

# 参加异地商会能抑制企业避税吗？

刘耀淞，徐翊琬

(上海大学 管理学院，上海 201900)

**摘要：**异地商会作为构建多元共治的社会治理新格局的重要主体，是推进国家治理体系和治理能力现代化的重要力量。本文以2010—2022年沪深A股上市公司为样本，考察了异地商会对企业避税的治理效应。研究发现：参加异地商会可以有效抑制企业的避税行为；机制检验结果表明，异地商会主要发挥服务会员和服务社会职能，通过缓解外源融资约束和强化社会责任意识两条路径削弱会员企业的避税动机，进而降低企业避税程度。进一步的研究发现：异地商会对于企业避税的抑制效果主要体现在税收征管力度较强、机构投资者持股比例较大和分析师关注度较高的企业中，这说明在治理企业避税方面，参加异地商会与税务部门征管、机构投资者监督和分析师跟踪存在叠加效应，即异地商会能否发挥税收治理效应取决于政府和市场机制是否有效。本文从企业避税视角丰富了异地商会的治理效应研究，从社会组织视角拓展了企业避税的影响因素文献，为促进异地商会健康有序发展、推动社会组织参与社会治理实践、健全共建共治共享的社会治理制度提供经验参考。

**关键词：**异地商会；避税程度；融资约束；社会责任

**中图分类号：**F275.5 **文献标志码：**A **文章编号：**1002—980X(2023)12—0082—15

## 一、引言

避税帮助企业以较低的成本获得内源性融资，为生产、投资和研发等经营活动提供资金保障。因此，在融资成本日益攀升的大环境下，避税行为在企业中普遍存在。然而，避税不仅会降低企业的信息透明度，诱发管理者机会主义行为(Desai and Dharmapala, 2009)，还使得本应被国家征收的经济资源留存于企业内部，继而加剧政府财政赤字、损害收入分配公平、扭曲公共资源配置、危及公共产品供给(叶康涛和刘行, 2014)。由此可见，探究企业避税的影响因素对于缓解代理问题、维护税收安全具有重要的现实意义。已有研究基于政府和市场治理视角，发现税收征管(Kubick et al, 2017; Li et al, 2020; 范子英和田彬彬, 2013; 张敏等, 2018; 王佳和李文, 2022; 王三法和钟廷勇, 2023)、巡视督察(程宏伟和罗娟, 2022; 张曾莲等, 2022)、债权人治理(Francis et al, 2017; 曹瑜强等, 2020; 刘耀淞等, 2023)、机构投资者持股(蔡宏标和饶品贵, 2015; 邢斐等, 2021; 霍远等, 2022)、分析师关注(Allen et al, 2016; Chen et al, 2018)、审计师监督(Klassen et al, 2016; 金鑫和雷光勇, 2011; 刘笑霞和李明辉, 2021)、媒体报道(田高良等, 2016; 刘笑霞和郭思远, 2019; 程博等, 2021)、产品市场竞争(Kubick et al, 2015; 彭效冉和许浩然, 2016)和资本市场开放(齐保垒等, 2021; 王勇和芦雪瑶, 2022)均能有效抑制企业的避税行为。然而，现有研究主要考察政府和市场机制对于企业避税的治理效应，针对介于政府和市场之间的社会组织的影响研究较为匮乏。

异地商会是同一原籍地的工商企业在异地投资发展过程中，为维护自身利益而自发成立的互益性社会组织(李长文, 2012)。异地商会以地缘乡情和商帮文化为纽带，为会员企业提供建立信任、互通信息和共享资源的经贸平台，通过慈善、环保和扶贫等公益事业履行社会责任，并在招商引资和承接政府职能转移等方面与地方政府开展合作，兼具服务会员、服务社会和服务政府三重职能，在统筹推进经济、政治、文化、社会和生态文明建设中发挥着越来越重要的作用。现有研究发现，成立异地商会可以增加省际贸易(程玲等, 2021)、促进企业跨地区发展(曹春方和贾凡胜, 2020)；参与异地商会则能帮助企业缓解融资约束(宁博等, 2022)、改善经营绩效(李海彤等, 2023)、激励研发创新(严若森等, 2023)及提升风险承担能力(黄勃等, 2022)。由此可见，在异地商会的经济后果研究中，学者们侧重考察异地商会对企业投融资等经营性行为的积极影响，对于异地商会能否在企业避税等合规性行为方面发挥治理作用，尚无学者进行研究。

**收稿日期：**2023-08-11

**基金项目：**上海市哲学社会科学规划年度课题“基于供应链视角的上市公司ESG溢出效应及驱动机制研究”(2022ZGL004)

**作者简介：**刘耀淞，博士，上海大学管理学院讲师，研究方向：企业税务，会计与审计；徐翊琬，上海大学管理学院硕士研究生，研究方向：资本市场财务与会计。

有鉴于此,本文以2010—2022年沪深A股上市公司为样本,考察异地商会对企业避税行为的治理效应。研究发现,相比于未加入异地商会的企业,加入异地商会的企业避税程度显著更低,这表明参加异地商会能够有效约束企业的避税行为。该结论在进行替换变量、优化样本结构和控制内生性问题等稳健性测试后依然成立。机制检验结果显示,异地商会主要通过缓解外源融资约束和强化社会责任意识两条路径削弱会员企业的避税动机,进而抑制企业避税。拓展性研究发现,异地商会对企业避税的约束作用主要体现在税收征管力度较强、机构投资者持股比例较大和分析师关注度较高的企业中,这说明在治理企业避税方面,参加异地商会与税务部门征管、机构投资者监督和分析师跟踪存在叠加效应。

本文的边际贡献在于:一方面,现有关于地域性商会的研究大多停留在理论探讨和案例分析层面,只有少数文献采用实证方法揭示了异地商会对企业发展的积极影响。本文实证检验了参加异地商会对企业避税行为的抑制作用与影响机理,从维护税收秩序视角拓展了异地商会的社会治理效应研究,为促进社会组织参与社会治理实践、健全共建共治共享的社会治理制度提供经验参考。另一方面,现有关于企业避税的外部治理因素研究聚焦于政府和市场机制,对介于政府和市场之间的社会组织的影响研究较为匮乏。本文基于异地商会服务会员、服务社会和服务政府的多重职能,考察了参加异地商会对企业避税的治理效果,从社会组织视角拓展了企业避税的影响因素研究。此外,本文进一步检验了政府和市场机制对于社会机制治理效应的调节作用,丰富了企业避税的外部治理研究。

## 二、理论分析与研究假设

商会是商事主体为了表达自身的愿望与要求、维护共同的经济利益和社会利益而组成的非营利性社会团体(李妙然和杨月君,2013)。商会大致分为两类:一是注重“业缘”的行业性商会;二是注重“地缘”的地域性商会,地域性商会又根据会员企业家的籍贯地与商会所在地是否一致分为本地商会和异地商会。1995年8月28日,全国第一个异地商会——昆明温州商会在云南省成立。随着国家对异地商会登记限制的逐步放开,各级异地商会纷纷成立,在服务会员、社会和政府方面发挥重要作用。首先,作为自治的互益性社会组织,异地商会的初心是满足会员的利益诉求,其运营资金也主要源于会费和会员捐赠。在会员自愿入会和登记限制放宽的竞争格局下,服务会员已然成为异地商会赖以生存发展的核心职能。其次,异地商会起源于明清时期的同乡会馆,一定程度上反映了对于传统商帮“义利并举”“乐善好施”“奉献仁爱”“爱国爱乡”的文化认同。因此,通过捐助扶贫、灾害救援和节能环保等公益事业服务社会也是异地商会的重要职能。最后,在深化机构和行政体制改革过程中,商事制度是转变政府职能的主要抓手。异地商会作为联系原籍地和创业地的桥梁和纽带,与各级政府开展了招商引资等形式多样的经贸合作,势必成为社会组织承接政府职能转移的重要力量(张建民,2014)。本文认为,异地商会兼具服务会员、服务社会和服务政府三重职能,很可能对会员企业的避税行为产生重要影响。

首先,基于服务会员职能,异地商会可以搭建资金融通平台,为会员企业的外源融资提供便利(宁博等,2022)。对于身处异乡的商旅而言,原有的社会网络已然失效,构建新的社会网络又需要较长时间,加入异地商会“抱团取暖”成为他们在陌生人社会建立熟人网络的理性选择(崔月琴和张冠,2014)。社会网络能够通过促进信息流动和形成重复博弈提升社会信任(魏永峰,2009),而取得信任正是获得融资的关键所在。依托异地商会形成的社会网络既能在会员内部催生信任,又能向商会外部传递信任,进而推动资金在商会内外高效融通,帮助会员企业提高融资效率、降低融资成本<sup>①</sup>。避税可以帮助企业以较低的成本获得内源性融资,因此面临外部融资困境时,企业具有强烈的动机利用避税获取经营所需的必要资金。由此可见,异地商会可以通过促进资金融通来缓解会员企业的外源融资约束,从而削弱企业的避税动机,抑制避税行为。

其次,基于服务社会职能,异地商会可以构建文化认同机制,强化会员企业的社会责任意识。现代商会与古代商帮有着千丝万缕的联系,认同并传承商帮文化是组建异地商会的心理基础(魏文享,2015)。商帮文化以儒家文化为土壤,尊崇“义利并举”“乐善好施”“奉献仁爱”“爱国爱乡”等价值观,而企业避税会加剧财政赤字、扭曲资源配置、损害公共利益、危及民生福祉,与商帮文化的价值理念存在分歧。身份认同理论指出,个人的行为往往会遵循自身认同角色的行为规范和准则(Benjamin et al,2016)。文化认同是重要的身份认

<sup>①</sup> 通过对中国研究数据服务平台(Chinese Research Data Service,简称CNRDS)提供的省级异地商会章程文本进行关键词提取可知,在我国登记备案的467家省级异地商会中,有148家在商会章程中提及“为会员提供融资服务和帮助”,进一步佐证了异地商会的资金融通功能。

同之一,因此,在商帮文化的熏陶下,异地商会的会员企业具有更强的社会责任感,更可能以集体利益为重而放弃避税决策。由此可见,异地商会可以通过传承商帮文化来强化会员企业的社会责任意识,从而降低企业避税动机,约束避税行为。

最后,基于服务政府职能,异地商会可以通过干预会员企业的避税决策来参与社会治理实践。税收是我国政府财政收入最主要的来源之一,维护税收经济秩序、保障国家税收安全是各级政府的重要职能。党的十八届三中全会提出要创新社会治理体制、激发社会组织活力,探索政府职能向社会组织转移。而在各类社会组织中,异地商会是承接政府转移职能的重要力量(张建民,2014)。因此,在政府职能社会化和治理主体多元化的背景下,异地商会很可能将“引导会员企业依法纳税”作为其承接政府职能、参与社会治理的重要抓手之一,通过自律监管措施干预企业的避税动机,遏制避税行为。

通过以上分析可知,异地商会兼具服务会员、服务社会和服务政府三重职能,可以通过缓解外源融资约束、强化社会责任意识和实施纳税自律监管来削弱会员企业的避税动机,进而抑制企业避税。

然而,企业的避税决策不仅取决于避税动机,还会受到其避税能力的影响。地缘关系作为一种类血缘关系,其中也隐含着“家庭主义”倾向,即过度保护家庭成员的利益,而将社会公共利益置于次要和从属位置。崔月琴和张冠(2014)通过调研发现,在“家庭主义”的影响下,部分地域性商会在维护会员利益的同时忽视了社会公共利益,甚至沦为会员不法行为的保护伞。例如,某些商人因生产不合格产品被工商部门处罚,通过商会的“疏通”即可减轻甚至免除处罚(崔月琴和张冠,2014)。因此,异地商会也可能利用其信息互通、资源共享和政治关联优势为会员企业创造避税条件、规避税务监管,从而提高企业的避税能力。如前所述,现有研究表明税收征管、机构投资者持股、分析师关注、审计师监督等政府和市场治理机制也会在不同程度上制约企业的避税能力。如果异地商会的“家庭主义”盛行,而政府和市场机制对于企业避税的治理效果又得不到有效发挥,那么在政府、市场和社会多重机制的综合作用下,参加异地商会反而会提高企业的避税能力,促进企业避税。

基于此,本文提出如下竞争性假说:

参加异地商会能够抑制企业避税行为(H1a);

参加异地商会能够促进企业避税行为(H1b)。

### 三、研究设计

#### (一)样本选择与数据来源

考虑到发生于2008年且延续至2009年的金融危机可能影响企业的避税决策,本文以2010—2022年沪深A股上市公司为研究对象。参考现有研究的做法,在原始样本基础上,剔除了如下样本观测值:①金融行业的样本;②所得税实际税率小于0的样本;③研究期间处于特殊处理(ST)状态的样本;④关键变量缺失的样本。最终获得22148条“企业-年度”观测值。本文使用的商会数据来自中国研究数据服务平台(Chinese Research Data Services, CNRDS),部分缺失的商会成立年份数据从企查查、商会官网等公开渠道手工补充。其余数据均取自中国经济金融研究数据库(China Stock Market&Accounting Research Database, CSMAR)。

#### (二)变量定义与模型构建

为了检验本文提出的假设,构建如下回归模型:

$$\begin{aligned} TaxAvoidance_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Chamber_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 INT_{i,t} + \beta_5 PPE_{i,t} + \beta_6 INV_{i,t} + \\ & \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 LOSS_{i,t} + \beta_9 DisAcc_{i,t} + \beta_{10} SOE_{i,t} + \beta_{11} Top1_{i,t} + \beta_{12} Duality_{i,t} + \\ & \beta_{13} InsInvest_{i,t} + \beta_{14} IndDirect_{i,t} + \beta_{15} Taxrate_{i,t} + \sum YEAR + \sum INDUSTRY + \varepsilon_{i,t} \quad (1) \end{aligned}$$

其中:解释变量  $Chamber$  衡量企业是否参加异地商会,加入异地商会当年及以后年度取值为1,否则为0。考虑到异地商会基本信息的可得性,本文参考现有文献的做法,将CNRDS数据库汇总的467家省级异地商会作为研究对象,通过匹配会员企业与上市公司,识别上市公司是否参加异地商会。鉴于上市公司在当地一般具有较大的影响力,通常参与商会的筹备工作,本文借鉴宁博等(2022)的做法,以商会成立年份作为上市公司加入商会的时间。如果企业同时加入多家异地商会,考虑各商会的最早成立年份。在稳健性测试中,本文进一步删除企业上市年份晚于商会成立年份的样本观测值。

在模型(1)中,被解释变量  $TaxAvoidance$  衡量企业的避税程度。参考现有文献的普遍做法(Desai and

Dharmapala, 2006; 刘行和叶康涛, 2013; 张敏等, 2018), 本文采用所得税的会计-税收差异来刻画企业的避税程度。具体而言: ①  $BTD = (\text{税前会计利润} - \text{应纳税所得额}) / \text{期末总资产}$ , 其中,  $\text{应纳税所得额} = (\text{所得税费用} - \text{递延所得税费用}) / \text{名义所得税率}$ ; ②  $DDBTD = \text{扣除应计利润影响之后的会税差异}$ 。利用如式(2)所示模型计算  $DDBTD$ :

$$BTD_{i,t} = \alpha TACC_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中: 总应计利润  $TACC = (\text{净利润} - \text{经营性现金流量净额}) / \text{期末总资产}$ ;  $\mu_i + \varepsilon_{i,t}$  代表  $BTD$  中不能被应计利润解释的部分 (即  $DDBTD$ );  $\mu_i$  为企业  $i$  在样本期间内残差的均值;  $\varepsilon_{i,t}$  为  $t$  年度残差与企业平均残差  $\mu_i$  的偏离度。 $BTD$  和  $DDBTD$  取值越大, 表明企业利用会税差异来规避所得税的可能性越大, 避税程度越高。

本文在模型(1)中加入如下控制变量: 企业规模  $Size$ , 等于期末总资产的自然对数; 资产负债率  $LEV$ , 等于期末总负债除以期末总资产; 无形资产密集度  $INT$ , 等于期末无形资产净值除以期末总资产; 有形资本密集度  $PPE$ , 等于期末固定资产净值除以期末总资产; 存货密集度  $INV$ , 等于期末存货净值除以期末总资产; 总资产收益率  $ROA$ , 等于当期净利润除以期末总资产; 以前年度损益  $LOSS$ , 如果上一年度净利润为负取值为 1, 否则为 0; 可操纵性应计利润  $DisAcc$ , 利用修正的琼斯模型计算; 产权性质  $SOE$ , 国有企业取值为 1, 否则为 0; 最大股东持股比例  $Top1$ ; 两职合一  $Duality$ , 如果董事长兼任总经理取值为 1, 否则为 0; 机构投资者持股比例  $InsInvest$ ; 董事会独立董事占比  $IndDirect$ ; 企业所得税名义税率  $Taxrate$ ;  $YEAR$  与  $INDUSTRY$  分别为年份虚拟变量和行业虚拟变量;  $\varepsilon$  为残差项;  $\beta$  为各变量的估计系数。本文在企业层面对标准误进行聚类修正。

### (三) 描述性统计

表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。 $BTD$  的平均值和中位数均为负, 表明大部分样本企业的应纳税所得额超过会计利润, 这源于我国税法对于应纳税所得的认定较为严格。而在扣除应计利润的影响后,  $DDBTD$  的平均值和中位数均为正, 这也与现有研究保持一致。此外,  $Chamber$  的平均值为 0.0412, 说明在样本期间内, 约有 4% 的样本企业被认定为参加异地商会, 该比例与现有研究较为接近 (黄勃等, 2022)。其余变量的取值均在合理范围, 不再赘述。

进一步地, 表 2 列示了参加异地商会的企业样本观测值在各行业的分布情况。总体来看, 企业参加异地商会的积极性在不同行业之间存在较大差异。具体而言, 在建筑业, 信息传输、软件和信息技术服务业, 卫生和社会工作业, 住宿和餐饮业这四个行业中, 异地商会更受欢迎, 其中建筑业企业参加异地商会的比例高达 19.07%。在采矿业和综合类行业中, 仅有个别上市公司选择参加异地商会, 占比不足 1%; 而在居民服务、修理和其他服务业及教育业中, 没有样本企业参加异地商会。在稳健性测试中, 将根据参加异地商会企业的行业分布情况对样本结构进行优化。

表 1 描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	25%分位数	中位数	75%分位数
$BTD$	22148	-0.0024	0.0528	-0.0158	-0.0014	0.0138
$DDBTD$	22148	0.0042	0.0505	-0.0163	0.0052	0.0255
$Chamber$	22148	0.0412	0.1988	0.0000	0.0000	0.0000
$Size$	22148	22.3900	1.3380	21.4300	22.1800	23.1600
$LEV$	22148	0.4305	0.2007	0.2712	0.4257	0.5831
$INT$	22148	0.0474	0.0533	0.0177	0.0340	0.0571
$PPE$	22148	0.2129	0.1574	0.0911	0.1819	0.2998
$INV$	22148	0.1472	0.1362	0.0599	0.1144	0.1847
$ROA$	22148	0.0561	0.0544	0.0240	0.0485	0.0817
$LOSS$	22148	0.0596	0.2368	0.0000	0.0000	0.0000
$DisAcc$	22148	0.0161	0.0880	-0.0275	0.0156	0.0587
$SOE$	22148	0.3880	0.4873	0.0000	0.0000	1.0000
$Top1$	22148	0.3491	0.1499	0.2315	0.3297	0.4504
$Duality$	22148	0.2636	0.4406	0.0000	0.0000	1.0000
$InsInvest$	22148	0.4711	0.2509	0.2782	0.4901	0.6690
$IndDirect$	22148	0.3746	0.0532	0.3333	0.3333	0.4286
$Taxrate$	22148	0.1896	0.0503	0.1500	0.1500	0.2500

表 2 参加异地商会样本企业的行业分布情况

上市公司所属行业	观察值	加入异地商会企业观测占比	标准差
建筑业	561	0.1907	0.3932
信息传输、软件和信息技术服务业	1219	0.0788	0.2695
卫生和社会工作业	28	0.0714	0.2623
住宿和餐饮业	49	0.0612	0.2422
科学研究和技术服务业	245	0.0408	0.1983
制造业	14646	0.0390	0.1936
批发和零售业	1273	0.0330	0.1787
农、林、牧、渔业	162	0.0309	0.1735
房地产业	981	0.0285	0.1666
电力、热力、燃气及水生产和供应业	799	0.0263	0.1601
文化、体育和娱乐业	151	0.0199	0.1400
租赁和商务服务业	254	0.0158	0.1247
交通运输、仓储和邮政业	737	0.0149	0.1213
水利、环境和公共设施管理业	288	0.0139	0.1172
采矿业	556	0.0090	0.0945
综合类	181	0.0055	0.0743
居民服务、修理和其他服务业	14	0.0000	0.0000
教育业	4	0.0000	0.0000
合计	22148	0.0412	0.1988

## 四、实证结果与分析

### (一) 基准回归结果

表3列示了模型(1)的基准回归结果,括号内为  $T$  检验的统计量值  $t$ 。结果显示,在两列回归中,  $Chamber$  的估计系数在 1% 的水平上均显著为负(当被解释变量为  $BTD$  时,  $\beta_1 = -0.0074, t = -2.82$ ; 当被解释变量为  $DDBTD$  时,  $\beta_1 = -0.0062, t = -2.60$ )。这说明与未加入异地商会的企业相比,加入异地商会企业的会计-税收差异更小,避税程度更低。本文假设 H1a 得到验证,即参加异地商会能够抑制企业避税行为。

表 3 参加异地商会对企业避税的影响

变量	$BTD$	$DDBTD$	变量	$BTD$	$DDBTD$
$Chamber$	-0.0074***(-2.82)	-0.0062***(-2.60)	$Top1$	-0.0068**(-2.17)	-0.0106***(-3.17)
$Size$	0.0013*** (2.72)	0.0020*** (4.43)	$Duality$	0.0002(0.22)	0.0001(0.06)
$LEV$	-0.0012(-0.35)	-0.0145***(-4.77)	$InsInvest$	-0.0073***(-3.25)	-0.0001(-0.01)
$INT$	0.0271*** (3.15)	0.0266*** (3.67)	$IndDirect$	0.0020(0.29)	0.0091(1.31)
$PPE$	0.0153*** (4.31)	0.0359*** (10.72)	$Taxrate$	0.1323*** (13.17)	0.1661*** (16.17)
$INV$	-0.0018(-0.40)	-0.0187***(-3.79)	$Constant$	-0.0896***(-6.59)	-0.1007***(-6.45)
$ROA$	0.4205*** (16.49)	0.2795*** (19.27)	$INDUSTRY$	Yes	Yes
$LOSS$	-0.0018(-0.89)	-0.0026*(-1.65)	$YEAR$	Yes	Yes
$DisAcc$	0.0129** (2.00)	-0.0896***(-5.83)	$Observations$	22148	22148
$SOE$	0.0032*** (2.92)	0.0009 (0.83)	$R^2$	0.2796	0.2086

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;括号内为  $T$  检验的统计量值。

### (二) 稳健性测试

本文将从替换变量、优化样本结构和缓解内生性问题三个方面对研究结论进行稳健性测试。

#### 1. 替换变量

在被解释变量方面,本文采取三种替换变量方法:第一,参考 Lisowsky 等(2013)的做法,运用  $PerBTD$  衡量会计-税收差异。 $PerBTD = (\text{税前会计利润} - \text{当期所得税费用} / (\text{所得税费用是指企业经营利润应缴纳的所得税}) / \text{名义所得税率}) / \text{期末总资产}$ 。与  $BTD$  衡量全部会计-税收差异不同,  $PerBTD$  反映的是永久性会计-税收差异。第二,参考 Armstrong 等(2012)的做法,运用所得税的实际税率衡量避税程度。 $ETR = \text{所得税费用} / \text{税前会计利润}$ ,  $ETR$  取值越大,表明企业的避税程度越低。第三,参考刘骏和刘峰(2014)、刘耀淞等(2023)的做法,运用基于全部税种的企业综合税负率衡量避税程度。 $CETR = (\text{支付的各项税费} - \text{收到的税费返还}) / \text{营业收入}$ ,  $CETR$  取值越大,表明企业的避税程度越低。表4的回归结果显示,当被解释变量为  $PerBTD$  时,  $Chamber$  的估计系数显著为负;当被解释变量为  $ETR$  和  $CETR$  时,  $Chamber$  的估计系数均显著为正。这表明参加异地商会企业的永久性会计-税收差异更小,所得税实际税率和综合税负率更高,避税程度更低,与前文结论一致。

在解释变量方面,本文构建变量  $Numacc$  衡量企业参加异地商会的数量。  $Numacc$  取值越大,表示企业参加的异地商会越多,受到异地商会的影响越深。表5的回归结果显示,  $Numacc$  的估计系数均显著为负,说明企业参加的异地商会越多,其避税程度越低,与前文逻辑保持一致。

表 4 替换企业避税衡量指标的回归结果

变量	$PerBTD$	$ETR$	$CETR$	变量	$PerBTD$	$ETR$	$CETR$
$Chamber$	-0.0058***(-3.03)	0.0075*(1.88)	0.0136*** (2.66)	$Top1$	-0.0048**(-1.96)	0.0013(0.15)	-0.0007(-0.12)
$Size$	0.0008** (2.34)	-0.0001(-0.02)	0.0017** (2.29)	$Duality$	0.0014** (2.16)	-0.0053***(-2.28)	-0.0026*(-1.84)
$LEV$	-0.0003(-0.10)	0.0673*** (6.86)	-0.0509***(-10.71)	$InsInvest$	-0.0034*(-1.93)	-0.0225***(-4.39)	0.0041(1.20)
$INT$	-0.0059(-1.16)	0.0473** (2.28)	0.0519*** (4.27)	$IndDirect$	-0.0051(-1.01)	0.0097(0.49)	0.0036(0.30)
$PPE$	0.0053*(1.78)	0.0218** (2.20)	-0.0199***(-3.33)	$Taxrate$	0.0992*** (12.11)	0.4962*** (15.04)	0.0962*** (5.39)
$INV$	-0.0025(-0.73)	0.0496*** (3.57)	-0.0053(-0.62)	$Constant$	-0.0690***(-6.82)	0.2787** (2.44)	0.0696*** (4.29)
$ROA$	0.3125*** (12.46)	-0.0345*(-1.79)	0.1514*** (10.86)	$INDUSTRY$	Yes	Yes	Yes
$LOSS$	-0.0020(-1.24)	0.0424*** (6.59)	-0.0007(-0.45)	$YEAR$	Yes	Yes	Yes
$DisAcc$	0.0107*** (3.70)	-0.0189** (-2.32)	0.0119*** (2.62)	$Observations$	22148	22148	20106
$SOE$	0.0022** (2.52)	0.0088*** (2.70)	0.0037** (2.01)	$R^2$	0.3336	0.1590	0.3292

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;括号内为  $T$  检验的统计量值。

表5 拓展参加异地商会衡量指标的回归结果

变量	BTD	DDBTD	变量	BTD	DDBTD
<i>Numacc</i>	-0.0075***(-2.71)	-0.0059**(-2.43)	<i>Top1</i>	-0.0070**(-2.22)	-0.0107***(-3.20)
<i>Size</i>	0.0013*** (2.76)	0.0020*** (4.45)	<i>Duality</i>	0.0002(0.21)	0.0001(0.06)
<i>LEV</i>	-0.0013(-0.35)	-0.0145***(-4.78)	<i>InsInvest</i>	-0.0072***(-3.22)	0.0001(0.02)
<i>INT</i>	0.0270*** (3.14)	0.0265*** (3.65)	<i>IndDirect</i>	0.0021(0.31)	0.0092(1.32)
<i>PPE</i>	0.0151*** (4.26)	0.0358*** (10.68)	<i>Taxrate</i>	0.1325*** (13.22)	0.1661*** (16.21)
<i>INV</i>	-0.0017(-0.37)	-0.0186***(-3.77)	<i>Constant</i>	-0.0900***(-6.62)	-0.1008***(-6.47)
<i>ROA</i>	0.4210*** (16.52)	0.2799*** (19.31)	<i>INDUSTRY</i>	Yes	Yes
<i>LOSS</i>	-0.0018(-0.89)	-0.0026(-1.64)	<i>YEAR</i>	Yes	Yes
<i>DisAcc</i>	0.0128** (1.98)	-0.0897***(-5.83)	<i>Observations</i>	22148	22148
<i>SOE</i>	0.0032*** (2.96)	0.0009(0.87)	<i>R<sup>2</sup></i>	0.2799	0.2088

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内为T检验的统计量值。

## 2. 优化样本结构

本文从三个角度优化样本结构：第一，剔除2020—2022年的样本观测值，以排除新冠肺炎疫情对本文结论的可能影响。第二，剔除企业上市时间晚于商会成立时间的样本观测值。第三，剔除参加异地商会企业占比较低(<1%)行业的样本观测值。从表6中可以看出，优化样本结构后，*Chamber*的估计系数依然显著为负，表明本文的结论较为稳健。

表6 优化样本结构的回归结果

变量	剔除受疫情影响 年度的样本观测值		剔除上市时间晚于商会 成立时间的样本观测值		剔除参加商会企业占比 较低行业的样本观测值	
	BTD	DDBTD	BTD	DDBTD	BTD	DDBTD
<i>Chamber</i>	-0.0068**(-2.43)	-0.0055**(-2.14)	-0.0076**(-2.25)	-0.0061**(-1.98)	-0.0075***(-2.83)	-0.0063***(-2.61)
<i>Size</i>	0.0020*** (3.56)	0.0027*** (5.02)	0.0013*** (2.74)	0.0020*** (4.42)	0.0011** (2.32)	0.0018*** (3.99)
<i>LEV</i>	-0.0035(-0.79)	-0.0177***(-5.09)	-0.0010(-0.27)	-0.0142***(-4.63)	-0.0003(-0.07)	-0.0135***(-4.36)
<i>INT</i>	0.0245*** (2.25)	0.0272*** (3.18)	0.0266*** (3.10)	0.0259*** (3.58)	0.0200** (2.49)	0.0228*** (3.21)
<i>PPE</i>	0.0108** (2.51)	0.0311*** (8.22)	0.0147*** (4.09)	0.0355*** (10.49)	0.0169*** (4.67)	0.0369*** (10.81)
<i>INV</i>	-0.0040(-0.80)	-0.0225***(-4.08)	-0.0022(-0.46)	-0.0194***(-3.85)	-0.0009(-0.18)	-0.0186***(-3.62)
<i>ROA</i>	0.3792*** (11.28)	0.2313*** (13.44)	0.4244*** (16.50)	0.2832*** (19.25)	0.4281*** (16.72)	0.2859*** (19.52)
<i>LOSS</i>	-0.0007(-0.27)	0.0002(0.12)	-0.0018(-0.88)	-0.0028*(-1.78)	-0.0023(-1.14)	-0.0029*(-1.82)
<i>DisAcc</i>	0.0051(0.75)	-0.0844***(-5.14)	0.0120*(1.87)	-0.0902***(-5.78)	0.0111*(1.73)	-0.0895***(-5.71)
<i>SOE</i>	0.0024*(1.87)	0.0007(0.57)	0.0035*** (3.15)	0.0011(0.99)	0.0038*** (3.45)	0.0012(1.07)
<i>Top1</i>	-0.0058(-1.58)	-0.0090**(-2.33)	-0.0070**(-2.21)	-0.0108***(-3.19)	-0.0057*(-1.79)	-0.0102***(-3.00)
<i>Duality</i>	-0.0005(-0.46)	-0.0002(-0.18)	0.0001(0.08)	0.0001(0.02)	0.0003(0.31)	0.0001(0.13)
<i>InsInvest</i>	-0.0089***(-3.35)	-0.0005(-0.19)	-0.0076***(-3.36)	-0.0003(-0.13)	-0.0078***(-3.43)	-0.0001(-0.02)
<i>IndDirect</i>	-0.0016(-0.21)	0.0032(0.40)	0.0015(0.22)	0.0083(1.16)	0.0009(0.13)	0.0079(1.13)
<i>Taxrate</i>	0.1315*** (11.26)	0.1734*** (14.70)	0.1326*** (13.09)	0.1660*** (16.02)	0.1328*** (13.20)	0.1662*** (15.98)
<i>Constant</i>	-0.1637***(-6.19)	-0.1552***(-8.21)	-0.0876***(-6.27)	-0.1018***(-6.41)	-0.0844***(-7.58)	-0.0789***(-6.32)
<i>INDUSTRY</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>YEAR</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	16019	16019	21769	21769	21393	21393
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.2122	0.1779	0.2822	0.2110	0.2904	0.2125

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内为T检验的统计量值。

## 3. 缓解内生性问题

内生性问题主要源于样本选择偏差、反向因果和遗漏变量。企业参加异地商会的选择并非随机，且容易受其避税动机的影响，因此本文可能存在样本选择偏差和反向因果导致的内生性问题。此外，尽管前文已经控制了公司层面的部分特征变量及年度、行业固定效应，遗漏变量问题依旧难以避免。因此，下文将对以上三类内生性问题进行校正。

(1) 样本选择偏差。本文采用倾向得分匹配法缓解样本选择偏差导致的内生性问题。参考喻彪和杨刚(2022)的做法，将参加异地商会的企业观测值视为处理组样本，以所有控制变量作为协变量，采用1:4近邻匹配法，从未参加异地商会的企业观测值中匹配对照组样本。匹配后的处理组和对照样本观测值在所有协变量上均无系统性差异，满足平衡性假设<sup>②</sup>。表7报告了倾向得分匹配样本的回归结果，*Chamber*的估计系数均显著为负，前文的结论依然成立。

② 限于篇幅，未报告平衡性假设检验结果。

表 7 倾向得分匹配样本的回归结果

变量	BTD	DDBTD	变量	BTD	DDBTD
Chamber	-0.0053**(-2.31)	-0.0053**(-2.31)	Top1	-0.0109*(-1.69)	-0.0109*(-1.69)
Size	0.0029*** (3.70)	0.0029*** (3.70)	Duality	0.0004(0.22)	0.0004(0.22)
LEV	-0.0308***(-4.68)	-0.0308***(-4.68)	InsInvest	0.0037(0.77)	0.0037(0.77)
INT	0.0309(1.61)	0.0309(1.61)	IndDirect	0.0148(1.13)	0.0148(1.13)
PPE	0.0292*** (4.13)	0.0292*** (4.13)	Taxrate	0.1548*** (6.96)	0.1548*** (6.96)
INV	-0.0165*(-1.88)	-0.0165*(-1.88)	Constant	-0.0819***(-4.68)	-0.0614***(-3.65)
ROA	0.1722*** (6.08)	0.1722*** (6.08)	INDUSTRY	Yes	Yes
LOSS	-0.0095**(-2.46)	-0.0095**(-2.46)	YEAR	Yes	Yes
DisAcc	-0.1159***(-7.07)	-0.1159***(-7.07)	Observations	4125	4125
SOE	0.0004(0.20)	0.0004(0.20)	Adjusted R <sup>2</sup>	0.1010	0.1893

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号内为 T 检验的统计量值。

(2) 反向因果。本文采用工具变量法缓解反向因果导致的内生性问题。某一区域的地形坡度越陡,越可能被分割为多个封闭的小地区,越难与其他区域建立经贸合作(潘越等,2017)。相反,地形平坦的区域更容易吸引外地商贾进行投资,更具备成立异地商会的地理条件。因此,参考现有文献的做法(黄勃,2022;李海彤等,2023),选择企业所在城市的地形起伏度 *Rdls* 作为工具变量。地形起伏度的计算方法参考封志明等(2011),*Rdls* 取值越小,表明该城市的地形越平坦。从表 8 汇报的第一阶段回归结果中可以看出,*Rdls* 的估计系数在 1% 水平上显著为负,说明企业所在城市的地形越平坦,其参加异地商会的概率越大,符合工具变量的相关性要求。此外,弱工具变量检验的 *F* 统计量大于 10,拒绝了存在弱工具变量的原假设。在第二阶段回归中,*Chamber* 的估计系数均显著为负,与前文结论一致。

(3) 遗漏变量。本文在模型(1)中进一步控制了地区固定效应,以排除企业所在地的区域特征对研究结论的可能影响。从表 9 中可以看出,在分别控制了省份和城市层面固定效应后,*Chamber* 的估计系数依旧显著为负,支持了前文假设。

表 8 基于工具变量的两阶段回归结果

变量	第一阶段回归结果	第二阶段回归结果		变量	第一阶段回归结果	第二阶段回归结果	
	<i>Rdls</i>	BTD	DDBTD		<i>Rdls</i>	BTD	DDBTD
<i>Rdls</i>	-0.0068***(-3.08)			SOE	-0.0218***(-6.36)	0.0015(0.77)	-0.0013(-0.65)
Chamber		-0.1201*(-1.95)	-0.1427*(-1.84)	Top1	-0.0336***(-3.14)	-0.0104***(-2.66)	-0.0148***(-3.62)
Size	0.0148*** (10.38)	0.0029** (2.27)	0.0040*** (3.02)	Duality	-0.0056*(-1.67)	-0.0005(-0.54)	-0.0008(-0.73)
LEV	0.0058(0.60)	-0.0005(-0.21)	-0.0139***(-5.18)	InsInvest	-0.0048(-0.65)	-0.0066***(-3.45)	0.0005(0.25)
INT	-0.0453*(-1.96)	0.0209*** (3.05)	0.0224*** (3.12)	IndDirect	0.0330(1.32)	0.0046(0.66)	0.0132*(1.80)
PPE	-0.0643***(-5.86)	0.0066(1.12)	0.0252*** (4.10)	Taxrate	0.0358(1.03)	0.1397*** (15.54)	0.1742*** (18.48)
INV	0.0562*** (3.92)	0.0049(0.83)	-0.0110*(-1.77)	Constant	-0.3491***(-10.14)	-0.1032***(-3.44)	-0.1233***(-3.93)
ROA	0.1081*** (4.39)	0.4341*** (39.81)	0.2921*** (25.56)	INDUSTRY	Yes	Yes	Yes
LOSS	0.0001(0.01)	-0.0016(-1.01)	-0.0021(-1.27)	YEAR	Yes	Yes	Yes
DisAcc	-0.0274**(-2.19)	0.0098*(2.52)	-0.0913***(-22.36)	Observations	20102	20102	20102

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号内为 T 检验的统计量值。

表 9 考虑遗漏变量的回归结果

变量	控制省份层面地区固定效应		控制城市层面地区固定效应	
	BTD	DDBTD	BTD	DDBTD
Chamber	-0.0069***(-2.65)	-0.0058**(-2.44)	-0.0047*(-1.84)	-0.0042*(-1.77)
Size	0.0014*** (2.94)	0.0022*** (4.67)	0.0013*** (2.68)	0.0020*** (4.45)
LEV	-0.0013(-0.37)	-0.0146***(-4.74)	-0.0014(-0.37)	-0.0144***(-4.55)
INT	0.0299*** (3.40)	0.0282*** (3.81)	0.0322*** (3.47)	0.0310*** (3.88)
PPE	0.0155*** (4.30)	0.0361*** (10.64)	0.0134*** (3.69)	0.0329*** (9.41)
INV	-0.0021(-0.47)	-0.0192***(-3.92)	-0.0000(-0.00)	-0.0175***(-3.47)
ROA	0.4210*** (16.46)	0.2790*** (19.28)	0.4378*** (16.75)	0.2887*** (19.48)
LOSS	-0.0016(-0.80)	-0.0023(-1.47)	-0.0012(-0.59)	-0.0017(-1.09)
DisAcc	0.0129** (1.99)	-0.0895***(-5.81)	0.0116*(1.80)	-0.0895***(-5.72)
SOE	0.0031*** (2.78)	0.0011(1.03)	0.0045*** (3.94)	0.0022*(1.90)
Top1	-0.0061*(-1.94)	-0.0100***(-2.98)	-0.0068**(-2.13)	-0.0101***(-2.91)
Duality	0.0001(0.09)	-0.0001(-0.12)	-0.0000(-0.00)	-0.0002(-0.24)
InsInvest	-0.0078***(-3.43)	-0.0004(-0.20)	-0.0074***(-3.19)	-0.0004(-0.17)

续表

变量	控制省份层面地区固定效应		控制城市层面地区固定效应	
	<i>BTD</i>	<i>DDBTD</i>	<i>BTD</i>	<i>DDBTD</i>
<i>IndDirect</i>	0.0027(0.40)	0.0101(1.46)	0.0040(0.57)	0.0112(1.55)
<i>Taxrate</i>	0.1321*** (12.94)	0.1673*** (16.00)	0.1404*** (13.95)	0.1752*** (16.47)
<i>Constant</i>	-0.0785*** (-4.67)	-0.0922*** (-3.92)	-0.0868*** (-5.53)	-0.0951*** (-5.49)
<i>INDUSTRY</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>YEAR</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>PROVINCE</i>	Yes	Yes	No	No
<i>CITY</i>	No	No	Yes	Yes
<i>Observations</i>	22148	22148	22148	22148
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.2812	0.2107	0.2964	0.2246

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内为*T*检验的统计量值。

## 五、机制检验与拓展性研究

### (一)影响机制检验

如前所述,异地商会兼具服务会员、服务社会和服务政府三项职能,可以通过缓解外源融资约束、强化社会责任意识和实施纳税自律监管来削弱会员企业的避税动机,进而抑制企业避税行为。以下分别对这三种影响机制进行检验。

#### 1. 缓解外源融资约束

基于服务会员职能,异地商会可以缓解会员企业的外源融资约束,进而削弱企业避税动机,抑制企业避税行为。如果这一影响机制成立,那么可以预期,异地商会对企业避税的抑制效果在外部融资约束较强的企业中更为显著。要素市场发育程度越低,表明资本的配置效率越差,企业越难通过自由竞争从资本市场获取融资,其面临的外部融资约束相应更大。因此,本文采用樊纲市场化指数中的“要素市场的发育程度”指标来刻画企业的外部融资约束。根据企业所处地区的要素市场发育程度指数的年度、行业中位数,将样本观测值划分为要素市场发育程度较高、较低两组,分别对模型(1)进行回归。从表10中可以看出,异地商会对避税行为的治理效应主要体现在要素市场发育程度较低的样本观测值中,与预期相符,即异地商会可以通过缓解会员企业的外源融资约束来抑制企业避税。

表10 影响机制检验结果:缓解外源融资约束

变量	<i>BTD</i>		<i>DDBTD</i>	
	要素市场发育程度较低	要素市场发育程度较高	要素市场发育程度较低	要素市场发育程度较高
<i>Chamber</i>	-0.0110*** (-2.98)	-0.0036(-1.04)	-0.0094*** (-2.80)	-0.0026(-0.84)
<i>Size</i>	0.0011(1.57)	0.0012*(1.95)	0.0017*** (2.61)	0.0020*** (3.32)
<i>LEV</i>	0.0012(0.24)	-0.0036(-0.70)	-0.0128*** (-3.01)	-0.0156*** (-3.63)
<i>INT</i>	0.0287*** (2.76)	0.0288** (2.04)	0.0234*** (2.81)	0.0348*** (3.01)
<i>PPE</i>	0.0169*** (3.35)	0.0144*** (3.02)	0.0372*** (8.04)	0.0350*** (7.38)
<i>INV</i>	0.0039(0.65)	-0.0079(-1.29)	-0.0108* (-1.82)	-0.0266*** (-3.82)
<i>ROA</i>	0.4167*** (11.64)	0.4237*** (11.58)	0.2961*** (15.16)	0.2645*** (13.62)
<i>LOSS</i>	-0.0024(-1.11)	-0.0012(-0.35)	-0.0023(-1.11)	-0.0032(-1.33)
<i>DisAcc</i>	0.0151** (2.40)	0.0114(1.13)	-0.1073*** (-7.70)	-0.0767*** (-3.59)
<i>SOE</i>	0.0022(1.53)	0.0042*** (2.59)	-0.0005(-0.35)	0.0024(1.53)
<i>Top1</i>	-0.0059(-1.37)	-0.0087** (-2.02)	-0.0091** (-1.97)	-0.0129*** (-2.84)
<i>Duality</i>	0.0003(0.21)	0.0003(0.25)	0.0002(0.16)	0.0001(0.02)
<i>InsInvest</i>	-0.0058* (-1.78)	-0.0086*** (-2.97)	0.0031(1.01)	-0.0030(-1.06)
<i>IndDirect</i>	-0.0085(-0.92)	0.0094(1.01)	0.0010(0.10)	0.0134(1.40)
<i>Taxrate</i>	0.0990*** (7.65)	0.1728*** (11.24)	0.1374*** (10.40)	0.2012*** (13.04)
<i>Constant</i>	-0.0765*** (-4.07)	-0.0963*** (-6.37)	-0.0904*** (-3.93)	-0.1001*** (-3.93)
<i>INDUSTRY</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>YEAR</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	11070	11078	11070	11078
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.2884	0.2754	0.2242	0.2008

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内为*T*检验的统计量值。

## 2. 强化社会责任意识

基于服务社会职能,异地商会可以强化会员企业的社会责任意识,进而降低企业避税动机,约束企业避税行为。如果这一影响机制成立,那么对于社会责任意识原本就很强的企业而言,其避税动机的削减空间相对有限。相反,社会责任意识淡薄的企业具有更强的避税动机,其避税行为更容易受到异地商会治理效应的影响。本文选择企业的社会捐赠行为来刻画其社会责任意识,并根据企业社会捐赠金额的年度、行业中位数将样本观测值分为两组,分别对模型(1)进行回归。表 11 的回归结果显示,异地商会对企业避税的抑制效果主要体现在社会捐赠金额较小的企业中,表明参加异地商会可以通过强化社会责任意识来约束企业避税行为。

表 11 影响机制检验结果:强化社会责任意识

变量	BTD		DDBTD	
	企业社会捐赠金额较小	企业社会捐赠金额较大	企业社会捐赠金额较小	企业社会捐赠金额较大
<i>Chamber</i>	-0.0062**(-2.07)	-0.0057(-1.60)	-0.0052*(-1.92)	-0.0055(-1.40)
<i>Size</i>	0.0020*** (3.50)	0.0009(1.22)	0.0025*** (4.60)	0.0011(1.42)
<i>LEV</i>	0.0001(0.01)	-0.0085(-1.17)	-0.0141***(-4.27)	-0.0193***(-2.88)
<i>INT</i>	0.0286*** (2.65)	0.0187(1.41)	0.0251*** (2.93)	0.0296** (2.20)
<i>PPE</i>	0.0116*** (2.97)	0.0135** (2.02)	0.0299*** (8.21)	0.0452*** (6.53)
<i>INV</i>	-0.0003(-0.06)	-0.0142(-1.31)	-0.0188***(-3.45)	-0.0229**(-2.06)
<i>ROA</i>	0.4753*** (17.05)	0.1701*** (3.78)	0.2971*** (19.20)	0.1443*** (4.23)
<i>LOSS</i>	0.0007(0.34)	0.0028(0.76)	-0.0005(-0.29)	0.0026(0.56)
<i>DisAcc</i>	0.0103(1.42)	0.0175(1.64)	-0.0884***(-5.17)	-0.0795***(-2.15)
<i>SOE</i>	0.0056*** (4.57)	-0.0051**(-2.23)	0.0031*** (2.64)	-0.0078***(-3.29)
<i>Top1</i>	-0.0048(-1.33)	-0.0178***(-3.42)	-0.0085**(-2.21)	-0.0208***(-3.34)
<i>Duality</i>	0.0001(0.03)	-0.0021(-1.17)	0.0001(0.09)	-0.0026(-1.28)
<i>InsInvest</i>	-0.0112***(-4.38)	0.0051(1.03)	-0.0025(-1.03)	0.0104** (2.11)
<i>IndDirect</i>	0.0071(0.91)	-0.0038(-0.33)	0.0097(1.24)	0.0113(0.75)
<i>Taxrate</i>	0.1247*** (11.17)	0.1871*** (8.03)	0.1525*** (13.56)	0.2567*** (10.78)
<i>Constant</i>	-0.0988***(-5.66)	-0.0699***(-4.66)	-0.0970***(-4.69)	-0.0489(-1.06)
<i>INDUSTRY</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>YEAR</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	16618	3651	16618	3651
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.3170	0.1366	0.2133	0.1970

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著;括号内为T检验的统计量值。

## 3. 实施纳税自律监管

基于服务政府职能,异地商会很可能将“引导会员企业依法纳税”作为其承接政府职能、参与社会治理的重要抓手之一,通过实施纳税自律监管来干预企业避税决策。如果这一影响机制成立,那么地方政府面临的财政压力越大,异地商会越有动机引导或要求会员企业依法纳税。据此可以预期,异地商会对于企业避税行为的治理效果在地方政府财政压力较大的情况下更加显著。本文采用地方政府财政盈余来刻画政府财政压力,并根据政府财政盈余的年度、行业中位数将样本观测值分为两组,分别对模型(1)进行回归。表 12 的回归结果显示,*Chamber*的估计系数在各组回归中均显著为负,且系数大小并无显著差异,这表明地方政府的财政压力不会影响异地商会对企业避税的抑制效果,即在治理企业避税方面,异地商会的服务政府职能难以发挥作用。如前文所述,商会大致分为两类:一是注重“业缘”的行业性商会(即行业协会商会);二是注重“地缘”的地域性商会(异地商会属于地域性商会)。与地域性商会不同的是,在 2015 年推行行业协会商会与行政机关脱钩改革以前,大部分行业协会商会隶属或挂靠政府部门。因此,相较于地域性商会,行业协会商会与政府部门的联系更为紧密,很可能承担了更多的服务政府职能。相应的,地域性商会承担的服务政府职能相对较少,这在一定程度上解释了表 12 的回归结果。

表 12 影响机制检验结果:实施纳税自律监管

变量	BTD		DDBTD	
	地方政府财政盈余较少	地方政府财政盈余较多	地方政府财政盈余较少	地方政府财政盈余较多
<i>Chamber</i>	-0.0072**(-2.08)	-0.0073*(-1.82)	-0.0069**(-2.38)	-0.0048*(-1.68)
<i>Size</i>	0.0011(1.39)	0.0021*** (3.00)	0.0019** (2.34)	0.0028*** (4.11)
<i>LEV</i>	0.0083(1.46)	-0.0071(-1.12)	-0.0134***(-2.87)	-0.0165***(-3.41)
<i>INT</i>	0.0285** (2.04)	0.0194* (1.66)	0.0309*** (2.71)	0.0263** (2.43)
<i>PPE</i>	0.0128** (2.21)	0.0110* (1.91)	0.0330*** (6.73)	0.0286*** (5.33)
<i>INV</i>	-0.0032(-0.48)	-0.0046(-0.65)	-0.0179**(-2.34)	-0.0265***(-3.70)

续表

变量	BTD		DDBTD	
	地方政府财政盈余较少	地方政府财政盈余较多	地方政府财政盈余较少	地方政府财政盈余较多
ROA	0.4553*** (9.74)	0.4033*** (8.90)	0.2718*** (12.27)	0.2415*** (10.55)
LOSS	-0.0026 (-0.63)	0.0014 (0.50)	0.0011 (0.43)	-0.0016 (-0.59)
DisAcc	0.0021 (0.14)	0.0140** (2.48)	-0.0786*** (-3.86)	-0.0854*** (-3.42)
SOE	0.0043** (2.45)	0.0045** (2.51)	0.0023 (1.39)	0.0014 (0.80)
Top1	-0.0046 (-0.99)	-0.0079 (-1.59)	-0.0082 (-1.61)	-0.0115** (-2.15)
Duality	-0.0018 (-1.27)	0.0004 (0.29)	-0.0021 (-1.40)	0.0009 (0.61)
InsInvest	-0.0108*** (-2.92)	-0.0069* (-1.83)	0.0006 (0.18)	-0.0003 (-0.08)
IndDirect	0.0057 (0.50)	-0.0046 (-0.46)	0.0167 (1.47)	-0.0024 (-0.23)
Taxrate	0.1306*** (8.76)	0.1449*** (9.00)	0.1640*** (10.79)	0.1874*** (11.35)
Constant	-0.1117*** (-4.06)	-0.1362*** (-4.35)	-0.0862*** (-3.03)	-0.1251*** (-3.34)
INDUSTRY	Yes	Yes	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	7911	8447	7911	8447
Adjusted R <sup>2</sup>	0.2679	0.2665	0.1919	0.1990
P	P=0.44		P=0.29	

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内为T检验的统计量值。

## (二) 政府和市场机制对异地商会治理效应的影响研究

如前所述,在“家庭主义”盛行的情况下,参加异地商会的企业可以充分利用商会的信息互通、资源共享和政治关联优势,寻找避税机会,规避税务监管,从而提高避税能力,促进避税行为。现有研究表明,除了社会机制以外,政府和市场机制也会在不同程度上影响企业的避税决策。那么,异地商会对于企业避税行为的治理效应是否会受到政府和市场机制的影响?换言之,尽管异地商会能够降低会员企业的避税动机,但其最终对企业避税行为的抑制是否还取决于政府和市场机制对于企业避税能力的抑制效果?下文将对此进行研究。

在政府机制方面,本文参考孙雪娇等(2021)的做法,采用“金税三期工程”政策来刻画税收征管力度。金税三期工程于2013—2016年在我国各省份陆续上线,如果某省份在上半年上线金税三期工程,则认为该省份的税收征管力度在当年得到提升;如果某省份在下半年上线金税三期工程,则认为该省份的税收征管力度在次年得到提升。将样本观测值划分为金税三期工程上线前后两组,分别对模型(1)进行回归。从表13中可以看出,异地商会对企业避税的治理效果主要体现在金税三期工程上线以后的样本中,这表明异地商会虽然能够削弱会员企业的避税动机,但其最终能否抑制企业避税行为还取决于政府部门的税收征管强度。

表13 拓展性研究:税收征管力度的影响

变量	BTD		DDBTD	
	金税三期工程上线以前	金税三期工程上线以后	金税三期工程上线以前	金税三期工程上线以后
Chamber	-0.0025 (-0.88)	-0.0104*** (-3.22)	-0.0017 (-0.56)	-0.0091*** (-3.26)
SIZE	0.0027*** (4.33)	0.0004 (0.70)	0.0036*** (5.61)	0.0010** (2.02)
LEV	-0.0159*** (-3.30)	0.0046 (1.00)	-0.0260*** (-6.31)	-0.0103*** (-2.67)
INT	0.0017 (0.16)	0.0456*** (3.85)	0.0143 (1.32)	0.0367*** (4.09)
PPE	-0.0014 (-0.29)	0.0183*** (4.15)	0.0248*** (5.50)	0.0371*** (8.81)
INV	-0.0091 (-1.57)	-0.0010 (-0.19)	-0.0241*** (-3.69)	-0.0174*** (-2.96)
ROA	0.2124*** (5.90)	0.5179*** (17.44)	0.1513*** (6.96)	0.3320*** (18.10)
LOSS	0.0019 (0.71)	-0.0035 (-1.26)	0.0003 (0.13)	-0.0039** (-2.19)
DisAcc	0.0074 (1.58)	0.0146 (1.14)	-0.1115*** (-6.89)	-0.0710*** (-3.22)
SOE	0.0005 (0.32)	0.0043*** (3.26)	0.0002 (0.14)	0.0006 (0.45)
Top1	-0.0058 (-1.48)	-0.0107** (-2.56)	-0.0063 (-1.36)	-0.0153*** (-3.57)
Duality	0.0003 (0.23)	0.0004 (0.37)	-0.0002 (-0.17)	0.0005 (0.45)
InsInvest	-0.0060** (-2.11)	-0.0042 (-1.33)	-0.0027 (-0.98)	0.0052* (1.67)
IndDirect	-0.0076 (-0.88)	0.0050 (0.55)	-0.0039 (-0.38)	0.0151* (1.72)
Taxrate	0.1393*** (10.50)	0.1293*** (10.55)	0.1846*** (12.36)	0.1542*** (12.30)
Constant	-0.0881*** (-5.56)	-0.0772*** (-5.01)	-0.1219*** (-7.47)	-0.0880*** (-5.08)
INDUSTRY	Yes	Yes	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	10122	12026	10122	12026
Adjusted R <sup>2</sup>	0.1147	0.3946	0.1670	0.2619

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内为T检验的统计量值。

在市场机制方面,本文关注机构投资者、分析师和审计师这三类资本市场的参与主体,并依次考察机构投资者监督、分析师跟踪和事务所审计对异地商会治理效应的影响。首先,根据机构投资者持股比例的中位数将样本观测值划分为机构投资者持股比例较低、较高两组,表 14 的分组回归结果显示,异地商会对企业避税的抑制作用主要体现在机构投资者持股比例较高的样本中。其次,根据跟踪企业的分析师人数中位数将样本观测值划分为分析师关注度较高、较低两组,表 15 的分组回归结果表明,异地商会对企业避税的约束效果主要体现在分析师关注度较高的样本中。最后,根据年报审计机构是否为四大会计师事务所将样本观测值划分为四大、非四大审计两组,从表 16 的分组回归结果中可以看出,审计师监管不会影响异地商会对企业避税的治理效应。综合上述研究结果可知,异地商会能否降低企业避税程度取决于机构投资者和证券分析师对企业避税的抑制作用,即在治理企业避税方面,参加异地商会与机构投资者监督、分析师跟踪存在叠加效应。

表 14 拓展性研究:机构投资者持股的影响

变量	BTD		DDBTD	
	机构投资者持股比例较低	机构投资者持股比例较高	机构投资者持股比例较低	机构投资者持股比例较高
Chamber	-0.0058(-1.56)	-0.0084***(-2.81)	-0.0053(-1.54)	-0.0068**(-2.28)
Size	0.0018**(2.42)	0.0010*(1.89)	0.0027*** (3.94)	0.0017*** (2.88)
LEV	-0.0038(-0.84)	-0.0026(-0.48)	-0.0157***(-4.08)	-0.0164***(-3.62)
INT	0.0318(1.62)	0.0242*** (2.78)	0.0103(0.68)	0.0334*** (4.01)
PPE	0.0202*** (4.12)	0.0112** (2.28)	0.0390*** (8.54)	0.0330*** (7.27)
INV	0.0045(0.87)	-0.0067(-0.93)	-0.0107**(-2.10)	-0.0240***(-3.05)
ROA	0.5018*** (16.99)	0.3216*** (7.43)	0.3439*** (19.31)	0.2139*** (10.94)
LOSS	0.0027(1.24)	-0.0071**(-1.99)	-0.0007(-0.38)	-0.0048*(-1.69)
DisAcc	0.0247*** (3.32)	0.0034(0.39)	-0.1176***(-11.33)	-0.0765***(-3.84)
SOE	0.0080*** (5.30)	-0.0007(-0.50)	0.0053*** (3.78)	-0.0026*(-1.79)
Top1	-0.0117**(-2.32)	-0.0037(-0.89)	-0.0152***(-3.10)	-0.0067(-1.43)
Duality	0.0006(0.55)	-0.0001(-0.11)	0.0002(0.18)	-0.0001(-0.09)
InsInvest	-0.0019(-0.46)	-0.0081(-1.60)	0.0015(0.38)	-0.0028(-0.55)
IndDirect	0.0075(0.79)	0.0002(0.03)	0.0052(0.57)	0.0157(1.54)
Taxrate	0.1202*** (9.03)	0.1462*** (10.51)	0.1348*** (9.97)	0.1965*** (13.44)
Constant	-0.0808*** (-5.19)	-0.0868*** (-5.92)	-0.0719*** (-4.90)	-0.1111*** (-7.69)
INDUSTRY	Yes	Yes	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	11072	11076	11076	11076
Adjusted R <sup>2</sup>	0.3796	0.1860	0.2450	0.1848

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;括号内为 T 检验的统计量值。

表 15 拓展性研究:分析师跟踪的影响

变量	BTD		DDBTD	
	分析师关注度较低	分析师关注度较高	分析师关注度较低	分析师关注度较高
Chamber	-0.0052(-1.41)	-0.0082***(-2.72)	-0.0049(-1.35)	-0.0068**(-2.48)
Size	0.0033*** (3.63)	0.0013*** (2.42)	0.0025*** (3.12)	0.0023*** (4.46)
LEV	0.0000(0.01)	-0.0034(-0.71)	-0.0082*(-1.95)	-0.0184***(-4.89)
INT	0.0116(0.79)	0.0353*** (3.08)	0.0147(1.48)	0.0322*** (3.47)
PPE	0.0112** (2.25)	0.0180*** (3.95)	0.0322*** (6.41)	0.0376*** (9.49)
INV	-0.0039(-0.66)	0.0010(0.18)	-0.0189***(-3.05)	-0.0182***(-2.93)
ROA	0.4909*** (13.53)	0.4045*** (12.71)	0.3430*** (16.84)	0.2610*** (15.31)
LOSS	-0.0022(-0.68)	-0.0012(-0.56)	-0.0029(-1.08)	-0.0022(-1.18)
DisAcc	0.0177** (2.18)	0.0104(1.29)	-0.1074***(-5.96)	-0.0831***(-4.39)
SOE	0.0020(1.21)	0.0033*** (2.35)	0.0009(0.54)	0.0006(0.48)
Top1	-0.0100**(-1.99)	-0.0081**(-1.98)	-0.0099**(-2.01)	-0.0124***(-3.06)
Duality	0.0005(0.38)	0.0005(0.47)	-0.0006(-0.46)	0.0007(0.61)
InsInvest	-0.0034(-1.12)	-0.0074***(-2.63)	0.0008(0.26)	0.0005(0.17)
IndDirect	0.0018(0.17)	0.0038(0.48)	0.0063(0.58)	0.0112(1.35)
Taxrate	0.1144*** (8.03)	0.1360*** (11.05)	0.1424*** (9.73)	0.1752*** (14.09)
Constant	-0.1376*** (-7.35)	-0.0835*** (-4.74)	-0.1214*** (-7.21)	-0.0984*** (-6.10)
INDUSTRY	Yes	Yes	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	7537	14611	7537	14611
Adjusted R <sup>2</sup>	0.2944	0.2801	0.2213	0.2064

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;括号内为 T 检验的统计量值。

表 16 拓展性研究：审计师监督的影响

变量	BTD		DDBTD	
	四大会计师 事务所审计	非四大会计师 事务所审计	四大会计师 事务所审计	非四大会计师 事务所审计
<i>Chamber</i>	-0.0077**(-2.01)	-0.0077***(-2.65)	-0.0079*(-1.76)	-0.0064***(-2.44)
<i>Size</i>	0.0000(0.02)	0.0013**(2.49)	0.0017(1.33)	0.0020*** (3.84)
<i>LEV</i>	0.0016(0.13)	-0.0019(-0.52)	-0.0034(-0.25)	-0.0153***(-4.89)
<i>INT</i>	0.0062(0.31)	0.0313*** (3.19)	0.0003(0.02)	0.0298*** (3.53)
<i>PPE</i>	-0.0061(-0.61)	0.0163*** (4.35)	0.0061(0.45)	0.0378*** (10.86)
<i>INV</i>	-0.0091(-0.68)	-0.0016(-0.33)	-0.0347**(-2.14)	-0.0181***(-3.52)
<i>ROA</i>	0.2367*** (4.11)	0.4298*** (16.39)	0.1949*** (3.47)	0.2840*** (18.98)
<i>LOSS</i>	-0.0060(-0.95)	-0.0014(-0.67)	-0.0020(-0.26)	-0.0024(-1.49)
<i>DisAcc</i>	0.0168(1.15)	0.0128*(1.90)	-0.0466(-1.05)	-0.0914***(-5.63)
<i>SOE</i>	-0.0054(-1.42)	0.0037*** (3.29)	-0.0069(-1.56)	0.0013(1.23)
<i>Top1</i>	-0.0229***(-2.61)	-0.0049(-1.46)	-0.0298***(-2.60)	-0.0086**(-2.44)
<i>Duality</i>	-0.0048(-1.36)	0.0004(0.41)	-0.0045(-1.10)	0.0002(0.27)
<i>InsInvest</i>	-0.0127*(-1.66)	-0.0076***(-3.26)	-0.0067(-0.77)	-0.0003(-0.13)
<i>IndDirect</i>	0.0176(1.05)	-0.0003(-0.04)	0.0232(1.18)	0.0068(0.92)
<i>Taxrate</i>	0.2269*** (5.72)	0.1293*** (12.49)	0.2615*** (6.17)	0.1623*** (15.37)
<i>Constant</i>	-0.0426**(-1.99)	-0.0930***(-5.59)	-0.0900***(-3.86)	-0.1020***(-5.06)
<i>INDUSTRY</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>YEAR</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	1505	20643	1505	20643
Adjusted R <sup>2</sup>	0.1301	0.2897	0.1608	0.2111
<i>P</i>	0.40		0.32	

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内为T检验的统计量值。

综合上述研究结果可知，参加异地商会可以抑制企业的避税行为，且抑制效果主要体现在税收征管力度较强、机构投资者持股比例较大和分析师关注度较高的企业中，这说明异地商会能否发挥税收治理效应取决于政府和市场机制的有效性，即市场和政府机制对于异地商会的税收治理效应具有调节作用。考虑到某些政府和市场机制可能同时影响企业参加异地商会和实施避税的行为决策，进而导致二者之间存在“伪因果关系”，本文进一步将前述研究发现中会对异地商会治理效应产生影响的政府和市场因素纳入回归模型(1)，对于遗漏相关变量而引发的内生性问题进行再次校正。具体而言，*TaxCollection* 衡量税收征管力度，如果当年企业所在省份上线了金税三期工程取值为1，否则为0；*InsInvest* 衡量机构投资者的持股比例，该变量原本就包含在模型(1)中，与前文定义相同；*AnaAttention* 衡量企业受到的分析师关注程度，用追踪企业的分析师人数表示。回归结果见表17，在控制了关键的政府和市场因素后，*Chamber*的估计系数依然显著为负，这进一步明确了参加异地商会可以有效约束企业的避税行为。

表 17 拓展性研究：排除因遗漏政府和市场机制影响而导致的内生性问题

变量	BTD	DDBTD	变量	BTD	DDBTD
<i>Chamber</i>	-0.0061***(-2.62)	-0.0059**(-2.45)	<i>Duality</i>	0.0008(0.87)	0.0006(0.54)
<i>Size</i>	0.0031*** (5.21)	0.0029*** (4.81)	<i>IndDirect</i>	0.0028(0.39)	0.0119(1.47)
<i>LEV</i>	-0.0041(-1.06)	-0.0140***(-3.90)	<i>Taxrate</i>	0.1413*** (12.21)	0.1871*** (15.02)
<i>INT</i>	0.0265*** (2.78)	0.0332*** (4.05)	<i>TaxCollection</i>	0.0023*(1.73)	0.0005(0.27)
<i>PPE</i>	0.0113*** (3.03)	0.0363*** (9.35)	<i>InsInvest</i>	0.0004(0.18)	-0.0054**(-2.23)
<i>INV</i>	-0.0036(-0.68)	-0.0214***(-3.57)	<i>AnaAttention</i>	-0.0005***(-6.29)	-0.0003***(-4.77)
<i>ROA</i>	0.3306*** (12.04)	0.2480*** (13.93)	<i>Constant</i>	-0.1029***(-7.45)	-0.1007***(-6.45)
<i>LOSS</i>	-0.0051*(-1.71)	-0.0034(-1.45)	<i>INDUSTRY</i>	Yes	Yes
<i>DisAcc</i>	0.0072(0.99)	-0.0819***(-4.91)	<i>YEAR</i>	Yes	Yes
<i>SOE</i>	-0.0014(-1.17)	-0.0017(-1.35)	<i>Observations</i>	16688	16688
<i>Top1</i>	-0.0146***(-4.25)	-0.0178***(-4.62)	Adjusted R <sup>2</sup>	0.1887	0.1933

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内为T检验的统计量值。

## 六、结论与启示

本文以2010—2022年沪深A股上市公司为样本，实证研究参加异地商会对企业避税行为的影响。研究发现：①与未加入异地商会的企业相比，加入异地商会企业的避税程度显著更低，即参加异地商会可以有效

约束企业的避税行为;②在治理企业避税方面,异地商会主要发挥服务会员和服务社会职能,通过缓解会员企业的外源融资约束和强化会员企业的社会责任意识来削弱企业避税动机,进而抑制企业避税行为;③异地商会对企业避税的抑制作用主要体现在税收征管力度较强、机构投资者持股比例较大和分析师关注度较高的企业中,这说明在治理企业避税方面,参加异地商会与税务部门征管、机构投资者监督和分析师跟踪存在叠加效应,即异地商会能否发挥税收治理效应取决于政府和市场机制的有效性。

在创新社会治理的时代背景下,研究异地商会对企业避税行为的影响及机理具有重要的理论意义与实践价值。从理论意义上看,本文一方面从社会组织的治理效应视角丰富了企业避税的影响因素研究;另一方面从维护税收经济秩序视角考察了异地商会的服务会员与服务社会职能,拓展了异地商会的经济后果研究。在实践价值方面,本文发现异地商会作为介于政府和市场之间的社会治理机构,能够有效约束企业避税行为,维护国家税收安全。因此,应该从登记管理、内部治理、党组织建设、司法诉讼和外部审计等维度优化商会监管体制机制,多措并举激发商会活力,充分发挥异地商会等商会组织在提升社会治理效能方面的重要作用,为完善社会治理体系、健全共建共治共享的社会治理制度贡献来自商会的力量。

### 参考文献

- [ 1 ] 蔡宏标, 饶品贵, 2015. 机构投资者、税收征管与企业避税[J]. 会计研究, (10): 59-65, 97.
- [ 2 ] 曹春方, 贾凡胜, 2020. 异地商会与企业跨地区发展[J]. 经济研究, 55(4): 150-166.
- [ 3 ] 曹瑜强, 刘鹏, 姜凌, 2020. 银行竞争能抑制公司避税吗? ——基于沪深 A 股上市公司的实证研究[J]. 财经问题研究, (7): 112-120.
- [ 4 ] 程博, 许宇鹏, 林敏华, 2021. 媒体监督的公司治理效应研究: 基于企业避税行为视角的考察[J]. 审计与经济研究, 36(2): 105-115.
- [ 5 ] 程宏伟, 罗娟, 2022. 环境治理会导致公司避税的气球效应吗? ——基于中央环保督察的效果分析[J]. 商业研究, (6): 44-53.
- [ 6 ] 程玲, 李建成, 刘晴, 2021. 异地商会与跨区域贸易[J]. 世界经济, 44(10): 30-56.
- [ 7 ] 崔月琴, 张冠, 2014. 再组织化过程中的地缘关系——以地缘性商会的复兴和发展为视角[J]. 吉林大学社会科学学报, 54(4): 146-154, 176.
- [ 8 ] 范子英, 田彬彬, 2013. 税收竞争、税收执法与企业避税[J]. 经济研究, (9): 99-111.
- [ 9 ] 封志明, 张丹, 杨艳昭, 2011. 中国分县地形起伏度及其与人口分布和经济发展的相关性[J]. 吉林大学社会科学学报, 51(1): 146-151, 160.
- [ 10 ] 黄勃, 程小萌, 李海彤, 2022. 异地商会与企业风险承担——基于上市公司的实证研究[J]. 经济理论与经济管理, 42(2): 67-83.
- [ 11 ] 霍远, 陶圆, 景国文, 2022. 合格境外机构投资者影响了企业避税行为吗?[J]. 金融监管研究, (7): 95-114.
- [ 12 ] 金鑫, 雷光勇, 2011. 审计监督、最终控制人性与税收激进度[J]. 审计研究, (5): 98-106.
- [ 13 ] 李海彤, 张瑞君, 马芳琳, 2023. 异地商会与企业经营绩效[J]. 产业经济评论, (1): 149-170.
- [ 14 ] 李妙然, 杨月君, 2013. 异地商会参与社会管理功能研究[J]. 河北科技师范学院学报(社会科学版), 12(4): 11-15.
- [ 15 ] 李长文, 2012. 异地商会管理体制: 现状、问题及对策[J]. 甘肃社会科学, (2): 236-239.
- [ 16 ] 刘行, 叶康涛, 2013. 企业的避税活动会影响投资效率吗?[J]. 会计研究, (6): 47-53, 96.
- [ 17 ] 刘骏, 刘峰, 2014. 财政集权、政府控制与企业税负——来自中国的证据[J]. 会计研究, (1): 21-27, 94.
- [ 18 ] 刘笑霞, 郭思远, 2019. 媒体负面报道、内部信息环境与公司避税[J]. 证券市场导报, (3): 49-58.
- [ 19 ] 刘笑霞, 李明辉, 2021. 签字会计师个人经验对客户避税行为的影响[J]. 系统管理学报, 30(5): 860-878.
- [ 20 ] 刘耀淞, 李嫣然, 张敏, 2023. 债权人治理与企业避税: 基于主贷银行上市的准实验研究[J/OL]. 经济学报: 1-30 [2023-05-11]. DOI: 10.16513/j.cnki.cje.20230511.001.
- [ 21 ] 宁博, 潘越, 汤潮, 2022. 地域商会有助于缓解企业融资约束吗? ——来自 A 股民营上市企业的证据[J]. 金融研究, (2): 153-170.
- [ 22 ] 潘越, 肖金利, 戴亦一, 2017. 文化多样性与企业创新: 基于方言视角的研究[J]. 金融研究, (10): 146-161.
- [ 23 ] 彭效冉, 许浩然, 2016. 产品市场势力对公司避税行为的影响[J]. 山西财经大学学报, (11): 70-80.
- [ 24 ] 齐保全, 杜英, 孙泽宇, 2021. 资本市场开放与企业避税——基于“沪港通”和“深港通”交易制度的准自然实验[J]. 财贸研究, 32(8): 82-98.
- [ 25 ] 孙雪娇, 翟淑萍, 于苏, 2021. 大数据税收征管如何影响企业盈余管理? ——基于“金税三期”准自然实验的证据[J]. 会计研究, (1): 67-81.
- [ 26 ] 田高良, 司毅, 韩洁, 等, 2016. 媒体关注与税收激进——基于公司治理视角的考察[J]. 管理科学, (2): 104-121.
- [ 27 ] 王佳, 李文, 2022. 柔性税收征管、声誉机制与企业税负: 理论与实证[J]. 现代经济探讨, (10): 64-75.

- [28] 王三法, 钟廷勇, 2023. 名副其实还是盛名难副: 纳税信用评级与企业避税[J]. 山西财经大学学报, 45(8): 113-126.
- [29] 王勇, 芦雪瑶, 2022. 资本市场开放对企业避税的治理效应: 基于“陆港通”开通的准自然实验证据[J]. 世界经济研究, (1): 75-89, 135-136.
- [30] 魏文享, 2015. 市场中的乡籍网络: 异地商会的兴起要因分析[J]. 河北学刊, 35(6): 44-49.
- [31] 魏永峰, 2009. 社会资本与社会信任[J]. 理论界, (2): 193-194.
- [32] 邢斐, 周泰云, 李根丽, 2021. 机构交叉持股能抑制企业避税吗?[J]. 经济管理, 43(5): 125-141.
- [33] 严若森, 周燃, 张锦浩, 2023. 商道文化与社会网络双重属性作用下异地商会对企业创新的影响研究[J]. 管理学报, 20(5): 715-724.
- [34] 叶康涛, 刘行, 2014. 公司避税活动与内部代理成本[J]. 金融研究, (9): 158-176.
- [35] 喻彪, 杨刚, 2022. 会计信息可比性与企业劳动投资效率[J]. 投资研究, 41(6): 31-58.
- [36] 张曾莲, 张宇, 王筱钰, 2022. 巡视监督能抑制央企控股上市公司避税吗?[J]. 税务与经济, (2): 9-16.
- [37] 张建民, 2014. 全面深化改革时代行业协会商会职能的新定位[J]. 中共浙江省委党校学报, 30(5): 29-37.
- [38] 张敏, 刘耀淞, 王欣, 等, 2018. 企业与税务局为邻: 便利避税还是便利征税?[J]. 管理世界, 34(5): 150-164.
- [39] ALLEN A, FRANCIS B B, WU Q, et al, 2016. Analyst coverage and corporate tax aggressiveness[J]. Journal of Banking & Finance, 73: 84-98.
- [40] ARMSTRONG C S, BLOUIN J L, LARCKER D F, 2012. The incentives for tax planning[J]. Journal of Accounting and Economics, 53(1-2): 391-411.
- [41] BENJAMIN D J, CHOI J J, FISHER G, 2016. Religious identity and economic behavior[J]. Review of Economics & Statistics, 98(4): 617-637.
- [42] CHEN N X, CHIU P, SHEVLIN T, 2018. Do analysts matter for corporate tax planning? Evidence from a natural experiment[J]. Contemporary Accounting Research, 35(2): 794-829.
- [43] DESAI M A, DHARMAPALA D, 2006. Corporate tax avoidance and high-powered incentives[J]. Journal of Financial Economics, 79(1): 145-179.
- [44] DESAI M A, DHARMAPALA D, 2009. Corporate tax avoidance and firm value[J]. The Review of Economics and Statistics, 91(3): 537-546.
- [45] FRANCIS B B, REN N, WU Q, 2017. Banking deregulation and corporate tax avoidance[J]. China Journal of Accounting Research, 10(2): 87-104.
- [46] KLASSEN K J, LISOWSKY P, MESCALL D, 2016. The role of auditors, non-auditors, and internal tax departments in corporate tax aggressiveness[J]. The Accounting Review, 91(1): 179-205.
- [47] KUBICK T R, LOCKHART G B, MILLS L F, et al, 2017. IRS and corporate taxpayer effects of geographic proximity[J]. Journal of Accounting & Economics, 63(2-3): 428-453.
- [48] KUBICK T R, LYNCH D P, MAYBERRY M A, et al, 2015. Product market power and tax avoidance: Market leaders, mimicking strategies, and stock returns[J]. The Accounting Review, 90(2): 675-702.
- [49] LI J J, WANG X, WU Y P, 2020. Can government improve tax compliance by adopting advanced information technology? Evidence from the golden tax project III in China[J]. Economic Modelling, 93: 384-397.
- [50] LISOWSKY P, ROBINSON L, SCHMIDT A, 2013. Do publicly disclosed tax reserves tell us about privately disclosed tax shelter activity?[J]. Journal of Accounting Research, 51(3): 583-629.

## Can Participating in Hometown-based Business Curb Corporate Tax Avoidance?

Liu Yaosong, Xu Yiwan

(School of Management, Shanghai University, Shanghai 201900, China)

**Abstract:** As an important subject of building a new pattern of social governance with multiple co-governance, the hometown-based business association (HBA) is an important force to promote the modernization of the national governance system and governance capacity. With Chinese A-share listed companies from 2010 to 2022, the governance effect of HBAs on corporate tax avoidance is examined. It is found that participating in HBAs can effectively restrain the corporate tax avoidance behavior. The mechanism test results show that HBAs mainly play the function of serving members and the society, and weaken the tax avoidance motivation of member enterprises by alleviating the constraints of external financing and strengthening the awareness of social responsibility. Further research finds that the inhibitory effect of the HBAs on corporate tax avoidance is mainly reflected in the enterprises with strong tax collection, large shareholding proportion of institutional investors and high attention from analysts, which indicates that in terms of inhibiting tax avoidance, participation in the HBAs has a superimposed effect on tax collection, institutional investor supervision and analyst coverage. That is, whether the HBAs can exert the effect of tax governance depends on the effectiveness of government and market mechanism. It enriches the study on the governance effects of HBAs from the perspective of tax evasion, and expands the literature on the influencing factors of corporate tax avoidance from the perspective of social organization. The conclusions of this paper provide empirical reference for promoting the healthy and orderly development of HBAs, facilitating social organizations to participate in social governance practices, and improving the social governance system of co-construction, co-governance and sharing.

**Keywords:** hometown-based business associations; tax avoidance; financing constraint; social responsibility