

# 融资约束对企业避税行为的异质性影响

## ——来自上市公司的证据

□ 张铭洪 张海峰 张睿

**内容提要：**本文使用我国上市公司2008—2016年数据，对融资约束和企业避税程度的关系进行实证研究，并通过内生性检验和稳健性检验证明：融资约束企业的避税程度显著高于融资不受约束的企业，融资约束对企业避税情况的影响更多发生在经济欠发达地区、非国有企业以及新兴行业中。

**关键词：**融资约束 避税 异质性

DOI:10.19376/j.cnki.cn11-1011/f.2018.01.015

近年来，我国实体经济增速放缓，银行对企业的信贷力度有所下降，企业外部融资环境不佳。对实体经济发放的人民币贷款占同期社会融资规模的69.9%，同比降低3.3个百分点。<sup>①</sup>面对贷款不足、贵、难等问题，企业往往会依靠内部融资来积累资金，维持运营，避免陷入困境。税负过重会降低企业利润，削弱内部融资能力，是企业长期关注的问题。2016年以全面实施营改增为代表的减税降费政策加大了为企业减负的力度，然而，企业减负非朝夕之事、一日之功。企业在减负层面最为迫切的希冀是什么？企业是否会通过避税行为来缓解融资约束？国家层面又应如何创新财税支持方式，为企业量身打造税收政策扶持企业发展？这一系列问题在当今社会值得深入研究和探讨。

目前该领域的研究尚无法满意回答上述问题。由于信息不对称等问题，企业的外部融资与内部融资无法完全替代，企业面临不同程度的融资约束(Lamont & Polk & Saaárequijo, 2001)。企业获取外部资本的难度越大、成本越高，则面临的融资约束问题越严重(Denis & Sibilkov, 2010)。受宏观经济措施和企业财务状况等微观指标之间的相互作用，融资约束企业外部融资难度和成本高于非融资约束企业(Edwards & Schwab & Shevlin,

2013)。企业所得税是政府财政收入的重要来源，是所有盈利企业必须承担的税种，尽管法律对所有企业规定了法定税率，但企业可以通过各种策略来减少纳税义务(Hanlon & Heitzman, 2010)。企业所得税是企业的一项重要支出，若企业可以通过操纵非应税项目等手段规避所得税成本，就可以将这部分税收支出留在企业内部，增加可利用资金(刘行和叶康涛, 2013)。仅有的一些研究虽然提供了一些初步的经验支持，但专门讨论融资约束和企业避税行为之间关系的研究十分匮乏，而深入研究影响途径、探讨不同特征的融资约束与企业避税程度之间关系是否存在差异的则更为鲜见。

本文使用我国上市公司2008—2016年数据，对融资约束和企业避税程度的关系进行研究。利用估算的企业融资约束指数，将企业分为融资约束组和非融资约束组作为解释变量，运用OLS回归对企业避税程度进行分析，并使用工具变量解决内生性问题。研究发现，融资约束企业的避税程度显著高于非融资约束企业，主要通过财务困境机制和现金价值机制实现，且融资约束对企业避税情况的影响更多发生在经济欠发达地区、非国有企业以及新兴行业中。

<sup>①</sup> 中国人民银行. 2016年社会融资规模增量统计数据报告[EB/OL]. (2017-01-12) [2017-12-25]. <http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/3234231/index.html>.

## 一、理论假设

融资约束如何影响企业避税?一方面,融资约束企业往往同时面临财务困境(Kaplan & Zingales, 1997)。企业在面临财务困境时,很可能在避税行为方面变得更为激进(王亮亮, 2016)。另一方面,由于融资约束条件存在差异,企业持有现金价值也不相同,受融资约束企业的现金价值高于不受融资约束企业的现金价值(韩立岩和刘博研, 2011; Fama & French, 1998),同样是额外节省1单位现金,融资约束企业的现金价值要大于非融资约束的企业。由于融资约束企业外部融资受限,融资成本高,内部融资储备的边际收益上升,往往避税的动机和程度可能更为明显(刘行和叶康涛, 2014)。根据上述理论,并结合地区、行业等情况提出如下假设:

H1: 融资约束企业避税的提高程度会显著高于融资不受约束的企业。

H2: 融资约束对企业避税行为的影响程度更多发生在经济欠发达、金融发展状况不足的地区。

H3: 融资约束对企业避税行为的影响程度更多发生在非国有企业。

H4: 融资约束对企业避税行为的影响程度更多发生在新兴行业。

## 二、数据来源和模型设定

### (一) 数据来源

本文的样本为2008—2016年所有A股非金融类上市公司。执行如下筛选: 1. 剔除ST类上市公司; 2. 剔除利润总额为0的样本; 3. 剔除实际所得税率小于0和大于1的异常样本; 4. 剔除名义所得税率缺失的样本; 5. 剔除融资约束变量无法计算的样本; 6. 剔除财务数据缺失的样本。最终得到14 496个观察值。

本文托宾Q、市账比数据来源于国泰安数据库, 金融业金融机构各项贷款数据来源于2009—2015年《中国金融年鉴》, 国内生产总值数据来源于2009—2015年《中国统计年鉴》, 其他数据均来源于wind数据库。

### (二) 模型设定

为检验本文的研究假说, 本文构建了如下实证模型:

$$taxavd_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 KZgroup_{i,t} + \eta \times X_{i,t} + \lambda_{in} + \lambda_r + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中,  $i$  表示样本企业,  $t$  表示样本报告期,  $taxavd$  为因变量, 表示  $i$  企业在  $t$  报告期的避税程度;  $KZgroup_{i,t}$  为自变量, 表示  $i$  企业在  $t$  报告期的融资约束情况;  $X_{i,t}$  为一系列控制变量。  $\lambda_{in}$  为行业层面的固定效应, 通过行业虚拟变量控制;  $\lambda_r$  为不可观测的地区效应, 通过省份虚拟变量控制地区固定效应;  $\lambda_t$  为时间层面的固定效应, 用来控制时间趋势对企业避税程度的影响;  $\varepsilon_{i,t}$  为随机误差项。

1. 因变量。通常使用实际所得税率及其变换形式作为衡量避税程度的指标(Hanlon & Heitzman, 2010; 吴联生, 2009; 刘行和叶康涛, 2014), 实际所得税率越高, 表示企业所得税负越高, 避税程度越低。本文借鉴这一做法, 采用实际所得税率衡量企业的避税程度, 实际所得税率 = (所得税 - 递延所得税费用) / (利润总额 - 递延所得税费用)<sup>①</sup>。考虑到我国上市公司广泛享受着税收优惠, 不同企业的名义所得税率不尽相同, 导致横向不可比的问题, 本文参照刘行和叶康涛(2013)用名义所得税率减去实际所得税率来衡量企业避税程度的方法得到  $taxavd$ , 作为本文的被解释变量,  $taxavd$  值越大, 避税程度越高。

2. 自变量。本文依据 Kaplan & Zingales (1997) 的检验结果, 借鉴 Lamont et al. (2001) 建立的融资约束指数, 计算形成本文样本的融资约束指数(以下简称  $KZ$ ):

$$KZ_{i,t} = -1.002cashflow_{i,t} + 0.283TobinQ_{i,t} + 3.139leverage_{i,t} - 39.368dividends_{i,t} - 1.315cashhodings_{i,t}$$

其中,  $cashflow_{i,t}$  为报告期经营活动现金流量/期初固定资产, 报告期经营活动现金流量 = 净利润 + 固定资产折旧、油气资产折耗、生产性生物资产折旧 + 无形资产摊销 + 长期待摊费用摊销;  $TobinQ_{i,t}$  为衡量企业相对价值的托宾Q值,

① 递延所得税费用 = 递延所得税负债增加额 + 递延所得税资产减少额。

$TobinQ$  = 市场价值  $B$  / 期末总资产, 市场价值  $B$  = 股权市值 + 净债务市值, 非流通股股权市值用流通股股价代替计算;  $leverage_{i,t}$  为企业债务 / 期末总资产, 企业债务 = 短期借款 + 应付票据 + 一年内到期的非流动负债 + 长期借款 + 应付票据;  $dividends_{i,t}$  为报告期支付普通股股利 / 期初固定资产;  $cashholdings_{i,t}$  为报告期期末现金及现金等价物余额 / 期初固定资产。KZ 指数值越大, 代表企业融资约束程度越高。

按照现有文献常用的做法, 将各报告期内样本企业依据 KZ 指数从小到大分为三组, 前三分之一组命名为“非融资约束组”, 最后三分之一组命名为“融资约束组”。模型中, 变量  $KZgroup$  为依据 KZ 指数设置的融资约束哑变量, 当报告期处于“融资约束组”时,  $KZgroup=1$ , 当报告期处于“非融资约束组”时,  $KZgroup=0$ 。

3. 控制变量。影响上市公司避税程度的因素众多, 本文借鉴已有文献(李斌和江伟, 2006; 王跃堂等, 2010; 刘慧龙和吴联生, 2014; 刘行和叶康涛, 2014), 控制企业规模(size)、资产负债率(lev)、总资产净利率(roa)、固定资产密集度(ppe)、无形资产密集度(intang)、存货密集度(invent)、投

资收益(roi)、账面市值比(mb)、总应计利润(tacc)、非债务税盾(nondtsd)、企业性质(soe)、会计师事务所规模(audit)、金融发展深度(depth)等变量, 具体的变量计算说明及描述性统计如表 1 所示。

### 三、实证分析

#### (一) 实证结果分析

首先对融资约束与企业避税关系进行 OLS 回归, 具体回归结果如表 2 第二列所示,  $KZgroup$  的系数为 0.0176, 且在 1% 的置信水平上显著。上述结果表明, 融资约束情况对于企业避税程度有正向影响, 融资约束组企业的避税程度显著比非融资约束组企业更加明显, 假设 H1 得到验证。其余控制变量的检验结果多数与前文预期一致、与事实相符, 在这里不再进行一一说明。

OLS 回归可能存在遗漏变量的内生性问题, 例如企业税收决策制定者等, 尤其是 CEO, 无疑对企业避税行为有影响(谢盛纹和田莉, 2014), 但在本文研究所采用的数据范围内, 难以对企业税收决策制定者个人特征和权力进行衡量, 当这些因素与企业融资约束显著相关时, 会导致回归结果有偏。为解决上述内生性问题, 本文借鉴张三峰和张伟

表 1 变量说明及描述性统计

变量名称	变量代号	变量说明	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
避税程度	taxavd	名义所得税率 - 实际所得税率	14 496	-0.018	0.103	-1.653	5.87
融资约束程度	KZgroup	融资约束组 = 1, 非融资约束组 = 0	9 591	0.514	0.5	0	1
企业规模	size	期末总资产的自然对数	14 496	21.877	1.252	16.702	28.282
资产负债率	lev	期末总负债 / 期末总资产	14 496	41.504	25.438	0.708	1 339.692
总资产净利率	roa	期末净利润 / 期末总资产	14 496	6.24	19.947	-17.707	2 078.764
固定资产密集度	ppe	期末固定资产净值 / 期末总资产	14 496	4.138	15.063	-44.725	94.027
无形资产密集度	intang	期末无形资产净值 / 期末总资产	14 496	0.0475	0.0648	0	0.84
存货密集度	invent	期末存货净值 / 期末总资产	14 496	0.16	0.152	0	0.943
投资收益	roi	年末投资收益 / 期末总资产	11 956	0.0087	0.0244	-0.113	0.925
账面市值比	mb	(股权市值 + 净债务市值) / 权益总额	14 496	0.5	0.25	0.013	1.43
总应计利润	tacc	(净利润 - 经营过活动产生的现金流量净额) / 期末总资产	14 496	0.0656	2.468	-9.927	260.913
非债务税盾	nondtsd	固定资产折旧 / 期末总资产	14 496	0.0002	0.0002	-0.019	0.012
企业性质	soe	国企 = 1, 非国企 = 0	14 369	0.377	0.485	0	1
会计师事务所规模	audit	中注协百强会计师事务所排名, 前 10 取 1, 其他取 0	14 496	0.484	0.5	0	1
金融发展深度	depth	银行业金融机构各项存款 (余额) / 国内生产总值	13 648	1.361	0.516	0.55	2.65

(2016)的做法,选择企业是否拥有土地使用权作为工具变量(如果企业拥有用地的土地使用权,拥有土地使用权变量赋值为1,否则为0),并使用2SLS模型进行估计,具体结果如表2第三列所示。回归结果显示,使用工具变量估计的结果与基本回归结果基本一致,工具变量的回归系数变为0.0334,在1%水平上显著。解决内生性问题后,在其他条件不变的情况下,融资约束企业避税程度依然高于非融资约束企业。

表2 实证回归结果

变量名称	OLS 回归	工具变量回归
KZgroup	0.0176*** (0.00293)	0.0334*** (4.59)
size	-0.00461*** (0.00163)	-0.007*** (-4.55)
lev	-0.0000625 (0.00008)	-0.000 (-1.10)
roa	-0.0000147 (0.00003)	-0.000 (-1.52)
ppe	0.0000857 (0.00018)	0.000 (0.65)
intang	0.0025 (0.0136)	0.001 (0.08)
invent	-0.0463*** (0.013)	-0.047*** (-3.61)
roi	-0.0656 (0.0703)	-0.071 (-1.02)
mb1	0.00185 (0.00189)	0.003 (1.50)
tacc	0.000601 (0.00346)	-0.000 (-0.13)
nondtsd	13.55* (7.859)	13.210 (1.61)
audit	-0.00219 (0.00290)	-0.002 (-0.61)
depth	0.000700 (0.00418)	0.001 (0.34)
soe	0.00386 (0.00292)	0.004 (1.36)
Constant	0.0768** (0.0363)	0.127*** (3.60)
地区效应	yes	yes
产业效应	yes	yes
年份效应	yes	yes
obs	7342	7342
R <sup>2</sup>	0.021	0.018

注:括号中为稳健标准差,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的置信水平上显著。

## (二) 替换代理变量

为了确保基准回归的稳定性,本文变换实际所得税率的衡量方法,分别令实际所得税率1=所得税/利润总额;实际所得税率2=所得税/(利润总额-递延所得税费用/名义所得税率);实际所得税率3=(所得税-递延所得税费用)/利润总额,重新计算避税程度  $taxavd1$ 、 $taxavd2$ 、 $taxavd3$ 。另外,企业的会计——税收差异也是衡量企业避税程度常用指标,进一步使用  $ddbtd$  这一指标替换  $taxavd$ 。具体而言,本文借鉴叶康涛(2006)的方法刻画会计——税收差异(以下称  $btb$ )=(利润总额-应纳税所得额)/期末总资产,并使用名义所得税率估算应纳税所得额,估算的应纳税所得额=(所得税-递延所得税费用)/名义所得税率。 $btb$ 值越大,企业越有可能通过操控非应税项目损益来规避所得税。进一步,在  $btb$ 基础上扣除总应计利润( $tacc$ ),总应计利润( $tacc$ )=(净利润-经营活动产生的现金流量净额)/期末总资产,求  $ddbtd$ 涉及的模型:

$$btb_{i,t} = \sigma tacc_{i,t} + \mu_i + \zeta_{i,t}$$

$\mu_i$ 代表*i*企业在报告期内残差的平均值, $\zeta_{i,t}$ 代表*t*年度残差与公司平均残差 $\mu_i$ 的偏离度。 $ddbtd = \mu_i + \zeta_{i,t}$ ,为会计——税收差异( $btb$ )不被总应计利润项( $tacc$ )解释的部分,即残差项,它更准确地度量了企业避税, $ddbtd$ 值越大,企业避税程度越高。替换变量后的检验结果显示, $taxavd1$ 、 $taxavd2$ 、 $taxavd3$ 、 $ddbtd$ 所衡量的避税程度均显著受到融资约束的影响,系数分别为0.0264、0.0238、0.0374、0.0414,检验的结果未改变前文研究结论,融资约束情况越严重,企业的避税程度越高。

## 四、影响机制分析

本文从财务困境和现金价值两方面分析内在机制。财务困境机制方面,Denis & Sibilkov(2010)指出,融资约束企业避税程度显著高于非融资约束企业的主要理论机制为存在融资约束的企业财务困境值往往偏低,即企业面临着财务困境。在企业面临财务困境时,很可能在避税行为方面变得更为激进。本文接下来验证面临财务困境的企业,其避税程度是否更高。引入是否存在财务

表3 变换代理变量检验

变量名称	taxavd1	taxavd2	taxavd3	ddbtd	taxavd
KZgroup	0.0264*** (0.00370)	0.0238*** (0.00332)	0.0374*** (0.00364)	0.0414** (0.0202)	0.0176*** (0.00293)
地区效应	yes	yes	yes	yes	yes
产业效应	yes	yes	yes	yes	yes
年份效应	yes	yes	yes	yes	yes
obs	7 467	7 458	7 398	7 542	7 342
R <sup>2</sup>	0.086	0.068	0.077	0.254	0.0217

注：括号中为稳健标准差，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的置信水平上显著。

困境(*difficult*)作为中介变量，当公司财务困境值小于1.20时，往往判别企业面临财务困境将破产，*difficult*取1；当公司财务困境值大于2.90时，企业没有财务困境，*difficult*值取0。具体的回归结果如表4第二列所示，财务困境对避税程度的影响显著为正，企业的融资约束影响避税程度的“财务困境”效应显著。

现金价值机制认为，融资约束和非融资约束两类企业现金价值不同，前者的现金价值比后者更高，使得前者企业更有动机进行避税行为。本文进一步验证融资约束企业的现金价值是否高于非融资约束。本文借鉴Fama & French(1998)企业现金价值回归模型，并加入了避税程度，具体如下：

$$TobinQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta C_{i,t} + \beta_2 \Delta E_{i,t} + \beta_3 \Delta NA_{i,t} + \beta_4 \Delta RD_{i,t} + \beta_5 \Delta I_{i,t} + \beta_6 \Delta D_{i,t} + \beta_7 C_{i,t-1} + \beta_8 taxavd_{i,t} + \beta_9 taxavd_{i,t} \times \Delta C_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

其中，模型左侧以TobinQ代表企业现金价值作为被解释变量(徐晓萍和李进军，2011)。模型右侧控制变量为体现企业财务特征的变量以及众多对企业现金价值有影响的因素变量。具体而言，现金(C)=货币资金+交易性金融资产；企业利润(E)=营业利润+财务费用；净资产(NA)=资产总额-现金；研发费用(RD)，使用管理费用作为代理变量；利息支出(I)以财务费用作为代理变量；支付普通股股利(D)。结果如表4第三、四列显示，融资约束组 *taxavd* 均值为-0.0138<sup>①</sup>， $\Delta C_{i,t}$ 系数为0.0616， $taxavd_{i,t} * \Delta C_{i,t}$ 系数为0.233，其现金价值为0.0588=(0.062-0.0138\*0.233)；非融资约束组 *taxavd* 均

值为-0.0205， $\Delta C_{i,t}$ 系数为0.0474， $taxavd_{i,t} * \Delta C_{i,t}$ 系数为0.159，其现金价值为0.0442=(0.0474-0.0205\*0.159)，融资约束企业的现金价值的确比非融资约束企业的现金价值高。

表4 影响机制分析

	taxavd	TobinQ	
		融资约束组	非融资约束组
$\Delta C$		0.0616*** (0.0124)	0.0474*** (0.0118)
taxavd		0.815*** (0.307)	0.325** (0.154)
taxavd* $\Delta C$		0.233*** (0.0876)	0.159*** (0.0521)
difficult	0.0252*** (0.0072)		
地区效应	yes	yes	yes
产业效应	yes	yes	yes
年份效应	yes	yes	yes
obs	9 207	6 573	6 456
R <sup>2</sup>	0.019	0.053	0.046

注：括号中为稳健标准差，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的置信水平上显著。

## 五、异质性分析

地区金融发展水平与企业融资约束程度之间存在正相关关系(李斌和江伟，2006)，与企业避税行为之间存在相关关系(刘慧龙和吴联生，2014)。各地区金融发展水平存在差异，有必要进行分地区分析，回归结果如表5第二、三、四列所示。对比三个地区组的估计结果可以发现，融资约束对不同

① *taxavd*均值通过分组计算得出。

地区上市公司避税程度均有显著影响,东中西部地区回归系数呈现出由小到大的排列趋势,反映出融资约束对金融发展水平较低地区的企业避税影响更大,假说 H2 得到验证。

国有企业和非国有企业的融资情况存在显著差异,国有股权比例高的企业与国有银行关系密切,国有企业在进行外部借款时通常会受到政府和银行等金融机构的偏爱(韩立岩和刘博研,2011),更容易获得政策性贷款和政策性补贴(郭丽虹和马文杰,2009),融资成本也相对较低。基于此我们按照企业性质划分为国有企业和非国有企业两组分别作回归。回归结果列示如表 5 第五、六列所示,不同性质的企业融资约束对其避税行为均有显著影响,非国有企业受其影响的可能性更大,假说 H3 得以验证。

新兴行业<sup>①</sup>特别是那些技术密集型的新兴产业部门,大多规模较小、缺乏行业经验、客户基础薄弱、没有长期融入市场,盈利能力相对较弱,企业抵押品(如土地)价值也相对也较低,因而难以获得贷款(连玉君等,2010)。而传统行业如能源、电力等行业,稳定的收益容易获得股权融资(连玉君和苏治,2009)。新兴行业外部融资渠道狭窄,使企业难以承担研发活动所需的巨额投入,导致企业投入不足,不得不通过内部融资渠道来缓解融资约束。本文将企业分为新兴行业 and 传统产业进行分析,结果见表 5 第七、八列所示。回归结果显示,两种不同类型行业的企业其融资约束对避税行为均

显著为正,且融资约束对企业避税情况的影响更多发生在新兴行业,假设 H4 得到验证。

## 六、结论与建议

资金是企业经营面临的首要问题。如果没有丰富的外部融资来支持自身发展壮大,企业往往会依靠内部融资来积累资金,维持运营,避免陷入困境。税负重会降低企业利润,削弱内部融资能力。因此,企业是否会通过避税行为缓解融资约束成为值得关注的问题。本文从微观视角考察融资约束对企业避税程度的影响,使用上市公司 2008—2016 年数据,利用估算的企业融资约束指数对企业避税程度进行分析,回归结果显示,融资约束企业的避税程度显著高于非融资约束企业,约高出 0.0176。考虑到内生性问题,本文使用企业是否拥有土地作为工具变量进行检验,并替换代理变量进行了稳健性检验,结果依然显著,接下来又分别从财务困境和现金价值两方面分析融资约束情况对企业避税程度影响的内在机制。另外,本文发现融资约束对企业避税情况的影响更多发生在经济欠发达地区、非国有企业、新兴行业中。根据现阶段我国企业发展的主题,结合本文的研究结论,提出如下建议:

### (一) 拓宽企业的融资渠道

企业仅仅依靠自身内部融资很难承担生产、经营、研发活动所需的投入,因此,应全面拓宽企业的融资渠道。要积极推动国有金融机构改革以及观念转变,完善国有金融资本管理制度,构建多层

表 5 异质性分析

	分地区			分性质		分类型	
	东部地区	中部地区	西部地区	国有企业	非国有企业	新兴行业	传统行业
KZgroup	0.0127*** (0.00295)	0.0169*** (0.00612)	0.0318** (0.0154)	0.0165*** (0.00459)	0.0179*** (0.00389)	0.0201*** (0.00549)	0.0180*** (0.0034)
地区效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
产业效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年份效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
观察值	5 338	1 200	804	3 159	4 183	2 955	4 383
R <sup>2</sup>	0.023	0.051	0.026	0.048	0.021	0.018	0.054

注:括号中为稳健标准差,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平上显著。

① 《国务院关于加快培育和发展战略性新兴产业的决定》将节能环保、新一代信息技术、生物、高端装备制造、新能源、新材料和新能源汽车七个产业列为现阶段的重点发展对象。

次、专业化的金融机构体系,大力发展普惠金融和绿色金融,促进解决“三农”、小微企业融资难和融资贵的问题。要大力发展中小金融机构,建立与完善有利于非国有金融机构发展的法律法规体系和司法环境,为非国有银行开放市场。同时,要不断深化我国金融体制改革,建立多层次的资本市场、探索多元化的融资路径、构建功能齐全的金融体系,为企业提供畅通的融资渠道。

### (二) 加强纳税信用等级评定工作

进一步加大“银税互动”助力企业发展力度。努力在税务部门和金融机构之间实现纳税信用评价的信息共享,充分发挥政务信息共享效应,使信贷部门能够更加快速、便捷、高效地获取不同特征企业的各种定性定量信息,缓解企业信贷融资中信息不对称的问题,协助金融机构进行准确有效的贷款风险评估。形成企业获得融资、银行金融机构开发优质客户和税务机关实现税款征收的三方共赢局面,从而支持供给侧结构性改革,促进大众创业、万众创新。

### (三) 完善延缓缴税制度

《税收征管法》虽有规定可以延期缴纳税款但仅限三个月。另外,延缓缴纳税款必须经由省、自治区、直辖市国家税务局、地方税务局批准,这对于位于直辖市或省会城市的企业尚可,但对于偏远落后地区的企业申请延缓缴纳税款成本太高。同时,批准权在税务机关,对“特殊困难”的认定具有主观性,导致制度目标难以实现。建议完善金税工程三期省级应用集中优化版各应用系统,增加财务状况、融资约束情况等评估功能,通过财务数据对企业财务困境、融资约束情况等指标进行评估,利用信息系统筛选,对纳税信用良好、确有困难的纳税人,经由县级以上国家税务局、地方税务局批准,可以延期缴纳税款。

### 参考文献:

- [1] Lamont O, Polk C, Saaárequejo J. Financial Constraints and Stock Returns[J]. *Review of Financial Studies*, 2001, 14(2).
- [2] Denis DJ, Sibilkov V. Financial Constraints, Investment, and the Value of Cash Holdings[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23(1).
- [3] Edwards A, Schwab CM, Shevlin TJ. Financial Constraints and the Incentive for Tax Planning[J]. *Ssrn Electronic Journal*, 2013(14).
- [4] Hanlon M, Heitzman S. A review of tax research[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2010, 50(2-3).
- [5] 刘行, 叶康涛. 企业的避税活动会影响投资效率吗? [J]. 会计研究, 2013(6).
- [6] Kaplan SN, Zingales L. Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1).
- [7] 王亮亮. 金融危机冲击、融资约束与公司避税[J]. 南开管理评论, 2016(1).
- [8] 韩立岩, 刘博研. 公司治理、不确定性与现金价值[J]. 经济季刊, 2011, 10(2).
- [9] Fama EF, French KR. Taxes, Financing Decisions, and Firm Value[J]. *The Journal of Finance*, 1998, 53(3).
- [10] 刘行, 叶康涛. 金融发展、产权与企业税负[J]. 管理世界, 2014(3).
- [11] 吴联生. 国有股权、税收优惠与公司税负[J]. 经济研究, 2009(10).
- [12] 李斌, 江伟. 金融发展、融资约束与企业成长[J]. 南开经济研究, 2006(3).
- [13] 王跃堂, 王亮亮, 彭洋. 产权性质、债务税盾与资本结构[J]. 经济研究, 2010(9).
- [14] 刘慧龙, 吴联生. 制度环境、所有权性质与企业实际税率[J]. 管理世界, 2014(4).
- [15] 谢盛纹, 田莉. CEO权力、审计行业专长与税收激进程度[J]. 审计与经济研究, 2014(5).
- [16] 张三峰, 张伟. 融资约束、金融发展与企业雇佣——来自中国工业企业调查数据的经验证据[J]. 金融研究, 2016(10).
- [17] 叶康涛. 盈余管理与所得税支付: 基于会计利润与应税所得之间差异的研究[J]. 中国会计评论, 2006(2).
- [18] 徐晓萍, 李进军. 现金、股利资产估值与独立董事有效性——基于价值回归模型的实证研究[J]. 财经研究, 2011(3).
- [19] 郭丽虹, 马文杰. 融资约束与企业投资—现金流量敏感度的再检验: 来自中国上市公司的证据[J]. 世界经济, 2009(2).
- [20] 连玉君, 彭方平, 苏治. 融资约束与流动性管理行为[J]. 金融研究, 2010(10).
- [21] 连玉君, 苏治. 融资约束、不确定性与上市公司投资效率[J]. 管理评论, 2009(1).
- [22] 黄凤羽, 黄晶. 股权式资产转让的避税与反避税行为研究[J]. 税务研究, 2013(10).

作者单位: 厦门大学经济学院  
(责任编辑: 于嘉音)