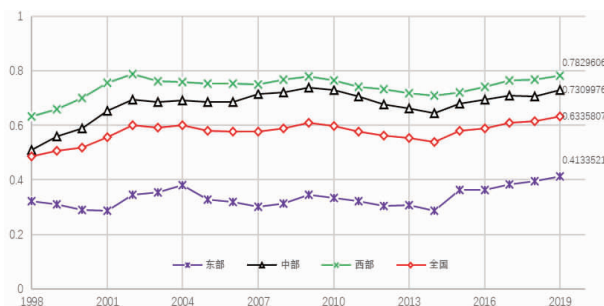


图1 东中西以及全国财政纵向失衡系数 Vfi 变化趋势图

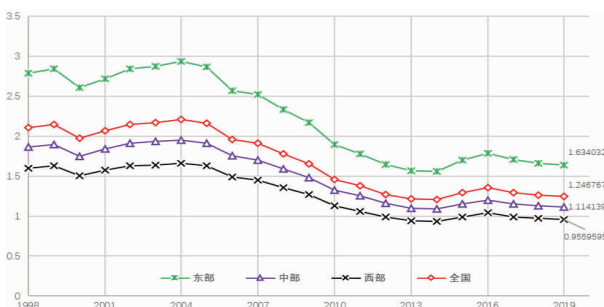


图2 东中西以及全国财政纵向失衡系数 Hfi 变化趋势图

[收稿日期]2023-01-11

[基金项目]国家社会科学基金项目(21BMZ061)和2020年中南民族大学中央专项(CSY20035)

[作者简介]胡晓东(1969—),男,湖北武汉人,中南民族大学管理学院副教授,研究生导师,从事财政政策与税收管理研究,E-mail:406969461@qq.com。高艳慧(1998—),女,湖北武汉人,中南民族大学管理学院,研究生,从事税收管理研究。

状态。

较高的财政失衡会扭曲地方政府治理从而对企业税务管理产生较强分化效应。我国财政收入来自社会上大大小小企业,2019年税收收入在财政收入中占比已达84%。然而,据国家税务总局网站发布的消息显示,截至2022年5月底,全国累计检查涉嫌虚开骗税企业9.2万户,其中:检查涉嫌虚开企业9.1万户,认定虚开增值税发票涉及税额623亿元;检查出口企业1144户,挽回税款损失21.54亿元。为维护正常的税收征管秩序,惩戒涉税违法行为,我国需要继续推进税收高质量治理。有研究发现,处于成长期的企业风险承受能力强,进行税收规避的意愿强^[4]。从影响路径看,高效的内部控制能缓解代理冲突和信息不对称矛盾,抑制内部人员的顾自行为,从而抑制企业避税^[5]。从外部治理讲,机构投资者持股抑制企业避税^[6]。目前我国税收征管制度规范性不高,加强治理后企业避税却出现增多现象。企业避税存在逆周期性,随着经济下行,融资约束低或国有性质的企业逆周期避税更盛,而随着经济上行,融资约束高或非国有性质的企业逆周期避税更明确^[7]。政府补助提高企业纳税主动性。因政府与企业互惠互利,政府补助与企业避税呈明显负相关^[8]。经济下行压力通过政府补助抑制企业避税^[9]。

众多学者从企业层面、外部监督以及宏观环境探讨了企业避税的影响因素,并提出相关建议以减少企业避税,国内外大多数学者研究表明较高的财政失衡导致了一系列宏观经济后果,包括税收征管强度,也有学者研究发现我国财政失衡对地区税收征管强度造成影响从而影响企业避税,其实除了税收征管之外,地方政府的政府补助行为也会影响企业纳税的主动性,但却鲜有学者对财政失衡影响企业避税的路径进行系统分析和实证检验,也鲜有学者对财政失衡对企业避税的影响地区及企业层面的异化进行深入分析。鉴于此,利用2010—2019年沪深A股上市公司与省份匹配的面板数据,从地方政府的税收征管和政府补助两方面探究财政失衡对企业避税的传导路径,并基于地区层面和企业层面进行异质性拓展分析。与现存研究相比,本文主要有以下几方面的贡献:首先试验将财政双向失衡和企业避税统合在一个框架中进行理论研究,以期从地方财政收入和财政支出两端厘清财政失衡对企业避税的作用机制,丰富了财政分权和税务管理理论;其次梳理企业特性、内外部治理、高管特征、管理层激励等微观以及经济、政治、金融、财税、社会等宏观原因和归纳融资约束、代理费用、资本成本、投资绩效、现金流和负债规模等避税后果,将它们全面融入实证中系统验证财政失衡对企业避税存在多重的消极效应和分化影响;最后揭示了企业税管的多重约束机制,为财税机关结合地区及企业特征完善现代财政体制,建立高质量的税收征管体系提供借鉴,同时也为企业纳税抉择和风险管理提供有价值的参考。

二、机理分析与机制假设

(一) 财政纵向失衡促进企业避税的作用机理

财政失衡与企业避税的三层关系见图3所示,但上述因素相互作用机理仍待系统解剖。财政从收入和支出两端治理经济,过度的财政失衡势必通过地方政府的税财治理等对企业避税产生分化,体现在财政收入端的税收征管和支出端的政府补助上。

1. 财政收入视角:地方政府的税收征管治理

我国转移支付制度定位于弥补地方财政缺口以及矫正失衡的财政体制,促进基本公共服务均等化和区域均衡发展。但现实是,我国财政纵向失衡水平高,导致地方过度依赖中央转移支付,和诱导地方放宽财政纪律,致其更偏好于预算软约束或风险型决策,引发地方“财政幻觉”或者“捕蝇纸效应”,不利于实现地方财政主动内平衡^[10]。此时,即使扩大地方政府的征税自主权,理性的地方政府为获得更多中央转移支付或借助转移支付的“公共池”效应来转嫁支出成本,偏向降低自身税收努力。尤其在转移支付制度规范性不高和激励功能不完善的情况下,对地方税收努力会产生更大抑制效应^[11]。地方政府加强税收征管虽然能提高其财政收入水平,但是,与中央转移支付资金相比,地方政府加强税收征管会加重企业负担,导致资本流出,不利于其招商引资,对地方经济产生抑制效应。而

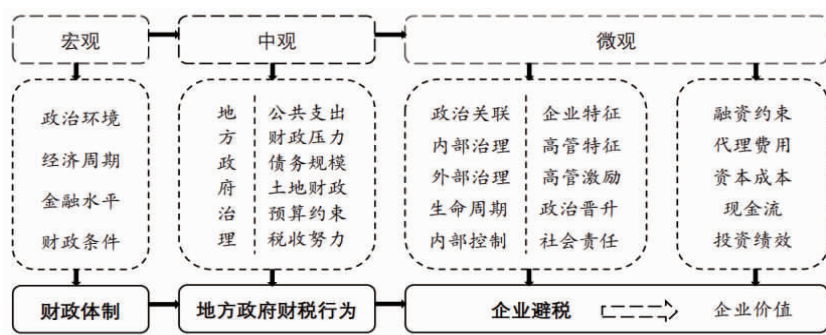


图3 财政失衡、企业避税与企业价值的关系图

中央转移支付资金是无偿的,可以较快弥补财政缺口,因此地方政府会把获得的转移支付资金作为财政收入的替代,长此以往就导致地方政府过度依赖中央转移支付,降低自身税收努力并形成税收惰性。因此本文认为,在过高的财政纵向失衡体制下,地方政府为了获得更多转移支付而降低税收征管程度。

2. 财政支出视角:地方政府的政府补助治理

研究表明,如果企业获得政府补助,那么该企业会更热衷于研发新产品新技术新工艺。政府补助的发放,一方面可以缓解企业的融资约束,给企业带来免费的现金流,直接缓解企业的投资不足问题,一定比例上打消企业逃税避税的动机,进而解决因企业避税而造成的地方财力流失。另一方面,依据“霍曼斯交换理论”,政府与企业互惠互利、互相帮扶。企业主动依法纳税来支持地方政府,从而减轻政府财税压力。邓博夫^[8]实证验证了政府补助与企业避税呈明显的负相关关系。因此,本文认为地方政府对企业的补助能够抑制企业的避税行为。

地方政府偏重经济的背后有两条不变的制度根源,一是由财政分权和晋升机制所释放的持续冲动;二是中央须为地方保留自主筹集财力空间^[12]。政府补助可以有效刺激企业的投资行为,实现短期内经济快速增长,因此推动地区经济增长是地方政府发放补助的动机之一^[13]。而经济快速增长又给地方带来更多财政收入,缓解地方政府财政收支压力。在中国式财政分权体制下,虽然财政收入更多的收至中央,但地方政府对财政支出有一定的自主支配权,因此在较高的财政纵向失衡水平下,面临较大财政收支压力、经济增长目标压力的地方政府和地方官员为了追求它们的短期利益最大化,喜上大项目和大政绩工程,财政资源则更多流向基础设施建设领域,挤占、挪用或减少了企业发展补助资金。因此,本文认为过高的财政纵向失衡会使地方政府减少对企业补助,从而降低了企业纳税积极性。

基于此,本文提出以下假设。

假设 H1:其他条件不变的情况下,财政纵向失衡促进企业避税。

假设 H2:从财政收入视角来看,财政纵向失衡降低税收征管强度从而促进企业避税。

假设 H3:从财政支出视角来看,财政纵向失衡降低政府补助从而促进企业避税。

(二) 财政横向失衡抑制企业避税的作用机理

财政地区间横向失衡已是多年不争的事实。一定的横向财政失衡能使地方更有效提供差异化、优质化、基层化和灵活化的公共服务,但是过高的横向失衡会引发地方政府间激烈竞争进而扭曲地方治理,而地方政府治理又间接影响着企业避税,主要体现在以下两方面。

1. 财政收入视角:地方政府的税收征管治理

在分税制下,为了各自利益最大,地区之间展开激烈的“横向竞争”,使得地方政府更偏向于利用财政支出和税收竞争的治理手段吸引外来投资。理论上讲,地方政府之间的税收竞争会导致均衡税率比最优水平低,并影响到公共服务供给,但站在企业角度,政府间的税收竞争也是企业投资行为的重要政策变量,会显著地影响企业的经营决策。其一,地方政府间的税收竞争过于激烈,达到一定程度时,企业实际税收负担的下降就可以弥补投资项目净收益小于零所带来的亏损,从而诱使企业过度投资^[18]。其二,在地方政府的税收竞争中,辖区企业为了能够获得更多的税收政策优惠,更容易通过增加投资额的方式向地方政府寻租以谋求政治联系。但目前我国地区间财政长期不均衡,各地政府公共服务水平被拉大。随着经济发展,人们对美好生活有了更高要求,为避免本辖内居民“用脚投票”^[15],地方政府之间会进行公共服务的“逐顶”竞争,迫使政府不得不通过加强税收治理提高地方财力,来改进公共服务质量和增加公共服务基础设施,而税收征管强度的提升必然会降低企业避税的程度。

2. 财政支出视角:地方政府的政府补助治理

政府补助是地方政府加强税收征管的另一面。理论上讲,地方政府开展政府补助会减少自身的财政收入,但立足长远,通过政府补助吸引高质量的生产要素可使辖区有更多机遇,一旦抓住发展机遇的快车道,就可以促进地区经济实现快速增长,从而获得更多财政收入。因此,地方政府之所以展开政府补助,也是基于我国的实际国情。在较高的财政横向失衡下,地方政府面临着较大的财政收支压力,为了缓解这种压力,地方政府会采用各种手段去增加自己的财政收入。而吸引优质生产要素可以创造更多的价值,增加政府收入,促进经济增长。但市场资源又是稀缺的,资本一般有趋利流动的特性,这就导致地方政府之间长期处于一种彼此竞争或者相互博

弈的一种状态,为了吸引资金流入、争夺有限资源以及优质企业落户,从而赢得长远的税收,并进一步促进经济增长,地方官员通常热衷于通过加大财政拨款、财政贴息、政府划拨以及税收返还等来吸引投资,由此形成了地方间比较激烈的补助竞争。因此,本文认为财政横向失衡会使地方政府加大对企业的补助,从而提高企业纳税主动性。

基于此,本文提出以下假设。

假设 H4:其他条件不变的情况下,财政横向失衡抑制企业避税。

假设 H5:从财政收入视角来看,财政横向失衡提高税收征管强度从而抑制企业避税。

假设 H6:从财政支出视角来看,财政横向失衡提高政府补助从而抑制企业避税。

财政失衡作用企业避税的机制如图 5 所示。

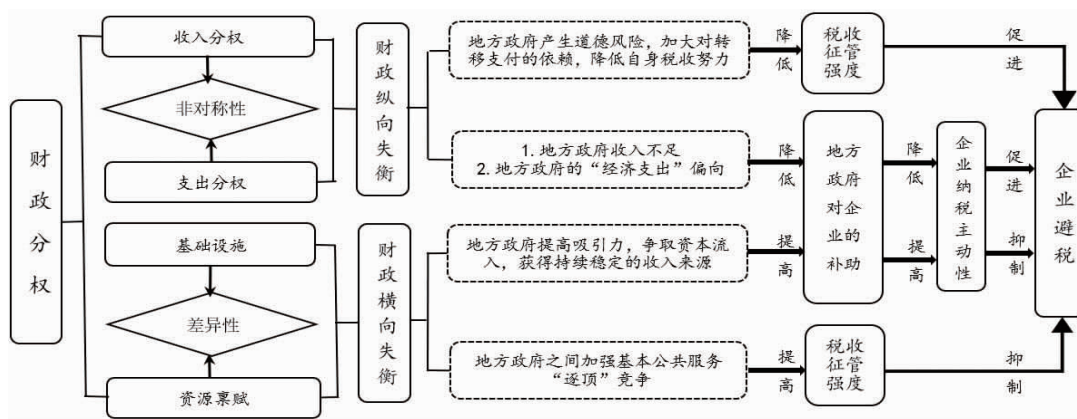


图 5 财政双向失衡作用企业避税的传导机制图

三、数据来源与研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以 2010—2019 年我国 A 股上市公司为研究样本,探讨省市级层面的地方财政双向失衡对域内企业避税的影响。其中省市级相关指标数据来自国家统计局、《中国统计年鉴》《中国财政年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》等;企业层面的数据来自国泰安数据库和 wind 数据库。为了结论的可靠性和准确性,对于样本数据进行如下步骤处理:(1)剔除数据缺失的公司样本;(2)剔除税前利润以及所得税费用为负的公司样本;(3)剔除资产负债率小于 0 或大于 1 的公司样本;(4)剔除属于金融行业的上市公司;(5)剔除在研究期间被 ST、*ST、PT 或退市处理的上市公司;(6)为了排除异常值对结论的影响,对连续变量按照上下 1% 的标准进行缩尾处理。最终本文获取了 18927 个公司(年度样本)观测值。本文在获得企业层面和省市级层面的数据之后,再依据企业地址信息,将省市层面与企业层面的数据匹配,最后实证部分采用 stata16 数据分析软件完成。

(二) 变量说明

因变量是企业避税。主要有三种方法计量企业避税:(1)利用多元回归消除企业盈余管理和会计税法制度差异影响的修正“会计-税收差异”指标(DD_BT D)来计量,具体计算如下所示,其中各变量指标计算方法见表 1 所示;(2)名义税率与实际税率的差额(ETR_diff);(3)实际税率法(ETR)。

$$BTD_{it} = \alpha TACC_{it} + \psi_i + \varepsilon_{it}$$

$$DD_BTD_{it} = \psi_i + \varepsilon_{it}$$

表 1 各变量计算公式

| 变量名称 | 变量符号 | 计算公式 |
|--------------|----------|---------------------------------------------------|
| 实际税率 | ETR | (所得税费用 - 递延所得税费用)/利润总额 |
| 名义税率与实际税率的差额 | ETR_diff | 名义税率 - 实际税率 |
| 会计 - 税收差异 | BTD | (利润总额 - 应纳税所得额)/年末资产总额 |
| 应纳税所得额 | - | (当期所得税费用 - 递延所得税费用)/名义所得税率 |
| 递延所得税费用 | - | (期末递延所得税负债 - 期初递延所得税负债) - (期末递延所得税资产 - 期初递延所得税资产) |
| 总应计利润 | TACC | (净利润 - 经营净现金流)/资产总额 |

这里借鉴 Hanlon 等^[16]的方法,运用修正会计-税收差异(DD_BTD)来计量企业避税, DD_BTD 越大,企业避税空间就越多,从而企业避税程度越高。本文在稳健性检验中使用名义税率与实际税率的差(ETR_diff)和会计-税收差异(BTD)作为企业避税的替代性指标进行稳健检验。除此之外, ψ_i 代表不随时间变化的个体效应, ε_{it} 代表“会计-税收差异”的剩余部分。

核心自变量是财政失衡。细分为财政纵向失衡(Vfi)与财政横向失衡(Hfi)。鉴于我国政治集权下的中国式财政分权具有非常显著的非对称特征,测算过程中考虑财政收支分权和财政收支缺口率等因素,Eyraud 和 Lusinyan^[17]的研究方法更符合我国财政分权改革实践,国内学者也多以 Eyraud 和 Lusinyan^[17]的测量方法为基础进行改进,其中运用比较广泛的是杜彤伟等^[18]的方法。因此本文借鉴杜彤伟等学者的测算方法对我国的纵向财政失衡水平进行测算。具体量度公式如表 2 所示。财政横向失衡则借鉴储德银等^[1]的研究,采用以实际人均财政收入为基础的加权变异修正指数来测度横向财政失衡水平。具体测度公式如表 3 所示。

表 2 财政纵向失衡水平的测度公式

| 指标名称 | 公式 | 变量含义 |
|---------|-----------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------|
| 财政纵向失衡 | $Vfi = 1 - \frac{Frd}{Fed} \times (1 - Fred)$ | Vfi : 财政纵向失衡 Frd : 财政收入分权 Fed : 财政支出分权 $Fred$: 财政收支缺口率 |
| 财政收入分权 | $Frd = \frac{Lfr/Lpop}{Lfr/Lpop + Cfr/Npop}$ | Lfr : 地方政府一般公共预算收入 Lfe : 地方政府一般公共预算支出 Cfr : 中央政府一般公共预算收入 Cfe : 中央政府一般公共预算支出 |
| 财政支出分权 | $Fed = \frac{Lfe/Lpop}{Lfe/Lpop + Cfe/Npop}$ | $Lpop$: 地方总人口数 $Npop$: 全国总人口数 |
| 财政收支缺口率 | $Fred = \frac{Lfe - Lfr}{Lfe}$ | |

表 3 财政横向水平测度公式

| 指标名称 | 公式 | 变量含义 |
|-----------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 财政横向失衡(Hfi) | $Hfi = \frac{\sqrt{\sum_j (Lfr_i - Lfr_j)^2 \cdot ((Lpop_i + Lpop_j)/2)}}{Lfr_w}$ $Lfr_w = \sum_{j=1}^n Lfr_j \frac{Lpop_i}{Npop}$ | Lfr_i 和 Lfr_j : 第 i 和第 j 个省人均实际财政收入 Lfr_w : 全国各省人均实际财政收入的加权平均值 $Lpop_i$ 和 $Lpop_j$: 第 i 和第 j 个省份的人口总数 $Npop$: 全国人口总数 |

中介变量一是政府补助(Sub),借鉴邓博夫等^[8]等研究,用“政府补助/利润总额”比来计量;二是税收征管强度($Teffort$),借鉴江轩宇^[19]等研究,用“实际税收收入/预期税收收入”比来计量税收征管 $Teffort$,其中地方预期税收收入 Tex^* 通过建立如下回归模型拟合得出,其他公式如表 4 所示。

表 4 变量定义与计算公式

| 变量符号 | 变量含义 | 计算公式 |
|--------|-----------|-----------------------------------|
| Tex | 税收能力(%) | 各地区税收收入/地区生产总值 |
| Gdp | 经济发展水平 | $\ln(\text{地区生产总值}/\text{地区总人口})$ |
| $Open$ | 对外开放水平(%) | 各地区进出口总额(按年汇率平均价)/地区生产总值 |
| $Ind1$ | 第一产业占比(%) | 各地区第一产业增加值/地区生产总值 |
| $Ind2$ | 第二产业占比(%) | 各地区第二产业增加值/地区生产总值 |

$$Tex_{it} = \beta_0 + \beta_1 Gdp_{it} + \beta_2 Ind1_{it} + \beta_3 Ind2_{it} + \beta_4 Open_{it} + \mu_{it}$$

$$Teffort_{it} = Tex_{it}/Tex_{it}^*$$

控制变量。梳理相关企业避税文献,选取①地区层面,经济发展水平(Gdp);②企业特征,资产负债率(Lev)、企业成长力($Growth$)、企业规模($Size$)、有形资产密集度(PPE)、营业净利率(TTM)和无形资产密集度($Intang$);③企业治理,管理层持股比例($Mshare$)、机构持股比例($INST$)、董事会规模($Board$)、两职合一($Both$)、股权制衡度($Balance$)和股权集中度(OC)等控制变量。主要变量定义见表 5。

(三) 模型设计

1. 基准回归模型

为探究财政双向失衡对企业避税的影响,本文构建如下基准回归模型(1):

$$DD_BTD_{ijt} = a_0 + a_1 Vfi + a_2 Hfi_{jt} + a_3 X_{ijt} + a_4 Y_{jt} + \gamma_i + \pi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

在模型(1)中, X_{ijt} 代表企业层面多个控制变量, Y_{jt} 代表地区经济层面控制变量。其下标 i 代表企业个体,下标 j 代表省市级,下标 t 代表年份, Vfi 和 Hfi 分别代表财政纵向失衡与财政横向失衡程度, DD_BTD 代表企业避税程度,另外,本文还控制了不随时间进行变化的个体效应 γ_i 和不随个体进行变化的时间效应 π_t , ε_{ijt} 代表随机干扰项。根据前文理论分析,预计 Vfi 对 DD_BTD 的回归系数为正,即财政纵向失衡程度越高,企业避税程度就越高。同样,预计 Hfi 对 DD_BTD 的回归系数为负,即财政横向失衡程度越高,企业越不容易发生避税行为。

表 5 主要变量定义

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量描述 |
|---------|-----------|-----------------|------------------------------------------------------------|
| 被解释变量 | 企业避税 | <i>DD_BTD</i> | 参考 Hanlon <i>et al.</i> (2010) 的研究,以扣除应计利润影响后的会计 - 税收差异来衡量 |
| 稳健性检验变量 | | <i>BTD</i> | 会计 - 税收差异 |
| | | <i>ETR_diff</i> | 名义税率与实际税率的差额,差额越大,企业避税程度越大 |
| 解释变量 | 财政纵向失衡 | <i>Vfi</i> | 参见表 3-1 |
| | 财政横向失衡 | <i>Hfi</i> | 参见表 3-2 |
| 中介变量 | 税收征管强度 | <i>Teffort</i> | $Teffort_{it} = Tax_{it}/Tax_{it}^*$ |
| | 政府补助 | <i>Sub</i> | 政府补助/利润总额 |
| 控制变量 | 企业规模 | <i>Size</i> | ln(总资产) |
| | 资产负债率 | <i>Lev</i> | 期末总负债/期末总资产 |
| | 营业净利率 | <i>TTM</i> | 净利润/营业收入 |
| | 成长能力 | <i>Growth</i> | 营业收入增长率 |
| | 有形资产密集度 | <i>PPE</i> | 期末固定资产净额/期末总资产 |
| | 无形资产密集度 | <i>Lntang</i> | 期末无形资产净额/期末总资产 |
| | 股权集中度 | <i>OC</i> | 第一大股东持股比例 |
| | 两职合一 | <i>Both</i> | 虚拟变量,董事长兼任 CEO 取值为 1,否则为 0 |
| | 机构投资者持股比例 | <i>INST</i> | 机构投资者持股总数/流通股本 |
| | 股权制衡度 | <i>Balance</i> | 第二大股东持股比例/第一大股东持股比例 |
| | 董事会规模 | <i>Board</i> | 董事会人数取自然数对数 |
| | 管理层持股比例 | <i>Mshare</i> | 管理层持股/总股本 |
| | 经济发展水平 | <i>Gdp</i> | ln(地区生产总值/地区总人数) |

2. 机制检验模型

依据前文理论机制分析,本文认为财政双向失衡不仅能直接影响企业避税,还能通过财政系统内财政收入端税收征管和财政支出端政府补助这两个中介变量间接作用于企业避税。为此,我们认为财政双向失衡、地方财税治理与企业避税三者间存在多重影响及作用机制,单方程建模可能忽略内生性问题,因而本文拟构建以下面板联立方程模型进行实证考察:

$$Teffort_{jt}/Sub_{jt} = \beta_0 + \beta_1 Vfi_{jt} + \beta_2 Hfi_{jt} + \beta_3 X_{jt} + \beta_4 Y_{jt} + \gamma_i + \pi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$DD_BTD_{ijt} = \lambda_0 + \lambda_1 Vfi_{jt} + \lambda_2 Teffort_{jt}/Sub_{jt} + \lambda_3 X_{ijt} + \lambda_4 Y_{ijt} + \gamma_i + \pi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

在上述模型中,*Teffort* 代表税收征管,*Sub* 代表政府补助,其他控制变量保持一致。本文通过模型(2)验证财政双向失衡与税收征管和政府补助的关系,通过模型(3)验证税收竞争和政府补助这两个中介变量分别纳入到基准模型(1)中财政双向失衡对企业避税的影响。

四、实证检验与拓展分析

(一)描述性统计

本文获取了 2010—2019 年沪深 A 股与除西藏外 30 个省市区宏微观结合的面板数据,经过筛选获得了 18927 个有效的样本数据。为初步了解该面板数据特征,本文进行描述性统计分析,如表 6 所示:我国财政横向失衡(*Hfi*)最大值为 3.916,最小值为 0.396,中位数为 1.187,均值为 1.299,标准差为 0.700,财政纵向失衡(*Vfi*)最大值为 0.928,最小值 0.055,中位数 0.654,均值 0.586,标准差 0.227,表明我国各地区之间差异显著,横向财政失衡程度与纵向财政失衡程度均处在较高状态。经济发展水平(*Gdp*)最小值只有 0.262,最大值为 2.801,均值 1.494 进一步说明我国不均衡发展。从其他宏观变量来看,我国税收征管强度(*Teffort*)最小值、最大值、中位数、均值分别为 0.643、1.621、0.968、0.999,说明我国税收征管强度

表 6 描述性统计表

| variable | N | mean | p50 | sd | min | max |
|-----------------|-------|--------|-------|--------|--------|-------|
| 微观变量 | | | | | | |
| <i>DD_BTD</i> | 18927 | 0.001 | 0.001 | 0.029 | -0.097 | 0.093 |
| <i>BTD</i> | 18927 | 0.002 | 0 | 0.028 | -0.085 | 0.092 |
| <i>ETR_diff</i> | 18927 | -0.013 | 0 | 0.128 | -0.537 | 0.236 |
| <i>Sub</i> | 18927 | 0.124 | 0.055 | 0.217 | 0 | 1.479 |
| <i>Size</i> | 18927 | 22.14 | 21.94 | 1.293 | 19.99 | 26.24 |
| <i>Growth</i> | 18927 | 0.374 | 0.142 | 0.906 | -0.601 | 6.231 |
| <i>TTM</i> | 18927 | 0.111 | 0.085 | 0.096 | 0.003 | 0.497 |
| <i>Lev</i> | 18927 | 0.399 | 0.391 | 0.199 | 0.048 | 0.836 |
| <i>PPE</i> | 18927 | 0.210 | 0.177 | 0.156 | 0.003 | 0.696 |
| <i>Lntang</i> | 18927 | 0.045 | 0.033 | 0.047 | 0 | 0.304 |
| <i>OC</i> | 18927 | 0.354 | 0.336 | 0.147 | 0.090 | 0.748 |
| <i>Both</i> | 18927 | 0.277 | 0 | 0.448 | 0 | 1 |
| <i>TaxRate</i> | 18927 | 0.200 | 0.250 | 0.0510 | 0.100 | 0.250 |
| 宏观变量 | | | | | | |
| <i>Teffort</i> | 300 | 0.999 | 0.968 | 0.181 | 0.643 | 1.621 |
| <i>Vfi</i> | 300 | 0.586 | 0.654 | 0.227 | 0.055 | 0.928 |
| <i>Hfi</i> | 300 | 1.299 | 1.187 | 0.700 | 0.396 | 3.916 |
| <i>Gdp</i> | 300 | 1.494 | 1.444 | 0.465 | 0.262 | 2.801 |

普遍较低,大部分地区的实际税收收入未达到预期。微观变量,政府补助(*Sub*)最小值与最大值分别为 0、1.479,均值 0.124,说明政府对企业的补助差异很大。修正的会计 - 税收差异(*DD_BTD*)中位数与均值均为 0.001,可见对

“会计-税收差异”应计利润确实产生了影响; ETR_diff 最小值为 -0.537 , 均值为 -0.013 , 最大值为 0.236 , 会计-税收差异 (BTD) 的中位数与均值分别为 0 、 0.002 , 说明我国大多数上市公司的实际税率都低于名义税率, 大多数上市公司存在避税行为。

(二) 实证结果分析

1. 财政双向失衡对企业避税的基准回归

基于双向固定效应首先在全样本方面探究财政失衡与企业避税的关系, 表 7 分别展示财政纵向失衡 (Vfi)、财政横向失衡 (Hfi) 对企业避税 (DD_BTD) 的直接作用, 其中第 (2) 列、第 (4) 列在第 (1) 列、第 (3) 列企业层面基础上新增地区层面 (Gdp) 控制变量, 第 (5) 列则同时纳入财政纵向失衡 (Vfi) 和横向失衡 (Hfi) 的影响。依据表 7 第 (2) 列、第 (4) 列显示, 财政纵向失衡 (Vfi) 的回归系数为正 0.012 , 在 5% 的水平下显著; 财政横向失衡 (Hfi) 的回归系数为 -0.003 , 在 1% 的水平下显著。表明我国财政纵向失衡对企业避税的直接作用表现为正向促进, 财政横向失衡对企业避税的直接作用表现为负向抑制, 即存在“财政纵向失衡加大导致企业避税加大”、“财政横向失衡加大导致企业避税减小”的直接作用渠道, 本文 H1 假设与 H4 假设得到验证。这是因为我国财政失衡水平整体偏高, 适度失衡所具有的正向激励效应显然已消耗殆尽。财政纵向失衡程度提高了地方政府对转移支付的依赖, 而转移支付对地方政府的税收征管强度存在替代效应, 由于央地之间的信息不对称, 地方政府可能会放松税收征管强度, 另一方面, 过高的财政纵向失衡也会挤占政府补助, 提高了企业避税程度; 而随着经济增长, 居民以及企业对基础设施、公共服务等物品的需求增强, 能力不足的地方为了提高更高质量的基本公共服务, 需要通过加强税收征管以获取增量收入; 另一方面, 由于政府之间的横向竞争, 导致地方政府会加大对企业的补助以争取流动资本, 提高了企业纳税的主动性, 因此抑制了企业避税。

2. 传导机制验证

基准实证回归结果证实了财政纵向失衡促进企业避税、财政横向失衡抑制企业避税的假说。接下来, 本文将对财政双向失衡影响企业避税的作用机理进行实证检验。正如前文的理论分析表明, 财政双向失衡可能通过财政收入和支出两端, 即税收征管和政府补助影响企业避税。本部分将对这些机制进行检验。

(1) 地方财政收入视角: 通过地方政府税收征管治理

理论分析认为财政纵向与横向失衡均通过税收征管作用于企业避税, 为验证这一影响路径是否成立, 进行传导效应检验。表 8 第 (1) 列展示财政纵向失衡 (Vfi) 对税收征管强度 ($Teffort$) 的直接回归系数为 -0.392 , 在 1% 水平下显著负相关。第 (2) 列是财政纵向失衡与税收征管同时在面板模型中回归结果, 显示税收征管与企业避税负相关, 财政纵向失衡与企业避税正相关, 回归系数均在 5% 的水平下显著。这一结论验证了本文 H2 假设, 即存在“税收征管加大导致企业避税减小”的直接作用渠道和“财政纵向失衡加大导致税收征管减小导致企业避税加大”的间接作用机制。表 8 第 (3) 列展示财政横向失衡 (Hfi) 对税收征管强度 ($Teffort$) 的直接回归系数为 0.152 , 在 1% 水平下显著为正。第 (4) 列是财政横向失衡与税收征管同时在面板模型中回归结果, 税收征管与企业避税的回归系数在 10% 的水平下显著为负、财政横向失衡与企业避税的

表 7 基准回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|
| | DD_BTD | DD_BTD | DD_BTD | DD_BTD | DD_BTD |
| Vfi | 0.011 *** (2.860) | 0.012 ** (2.539) | | | 0.011 ** (2.288) |
| Hfi | | | -0.003 *** (-2.851) | -0.003 *** (-2.584) | -0.003 ** (-2.333) |
| Gdp | | 0.001 (0.202) | | -0.000 (-0.088) | 0.003 (0.830) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 个体效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| $_cons$ | -0.032 *** (-2.748) | -0.033 *** (-2.580) | -0.022 * (-1.920) | -0.022 * (-1.813) | -0.030 ** (-2.372) |
| N | 18927 | 18927 | 18927 | 18927 | 18927 |
| $r2_a$ | 0.544 | 0.544 | 0.544 | 0.544 | 0.544 |
| F | 184.148 | 175.205 | 184.938 | 175.829 | 167.545 |

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著性; 各变量括号内是估计系数对应 t 值。下同。

表 8 税收征管的检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | $Teffort$ | DD_BTD | $Teffort$ | DD_BTD |
| Vfi | -0.392 *** (-14.702) | 0.010 ** (2.135) | | |
| Hfi | | | 0.152 *** (25.359) | -0.003 ** (-2.054) |
| $Teffort$ | | -0.004 ** (-1.975) | | -0.004 * (-1.817) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 个体效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| $_cons$ | 1.135 *** (20.855) | -0.028 ** (-2.139) | 0.754 *** (13.183) | -0.019 (-1.542) |
| N | 18927 | 18927 | 18927 | 18927 |
| $r2_a$ | 0.772 | 0.544 | 0.781 | 0.544 |
| F | 113.636 | 166.969 | 103.468 | 167.489 |

回归系数在 5% 的水平下也显著为负。这一结论验证了本文 H4 假设,即存在“税收征管加大导致企业避税减小”的直接作用渠道和“财政横向失衡加大导致税收征管加大导致企业避税减小”的间接作用机制。

(2) 地方财政支出视角:通过地方政府补助治理

表 9 第(1)列展示财政纵向失衡 (Vfi) 对政府补助 (Sub) 的直接回归系数为 -0.078 , 在 10% 水平下显著负相关。第(2)列是财政纵向失衡与政府补助同时在面板模型中回归结果,显示政府补助与企业避税负相关,在 1% 水平下显著,财政纵向失衡与企业避税正相关,在 5% 的水平下显著。这一结论验证了本文 H3 假设,即存在“政府补助加大导致企业避税减小”的直接作用渠道和“财政纵向失衡加大导致政府补助减小导致企业避税加大”的间接作用机制。表 9 第(3)列展示财政横向失衡 (Hfi) 对政府补助 (Sub) 的直接回归系数为 0.023 , 在 5% 水平下显著为正。第(4)列是财政横向失衡与政府补助同时在面板模型中回归结果,政府补助与企业避税的回归系数在 1% 的水平下显著为负、财政横向失衡与企业避税的回归系数在 5% 的水平下也显著为负。这一结论验证了本文 H6 假设,即存在“政府补助加大导致企业避税减小”的直接作用渠道和“财政横向失衡加大导致政府补助加大导致企业避税减小”的间接作用机制。

(3) 财政双向失衡导致地方政府的税财治理导致企业避税

表 10 的汇总显示存在“财政纵向失衡加大导致税收征管/政府补助减小导致企业避税加大”传导路径,纵向失衡逆向降低了税收征管和政府补助的强度,效应系数为 -0.470 , 促进了企业避税,效应系数为 0.024 。在“财政横向失衡加大导致税收征管/政府补助加大导致企业避税减小”传导路径中,横向失衡正向提高了税收征管和政府补助的强度,效应系数为 0.175 , 抑制了企业避税,效应系数为 -0.007 。上述路径中税收征管、政府补助与企业避税的关系均呈负相关。并且财政纵向失衡对税收征管和政府补助的抑制效应高于财政横向失衡的促进效应,财政纵向失衡对企业避税的促进效应高于财政横向失衡的抑制效应。造成这一现象的原因主要在于即财政纵向失衡水平的提升阻碍了税收征管和政府补助的优化,这表明当前我国财政纵向失衡程度总体上偏高,税收征管和政府补助尚未达到最优水平致使其纠偏效应发挥有限,最终导致财政纵向失衡促进企业避税的效应大于政府补助、税收征管优化治理的抑制效应绝对值和财政横向失衡的抑制效应绝对值,与基准回归结果保持一致,也验证了中国式分权下财政纵向分配的不均衡主导了财政横向分配的不均衡的结论。

表 9 政府补助的检验结果

| | (1) <i>Sub</i> | (2) <i>DD_BT D</i> | (3) <i>Sub</i> | (4) <i>DD_BT D</i> |
|------------|------------------------------|--------------------------------|------------------------------|--------------------------------|
| Vfi | -0.078^* (-1.831) | 0.012^{**} (2.497) | | |
| Hfi | | | 0.023^{**} (1.963) | -0.003^{**} (-2.542) |
| <i>Sub</i> | | -0.002^{***} (-2.953) | | -0.002^{***} (-2.959) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 个体效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| $_cons$ | 0.723^{***} (5.769) | -0.031^{**} (-2.437) | 0.652^{***} (5.385) | -0.021^* (-1.681) |
| N | 18927 | 18927 | 18927 | 18927 |
| $r2_a$ | 0.390 | 0.544 | 0.390 | 0.544 |
| F | 40.854 | 170.228 | 41.227 | 170.696 |

表 10 地方政府税财治理对企业避税的效应

| 系数 | 作用渠道一 | 结果 | 作用渠道二 | 结果 | 总效应 | 方向 |
|---------------------|------------------|----------|------------------|------------|------------|----|
| β_1 | 财政纵向失衡→税收征管 | -0.392 | 财政纵向失衡→政府补助 | -0.078 | -0.470 | 抑制 |
| λ_2 | 税收征管→企业避税 | -0.004 | 政府补助→企业避税 | -0.002 | -0.006 | 抑制 |
| λ_1 | 财政纵向失衡→企业避税 | 0.010 | 财政纵向失衡→企业避税 | 0.012 | 0.022 | 促进 |
| $\beta_1 \lambda_2$ | 财政纵向失衡→税收征管→企业避税 | 0.002 | 财政纵向失衡→政府补助→企业避税 | 0.00016 | 0.00216 | 促进 |
| β_1 | 财政横向失衡→税收征管 | 0.152 | 财政横向失衡→政府补助 | 0.023 | 0.175 | 促进 |
| λ_2 | 税收征管→企业避税 | -0.004 | 政府补助→企业避税 | -0.002 | -0.006 | 抑制 |
| λ_1 | 财政横向失衡→企业避税 | -0.003 | 财政横向失衡→企业避税 | -0.003 | -0.006 | 抑制 |
| $\beta_1 \lambda_2$ | 财政横向失衡→税收征管→企业避税 | -0.001 | 财政横向失衡→政府补助→企业避税 | -0.00005 | -0.00105 | 抑制 |

(三) 稳健性检验

1. 内生性问题

基准回归模型中可能存在内生性问题。本文的核心解释变量为财政失衡,被解释变量为企业避税,一个宏观因素,一个微观因素,宏观对于微观来说具有一定外生性,但是企业避税可能会提高企业价值,导致地方政府的财政收入减少,并进一步影响财政双向失衡水平,即可能存在反向因果的问题。因此,本文分别针对全样本变量,拟采用下面两种方法来克服内生性问题的影响:①借鉴刘树鑫和杨森平^[20]处理内生性的思路,将财政失衡

滞后一期和当期的平均值作为本文模型的核心解释变量进行重新回归分析,既能保证财政纵向失衡主要信息,又能缓解财政双向失衡与企业非避税之间的反向因果关系。具体如表 11 第(1)列、第(2)列所示的财政双向失衡与企业避税的回归结果,可以看到 Vfi 、 Hfi 的回归系数在 1% 的水平下显著一正一负;②采用大多数学者的做法,以核心解释变量的滞后一期为工具变量,采用两阶段工具变量法进行检验。具体如表 11 第(3)列、第(4)列展示工具变量的第二阶段回归结果,可以看到工具变量通过了识别不足以及弱相关检验, Vfi 系数在 1% 的水平下显著为正、 Hfi 系数在 5% 的水平下显著为负,回归结果同基准回归,保持稳健。

2. 更换被解释变量和更换样本区间的稳健检验

在本文基准回归中用的是修正会计-税收差异 (DD_BTD) 来衡量企业避税,为了避免可能存在的被解释变量测量出现偏误问题,在表 12 第(1)列、第(2)列中采用会计-税收差异 (BTD),以及在表 12 第(3)列、第(4)列中采用名义税率与实际税率的差额 (ETR_diff) 替换会计-税收差异 (DD_BTD),然后将新测算的企业避税水平代入回归模型中进行重新回归。可以看到财政纵向失衡 (Vfi) 与企业避税的回归系数分别为 0.013 和 0.085,且在 1% 的水平上显著为正。财政横向失衡 (Hfi) 与企业避税的回归系数至少在 10% 的水平上显著为负。结论仍然是稳健的。在基准回归中本文样本区间为 2010—2019 年,而 2018 年我国国地税合并,国地税合并可能对政府财政收支、税收征管以及企业避税产生异常影响,因此剔除 2018 年数据重新进行回归,以验证本文结论的稳健性,回归结果如表 12 第(5)列、第(6)列所示。财政纵向失衡与企业避税在 5% 水平下显著为正,财政横向失衡与企业避税在 1% 水平下显著为负,与前文回归结果一致,说明财政纵向和横向的失衡程度高,国地税合并还不足以改变企业的避税行为选择,税务部门征管能力还需要进一步提高。

表 12 稳健性检验方法

| | 更换被解释变量 | | | | 更换样本区间 | | 增加控制变量 | | 控制行业与省份 | |
|----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|------------------------|--------------------------|--------------------------|-----------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
| | BTD | BTD | ETR_diff | ETR_diff | DD_BTD | DD_BTD | DD_BTD | DD_BTD | DD_BTD | DD_BTD |
| Vfi | 0.013 *** (2.784) | | 0.085 *** (3.431) | | 0.011 ** (2.177) | | 0.0123 *** (2.6170) | | 0.0125 ** (2.3680) | |
| Hfi | | -0.003 ** (-2.255) | | -0.014 * (-1.814) | | -0.004 *** (-2.769) | | -0.0034 *** (-2.6535) | | -0.0031 * (-1.9232) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 增加控制变量 | | | | | | | Yes | Yes | | |
| 个体效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 行业效应 | | | | | | | | | Yes | Yes |
| 省份效应 | | | | | | | | | Yes | Yes |
| $_cons$ | -0.034 ** (-2.547) | -0.022 * (-1.752) | -0.171 ** (-2.355) | -0.100 (-1.448) | -0.032 ** (-2.222) | -0.022 (-1.571) | -0.0672 *** (-2.6651) | -0.0562 ** (-2.2535) | | |
| N | 18927 | 18927 | 18927 | 18927 | 16629 | 16629 | 18424 | 18424 | 18862 | 18862 |
| $r2_a$ | 0.472 | 0.472 | 0.370 | 0.370 | 0.532 | 0.532 | 0.5464 | 0.5465 | 0.5422 | 0.5421 |
| F | 237.741 | 238.043 | 168.731 | 168.745 | 173.759 | 174.724 | 132.0946 | 132.5345 | 1.0e+03 | 1.0e+03 |

表 11 内生性检验

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------------------------------|--------------------------|--------------------------|------------------------|-------------------------|
| | DD_BTD | DD_BTD | DD_BTD | DD_BTD |
| Vfi | 0.0215 *** (3.7489) | | 0.0383 *** (3.5273) | |
| Hfi | | -0.0035 *** (-2.5997) | | -0.0035 ** (-2.1082) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 个体效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| $_cons$ | -0.0485 *** (-3.4186) | -0.0299 ** (-2.2389) | | |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | | | 1210.152 [0.000] | 438.051 [0.000] |
| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量 | | | 2349.686 [16.38] | 4801.728 [16.38] |
| N | 17671 | 17671 | 17603 | 17603 |
| $r2_a$ | 0.5472 | 0.5469 | 0.0405 | 0.0421 |
| F | 148.5516 | 148.6635 | 148.9956 | 149.0071 |

注: Kleibergen-Paap rk LM 统计量括号内为相应的 P 值; Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量括号内为相应的 Stock-Yogo 弱工具变量检验的 10% 的临界值。

3. 增加控制变量和增加控制省份行业的稳健检验

为了缓解遗漏变量的内生性问题影响,增强结论稳健性,本文在前文的基础上增加高管海外背景 (Sea)、高管平均年龄 ($AverageAge$)、高管持股 (GG_hold)、高管男性占比 ($MaleRatio$)、高管金融背景 (Fin)、高管薪酬 ($Salary$) 作为额外的控制变量。回归结果如表 12 第(7)列、第(8)列所示,财政纵向失衡 (Vfi)、财政横向失衡 (Hfi) 与企业避税 (DD_BTD) 的回归系数在 1% 的水平上仍显著一正一负,与前文回归结果一致。为控制行业和省市

层面不随时间变化,遗漏企业更换省份与行业的可能性,防止回归结果偏误,在控制个体与年份基础上进一步控制行业和省市效应重新检验,检验结果如表 12 第(9)列、第(10)列所示,财政纵向失衡(Vfi)与企业避税(DD_BTD)的回归系数在 5% 的水平显著为正,财政横向失衡(Hfi)则在 10% 水平上显著为负,回归结果同样保持稳健性。

(四)分地区特征和企业特征的拓展检验

1. 地区差异的分化

将全样本分为东部与非东部两组,在表 13 第(1)列、第(2)列、第(3)列、第(4)中检验地区是否有分化。在东部地区,财政纵向失衡对企业避税的回归系数为 0.021,在 1% 水平下显著为正,财政横向失衡对企业避税的回归系数为 -0.003,在 5% 水平下显著为负,与全样本检验结论一致;而在中西部地区,财政纵向失衡 Vfi 对企业避税的回归系数为 -0.034,在 5% 水平下显著为负,以及财政横向失衡对企业避税的回归系数为 -0.020,在 1% 水平下也显著为负,即财政纵向和横向失衡双向上同时抑制企业避税。

表 13 财政失衡与企业避税的差异性

| | 地区差异性 | | | | 政府债务差异性 | | | | 企业现金流差异性 | | | |
|-------|---------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|------------------|----------------------|--------------------|----------------------|--------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) |
| | 东部地区 | 非东部地区 | 东部地区 | 非东部地区 | 债务高组 | 债务低组 | 债务高组 | 债务低组 | 现金流高组 | 现金流低组 | 现金流高组 | 现金流低组 |
| Vfi | 0.021*** (3.714) | -0.034** (-2.287) | | | 0.004 (0.326) | 0.014** (2.088) | | | 0.009 (1.071) | 0.012** (1.966) | | |
| Hfi | | | -0.003** (-2.054) | -0.020*** (-3.283) | | | -0.001 (-0.449) | -0.004** (-2.015) | | | -0.004* (-1.883) | -0.002 (-1.344) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 个体效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| _cons | -0.025 (-1.542) | -0.022 (-0.923) | -0.016 (-0.987) | -0.020 (-0.873) | 0.027 (0.922) | -0.043** (-2.231) | 0.029 (1.028) | -0.031* (-1.670) | -0.016 (-0.683) | -0.050*** (-2.731) | -0.007 (-0.327) | -0.040** (-2.267) |
| N | 13697 | 5230 | 13697 | 5230 | 6576 | 12351 | 6576 | 12351 | 8861 | 10066 | 8861 | 10066 |
| r2_a | 0.549 | 0.531 | 0.549 | 0.531 | 0.542 | 0.570 | 0.542 | 0.570 | 0.555 | 0.527 | 0.555 | 0.527 |
| F | 127.155 | 50.158 | 127.107 | 51.328 | 67.613 | 94.592 | 67.801 | 94.664 | 88.240 | 73.082 | 88.479 | 73.164 |

政府是很多稀缺资源的掌管者,企业为了获得政府所掌握的各种稀缺资源很可能会主动纳税,以迎合地方政府财政需求。为验证企业主动纳税能否如愿收获政府 $t+1$ 期的政府补助,在这里构建两者关系模型(4):

$$Sub_{it+1} = \kappa_0 + \kappa_1 DD_BTD_{it} + \kappa_2 controls_{it} + u_i + v_i + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

其中 Sub_{it+1} 是 $t+1$ 期企业获得的政府补助除以第 t 期企业的税前利润,加设亏损 ($Loss$) 为控制变量,实证中将对企业期末净利润小于零的样本取值 1,剩余样本取值为 0。其他变量与前文保持一致。依据表 14 检验结果,无论全样本还是分东部和非东部样本,下期政府补助与企业避税 (DD_BTD) 的回归系数起码在 5% 水平上显著为负,且中西部地区的抑制效应是东部抑制效应的两倍,可见,中西部地区主动纳税,减少避税程度能够保持与政府互惠互利关系。

2. 政府债务差异的分化

除税收收入之外,债务收入也是地方政府筹集资金的重要渠道,对于企业而言,地方政府债券的发行也会对企业避税产生较大的影响,地方政府如果通过发行债券的方式筹集财政资金,则会大大降低自身对税收的依赖,从而在税收征管上倾向于采取“放水养鱼”的政策以涵养地方税源,激发地方经济活力。而在我国财政纵向过度失衡的情况下,地方政府产生了对中央转移支付的依赖,地方政府的债务规模越低,说明地方政府对中央转移支付的依赖性越强,从而自身的税收努力程度也越低,企业避税程度越高;而在财政横向失衡的情况下,地方政府对转移支付的依赖有限,债务规模越低,地方政府越会加强自身税收努力,企业避税程度越低。因此,为验证财政纵向失衡和财政横向失衡在政府债低的地区存在分化效应,以“地方政府债券余额/一般预算收入”测算地方债规模,采用债务规模中位数将 30 省市

表 14 主动纳税的回归结果

| | (1) | (2) | (3) |
|-----------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| | 全样本 | 东部地区 | 非东部地区 |
| DD_BTD | -0.163*** (-2.955) | -0.142** (-2.309) | -0.243** (-2.058) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes |
| $Loss$ | 0.327*** (3.097) | 0.167 (0.728) | 0.400*** (4.788) |
| 个体效应 | Yes | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes |
| _cons | 1.162*** (8.885) | 1.172*** (7.154) | 1.133*** (5.251) |
| N | 15246 | 11049 | 4197 |
| r2_a | 0.428 | 0.427 | 0.425 |
| F | 38.660 | 27.020 | 13.748 |

区分为高低两组,检验结果如表14第(5)列、第(6)列、第(7)列和第(8)列所示,财政纵向与横向对企业避税的促进效应和抑制效应在政府债务低组中保持5%的水平上一正一负显著,而在高组不显著相关,与理论预期相符。

3. 企业现金流差异的分化

除受地区、债务规模的影响外,也受到企业内部现金流影响,若企业现金流充足,则其进行避税的动机也会相对减弱,因此可能存在着企业层面分化。采用“经营活动产生的现金净流量/营业收入”来测算企业的现金流,以年度中位数将企业划分现金流高低组两组,分化结果如表13第(9)列和第(10)列、第(11)列和第(12)列所示,在现金流低组中财政纵向失衡与企业避税的回归系数在5%水平上显著为正,在现金流高组中财政横向失衡与企业避税的回归系数在10%水平上显著为负,其他组不显著。

五、研究结论与政策建议

研究结果发现,我国财政纵向与横向失衡程度均处于较高水平,一定程度扭曲了地方财税治理;在财政纵向与横向失衡影响分化的基础上,进一步研究发现,东部与中西部之间、地方债务水平高低之间以及企业现金流大小之间存在企业避税的消极分化。

根据上文研究结论,本文结合我国实际情况,提出以下政策建议,以减轻财政双向失衡对企业避税的负面影响,促进我国经济高质量发展。一是深化财政体制改革,合理把控财政纵向失衡水平。一方面,要积极推进中央政府和地方政府之间支出责任的合理划分,使中央政府和地方政府各自的事权与其应履行的支出责任相匹配,缩小地方政府的财政收支缺口,避免地方政府为了获得更多的财政收入而去强制性地干预企业的投资决策;另一方面,需要加快建立并完善相应的地方税收体系,从而有效保证地方政府的财政自给水平,减小地方政府的财政压力,使其有足够的财政收入去支撑自身的财政支出。二是对地方官员的绩效考评机制进行优化,合理引导地方政府进行规范竞争。一方面,需要科学的改进官员的考核机制,比如在评价体系中提升民生福祉所占的比重,使其不再以“GDP论英雄”,使得官员的晋升激励与经济的健康发展实现兼容,避免地方政府为了提高GDP而展开恶性的竞争;另一方面,加强异地官员之间的相互交流,将发展好的地区的经验在其他地区进行传播,发挥“示范效应”和“激励效应”,从而将相互间的恶性竞争转化为地区间的协同发展。三是健全和完善政府补助流程的规范化管理。对政府补助实行规范化、严格化以及透明化管理,完善相关法律法规,使政府补助的补助标准、申请流程、补助金额以及补助后资金的使用明细等都实现规范化、透明化,减少信息不对称以及地方官员的不当干预带来的消极影响,使得政府补助的机制更加合理,从而切实提高企业的投资效率。四是为企业经营创造良好的市场环境。不断完善相关的法律法规、提升市场化水平,为企业创造自由、公平的市场环境,使得资源得到合理配置,促使企业进行有效率的经营,提升企业的经济效益。

参考文献:

- [1] 储德银,费晋盛. 财政纵向失衡、土地财政与经济高质量发展[J]. 浙江社会科学,2020(6):75-85.
- [2] Akai N, Sakata M. Fiscal decentralization contributes to economic growth evidence from state level cross-section data for the United States[J]. Journal of Urban Economics,2002,52(1):93-108.
- [3] Bardhan P, Mookherjee D. Decentralization and accountability in infrastructure delivery in developing countries[J]. Economic Journal,2006,116(508):101-127.
- [4] 胡晓,刘斌,蒋水全. 产品市场竞争、税收规避与资本投资——基于资金压力和代理成本视角的实证考察[J]. 经济评论,2017(1):90-105.
- [5] 陈作华,方红星. 企业避税行为与投资者系统风险估算[J]. 管理科学,2016(5):134-146.
- [6] 蔡宏标,饶品贵. 机构投资者、税收征管与企业避税[J]. 会计研究,2015(10):59-65+97.
- [7] 陈冬,孔墨奇,王红建. 投我以桃,报之以李:经济周期与国企避税[J]. 管理世界,2016(5):46-63.
- [8] 邓博夫,刘佳伟,吉利. 政府补助是否会影 响企业避税行为? [J]. 财经研究,2019(1):109-121.
- [9] Perssona T, Tabellini G. Federal fiscal constitutions; risk sharing and redistribution[J]. Journal of Political Economy,1996,104(5):979-1009.
- [10] 贾俊雪,应世为. 财政分权与企业税收激励——基于地方政府竞争视角的分析[J]. 中国工业经济,2016(10):23-39.
- [11] Boetti L, Piacenza M, Turati G. Decentralization and Sub-national Governments' Performance; How Does Fiscal Autonomy Affect Spending Efficiency? [J]. FinanzArchiv,2012,68(3):269-302.
- [12] 吕炜,张妍彦,周佳音. 财政在中国改革发展中的贡献——探寻中国财政改革的实践逻辑[J]. 经济研究,2019(9):25-40.

- [13] 王凤翔,陈柳钦. 地方政府为本地竞争性企业提供财政补贴的理性思考[J]. 经济研究参考,2006(33):18-23+44.
- [14] Dobbins L, Jacob M. Do Corporate Tax Cuts Increase Investments[J]. Accounting and Business Research,2016,46(7):731-759.
- [15] 蒲龙,杨高举. 地方政府间税收竞争会诱发过度投资吗[J]. 经济理论与经济管理,2020(4):69-81.
- [16] Hanlon M, Heitzman S. A review of tax research[J]. Journal of accounting and Economics,2010,50(2/3):127-178.
- [17] Eyraud L, Lusinyan L. Vertical fiscal imbalances and fiscal performance in advanced economies[J]. Journal of Monetary Economics,2013,60(5):571-587.
- [18] 杜彤伟,张屹山,杨成荣. 财政纵向失衡、转移支付与地方财政可持续性[J]. 财贸经济,2019(11):5-19.
- [19] 江轩宇. 税收征管、税收激进与股价崩盘风险[J]. 南开管理评论,2013(10):152-160.
- [20] 刘树鑫,杨森平,刘佳纯. 地方财政自给能否提升公共产品供给效率? [J]. 财贸研究,2021(3):52-68.

[责任编辑:苗竹青,杨志辉]

Two-Way Fiscal Imbalance, Local Tax and Fiscal Governance of Corporate Tax Avoidance Differentiation

HU Xiaodong, GAO Yanhui

(School of Management, South-Central University for the Nationalities, Wuhan 430074, China)

Abstract: Taking the panel data obtained from the micro and macro matching of China's A-share listed companies in 30 provinces and cities from 2010 to 2019 as samples, this paper constructs a two-way fixed effect model and a panel simultaneous equation model to demonstrate the influence path of two-way fiscal imbalance on corporate tax avoidance. The research shows that there is a high two-way imbalance in our country, the fiscal vertical imbalance is positive to promote corporate tax avoidance, and the fiscal horizontal imbalance is negative to inhibit corporate tax avoidance. From the perspective of transmission path, the vertical fiscal imbalance promotes corporate tax avoidance by reducing the intensity of local tax collection and administration and government subsidies, while the horizontal fiscal imbalance inhibits corporate tax avoidance by increasing the enthusiasm of local tax collection and administration and government subsidies. From the perspective of regional differentiation, the eastern region has the same conclusion as the whole sample, but in the non-eastern region, the vertical and horizontal fiscal imbalances are negatively correlated with corporate tax avoidance, mainly because enterprises in the central and western regions can obtain more government subsidies by reducing tax avoidance. From the perspective of local government debt scale differentiation, the effects of vertical and horizontal fiscal imbalance on corporate tax avoidance are established in regions with low debt scale. From the perspective of cash flow differentiation, the relationship between vertical imbalance and corporate tax avoidance is established in the group with low cash flow, while the relationship between horizontal imbalance and corporate tax avoidance is established in the group with high cash flow.

Key Words: corporate tax avoidance differentiation; fiscal vertical imbalance; fiscal horizontal imbalance; mechanism of action