

企业避税同群效应研究

——基于董事网络的证据

王 营

(山东财经大学 金融学院, 山东 济南 250014)

摘要:本文利用中国2008~2018年上市企业样本,从董事网络嵌入角度分析了企业间的避税互动行为。研究发现,当企业嵌入董事网络时,联结企业间的避税行为存在显著的同群效应,并且同地域、同行业以及同实际控制人性质的企业避税同群效应更显著。进一步分析发现,这种同群效应损害了企业价值,提高公司治理水平能够对此产生一定的缓解作用;同群效应损害企业价值的原因在于,同群避税极大地便利了经理人谋取私利的行为,加剧了委托代理问题。本文的直接政策含义是,企业应审慎对待董事网络,尤其是慎重利用该网络学习和模仿联结企业的避税经验,以免得不偿失。

关键词:企业避税;同群效应;董事网络;企业价值;委托代理

中图分类号:F275.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2021)02-0028-12

一、问题提出

从社会嵌入理论解释企业间税负互动的关键在于,能否以及如何将企业税收决策纳入社会关系网络。在中国,“关系至上”的社会特殊性决定了关系网络是企业成功的重要因素^[1],这便为本文从社会嵌入理论解释企业间税负互动提供了很好的现实支持。当从社会嵌入理论角度理解企业间税负互动时,我们可以发现,企业纳税过程中存在以下四种社会互动类型:一是纳税企业与政府的互动,部分文献从税收政策、地方官员等角度研究了政府异质性对企业税负的影响^{[2][3]};二是纳税企业与审计部门的互动,部分文献从审计监督角度提供了相关证据^[4];三是纳税企业与社会公众的互动,部分文献从投资者和分析师对企业避税的反应程度或者关注程度角度,分析了避税对企业价值或股价崩盘风险的影响^{[5][6]};四是纳税企业间互动,仅有少数文献从社会网络角度提供了避税决策趋同性的相关证据^{[7][8]}。可以看出,从企业间互动的角度解释企业避税普遍性是一个被国内外学者长期忽视的问题,这也正是 Hanlon 和 Heitzman(2010)极力呼吁的^[9]。基于此,本文需要解决以下问题:企业之间是否

收稿日期:2020-06-08

基金项目:国家自然科学基金青年项目“高管同群现象及其决策行为研究”(71802116);山东省自然科学基金博士项目“关系网络嵌入下的企业决策趋同性研究:理论拓展与机制耦合”(ZR2018BG006);山东省“泰山学者”建设工程专项经费资助项目

作者简介:王 营(1986—),男,山东临沂人,山东财经大学金融学院副教授,博士。

存在避税互动? 若存在,如何互动? 避税互动的经济后果如何?

本文认为,个人关系网络是企业间税负互动非常有效的媒介,这是因为个人关系网络对企业间决策行为的传播和扩散发挥着重要作用^[10]。进一步,将企业置于何种个人关系网络呢? 连锁董事形成的企业间关系网络恰恰符合上述特点。这种董事网络可以发挥社会资本的转化功能,通过与联结企业的沟通和交流实现资源与信息共享,使得企业间决策在很大程度上具有趋同性,即“同群效应”。例如,如果与拥有成功避税经验的企业存在董事网络,那么连锁董事可以向兼职企业分享其避税经验。总之,借助董事网络,避税经验和知识得以在企业间传递和扩散,使联结企业制定相似甚至相同的避税策略,呈现同群效应。

虽然关于管理层异质性与企业避税关系的理论研究较多,却鲜有文献涉及董事网络与企业避税的关系。由此,董事网络如何影响企业避税的问题亟待研究,这有助于丰富管理层异质性与企业避税关系方面的理论研究。与此同时,尽管大量学者从同群效应视角研究企业决策,但是鲜有文献涉及企业避税的同群效应,这与现实中企业普遍存在强烈的避税动机形成较大反差。于是,有必要分析企业避税是否存在同群效应,这将有助于弥补企业避税同群效应理论研究的不足。本文主要贡献在于:(1)与现有文献相比,本文将企业避税、董事网络以及同群效应三个概念纳入统一框架,将企业避税研究从“社会化”不足情境拓展至社会互动情境,并进行了三方面拓展,包括同群效应异质性、企业价值折损性及其背后的委托代理机制;(2)现有研究更加关注董事网络位置的影响,即“网络位置影响个体行为”,较少关注同群行为,于是,遵循社会学研究范式,本文从企业避税角度弥补了上述缺陷;(3)本文提供了国内董事网络对企业价值产生不利影响的证据,为实务界评估董事网络价值以及理论界厘清董事网络作用机理提供了新素材。

二、文献回顾与研究假设

(一)董事网络与企业避税同群效应

在经济社会中,有限理性使得个体难以及时做出效用最大化的行为决策,其最终行为决策往往是其心理和环境状况相匹配的产物,属于启发式决策。同伴行为决策就是启发式决策的重要信息来源,个体行为决策会随其同伴行为的变化而变化,即同群效应。尽管同群效应的理论已经广泛应用于社会学、教育学以及心理学等领域,但是公司治理领域的研究文献较少。遵循社会关系网络下的个体决策同群效应逻辑,少数文献证实了嵌入管理层网络中的投资决策与慈善捐赠表现出显著的同群效应^{[11][12]}。

作为一项典型的集体决策,避税决策取决于管理层结合内外部因素对避税成本与收益的综合考量,因而企业间的避税互动具有一定必然性。这种必然性体现在四个方面:首先,从企业外部看,在现阶段税收环境下,企业普遍存在降低税负的强烈动机,国内外学者开展的避税互动研究就是最好的例证;其次,从企业内部看,根据委托代理视角的税收规避理论,在攫取私利的动机下,经理人有强烈的动机进行复杂且隐蔽的税收规避安排;再次,从避税风险看,合法避税与非法逃税的边界较为模糊,避税不当可能引致法律风险,企业有强烈的需求学习和模仿其他企业的避税做法;最后,从避税经验看,避税决策过程非常复杂,在有限理性条件下,单个企业难以制定最优避税策略,而如果能够锚住同群企业的避税策略,就会提高实现自身避税策略最优化的概率。可以看出,企业避税行为受到管理层特征的影响。现有研究主要从个人特征、社会特征等展开分析。在个人特征方面,企业避税显著受到管理层权力和职业经历的影响。例如,管理层权力越大、越过度自信或者避税倾向越严重,企业避税越激进^{[13][14]};具有政治关联的高管能够为企业带来更大税收优惠^{[15][16]}。在社会特征方面,现有研究主要分析管理层社会关系网络对企业避税的影响,李成等(2016)在构建 CEO 与独立董事间内部网络联结的基础上,发现内部关联程度越强,企业税收规避的激进程度越高^[17]。与本文主题最接近的文献主要包括 Brown 和 Drake(2014)以及曾姝和李青原(2016)的研究,他们发现嵌入社会网络的同群企业的避税决策显著影响目标企业的避税决策^{[7][8]},李青原等发现同行业竞争者的避税行为越激进,企业避税策略也越激进^[18]。于是,本文提出假设 1:

H1:在嵌入董事网络的条件下,单个企业的避税决策显著受到同群企业避税决策的影响,即企业避税存在显著的同群效应。

值得注意的是,现有文献已证实同群效应在个体决策上具有显著的异质性。例如,以经典的起立鼓掌模型为例,在同一个剧场中,与陌生人起立鼓掌相比,当同伴起立鼓掌时,自己起立鼓掌的概率更高;与后排起立鼓掌相比,当邻座起立鼓掌时,自己起立鼓掌的概率更高。类似地,已有部分文献从薪酬契约、融资决策及投资决策等角度证实了企业决策同群效应也存在显著的异质性。例如,薪酬契约同群效应主要存在于同行业和同地域的企业^{[19][20]},资本结构同群效应主要存在于同行业的企业^{[21][22]},并购决策同群效应主要存在于同行业的企业^{[23][24]}。

同群效应存在异质性的原因在于,同群效应的作用程度取决于关系网络中节点间的关系类型和紧密程度(这两个特点决定了信息在关系网络中流动的时效性、真实性以及冗余性)。Hansen(1999)发现,当信息具有隐秘性和复杂性时,与具有相似特征的企业建立关系网络时,同群效应更加显著^[25];Brass等(2004)发现,当存在关系网络的企业具有相似的组织特征或决策特征时,同群效应将被放大^[26]。具体地,以注册地(或行业、实际控制人)为例进行分析。假设注册地分别在北京、北京以及广东的三家企业,分别假定为企业1、企业2及企业3,这三家企业嵌入在相同的董事网络(例如,有且仅有1位连锁董事)。当不考虑注册地时,企业1的避税策略信息对企业2和企业3的传递关系和参考价值是同质的,并不存在差异;当考虑注册地时,企业1的避税策略信息对企业2和企业3的传递关系和参考价值是不同质的,因为北京和广东的税收征管做法和力度存在很大差异,企业1的避税策略信息对企业2具有极大参考价值,但对企业3的参考价值相对较小。于是,本文提出研究假设2:

H2:企业避税同群效应存在显著的异质性,具体表现在空间距离、行业以及实际控制人性质三个方面。

企业避税同群效应能够产生何种经济后果?是提升还是损害企业价值呢?一方面,传统税收理论认为,企业避税类似于税收优惠,将财富从政府转移至企业,节约了现金流,从而提升企业价值。例如,吕伟(2011)利用案例证实了税收筹划显著提升了企业价值^[27];刘行和李小荣(2012)发现地方国有企业税负的降低显著改善了其绩效^[28]。另一方面,在委托代理理论下,现有关于企业避税的研究发现,两权分离下避税加剧了委托代理问题,从而加剧了经理人攫取私利的机会主义行为。例如,Desai等(2009)发现,尽管整体上看企业税收筹划并未提升企业价值,但对于公司治理水平较好的企业而言,税收筹划却具有较大的价值提升作用^[29]。由于同群效应引致的企业避税既可能源于税收优惠动机,又可能源于经理人的机会主义行为,我们难以判断这种避税行为对企业价值的影响。于是,本文提出研究假设3:

H3:企业避税同群效应对企业价值的作用不确定。

三、研究设计与统计性分析

(一)样本选择与数据来源

新会计准则和新企业所得税法分别于2007年和2008年实施,因此本文将研究期限设定在2008~2018年,选取沪深全部上市企业为研究样本。参考现有文献的做法^[2],本文根据以下标准对样本进行剔除:(1)剔除样本期内息税前利润小于0的上市企业;(2)剔除实际税率大于1和小于0的上市企业;(3)剔除金融保险业上市企业;(4)剔除相关财务数据缺失的上市企业。最终,本文获得了14417个年度观测值。

本文数据来源包括:(1)企业税率,来自Wind数据库;(2)董事网络,作者根据CSMAR数据库中上市企业披露的董事任职信息自行计算;(3)其他财务数据,来自Wind数据库、CSMAR数据库以及CCER数据库。为剔除异常值,本文对主要连续变量进行了上下1%的winsorize处理。

(二)模型构建与指标选取

为了验证上述研究假设,本文构建如下回归模型:

$$TA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 peer_{i,t} + \alpha_2 roa_{i,t} + \alpha_3 lev_{i,t} + \alpha_4 mb_{i,t} + \alpha_5 invent_{i,t} + \alpha_6 roi_{i,t} + \alpha_7 ppe_{i,t} + \alpha_8 intang_{i,t} + \alpha_9 lna_{i,t} + \alpha_{10} loss_{i,t} + \alpha_{11} soe_{i,t} + \alpha_{12} itr + industry/year + \sigma_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中, i 表示上市企业, t 表示年度, TA 为企业避税程度, 目前国内外文献主要采用两种指标对其进行度量: 一是有效税率及其变体, 由于我国税收政策较为复杂, 上市企业税收优惠待遇的普遍性和名义税率差别化使得此类指标的横向可比性较低, 并且难以度量企业的主观避税程度^[14]; 二是会税差异及其变体, 此类指标能够更加准确合理地识别和判断企业避税的激进程度, 并且其可操作性和可比性强于第一类指标^[5]。因此, 本文采用第二类指标衡量企业避税程度。具体地, 第二类指标包括两种: 一是会计账面和实际税负差异 btd , $btd = [\text{利润总额} - (\text{所得税费用} - \text{递延所得税费用}) / \text{年末所得税率}] / \text{资产总额}$; 二是固定效应残差法计算的会计账面与实际税负差异 ue , $btd_{it} = \beta \text{tacc}_{it} + \mu_i + \varepsilon_i$, 其中 $\text{tacc} = (\text{净利润} - \text{经营活动产生的现金流量净额}) / \text{资产总额}$, μ_i 表示企业税负不随时间变化的固定特征部分, ε_i 表示企业税负差异的变动特征部分, $ue_{it} = \mu_i + \varepsilon_i$ 。 btd 和 ue 越大, 企业税负越重, 避税越激进。

$peer$ 为同群企业的平均避税程度, 其计量方法为: 首先, 将与目标企业存在连锁董事的企业认定为同群企业; 其次, 计算单个同群企业的避税指标; 最后, 计算所有同群企业的平均避税程度^①。根据 btd 和 ue 两种避税指标, 本文计算了同群企业对应的两个避税指标, 分别是 $btdpeer$ 和 $uepeer$ 。

另外, 参照现有文献做法, 本文控制如下变量: 名义所得税率 (itr); 总资产净利润率 (roa , 等于年末净利润除以年末总资产); 资产负债率 (lev , 等于年末总负债除以年末总资产); 账面市值比 (mb); 存货密集度 ($invent$, 等于年末存货净值除以年末总资产); 投资收益 (roi , 等于年末投资收益除以总资产); 有形资本密集度 (ppe , 等于年末固定资产净值除以总资产); 无形资本密集度 ($intang$, 等于年末无形资产净值除以总资产); 企业规模 (lna , 等于年末总资产的自然对数); 上期是否亏损 ($loss$, 若上年度净利润小于 0, $loss = 1$; 反之, $loss = 0$); 实际控制人性质 (soe , 若实际控制人性质为国有, $soe = 1$; 反之, $soe = 0$)。最后, 本文还控制了行业效应 ($industry$) 和时间效应 ($year$)。本文采用同时考虑个体效应和时间效应的 Cluster 估计以获得稳健回归结果。

(三) 描述性统计分析

根据表 1 可以看出, 在避税程度方面, 不同企业的避税行为存在较大差异, btd 的均值和标准差分别为 -0.011 和 0.049, 最小值为 -0.321, 最大值为 0.112, 最小值在绝对数上显著大于最大值的原因可能在于我国所得税法对企业税前扣除项目的规定过严, 致使应纳税所得超过税前利润。 ue 的均值和标准差分别为 -0.008 和 0.091, 最小值为 -0.430, 最大值为 0.287。 btd 和 ue 的统计结果与现有文献基本一致。在同群指标方面, 不同董事网络群体间的避税程度存在较大差异。 $btdpeer$ 的均值和标

表 1 主要变量描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	1/4 中位数	1/2 中位数	3/4 中位数
btd	14417	-0.011	0.049	-0.321	0.112	-0.019	-0.004	0.008
ue	14417	-0.008	0.091	-0.430	0.287	-0.050	-0.006	0.037
$btdpeer$	14417	-0.011	0.034	-0.321	0.112	-0.018	-0.006	0.004
$uepeer$	14417	-0.007	0.061	-0.430	0.287	-0.035	-0.006	0.023
itr	14417	0.190	0.050	0.075	0.250	0.150	0.150	0.250
roa	14417	0.037	0.063	-0.336	0.211	0.014	0.036	0.065
lev	14417	0.437	0.213	0.053	0.979	0.267	0.431	0.597
mb	14417	0.608	0.241	0.104	1.129	0.422	0.609	0.794
$invent$	14417	0.154	0.143	0.000	0.729	0.063	0.119	0.193
roi	14417	0.007	0.017	-0.012	0.112	0.000	0.001	0.007
ppe	14417	0.224	0.164	0.002	0.724	0.098	0.193	0.316
$intang$	14417	0.047	0.050	0.000	0.325	0.017	0.034	0.058
lna	14417	22.024	1.249	19.148	27.062	21.131	21.870	22.725
$loss$	14417	0.079	0.270	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
soe	14417	0.393	0.488	0.000	1.000	0.000	0.000	1.000

准差分别为-0.011和0.034,最小值为-0.321,最大值为0.112;uepeer的均值和标准差分别为-0.007和0.061,最小值为-0.430,最大值为0.287。其他变量的统计结果与现有文献基本一致,不再赘述。

相关性分析结果显示,btd与ue的相关系数为0.472,并且在10%的水平上显著,同群指标btdpeer和uepeer均与btd显著正相关,同时也均与ue显著正相关,这初步印证了单个企业避税行为显著受到同群企业的正向影响。

四、企业避税同群效应的存在性及其异质性检验

(一)企业避税同群效应的存在性分析

在表2中,第(1)~(2)列显示,btdpeer的回归系数为0.022,并且在1%的水平上显著,这表明嵌入同一董事网络的其他企业会计账面与实际税负差异整体每增加1%,将致使单个企业的会计账面与实际税负差异增加0.022%;uepeer的回归系数同样显著为正,表明同群企业会计账面与实际税负差异残差整体每增加1%,将致使单个企业的会计账面与实际税负差异残差增加0.030%。这表明企业避税存在显著的同群效应。因此,企业避税具有“近避税者亦避税”的显著特点。对于其他变量,其回归结果与现有文献结论基本一致。

(二)企业避税同群效应的异质性

接下来,本文将从空间距离差异、行业差异以及实际控制人差异三个角度分析企业避税同群效应的异质性问题。

1.空间距离差异。根据同群企业的注册地差异,本文将分为同一地市和不同地市、同一省份和不同省份。表3列示了空间距离的异质性分析结果。第(1)~(4)列显示,同一地市btdpeer的系数为0.028且在5%的水平显著,不同地市btdpeer的回归系数为-0.026且不显著;同一省份btdpeer的回归系数为0.017且在10%的水平显著,不同省份btdpeer的回归系数为-0.010且不显著。第(5)~(8)列显示,同一地市uepeer的系数为0.034且在10%的水平显著,不同地市uepeer的回归系数为-0.032且在10%的水平显著;同一省份uepeer的回归系数为0.031且在10%的水平显著,不同省份uepeer的回归系数为-0.017且不显著。这表明,在嵌入董事网络条件下,企业避税的本地联动性非常显著。总体来看,地域层面的异质性存在同一地市大于不同地市、同一省份大于不同省份的特点。究其原因,一方面,同省或同市的空间距离缩短强化了避税信息在董事网络中的传递,提高了信息的原始性,降低了信息的失真程度,这一特点已在有关地理位置与企业行为的文献中得到证实^[22];另一方面,在经济金融发展程度、税收征管强度等一致的条件下,相比其他省市企业,同省或同市的同群企业之间的避税经验更具参考价值,避税方式更具可复制性。

值得说明的是,在第(6)列中,异地同群企业避税显著抑制了企业避税,本文推断其原因可能

表2 企业避税同群效应的存在性检验

变量	btd	ue
	(1)	(2)
btdpeer	0.022*** (0.01)	
uepeer		0.030* (0.02)
其他变量	yes	yes
N	14417	14417
adj.R ²	0.570	0.345

注:括号中为标准差;*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。下表同。

表3 企业避税同群效应的异质性:空间距离差异

变量	btd				ue			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	同一地市	不同地市	同一省份	不同省份	同一地市	不同地市	同一省份	不同省份
btdpeer	0.028** (0.01)	-0.026 (0.02)	0.017* (0.01)	-0.010 (0.01)				
uepeer					0.034* (0.02)	-0.032* (0.02)	0.031* (0.02)	-0.017 (0.02)
其他变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	8559	8559	10993	10993	8559	8559	10993	10993
adj.R ²	0.549	0.548	0.549	0.549	0.327	0.327	0.341	0.340

有二：一是避税信息可获得性较差，相比本地企业，借助董事网络获取的异地企业避税信息较少，因而避税可参照性较低；二是税收征管强度存在较大差异。例如，若本地监管严格、异地监管宽松（若本地监管宽松、异地监管严格），那么异地企业避税的激进程度（保守程度）更高，这很难为本地企业提供避税参照，仅在两地监管环境相似甚至相同的情形下，避税同群效应才会出现。

2.行业差异。根据同群企业的行业差异，本文将其分为同一行业 and 不同行业两类^②。表 4 第(1)~(4)列汇报了行业层面的异质性。第(1)~(2)列显示，同一行业 btdpeer 的回归系数为 0.013 且在 1%的水平显著，不同行业 btdpeer 的回归系数为-0.001，但不显著。第(3)~(4)列显示，同一行业 uepeer 的回归系数为 0.047 且在 5%的水平显著，不同行业 uepeer 的回归系数为-0.039，但不显著。这说明，总体来看，行业层面的异质性存在同一行业大于不同行业的特点，即同群企业的避税决策更可能受到相同行业企业的避税行为的影响，这与并购同群效应的研究结论一致^[24]。

3.实际控制人差异。根据同群企业的实际控制人性质差异，本文将其分为实际控制人性质相同和实际控制人性质不同两类。表 4 第(5)~(8)列汇报了实际控制人层面的异质性。第(5)~(6)列显示，实际控制人性质相同时 btdpeer 的回归系数为 0.024 且在 1%的水平显著，实际控制人性质不同时 btdpeer 的回归系数为-0.006，但不显著。第(7)~(8)列显示，实际控制人性质相同时 uepeer 的回归系数为 0.016 但不显著，实际控制人性质不同时 uepeer 的回归系数为 0.008，也不显著。这说明总体来看，实际控制人层面的异质性在一定程度上存在实际控制人性质相同大于实际控制人性质不同的特点。

表 4 企业避税同群效应的异质性：行业差异和实际控制人差异

变量	btd		ue		btd		ue	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	同一行业	不同行业	同一行业	不同行业	实控人性质相同	实控人性质不同	实控人性质相同	实控人性质不同
btdpeer	0.013*** (0.02)	-0.001 (0.03)			0.024*** (0.01)	-0.006 (0.01)		
uepeer			0.047** (0.03)	-0.039 (0.04)			0.016 (0.01)	0.008 (0.02)
其他变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	6962	6962	6962	6962	12824	12824	12824	12824
adj.R ²	0.537	0.537	0.343	0.342	0.576	0.576	0.350	0.350

五、同群避税对企业价值的影响

(一)同群避税与企业价值

为了考察企业避税同群效应的经济后果，本文构建如下模型：

$$Q_{i,t+1} = \lambda_0 + \lambda_1 TA_peer_{i,t} + \lambda_2 \ln a_{i,t} + \lambda_3 lev_{i,t} + \lambda_4 top1_{i,t} + \lambda_5 top1sq_{i,t} + \lambda_6 pay_{i,t} + \lambda_7 dual_{i,t} + \lambda_8 hbshare_{i,t} + \lambda_9 ind_{i,t} + \lambda_{10} inst_{i,t} + industry/year + \omega_{i,t} \quad (2)$$

模型(2)中，被解释变量为 t+1 期的托宾 Q 值，等于(每股价格×流通股份数+每股净资产×非流通股份数+负债账面价值)/总资产。主要解释变量为 TA_peer，等于企业避税同群效应引致的避税部分(即模型(1)中的 $\alpha_1 * peer$ ，为简便起见，下文简称“同群避税”)。考虑到异质性，本文共计算了五种同群避税指标：总体、同省份、同地市、同行业以及同实际控制人性质。本文还控制了企业规模(lna)、资产负债率(lev)、第一大股东持股比例及其平方(top1、top1sq)、前三大高管平均薪酬(pay，等于前三大高管平均薪酬的自然对数)、两职兼任(dual，若董事长兼任总经理，dual=1；反之，dual=0)、H 股和 B 股上市情况(hbshare，若同时发行 H 股或 B 股，hbshare=1；反之，hbshare=0)、独立董事比例(ind)以及机构投资者持股比例(inst)等变量。本文还控制了行业特征和时间效应。

表 5 汇报了同群避税对企业价值的回归结果。第(1)列和第(4)列显示，btd 的回归系数为负且在 5%的水平显著，ue 的回归系数同样为负且在 1%的水平显著，即避税对企业价值产生负向影响，

该结论与现有避税降低企业价值的文献一致。按照是否受同群效应影响,其他列汇报了非同群避税(等于避税 TA 减去同群避税 $\alpha_1 * peer$)和同群避税对企业价值的影响,可以发现:两类避税指标的回归系数均为负值,并且均至少在 5%的水平显著;从回归系数大小来看,同群避税对企业价值的折损程度显著大于非同群避税,即同群避税显著损害了企业价值。这表明嵌入董事网络的同群企业避税越激进,对企业价值的折损越严重。

表 5 同群避税对企业价值的影响:总体检验

变量	btd			ue		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TA	-1.307 ** (0.52)			-1.168 *** (0.32)		
TA - $\alpha_1 * peer$		-1.306 ** (0.52)			-1.154 *** (0.31)	
$\alpha_1 * peer$			-5.154 ** (17.40)			-36.267 ** (18.35)
其他变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	13704	13704	13704	13704	13704	13704
adj.R ²	0.266	0.266	0.264	0.270	0.270	0.267

表 6 给出了不同类型同群避税的分组检验结果。除第(8)列外,其他同群避税指标的回归系数均显著为负,这进一步表明同群避税显著损害了企业价值,从而进一步证实了表 5 的回归结论。

表 6 同群避税对企业价值的影响:分组检验

变量	peer = btdpeer				peer = uepeer			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	同省份	同地市	同行业	同实控人性性质	同省份	同地市	同行业	同实控人性性质
$\alpha_1 * peer$	-13.794 *** (21.65)	-1.133 *** (14.08)	-20.537 ** (27.57)	-0.708 ** (16.70)	-20.045 ** (15.01)	-14.786 ** (10.50)	-15.361 ** (7.88)	-50.929 (31.19)
其他变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	10481	8153	6626	12193	10481	8153	6626	12193
adj.R ²	0.253	0.262	0.266	0.261	0.254	0.263	0.268	0.263

(二)同群避税损害企业价值的普遍性:公司治理的缓冲作用

考虑到公司治理在避税与企业价值关系中的平滑作用^[29],借鉴现有文献的做法^[30],本文构建了衡量公司治理水平的综合指数 cgi。该指标包括第一大股东持股比例(top1)、第二至第十大股东持股比例之和(top9)、Z 指数(zindex,等于第一大股东与第二大股东持股比例的比值)、是否发行 H 股或 B 股(hbshare,若是,hbshare=1,否则 hbshare=0)、实际控制人性性质(soe)、董事长与总经理两职兼任情况(dual,若董事长和总理由一人兼任,dual=1,否则 dual=0)、独立董事比例(ind)、董事会规模(board)、独立董事与上市公司工作地点一致性(work,若相同,则 work=1,否则 work=0)、管理层持股比例(mh)、董事会会议次数(bm)、“四委”设立个数(commit)以及股东大会会议次数(sm)。采用主成分分析法,本文以前四大主成分的贡献率为权重对四个因子进行加权得到 cgi。根据 cgi 的中位数,本文将样本企业分为优治理和差治理两组。表 7 给出了分组回归结果,差治理组的同群避税回归系数显著性和绝对值均显著大于优治理组的同群避税回归系数及其显著性,这表明当嵌入董事网络的企业之间避税互动增强时,完善的公司治理机制能够较好地缓冲同群避税对企业价值的负面冲击。

(三)稳健性检验

1.稳健性检验一:替换避税指标。参考现有文献做法,本文构建 3 个衡量企业避税程度的有效税率指标:etr1=所得税费用/(息税前利润-递延所得税费用/名义所得税率);etr2=(所得税费用-递延所得税费用)/息税前利润;etr3=(所得税费用-递延所得税费用)/(息税前利润-递延所得税费用/名义所得税率)^③。相应地,同群指标依次为 etr1peer、etr2peer 和 etr3peer。考虑到企业避税的跨期

表 7

同群避税损害企业价值:公司治理的缓冲作用

变量	总体		同省份		同地市		同行业		同实际控制人性质	
	优治理	差治理	优治理	差治理	优治理	差治理	优治理	差治理	优治理	差治理
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$\alpha_1 * peer$	-20.826 (17.80)	-50.436** (24.23)	-6.949 (13.05)	-34.944** (22.31)	2.071 (8.93)	-34.661* (18.82)	-6.767 (7.83)	-25.568** (12.49)	-19.952 (31.08)	-80.516* (42.53)
其他变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Empirical p-value	0.000		0.000		0.000		0.080		0.000	
N	6522	6740	5054	5112	4077	3830	3304	3118	5826	5987
adj.R ²	0.290	0.247	0.283	0.222	0.286	0.232	0.297	0.229	0.284	0.246

注:本表仅汇报了基于 ue 的同群避税指标的回归结果,基于 btd 的同群避税指标的回归结果基本一致。Empirical p-value 用于检验组间 $\alpha_1 * peer$ 系数差异的显著性,通过 Bootstrap1000 次得到。

决策特点,本文计算了上述指标的三年均值(t-2 期至 t 期)。利用模型(1)提取新的同群避税指标后,研究结论不变。

2.稳健性检验二:考虑税收征管强度。为排除地区税收征管强度的潜在影响,参照现有文献做法^[3],本文采用如下模型对各地区潜在税收收入进行预测:

$$T_{k,t}/GDP_{k,t} = \eta_0 + \eta_1 IND1_{k,t}/GDP_{k,t} + \eta_2 IND2_{k,t}/GDP_{k,t} + \eta_3 OPEN_{k,t}/GDP_{k,t} + \tau_{k,t} \quad (3)$$

模型(3)中,k 表示省份,T 为各地区年末税收收入;IND1 为各省第一产业的年度总产值;IND2 为各省第二产业的年度总产值;OPEN 为各省年度进出口总额;GDP 为各省年度地区生产总值。利用模型(3),本文可以计算 T/GDP 的预期值 T/GDP_est。本文采用两种方法衡量税收征管强度 te: te1=实际税收收入/预期税收收入,该数值越大,税收征管强度越高;以 te1 中位数为标准,设置税收征管强度的虚拟变量 te2,若高于中位数,则 te2=1,否则 te2=0。接下来,将 peer * te 和 te 同时引入模型(4)中以计算同群避税。利用模型(4)提取新的同群避税指标后,研究结论不变。

$$TA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 peer_{i,t} + \kappa peer_{i,t} * te_{i,t} + \lambda te_{i,t} + \alpha_2 roa_{i,t} + \alpha_3 lev_{i,t} + \alpha_4 mb_{i,t} + \alpha_5 invent_{i,t} + \alpha_6 roi_{i,t} + \alpha_7 ppe_{i,t} + \alpha_8 intang_{i,t} + \alpha_9 lna_{i,t} + \alpha_{10} loss_{i,t} + \alpha_{11} soe_{i,t} + industry/year + \sigma_{i,t} \quad (4)$$

3.稳健性检验三:考虑内生性。考虑到样本企业可能为获得避税信息主动构建董事网络的动机,本文分别考察了董事会规模不变与董事会结构不变两种情形下同群避税的经济后果。利用模型(1)分别提取董事会规模和董事会结构不变下的同群避税后,研究结论不变。

4.稳健性检验四:外生冲击。根据中组部《关于进一步规范党政领导干部在企业兼职(任职)问题的意见》和《关于严格执行〈关于进一步规范党政领导干部在企业兼职(任职)问题的意见〉有关问题的通知》等文件的要求,大批官员独董离职;根据《教育部办公厅关于开展党政领导干部在企业兼职情况专项检查的通知》等文件要求,大批教授独董离职。上述强制离职要求加剧了董事资源稀缺性,最终造成董事网络大面积断裂进而导致董事网络同群处于不断变化中。为了消除外生冲击,本文仅考察了 2008~2013 年的样本^①。利用模型(1)提取纳入外生冲击的同群避税后,研究结论不变。

六、拓展性分析:同群避税损害企业价值的委托代理机制

(一)基于代理成本的计量解释

为何同群避税会损害企业价值呢?遵循现有文献中税收激进加剧代理问题的逻辑,本文将考察同群避税对代理问题的影响,并构建如下模型:

$$AC_{i,t+1} = \mu_0 + \mu_1 TA_peer_{i,t} + \mu_2 lna_{i,t} + \mu_3 lev_{i,t} + \mu_4 topl_{i,t} + \mu_5 toplsq_{i,t} + \mu_6 pay_{i,t} + \mu_7 dual_{i,t} + \mu_8 ind_{i,t} + \mu_9 board_{i,t} + \mu_{10} soe_{i,t} + \mu_{11} sep_{i,t} + industry/year + \omega_{i,t} \quad (5)$$

模型(5)中,被解释变量 AC 为代理成本,参考现有文献做法^[31],本文采用管理费用率衡量代理成本,并以资产周转率和资产利用率作为替代指标进行稳健性检验。对于管理费用率, cost1=管理费用/营业总收入,该值越大,代理问题越严重。管理费用率主要反映了代理行为引致的实际成

本^[54]。对于资产周转率, $cost2 = \text{营业总收入} / \text{总资产}$, 该值越小, 代理问题越严重。资产周转率主要体现了由代理人努力程度和代理能力而引致的效率损失^[31]。对于资产利用率, $cost3 = (\text{营业总收入} - \text{其他业务收入}) / \text{总资产}$, 该值越小, 代理问题越严重。解释变量 TA_peer 的含义和衡量指标与模型(2)完全一致。对于控制变量, 在模型(2)的基础上, 本文剔除了 hbshare 和 inst, 新引入董事会规模 (board, 等于董事会人数的自然对数)、实际控制人性质 (soe) 以及两权分离度 (sep, 控制权与所有权之间的差值)。另外, 本文还控制了行业效应和时间效应。

表 8 列示了同群避税对代理成本的回归结果。在 Panel A 中, 同群避税指标的回归系数均为正值, 并且至少在 10% 的水平显著, 这表明企业避税同群效应越明显, 管理费用率越高, 代理问题越严重。在 Panel B 中, 同群避税指标的回归系数均为负值, 并且基于 btd 计算的同群避税指标均至少在 10% 的水平显著, 这表明企业避税的同群效应越明显, 资产周转率越低, 代理问题越严重。在 Panel C 中, 同群避税指标的回归系数均为负值且大多显著, 这同样表明企业避税同群效应越明显, 资产利用率越低, 代理问题越严重。本文推断同群避税加剧代理问题存在两个渠道: 一是遵循 Desai 等(2009)基于委托代理问题提出的税收规避理论^[29], 在同群企业互动下, 经理人熟知不同税收规避计划的优劣和漏洞, 这有助于其利用专业技能制定更加复杂、不易被识别的避税决策, 从而便于经理人攫取私利; 二是遵循繁忙董事理论, 兼职席位过多致使董事监督职能弱化, 进而难以有效约束经理人追求自身利益最大化的行为从而加剧委托代理问题^⑤。因此, 无论发端于何种渠道, 同群避税均会加剧委托代理问题。

表 8 同群避税损害企业价值的代理观

变量	peer = btdpeer					peer = uepeer				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	总体	同省份	同地市	同行业	同实控人性质	总体	同省份	同地市	同行业	同实控人性质
Panel A 被解释变量: 管理费用率										
$\alpha_1 * peer$	0.827 ** (0.95)	2.136 * (1.23)	1.396 ** (1.04)	1.663 ** (1.98)	0.832 ** (0.73)	0.112 ** (0.64)	0.324 * (0.65)	0.233 ** (0.55)	0.234 * (0.32)	1.064 * (1.19)
其他变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	13454	10305	7995	6504	12041	13454	10305	7995	6504	12041
adj.R ²	0.191	0.189	0.206	0.228	0.193	0.191	0.189	0.206	0.228	0.193
Panel B 被解释变量: 资产周转率										
$\alpha_1 * peer$	-14.082 ** (6.44)	-19.442 *** (6.99)	-11.281 ** (4.61)	-20.501 * (10.63)	-13.229 *** (5.10)	-4.661 (3.74)	-2.726 (3.04)	-1.669 (2.71)	-4.885 *** (1.88)	-11.046 * (5.99)
其他变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	13453	10305	7995	6504	12041	13453	10305	7995	6504	12041
adj.R ²	0.117	0.117	0.124	0.123	0.116	0.117	0.117	0.124	0.124	0.116
Panel C 被解释变量: 资产利用率										
$\alpha_1 * peer$	-15.224 (11.18)	-29.416 *** (9.82)	-15.434 * (7.92)	-35.901 *** (12.91)	-19.978 *** (6.30)	-6.101 (5.90)	-6.289 *** (2.20)	-5.585 ** (2.78)	-5.898 ** (2.32)	-14.885 (9.76)
其他变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	4938	3501	2750	2506	4384	4938	3501	2750	2506	4384
adj.R ²	0.138	0.139	0.142	0.132	0.131	0.138	0.139	0.142	0.133	0.131

(二) 基于内部人私利的理论解释

为揭示同群避税损害企业价值的代理观, 本文通过引入同群避税, 拓展了 Desai 等(2007)的模型^[32]。具体来看, 为攫取私利, 内部人将转移企业财富, 假定转移比例为 $d \in [0, 1]$ 。不考虑同群避税, 假设企业依靠自身能力和发挥主观能动性进行避税即非同群避税, 避税后的实际税率为 t , 内部人持股比例为 λ , 则其回报为 $I = \lambda(1 - d)(1 - t) + d$ 。受公司治理机制约束, 无论税收存在与否, 财富转移的成本均表示为 $c_1(d) = \gamma d^2 / 2$; 在税收执法部门监督的条件下, 财富转移成本为 $c_2(d) = \alpha t^2 d^2 / 2$ 。其中, γ 表示公司治理水平, α 表示税收执法水平。此时, 内部人利益最大化问题可表示为:

$$\max \Pi = \lambda(1-d)(1-t) + d - (\gamma + \alpha t^2)d^2/2 \quad (6)$$

在考虑同群避税条件下,企业可以模仿或学习其他企业的避税行为,同群避税的复杂程度更高、可识别性更低进而被处罚概率更低,因而企业最终实际税率应表示为未考虑同群避税条件下实际税率 t 与同群避税 Δ 的差值, $\Delta \in (0, t)$ 。于是,式(6)可进一步表示为:

$$\max \Pi = \lambda(1-d)[1-(t-\Delta)] + d - [\gamma + \alpha(t-\Delta)^2]d^2/2 \quad (7)$$

根据式(7)的一阶条件可得最优财富转移比例:

$$d^* = \min\left(\frac{1-\lambda[1-(t-\Delta)]}{\gamma+\alpha(t-\Delta)^2}, 1\right) \quad (8)$$

此时,如果 $\max(t+1-\frac{h}{2\alpha\lambda}-\frac{1}{\lambda}, 0) < \Delta < t$, 其中 $h = \sqrt{4\alpha^2(1-\lambda)^2 + 4\alpha\gamma\lambda^2}$, 则存在 $\frac{\partial d}{\partial \Delta} > 0$, $\frac{\partial^2 d}{\partial \Delta \partial \gamma} < 0$, $\frac{\partial^2 d}{\partial \Delta \partial \alpha} < 0$ 。这表明同群避税越激进,内部人财富转移比例越大;并且这种效应在公司治理水平越低的企业越显著,在税收执法水平越低的地区越显著。

在此条件下,企业价值可表示为 $V = (1-d)[1-(t-\Delta)]$, $\frac{\partial V}{\partial d} < 0$ 。由于 $\frac{\partial d}{\partial \Delta} > 0$, 则有 $\frac{dV}{d\Delta} < 0$ 。这表明同群避税越激进,企业价值越低。

综上,同群避税恶化代理问题进而损害企业价值源于两种效应:一是直接效应,即同群避税能够直接增加内部人的私利;二是间接效应,即高复杂度引致的同群避税低惩罚概率使得内部人攫取私利的动机进一步加强。在这两种效应的叠加下,同群避税复杂程度更高,被识别出的概率更低,进而内部人被惩罚的概率更低,最终导致委托代理问题加剧而造成企业价值折损。

七、研究结论与建议

针对是否采取避税决策问题,管理层具有一致性判断,这既源于企业避税产生的财富转移效应又源于企业间的社会互动效应。结合这两种效应,现有文献更多地证实了企业避税的政治互动、审计互动以及公众互动,鲜有文献分析社会关系网络互动,即企业避税理论研究表现出“社会化不足”的问题。为解决上述问题,本文将董事网络引入企业避税决策,探究了董事网络嵌入下的企业避税策略。研究发现:(1)董事网络嵌入使得企业避税决策表现出显著的企业间互动现象,即具有同群效应特点,具体表现为同群企业的避税越激进,目标企业的避税也越激进;(2)遵循个体决策同群效应异质性的逻辑,本文基于空间距离、行业以及实际控制人三个方面的差异对同群企业做了进一步区分,研究发现企业避税同群效应具有显著的异质性,目标企业的避税决策更倾向于锚定相同地域、相同行业以及实际控制人性质相同的同群企业;(3)进一步研究发现,同群避税造成了企业价值的显著折损,而改善公司治理能够对此产生一定的缓解作用;(4)本文发现代理问题加剧是造成同群避税价值折损效应的关键原因,而代理问题加剧源于同群避税的直接效应(增加了内部人私利)和间接效应(降低了内部人被惩罚的概率)。

根据上述研究结论,本文认为应从以下方面审慎对待同群避税问题:(1)从税收筹划来看,董事网络可以有效满足企业的避税动机需求,因其为企业提供了异质性更高、群体范围更广的避税决策参照系;(2)从企业价值来看,尽管董事网络为企业税收筹划提供了信息优势,但是这种信息优势可能被经理人“俘获”,成为代理人攫取私利的隐形工具,因此,企业在税收筹划决策过程中应密切关注连锁董事与经理人的利益相关性问题;(3)从董事网络来看,企业在选聘董事尤其是连锁董事的过程中,应审慎对待多企业兼职的董事候选人,此类董事候选人可能因过于繁忙而无法有效监督代理人,从而被经理人“俘获”,同时应更多选聘审计背景或税收背景的董事(丰富的从业经验有助于识别和筛选改善企业价值的避税行为,同时有助于监督通过避税攫取私利的经理人);(4)从连锁任职监管来看,监管当局应进一步强化“独立董事原则上最多在五家上市公司兼任独立董事”的规定,从价值折损效应来看,独立董事在上市公司兼职的数量需进一步收紧。

注释:

①考虑到内部董事与外部董事的功能差异,本文根据董事职位将连锁关系分为三种类型:第一种类型,连锁董事全部为内部董事;第二种类型,连锁董事既包括内部董事也包括独立董事;第三种类型,连锁董事全部为独立董事。例如,对企业 A 而言,假设 j 个董事存在连锁任职,其中, i 个董事为内部董事, $(j-i)$ 个董事为独立董事:若 $i=j$,则连锁关系属于第一种类型;若 $i < j$,则连锁关系属于第二种类型;若 $i=0$,则连锁关系属于第三种类型。在区分董事职位的条件下,研究结论基本一致。

②制造业按照大类确定企业是否属于同一行业,除此之外,其他行业按照门类确定企业是否属于同一行业。

③在 2006 年新会计准则实施前,企业的递延所得税费用很少,是否考虑递延所得税费用对于实际税率的影响很小;在新会计准则实施后,企业开始采用资产负债表债务法核算企业所得税,确认递延税款。这导致自 2007 年以来企业递延所得税费用大幅增加,因此,本文将递延所得税费用纳入实际税率的计算。

④2013 年 10 月,中组部制定的《关于进一步规范党政领导干部在企业兼职(任职)问题的意见》指出,严格限制在职和离退休干部在企业任职。该文件明确约定了三个月的最后期限,即“限期对党政领导干部违规在企业兼职(任职)进行清理……凡不符合规定的,必须在本意见下发后 3 个月内免去或由本人辞去所兼任(担任)的职务”。

⑤根据董事繁忙程度,本文将样本企业分为董事繁忙程度高于中值组和低于中值组,发现董事越繁忙的样本企业,同群避税越加剧代理问题。

参考文献:

- [1] 边燕杰,丘海雄.企业的社会资本及其功效[J].中国社会科学,2000,(2):87—99.
- [2] 吴联生,李辰.“先征后返”、公司税负与税收政策的有效性[J].中国社会科学,2007,(4):61—73.
- [3] 范子英,田彬彬.政企合谋与企业逃税:来自国税局长异地交流的证据[J].经济学(季刊),2016,(4):1303—1328.
- [4] McGuire, S. T., Omer, T. C., Wang, D. Tax Avoidance: Does Tax-specific Industry Expertise Make a Difference? [J]. The Accounting Review, 2012, 87(3): 975—1003.
- [5] Kim, J. B., Li, Y., Zhang, L. Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-level Analysis [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 100(3): 639—662.
- [6] Allen, A., Francis, B. B., Wu, Q., Zhao, Y. Analyst Coverage and Corporate Tax Aggressiveness [J]. Journal of Banking and Finance, 2016, 73(12): 84—98.
- [7] Brown, J. L., Drake, K. D. Network Ties among Low-tax Firms [J]. The Accounting Review, 2014, 89(2): 483—510.
- [8] 曾姝,李青原.税收激进行为的外溢效应[J].会计研究,2016,(6):70—76.
- [9] Hanlon, M., Heitzman, S. A. Review of Tax Research [J]. Journal of Accounting and Economics, 2010, 50(2—3): 127—178.
- [10] Pickhardt, M., Prinz, A. Behavioral Dynamics of Tax Evasion: A Survey [J]. Journal of Economic Psychology, 2014, 40(2): 1—19.
- [11] 陈运森,郑登津.董事网络关系、信息桥与投资趋同[J].南开管理评论,2017,(3):159—171.
- [12] 陈仕华,马超.企业间高管联结与慈善行为一致性[J].管理世界,2011,(12):87—95.
- [13] Chyz, J. A. Personally Tax Aggressive Executives and Corporate Tax Sheltering [J]. Journal of Accounting and Economics, 2013, 56(2—3): 311—328.
- [14] 代彬,彭程,刘星.管理层能力、权力与企业避税行为[J].财贸经济,2016,(4):43—57.
- [15] Faccio, M., Masulis, R. W., McConnell, J. J. Political Connections and Corporate Bailouts [J]. Journal of Finance, 2006, 61(6): 2597—2635.
- [16] 李维安,徐业坤.政治身份的避税效应[J].金融研究,2013,(3):114—129.
- [17] 李成,吴育辉,胡文骏.董事会内部联结、税收规避与企业价值[J].会计研究,2016,(7):50—57.
- [18] 李青原,刘叶畅.同行业间避税与企业的战略反应[J].金融研究,2019,(10):152—169.
- [19] Hart, O., Moore, J. Contracts as Reference Points [J]. Quarterly Journal of Economics, 2008, 123(1): 1—48.
- [20] Bizjak, J., Lemmon, M., Nguyen, T. Are All CEOs above Average? An Empirical Analysis of Compensation Peer Groups and Pay Design [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 100(3): 538—555.
- [21] Leary, M. T., Roberts, M. R. Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy? [J]. Journal of Finance, 2014, 69(1): 139—178.
- [22] 李志生,苏诚,李好,孔东民.企业过度负债的地区同群效应[J].金融研究,2018,(9):74—90.
- [23] Foucault, T., Fresard, L. Learning from Peers' Stock Prices and Corporate Investment [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 111(3): 554—577.
- [24] 万良勇,梁婵娟,饶静.上市公司并购决策的行业同群效应研究[J].南开管理评论,2016,(3):40—50.
- [25] Hansen, M. T. The Search-transfer Problem: The Role of Weak Ties in Sharing Knowledge across

Organization Subunits[J].Administrative Science Quarterly,1999,44(1):82—85.

[26] Brass,D.J.,Galaskiewicz,J.,Greve,H.R.,Tsai,W.Taking Stock of Networks and Organizations:A Multilevel Perspective[J].Academy of Management Journal,2004,47(6):795—817.

[27] 吕伟.控股股东代理成本、纳税筹划方案抉择及其市场价值:基于J有限公司的案例研究[J].南开管理评论,2011,(4):138—148.

[28] 刘行,李小荣.金字塔结构、税收负担与企业价值:基于地方国有企业的证据[J].管理世界,2012,(8):91—105.

[29] Desai,M.A.,Dharmapala,D.Corporate Tax Avoidance and Firm Value[J].Review of Economics and Statistics,2009,91(3):537—546.

[30] 白重恩,刘俏,陆洲,宋敏,张俊喜.中国上市公司治理结构的实证研究[J].经济研究,2005,(2):81—91.

[31] 王明琳,徐萌娜,王河森.利他行为能够降低代理成本吗?——基于家族企业中亲缘利他行为的实证研究[J].经济研究,2014,(3):144—157.

[32] Desai,M.A.,Dyck,I.J.A.,Zingales,L.Theft and Taxes[J].Journal of Financial Economics,2007,84(3):591—623.

(责任编辑:胡浩志)

(上接第16页)

[17] Alexander,G.J.,Benson,P.G.,Kampmeyer,J.M. Investigating the Valuation Effects of Announcements of Voluntary Corporate Selloffs[J].The Journal of Finance,1984,39(2):503—517.

[18] 安灵,刘星.资产出售的财富效应存在吗?——基于上市公司资产出售动机的经验证据[J].证券市场导报,2007,(6):57—62.

[19] Lang,L.,Poulsen,A.,Stulz,R.Asset Sales,Firm Performance,and the Agency Costs of Managerial Discretion[J].Journal of Financial Economics,1995,37(1):3—37.

[20] 乔政,蔡宇,陈方雷.股权集中度与资产出售的价值效应[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2017,(3):67—77.

[21] 李彬,雷洁琳,张俊瑞.资产负债表虚胀、资产出售与公司业绩变动[J].当代经济科学,2017,(5):57—66.

[22] 李传宪.政治关联、非流动资产处置扭亏与公司投资效率研究[J].东北师大学报(哲学社会科学版),2014,(4):85—89.

[23] 徐虹,林钟高,余婷,何亚伟.内部控制有效性、会计稳健性与商业信用模式[J].审计与经济研究,2013,(3):65—73.

[24] 龚启辉,吴联生,王亚平.两类盈余管理之间的部分替代[J].经济研究,2015,(6):175—188.

[25] 王彦超,林斌.金融中介、非正规金融与现金价值[J].金融研究,2008,(3):177—199.

[26] Giannetti,M.,Burkart,M.,Ellingsen,T.What You Sell Is What You Lend? Explaining Trade Credit Contracts[J].The Review of Financial Studies,2011,24(4):1261—1298.

[27] 陆正飞,杨德明.商业信用:替代性融资,还是买方市场?[J].管理世界,2011,(4):6—14.

[28] Gunny,K.A.The Relation between Earnings Management Using Real Activities Manipulation and Future Performance:Evidence from Meeting Earnings Benchmarks[J].Contemporary Accounting Research,2010,27(3):855—888.

[29] 邢立全,陈汉文.产品市场竞争、竞争地位与审计收费——基于代理成本与经营风险的双重考量[J].审计研究,2013,(3):50—58.

[30] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,(5):731—745.

[31] Kaplan,S.N.,Zingales,L.Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?[J].The Quarterly Journal of Economics,1997,112(1):169—215.

[32] Lamont,O.,Polk,C.,Saá-Requejo,J.Financial Constraints and Stock Returns[J].The Review of Financial Studies,2001,14(2):529—554.

(责任编辑:胡浩志)