

# 融资约束与民营企业税务自利行为研究<sup>\*</sup>

张琛<sup>1</sup>, 刘银国<sup>2</sup>

(1. 安徽大学商学院,安徽 合肥 230601;  
2. 安徽财经大学会计学院,安徽 蚌埠 233041)

**内容提要:**本文使用2010—2014年沪深两市A股上市公司的数据,基于委托代理理论研究了民营企业的税务自利行为,并进一步考察融资约束对企业税务自利行为的影响。结果显示,相对于非民营企业,民营企业存在着更为激进的税务自利行为;在融资约束条件下,民营企业的税务自利行为更加严重。民营企业潜在的融资约束促使它们从事积极的税务自利行为以节省相关税费支出,从而为公司的未来投资储备更多现金流。

**关键词:**民营企业;税务自利;融资约束;公司治理

**中图分类号:**F275 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2016)03—0113—11

## 一、引言

为了适应经济市场化发展趋势,中国会计准则在20世纪末走上了与国际会计准则逐渐趋同的改革道路。一个显著特点是,企业财务报告收益和应税收益逐步分离,这为企业报告更高的账面收入和更低的应税收益提供了可能。准则趋同的初衷是为投资者提供更为相关的会计信息,引导资本市场有效运转,但也给企业税务自利行为提供了机会。从1994年分税制改革至今,我国税收收入一直呈现快速增长的趋势,税收收入总额和增长速度连创新高。特别是民营企业,在税收贡献上日益重要,在部分省份,民营企业的税收贡献甚至“独挑大梁”。在会计准则趋同和税负逐年提高的形势下,部分民营企业的税务自利行为也开始变得积极,以期合理避税,减轻企业负担。

Chen等(2010)基于代理理论考察了美国家族企业税务筹划行为,研究发现,相比于非家族企业,家族企业更不愿意进行激进的税务筹划。根据其结论,我国民营企业似乎也应该更加关注税务筹划过程中的非税成本,更加不愿意进行激进的税务筹

划行为。但在中国市场经济处于转型的现阶段,与公司经营相关的税收制度尚不健全或者执行不力,民营企业进行税务自利的执行成本比较低,即使事后被发现有偷税漏税行为,惩罚成本和由此而导致的声誉成本也相对低廉。那么,相比于国有企业,现实中,我国民营企业税务自利行为是更加激进还是更为保守?另外,相比于国有大中型企业,我国民营企业融资渠道更为单一,很多中小企业面临融资难的局面(王彦超,2009;连玉君等,2010),再加上政治关联度较弱,融资约束更加凸显,有些民营企业不得不选择“民间借贷”而承受高额融资成本,民营企业税务自利行为和公司预期融资约束有没有关联性?本文试图解答以上两个问题。

## 二、理论分析与研究假设

很多学者将税务自利问题置于代理理论下进行研究。Chen & Chu(2005)在委托代理理论框架下分析了公司的税务自利问题。他们认为,由于所有权和经营权分离而导致的效率损失问题可能会对公司税务政策产生影响。两权分离的公司会使得管理当局基于自身利益来权衡税务筹划行为

收稿日期:2015-03-20

\* 基金项目:国家自然科学基金项目“国有企业自由现金流量优化与控制机制研究”(71172190);国家自然科学基金项目“国有企业多元治理逻辑、董事会行为合法性与企业可持续成长”(71572001)。

作者简介:张琛(1987-),男,安徽铜陵人,讲师,管理学博士,研究领域是公司治理,E-mail:beyondzc@126.com;刘银国(1964-),男,安徽阜阳人,教授,管理学博士,研究领域是公司治理,E-mail:lyg4536@126.com。

(Slemrod, 2004), 并且, 高管个人特征会对公司的税务筹划水平产生显著影响(Dyreng 等, 2010), 造成无法由公司特征解释的公司税务自利行为的增量解释效应。因而, 股东需要设计有效的约束机制来缓解由于两权分离而导致的代理成本。Crocker & Slemrod(2005)则从信息不对称视角考察了股东和税务经理订立的激励合同会不会对公司税务自利行为产生影响。他们设计了针对有私人信息的税务经理的最优激励补偿合同, 该激励政策能够对税务当局的强制政策做出反应。研究结果表明, 对于税务当局而言, 针对税务经理的避税行为进行惩罚, 要比针对股东更有效。部分学者还对上述理论进行了实证检验。Desai & Dharmapala(2006)使用应计利润调整后的公司账面税务差异来研究公司税务自利与管理层的薪酬激励问题, 研究表明, 给定较弱的公司治理水平, 管理层薪酬激励的增加可以减少公司税务自利水平; Chen 等(2010)研究显示, 由于大股东和中小股东之间存在着严重的代理问题, 为了缓解此类代理问题引致的非税成本, 相比于非家族企业, 家族企业拥有更加保守的税务政策; Rego & Wilson(2012)的研究表明, 公司之所以积极从事税务筹划行为, 主要动机来自于权益风险激励, 权益风险激励增加了管理当局从事风险性的税务战略的概率, 更大的权益风险激励伴随着更大的税务风险和更高的税务自利水平; Edwards 等(2013)构建了度量融资约束的宏观和微观指标, 研究发现, 由于委托代理问题的存在, 企业面临融资约束越大, 税收自利动机越强。

上述研究都是针对成熟的市场经济国家, 这些国家的典型特征是拥有相似的制度背景、发达的资本市场以及比较完善的公司治理机制。近年来, 我国学者也逐渐关注公司税务激进问题。盖地、胡国强(2012)以我国2008年所得税改革为契机, 借鉴Shackelford & Shevlin(2001)的税与非税因素权衡模型, 实证考察有减税预期的上市公司在税收自利中是否权衡了财务报告成本。他们的研究表明, 有减税预期的公司存在将减税之前的利润推迟到未来低所得税率期间确认的盈余管理行为, 有着高财务报告成本的公司明显降低了这一跨期利润转移的动机。该研究证实了我国上市公司在税收筹划决策中权衡了税务与财务报告成本。税务自利行为有助于提高企业价值, 企业成功避税能够增加税

后利润, 带来经济利益的流入, 政治关联程度越低的企业, 这种动机更加显著(罗党论、魏翥, 2012)。进一步, 民营企业和国有企业进行税务筹划的差异来源于管理当局之间的特征差异, 这种差异与税务自利活动成本收益的归属密切相关。对于国有企业而言, 管理当局的首要责任是保证国有资产保值增值以及对个人职业生涯前景的关注, 纵然企业可以通过积极的税务自利行为节省税费支出, 但由于缺乏足够的报酬激励, 这种税务节省并不会给管理当局本身带来额外收益。相反, 一旦被税务当局认定存在激进的税务操纵嫌疑(罗琦等, 2007), 便会给管理当局的个人声誉和发展前景造成负面影响; 对于民营企业而言, 高管层分工明确, 委托代理问题显著, 且大多数民营企业高管都无行政职务, 利润最大化是其追求的唯一目标, 他们能够获得税务自利的绝大部分收益, 或者通过税务自利活动获得额外的“隐性租金”。通过积极的税务自利而节省的税费支出能够给公司的投资项目进行现金储备。因此, 本文提出如下假设:

$H_1$ : 根据委托代理理论, 相对于非民营企业, 民营企业的税务自利行为更加积极。

我国民营企业在考虑税务自利行为时, 可能有着和欧美国家企业不同的出发点。美国有着世界上最发达的资本市场, 公司除了以发行股票的方式来获取融资外, 还可以发行公司债券, 甚至还可以获取风险投资基金的支持。我国资本市场虽发展迅速, 但限于发展的阶段性以及体制约束, 即使是上市公司, 我国民营企业的融资渠道仍然比较狭窄, 普遍存在着融资困难的问题。沈红波等(2010)的研究表明, 国有上市公司受到的融资约束比民营上市公司要小, 金融发展水平的提高能够改善民营上市公司的融资约束。融资约束是影响企业财务政策和投资决策的重要因素, 受到融资约束的企业, 资金来源系统地依靠内部现金流。假设公司能够通过节省现金流支出降低融资约束, 公司的税务政策也可能受到融资约束的影响(王彦超, 2009; 申慧慧、于鹏, 2012)。基于这样的现实, 我国民营企业有积极的动机进行税务自利以节省税费支出, 从而将有限的资金投入到更有盈利性的投资机会中。为了决定公司的税务自利水平, 公司需要权衡税务自利的边际成本与边际收益。税务自利的潜在收益包括节省的税费支出, 而边际成本则主要包括进

行税务自利的执行成本以及被税务当局查处所引致的惩罚成本和声誉损失成本,并且包括由于进行税务自利而导致的代理成本。对于民营企业来说,在融资约束条件下,税务自利的边际收益显著高于边际成本。Desai & Jin(2011)也指出,民营企业更有可能通过设计复杂的交易方式或者是关联方活动来进行盈余管理。因此,本文提出如下假设:

H<sub>2</sub>: 民营企业面临融资约束越强, 税务自利行为越积极。

### 三、研究设计

#### 1. 样本选择

本文选取 2010—2014 年沪深两市 A 股上市公司作为研究样本。由于金融保险行业的特殊性,本文的研究剔除了金融类的公司。鉴于首次发行股票公司当年的财务信息和其他年份有较大差异,本文剔除了当年 IPO 的公司。此外,本文还剔除了相关数据缺失的公司,剔除所得税费用小于或等于 0 的样本。在计算账面税务差异时,本文还剔除了应税利润为负的观察值,最后得到的有效样本为 4725 个。其中,财务数据和公司所得税税率数据来源于国泰安数据库(CSMAR),公司治理数据和上市公司市场价值数据来源于色洛芬数据库(CCER)。

#### 2. 变量定义

(1) 税务自利行为的度量。关于税务自利行为的度量,已有文献主要采用两种思路:一是基于有效税率的度量;二是基于账面税务差异的度量。为了使本文的研究结论更为稳健,参考国内外研究文献,本文使用三种指标度量税务自利行为:一种指标基于有效税率的度量,其他两种指标基于账面税务差异的度量。基于有效税率的度量指标为:

$$ETR = (Tax\_expence_{it} - def\_taxfee_{it}) / Pretax\_income_{it}$$

其中,  $Tax\_expence_{it}$  表示公司  $i$  在年度  $t$  利润表中列示的所得税费用;  $def\_taxfee_{it}$  表示公司递延所得税费用<sup>①</sup>;  $Pretax\_income_{it}$  表示公司  $i$  在年度  $t$  利润表中列示的税前利润。这个指标反映了公司通过调整永久性差异来进行税务自利行为的程度,比如,公司可能投资于具有税收优惠和免税的项目,或者是出于避税动机而夸大营业损失等。如果公司倾

向于进行积极的税务自利行为,那么,相比于没有进行税务自利行为的公司而言,其有效税率将会降低。

基于账面税务差异的度量。该指标借鉴了 Desai & Dharmapala(2006)的方法。该方法考虑到了 Manzon & Plesko(2001)的度量方式,包含了公司进行盈余管理而导致的账面税务差异。因而,他们通过控制公司的操控性应计来分离由于公司盈余管理行为而导致的公司税务自利行为:

$$\frac{BT\_difference_{it}}{Lagasset_{it}} = \frac{Ta_{it}}{Lagasset_{it}} + \gamma_i + \varepsilon_{it}$$

其中,  $BT\_difference_{it} = Pretax\_income_{it} - Taxable\_income_{it}$ ;  $Pretax\_income_{it}$  表示公司  $i$  在  $t$  年度的税前利润;  $Taxable\_income_{it} = Tax\_expence_{it} / \tau$ ,  $Tax\_expence_{it}$  表示公司  $i$  在  $t$  年度的所得税费用,  $\tau$  表示法定所得税税率;  $Ta_{it}$  表示公司  $i$  在  $t$  年度的操控性应计;  $Lagasset_{it}$  表示期初总资产; 残差  $Ts_{it} = \gamma_i + \varepsilon_{it}$  度量了公司进行税务自利的程度。

Frank 等(2009)指出,上述指标主要考虑了公司进行税务自利时的暂时性差异,而没有考虑到公司可能通过永久性差异来进行税务自利。为此,Frank 等(2009)优化了上述公式,设计了如下指标度量可能采用永久性差异方式来进行税务激进的公司:

$$\frac{BT\_difference_{it}}{Lagasset_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{Goodwill_{it}}{Lagasset_{it}} + \beta_2 \frac{Intang_{it}}{Lagasset_{it}} + \beta_3 \frac{Mi\_inter_{it}}{Lagasset_{it}} + \beta_4 Nol_{it} + \beta_5 Lagperm_{i-1t} + \varepsilon_{it}$$

其中,  $BT\_difference_{it} = Pretax\_income_{it} - Tax\_expence_{it} / \tau - DTE_{it} / \tau_{it}$ ,  $DTE_{it}$  表示公司的递延所得税负债;  $Goodwill_{it}$  表示公司商誉;  $Intang_{it}$  表示公司无形资产;  $Mi\_inter_{it}$  表示归属于少数股东的净利润(损失);  $Nol_{it}$  表示运营资本的前转;  $Lagperm_{it}$  表示滞后一期的  $BT\_difference_{it}$ ; 其他变量定义如上文。利用 2010—2014 年度的数据,本文首先使用 OLS 方法来估计上述模型,得到的回归残差  $\varepsilon_{it}$  作为税务自利行为的替代变量。

(2) 民营企业的界定。本文关于民营企业的界定采纳了国泰安数据库中的界定方式,即如果该公司出现在国泰安民营企业数据库中,且家族成员亦是公

<sup>①</sup> 计算方式为递延所得税费用 = (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)。

司董事会成员或者是公司高管人员,则认为该公司属于民营企业。出于稳健性的考虑,本文同时使用色洛芬数据库进行核对,当且仅当两个数据库中关于民营公司的界定相同时,本文才将该公司界定为民营企业,否则,该公司不能界定为民营企业。如果公司是民营企业,则  $Private$  等于 1, 否则,  $Private$  等于 0。

### 3. 模型设计

为了检验本文的研究假设,本文构造如下模型:

$$\begin{aligned} Taxaggressive_u = & \alpha_0 + \alpha_1 Private_u + \alpha_2 Lev_u + \\ & \alpha_3 Roa_u + \alpha_4 St_u + \alpha_5 Audit_u + \alpha_6 TobinQ_u + \\ & \alpha_7 Nol_u + \alpha_8 TotAval_u + \alpha_9 PPE_u + \alpha_{10} PE_u + \alpha_{11} \\ & A\_turn_u + \alpha_{12} Yeardum + \alpha_{13} Industrydum + \varepsilon_u \end{aligned} \quad (1)$$

其中,  $Taxaggressive_u$  表示税务自利行为程度, 具体的度量方法为上文定义的三个税务自利行为指标;  $Private_u$  变量表示家族企业的代理变量。如果家族企业相比于非家族企业, 其税务自利行为程度更高, 那么, 能够观察到  $Private_u$  的系数  $\alpha_1$  应该显著异于 0。具体而言, 如果因变量是有效税率, 那么, 系数  $\alpha_1$  的值应该显著为负; 如果因变量是账面税务差异, 则系数  $\alpha_1$  应该显著为正。由于本文的样本区间较长, 为了减弱自相关和异方差等计量问题, 本文使用稳健标准误来进行统计判断。为了控制其他因素对税务自利行为的影响, 本文还加入了其他解

释变量, 具体说明如表 1 所示。

本文使用投资—现金流敏感性模型 (Richardson, 2006) 来度量公司是否处于融资约束状态, 如果公司的投资—现金流敏感度越高, 则公司越有可能处于融资约束状态。对模型(2)进行分行业分年度回归, 得到变量  $cash_u$  的系数  $\alpha_1$ , 计算  $\alpha_1$  的行业均值。如果一家公司在某一年度的投资现金流敏感度的  $\alpha_1$  值超过了其所在行业的均值, 那么, 本文就认定该公司处于融资约束状态, 变量  $Cash\_restrain_u$  取值为 1。

$$Investment_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 cash_u + \varepsilon_{it+1} \quad (2)$$

然后, 构造如下模型(3)来检验融资约束是否会影响公司的税务自利行为。其中, 变量  $Cash\_restrain_u$  表示是否为融资约束的公司。如果因变量是有效税率, 那么,  $Cash\_restrain_u$  的值显著为负, 则表示处于融资约束的公司的有效税率更低, 表明有着更为激进的税务自利行为; 如果因变量是基于账面税务差异度量的, 那么,  $Cash\_restrain_u$  的值显著为正, 则表示处于融资约束的公司的账面税务差异更大, 表明有着更为激进的税务自利行为。其他主要变量如表 1 所示。

$$\begin{aligned} Taxaggressive_u = & \alpha_0 + \alpha_1 Cash\_restrain_u + \alpha_2 Lev_u + \\ & \alpha_3 Roa_u + \alpha_4 TobinQ_u + \alpha_5 Nol_u + \\ & \alpha_6 TotAval_u + \alpha_7 PPE_u + \\ & \alpha_8 PE_u + \alpha_9 A\_turn_u + \alpha_{10} Yeardum + \\ & \alpha_{11} Industrydum + \varepsilon_u \end{aligned} \quad (3)$$

表 1

主要变量定义

变量名	主要变量定义	变量解释
ETR	有效税率, 它等于当年度的所得税费用除以本年度公司的税前利润	
Res_acrul	基于 Desai & Dharmapala(2006) 的方法计算出的税务自利行为度量指标	
Res_btdiff	基于 Frank 等(2009)的方法计算出的税务自利行为度量指标	
Private	公司是否为民营企业的虚拟变量, $Private = 1$ 表示为民营企业, 否则为 0	
Cash_restrain	融资约束衡量指标, 若模型(2)中 $\alpha_1$ 超过行业平均值 $Cash\_restrain = 1$ , 否则为 0	
Lev	表示公司的财务杠杆, 用资产负债率来表示	
Roa	公司资产报酬率, 用当年的净利润与年末总资产表示	
ST	表示公司是否处于预警状态, 如果公司收到证监会的警告, 则取值为 1, 否则为 0	
Audit	会计师事务所出具的审计意见, 0 表示标准误保留意见, 1 表示非标准审计意见	
TobinQ	表示企业的成长机会, 它等于公司市场价格/公司重置成本	
Nol	表示公司的运营资本是否有前转行为	
PPE	反映企业规模, 表示公司固定资产, 具体为厂房、设备、不动产等	
A_turn	公司资产周转率	
Tot_A_mv	流通在外的总市值	
PV	公司市盈率	

资料来源: 本文整理

#### 四、实证分析

##### 1. 描述性统计分析

表2列示了税务自利行为变量的描述性统计结果<sup>①</sup>。从有效税率角度看,民营企业的有效税率相比于非民营企业,其平均的有效税率处于更低的水平,T统计量高达3.331且在1%的水平下显著。

不过,从中位数的视角来看,两者之间无明显差异;从账面税务差异的视角来看,无论是剔除盈余管理的账面税务差异,还是基于Frank等(2009)的方法计算出的税务自利行为度量指标,民营企业显著高于非民营企业且在1%水平下存在显著。此外,民营企业账面税务差异的中位数也高于非民营企业账面税务差异的中位数。

表2

税务自利行为变量的描述性统计

变量	民营企业样本				非民营企业				检验统计量	
	样本量	均值	标准差	中位数	样本量	均值	标准差	中位数	T值	标准误
ETR	1654	0.206	0.061	0.248	3071	0.227	0.065	0.250	3.331 ***	0.566
Res_acrul	1654	0.001	0.081	0.013	3071	0.000	0.064	0.013	2.557 ***	0.595
Res_btdiff	1654	0.002	0.081	0.013	3071	-0.002	0.061	0.010	3.050 ***	0.822

资料来源:本文计算所得

表3列示了解释变量的描述性统计结果。样本中半数以上的观察值为非民营企业,其他变量的变异比较大,反映出我国高的资产报酬率。同时,民营企业的资产周转率相比非民营企业也更低,但是,民营企业的市盈率总体上较高。此外,在描述性统计中还分析了主要因变量和自变量之间的相

关性,正如本文假设所预料的,是否为民营企业和有效税率呈负相关关系,和账面税务差异变量呈正相关关系。描述性统计和相关性分析的结果虽然已经展现出民营企业的税务自利行为不同于非民营企业,但是,结果没有控制其他相关因素,结论并不稳健,因而,需要进一步进行回归分析。

表3

解释变量的描述性统计

变量	民营企业样本				非民营企业样本				检验统计量	
	样本量	均值	标准差	中位数	样本量	均值	标准差	中位数	T值	标准误
Private	1654	1	0	1	3071	0	0	0	2.709 ***	0.516
Lev	1654	1.109	15.20	0.508	3071	0.511	0.211	0.524	5.881 ***	0.426
Roa	1654	0.032	1.514	0.042	3071	0.034	0.082	0.035	-1.209	1.471
ST	1654	0.172	0.384	0	3071	0.061	0.241	0	2.109 ***	0.361
Audit	1654	0.115	0.345	0	3071	0.042	0.204	0	2.313 ***	0.754
TobinQ	1654	11.81	145.5	1.625	3071	1.756	2.236	1.334	3.841 ***	0.714
Nol	1654	0.138	0.313	0	3071	0.082	0.281	0	1.646 **	0.912
PPE	1654	19.14	2.866	19.33	3071	20.33	1.765	20.41	-0.726	0.566
A_turn	1654	63.95	70.14	51.36	3071	78.09	56.77	63.38	0.871 *	0.501
Tot_A_mv	1654	20.45	1.115	21.17	3071	21.66	1.245	21.13	-0.5271	0.526
PV	1654	91.56	278.4	35.67	3071	81.32	269.5	31.22	1.715 **	0.856

资料来源:本文计算所得

<sup>①</sup>这里列示的是标准的基于因变量均值的T检验统计量,基于中位数检验的T统计量在5%的水平下不显著。此外,本文还做了Wilcoxon符号秩检的非参数检验,结果和标准的T检验结果相同。

## 2. 回归分析

表4报告了民营企业的税务自利行为的回归结果。从模型(1)(*ETR*)的回归结果可知,在控制了其他影响税务自利的因素之后,民营企业虚拟变量显著为负值,且在1%的显著性水平下显著,这意味着,相比于非民营企业,民营企业的有效税率显著更低,民营企业可能会通过更加积极的税务自利来降低有效税率。模型(1)(*Res\_acrul*)和模型(1)(*Res\_btdiff*)的系数*Private*均显著大于0,表明相比于非民营企业,民营企业的账面税务差异更大,存在着更为激进的税务自利行为,假设H<sub>1</sub>成立。

本文继续检验融资约束对于民营企业税务自利行为的影响。模型(3)的估计结果如表5所示。从全样本的估计结果来看,无论是基于有效税率,还是基于账面税务差异,相比没有融资约束的企业,有融资约束的企业税务自利行为更加积极。表5还报告了处于融资约束的民营企业和非民营企业是如何影响其税务自利行为的。总体来说,无论是民营企业还是非民营企业,融资约束都会导致公司从事激进的税务自利行为,假设H<sub>2</sub>成立。民营企业的税务自利行为要高于非民营企业,具体表现为民营企业有更低的有效税率和更高的账面税务差异。卡方检验的结果表明,基于账面税务差异度的民营企业*Cash\_restrain*的系数和非民营企业显著不同,且在5%的显著性水平下显著。民营企业的税务自利行为可能是不得已而为之。若要规范民营企业的税务自利行为,就需要建立完善的融资渠道。只有解决了公司融资难的问题,并配合税务当局有力的监管措施,才有可能规范民营企业的税务自利行为。

表4 民营企业税务自利行为的回归结果

变量	模型(1) ( <i>ETR</i> )	模型(1) ( <i>Res_acrul</i> )	模型(1) ( <i>Res_btdiff</i> )
<i>Private</i>	-0.004 *** (0.003)	0.566 *** (0.159)	0.870 *** (0.209)
<i>Lev</i>	0.000 (0.000)	0.182 *** (0.039)	0.225 *** (0.062)
<i>Roa</i>	0.001 (0.000)	2.259 *** (0.155)	1.567 *** (0.166)
<i>ST</i>	0.018 *** (0.003)	0.0920 (0.308)	0.186 (0.417)
<i>Audit</i>	0.000 (0.001)	5.014 *** (0.298)	4.331 *** (0.445)
<i>TobinQ</i>	0.000 (0.000)	0.007 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)
<i>Nol</i>	0.000 (0.003)	-2.471 *** (0.256)	1.277 *** (0.339)
<i>PPE</i>	0.003 *** (0.000)	0.041 (0.022)	-0.037 (0.035)
<i>A_turn</i>	0.000 (0.000)	0.004 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)
<i>Tot_A_mv</i>	-0.006 *** (0.001)	0.156 ** (0.061)	0.465 *** (0.113)
<i>PV</i>	0.000 (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.001 ** (0.000)
<i>Constant</i>	0.436 *** (0.018)	-4.114 *** (1.561)	-11.214 *** (2.499)
<i>Yeardum</i>	YES	YES	YES
<i>Industrydum</i>	YES	YES	YES
观察值	4725	4725	4725
调整的 R <sup>2</sup>	0.044	0.087	0.045
F统计量	27.51	77.26	28.79

注: \*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1

资料来源:本文计算所得

表5

融资约束与民营企业税务自利行为的回归结果

变量	全样本			民营企业样本			非民营企业样本		
	<i>ETR</i>	<i>Res_acrul</i>	<i>Res_btdiff</i>	<i>ETR</i>	<i>Res_acrul</i>	<i>Res_btdiff</i>	<i>ETR</i>	<i>Res_acrul</i>	<i>Res_btdiff</i>
<i>Cash_restrain</i>	-0.012 *** (0.002)	0.453 *** (0.166)	0.731 *** (0.239)	-0.013 *** (0.002)	0.622 ** (0.256)	0.819 ** (0.411)	-0.010 *** (0.002)	0.446 ** (0.181)	0.723 *** (0.265)
<i>Lev</i>	0.000 (0.000)	-0.169 *** (0.041)	-0.214 *** (0.058)	0.000 (0.000)	-0.131 *** (0.041)	-0.182 *** (0.068)	0.021 *** (0.005)	-0.585 (0.434)	-0.693 (0.588)
<i>Roa</i>	0.001 (0.001)	2.265 *** (0.146)	1.566 *** (0.157)	0.001 (0.001)	1.797 *** (0.165)	1.277 *** (0.175)	0.018 (0.013)	31.27 *** (1.117)	26.17 *** (1.391)
<i>ST</i>	0.018 *** (0.003)	0.129 (0.328)	0.248 (0.407)	0.011 *** (0.004)	0.816 * (0.451)	0.768 (0.608)	0.021 *** (0.006)	-0.614 (0.409)	-0.669 (0.568)
<i>Audit</i>	0.000 (0.003)	-5.609 *** (0.335)	-4.561 *** (0.481)	-0.004 (0.004)	-5.981 *** (0.494)	-4.182 *** (0.699)	-0.001 (0.005)	-3.373 *** (0.446)	-4.135 *** (0.651)

变量	全样本			民营企业样本			非民营企业样本		
	ETR	Res_acrul	Res_btdiff	ETR	Res_acrul	Res_btdiff	ETR	Res_acrul	Res_btdiff
TobinQ	0.000 *	0.007 ***	0.006 ***	0.000	0.005 ***	0.005 ***	0.000	0.100 **	0.300 ***
(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.040)	(0.112)
Nol	0.000	-1.614 ***	1.299 ***	0.005	-1.591 ***	1.364 **	-0.005	-0.915 ***	1.772 ***
(0.002)	(0.281)	(0.336)	(0.336)	(0.004)	(0.429)	(0.536)	(0.004)	(0.316)	(0.411)
PPE	0.002 ***	0.005	-0.051	0.000	-0.029	-0.042	0.004 ***	0.324 ***	0.315 ***
(0.000)	(0.037)	(0.044)	(0.044)	(0.000)	(0.054)	(0.065)	(0.001)	(0.057)	(0.082)
A_turn	0.000	0.004 ***	0.005 ***	0.000	0.008 ***	0.010 ***	0.000	-0.004 ***	-0.004 **
(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.002)	(0.002)	(0.000)	(0.001)	(0.002)
Tot_A_mv	-0.007 ***	0.094	0.387 ***	-0.009 ***	0.368 ***	0.591 ***	-0.008 ***	-0.638 ***	-0.416 ***
(0.001)	(0.069)	(0.110)	(0.110)	(0.001)	(0.126)	(0.183)	(0.001)	(0.082)	(0.147)
PV	0.000	0.001 ***	0.001 ***	0.000	0.001 ***	0.001 ***	0.000	0.001 ***	0.002 ***
(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.001)
Constant	0.341 ***	-2.351 *	-8.157 ***	0.421 ***	-7.642 ***	-12.88 ***	0.282 ***	6.391 ***	0.766
(0.012)	(1.421)	(2.211)	(2.211)	(0.024)	(2.692)	(4.111)	(0.018)	(1.561)	(2.491)
Yeadum	YES								
Industrydum	YES								
观察值	4725	4725	4725	1654	1654	1654	3071	3071	3071
调整的 $R^2$	0.038	0.102	0.057	0.056	0.131	0.071	0.039	0.211	0.161
F统计量	31.49	81.07	29.11	21.71	49.51	17.15	20.73	99.45	50.35

注: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

资料来源:本文计算所得

### 3. 进一步分析

(1) 考虑最终控制人的持股比例。影响本文结论可靠性的关键因素可能是最终控制人的持股比例不同导致税务自利行为的差异,而不是产权本身。对所有样本,根据最终控制人持股比例的高低,分成三组,即绝对控股组(持股比例超过50%)、能够施加重大影响组(持股比例介于20%和50%之间)和其他组(持股比例小于20%)。如果在以上的三个组中,都发现民营企业相比于非民营企业的税务自利程度更大,那么,就可以认为,民营企业

的税务自利行为高于非民营企业不是由于不同的持股比例导致的,而是由于产权差异引起的。表6(只列示主要变量)报告了估计结果。在绝对控股组和相对控股组,民营企业相比于非民营企业税务自利行为的程度更大;在持股比例小于20%中,只有Frank等(2009)的方法计算的税务自利变量显著,其他两个指标至少在统计意义上不显著。总体上看,本文的结论表明,民营企业的税务自利行为高于非民营企业,不是由于不同的持股比例导致的,而是由于产权差异引起的。

表6 最终控制人持股比例对民营企业税务自利行为的回归结果

变量	持股比例大于50%			持股比例在20%和50%之间			持股比例小于20%		
	ETR	Res_acrul	Res_btdiff	ETR	Res_acrul	Res_btdiff	ETR	Res_acrul	Res_btdiff
Private	-0.004 *	1.245 ***	1.856 ***	-0.007 ***	0.551 ***	0.710 **	0.005	0.121	0.344 **
(0.003)	(0.343)	(0.434)	(0.434)	(0.003)	(0.208)	(0.275)	(0.003)	(0.341)	(0.217)
Constant	0.301 ***	0.488	-1.046	0.375 ***	-1.241	-7.556 **	0.376 ***	-7.885 ***	-11.179 ***
(0.026)	(2.314)	(3.841)	(3.841)	(0.020)	(2.011)	(3.041)	(0.031)	(3.315)	(5.118)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观察值	1391	1391	1391	2165	2165	2165	1194	1194	1194
调整的 $R^2$	0.049	0.141	0.104	0.039	0.181	0.151	0.029	0.233	0.212
F统计量	11.14	33.67	16.24	17.51	85.64	35.52	6.27	57.19	37.44

注: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

资料来源:本文计算所得

(2)考虑市场化水平和法律保护程度的差异。考虑到中国各个地区的经济发展不平衡和地区的市场化水平存在差异,各个地区的市场发育程度不一,制度环境亦会存在差异(樊纲等,2012),那么,这种不同的市场发育程度和法制保护会影响不同产权的公司的税务自利行为吗?为此,本文将样本根据注册地进行细分,将公司分成了东、中、西部三个分样本,分别对模型(1)加以估计。估计出的结果如表7(只列示主要变量)所示。从表7中结果可知,在东部地区,民营企业存在着更为激进的税务

自利行为,但是,在中西部地区,无论是基于有效税率估计的结果,还是基于账面税务差异的结果,都很难判断民营企业是不是相比于非民营企业存在着更为激进的税务自利行为。究其原因,东部地区的市场化水平更高,制度环境更为完善,公司进行税务自利的意识和资源也更为丰富。同时,投资者保护水平更高,公司治理机制相比于中西部地区也更为健全,或者是东部地区的投资机会更多,管理层的税务自利意识更为突出。

表7

分地区民营企业税务自利行为的回归结果

变量	东部地区			中部地区			西部地区		
	ETR	Res_acrul	Res_btdiff	ETR	Res_acrul	Res_btdiff	ETR	Res_acrul	Res_btdiff
Private	-0.009 *** (0.002)	0.651 *** (0.187)	0.924 *** (0.256)	-0.005 * (0.003)	0.233 (0.271)	0.708 * (0.379)	0.022 *** (0.004)	0.268 (0.377)	-0.089 (0.509)
Constant	0.322 *** (0.017)	0.736 (1.789)	-3.292 (2.950)	0.468 *** (0.027)	-5.835 ** (2.829)	-14.87 *** (4.122)	0.366 *** (0.041)	-10.75 *** (3.772)	-11.820 ** (5.502)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观察值	3076	3076	3076	981	981	981	693	693	693
调整的 $R^2$	0.023	0.114	0.084	0.035	0.094	0.065	0.091	0.175	0.168
F统计量	12.22	46.45	32.51	16.14	29.46	17.52	13.66	58.54	47.56

注: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

资料来源:本文计算所得

(3)考虑遗漏变量偏误。以往的研究表明,民营企业的股权结构、公司治理机制以及盈余管理等与非民营企业存在差异,如果这些差异同时也影响到公司的税务政策的话,上述估计结果就会产生遗漏变量偏误的问题。虽然之前关于税务自利行为的研究较少考虑此问题,但这并不意味着这个因素并不存在(Hanlon & Heitzman, 2010)。参考Aghion等(2013)的做法,为了控制由于潜在的遗漏变量偏误而引致的内生性问题,本文从以下三个视角加以考察,从而减弱内生性问题对本文结论造成的影响。一是考虑公司税务自利行为可能和公司治理因素相关,民营企业税务自利行为之所以与非民营企业存在差异,是因为有不同的股权结构。为了检验民营企业的税务自利行为不同于非民营企业可能是因为遗漏了公司股权结构因素造成的,本文在模型(1)的基础上加入了表示公司股权结构因素的变量CR\_5指数,该指数为公司前5位大股东持股比例之和。二是考虑公司税务自利行为可能和

高管激励相关,民营企业税务自利行为之所以与非民营企业存在着差异,是因为它们对于管理层激励的方式不同,而这又导致管理层对于公司是否从事税务自利时的偏好不一致。为考察此假说,本文将高管持股份额加入到模型(1)中。三是考虑公司税务自利行为可能和盈余管理相关,Frank等(2009)指出,公司在从事税务自利行为的同时,也伴随着盈余管理行为。为了检验民营企业虚拟变量显著异于0可能是由于遗漏了盈余管理的因素,本文将使用Dechow & Dichev(2002)的异常操控性应计方法计算的公司盈余管理变量加入到模型(1)中。表8报告了控制遗漏变量偏误的民营企业税务自利行为的分析结果。从表8可以看出,没有受到遗漏公司治理因素、管理层激励因素和盈余管理因素的影响。值得注意的是,和Frank等(2009)的结果有所不同,本文的结果在表明公司在从事税务自利行为的同时,也伴随着盈余管理行为的证据比较模糊。

表8 控制遗漏变量偏误后民营企业税务  
自利行为的回归结果

变量	模型(1) (ETR)	模型(1) (Res_acrul)	模型(1) (Res_btdiff)
Panel A:控制股权结构的民营企业税务自利行为的回归结果			
Private	-0.007 *** (0.002)	0.605 *** (0.137)	0.977 *** (0.251)
CR_5	-0.011 *** (0.003)	2.023 *** (0.567)	2.427 *** (0.659)
控制变量	YES	YES	YES
Panel B:控制管理层激励的民营企业税务自利行为的回归结果			
Private	-0.003 *** (0.002)	0.335 *** (0.151)	0.679 *** (0.326)
Topmge_share	-0.004 *** (0.002)	0.147 *** (0.056)	0.185 *** (0.058)
控制变量	YES	YES	YES
Panel C:控制盈余管理的民营企业税务自利行为的回归结果			
Private	-0.006 *** (0.003)	0.414 *** (0.235)	0.595 *** (0.241)
E_M	-0.001 *** (0.001)	0.124 *** (0.097)	-0.476 *** (0.256)
控制变量	YES	YES	YES

注:CR\_5 表示前五大股东的持股比例;Topmge\_share 表示高管持股比例,E\_M 是基于 Dechow & Dichev(2002) 计算的应计盈余管理度量方法;其他变量同模型(1) 定义;\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1

资料来源:本文计算所得

#### 4. 稳健性检验

(1) 分位点回归。OLS 结果反映了在平均的税务自利水平下,民营企业对税务自利行为的响应。从表3 中可以看出,某些控制变量的变异程度比较大,这些离群值可能会对模型(1) 的估计结果产生异方差的影响。如果在不同税务自利水平上,民营企业对税务自利行为的影响不同,条件平均回归所得出的信息就十分有限。为了更精确、全面地反映民营企业与公司税务自利行为的分布情况,本文使用分位数回归方法,分别在 25%、50% 以及 75% 的分位点上重新估计模型(1)。表9 报告了基于分位点回归的模型(1) 的估计结果。Panel B 的结果表明,在 Quantile = 0.50 的分位点上,基于有效税务估计的民营企业虚拟变量系数值在 10% 的显著性水平上显著异于 0, 基于账面税务差异的估计结果表

明,民营企业相比于其他公司,其账面税务差异更大。这表明,民营企业存在着更为激进的税务自利行为。Panel A 在 Quantile = 0.25 以及 Panel C 在 Quantile = 0.75 的分位点上,都存在着类似的结论。

表9 基于分位点回归的民营企业税务

变量	模型(1) (ETR)	模型(1) (Res_acrul)	模型(1) (Res_btdiff)
Panel A: Quantile = 0.25 的民营企业税务自利行为的回归结果			
Private	-0.000 (-0.000)	0.299 * (0.176)	0.513 ** (0.256)
控制变量	YES	YES	YES
Panel B: Quantile = 0.50 的民营企业税务自利行为的回归结果			
Private	-0.001 * (0.001)	0.302 ** (0.179)	0.468 *** (0.164)
控制变量	YES	YES	YES
Panel C: Quantile = 0.75 的民营企业税务自利行为的回归结果			
Private	-0.000 (0.002)	0.407 *** (0.127)	0.588 *** (0.125)
控制变量	YES	YES	YES

注:Quantile = 0.25, 0.50, 0.75 分别表示在 25%、50% 以及 75% 的分位点; \*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1

资料来源:本文计算所得

(2) 民营企业重新界定。本文关于民营企业的界定采纳了 CSMAR 数据库中的界定方式,即如果该公司出现在 CSMAR 民营企业数据库中,且家族成员亦是公司董事会成员或者是公司高管人员,则认为该公司属于民营企业。在稳健性检验中,本文使用民营企业控股权额来重新界定民营公司,如果股权持有份额在 25% 以上,且满足之前所述的其他标准,则认为该公司属于民营企业。本文基于这样更严格的规定后,重新估计了模型(1),结果表明,结论基本没有变化,民营企业的税务自利行为亦不受民营企业的分类方法的影响。

#### 五、结论与启示

本文研究了我国民营企业的税务自利行为,结果表明,相比于非民营企业,民营企业存在着更为积极的税务自利行为。进一步的研究结果表明,民营企业的税务自利行为和融资约束紧密相关。民

营企业潜在的融资约束促使它们从事积极的税务自利行为以节省相关的税费支出,从而为公司未来投资储备更多的现金流。本文研究结果不同于Chen等(2010)得出的结论,暗示着我国民营企业进行税务自利行为的边际收益高于边际成本。这一边际成本包括民营企业存在的潜在的融资约束成本。

当然,民营企业的税务自利行为会减少国家财政收入。民营企业积极的税务自利行为的原因是多方面的,其根本目的还是为了降低成本、提高利

润。而融资约束加剧了民营企业税务自利行为的程度。因此,要合理约束民营企业激进的税务自利行为,需要对资本市场投融资体制进行合理的顶层设计,引导企业行为,维护国家利益。对于民营企业,完善资本市场的融资渠道必不可少,只有真正解决了融资困境问题,民营企业才有可能正常纳税。对于那些税务自利行为严重的的民营企业,应该给予严厉的惩罚,让民营企业的税务自利行为不敢有、不能有、不想有。

#### 参考文献:

- [1] Aghion P, Van Reenen J, Zingales. Innovation and Institutional Ownership[J]. American Economic Review, 2013, 103, (1): 277 – 304.
- [2] Chen S, Chen X, Cheng Q, et al. Are Family Firms More Tax Aggressive than Non-family Firms? [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 95, (1): 41 – 61.
- [3] Chen K, Chu C. Internal Control vs External Manipulation: A Model of Corporate Income Tax Evasion[J]. RAND Journal of Economics, 2005, 36, (1): 151 – 164.
- [4] Crocker K, Slemrod J. Corporate Tax Evasion with Agency Costs [J]. Journal of Public Economics, 2005, 89, (9): 1593 – 1610.
- [5] Desai M, Dharmapala D. Corporate Tax Avoidance and High-powered Incentives[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79, (1): 145 – 179.
- [6] Desai M, Jin L. Institutional Tax Clientele and Payout Policy[J]. Journal of Financial Economics, 2011, 100, (1): 68 – 84.
- [7] Dydeng S, Hanlon M, Maydew E. The Effects of Executives on Corporate Tax Avoidance[J]. The Accounting Review, 2010, 85, (4): 1163 – 1189.
- [8] Edward A, Schwab C, Shevlin T. Financial Constraints and the Incentive for Tax Planning[R]. Working Paper, 2013.
- [9] Frank M, Lynch L, Rego S. Tax Reporting Aggressiveness and Its Relation to Aggressive Financial Reporting[J]. The Accounting Review, 2009, 84, (2): 467 – 496.
- [10] Hanlon M, Heitzman S. A Review of Tax Research[J]. Journal of Accounting and Economics, 2010, 50, (2): 127 – 178.
- [11] Rego S O, Wilson R. Equity Risk Incentives and Corporate Tax Aggressiveness[J]. Journal of Accounting Research, 2012, 50, (3): 775 – 810.
- [12] Richardson S. Over-investment of Free Cash Flow[J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11, (2): 159 – 189.
- [13] Shackelford D A, Shevlin T. Empirical Tax Research in Accounting[J]. Journal of Accounting and Economics, 2001, 31, (1 – 3): 321 – 387.
- [14] 樊纲,王小鲁,朱恒鹏.中国市场化指数:各地区市场化相对进程2011年报告[M].北京:经济科学出版社,2012.
- [15] 盖地,胡国强.税收规避与财务报告成本的权衡研究——来自中国2008年所得税改革的证据[J].北京:会计研究,2012,(3).
- [16] 连玉君,彭方平,苏治.融资约束与流动性管理行为[J].北京:金融研究,2010,(10).
- [17] 罗党论,魏翥.政治关联与民营企业避税行为研究——来自中国上市公司的经验证据[J].广州:南方经济,2012,(11).
- [18] 罗党论,甄丽明.民营控制、政治关系与企业融资约束——基于中国民营上市公司的经验证据[J].北京:金融研究,2009,(12).
- [19] 罗琦,肖文翀,夏新平.融资约束抑或过度投资——中国上市企业投资—现金流敏感度的经验证据[J].北京:中国工业经济,2007,(9).
- [20] 沈红波,寇宏,张川.金融发展、融资约束与企业投资的实证研究[J].北京:中国工业经济,2010,(6).
- [21] 申慧慧,于鹏.国有股权、环境不确定性与投资效率[J].北京:经济研究,2012,(7).
- [22] 王彦超.融资约束、现金持有与过度投资[J].北京:金融研究,2009,(7).

## Research between Financing Constraints and Corporate Tax Self-interest in Private Enterprise

ZHANG Chen<sup>1</sup>, LIU Yin-guo<sup>2</sup>

(1. Business School of Anhui University, Hefei, Anhui, 230601, China;

2. Anhui University of Finance & Economics, Bengbu, Anhui, 233041, China)

**Abstract:** From tax reform in 1994, China's tax revenue has been showing a trend of rapid growth, and the growth rate of total tax revenue has climbed to new heights. Especially for the private enterprise, it is in the increasingly important contribution to the taxation, and even plays the leading role in some provinces. China's financial development significantly enhanced the company's income tax, and mainly in private enterprises. Statistics shows that private enterprise's contribution to GDP taxation has exceeded 50%. Under the background of accounting standards convergence and the tax burden, tax self-interest behavior of some private enterprises are starting to become active, they expect to avoid tax reasonable and reduce the burden.

Research on this issue has significance as following aspects. First, in the context of financial crisis, China's private enterprises has the problem of difficulties in financing, so they have positive motivation to tax self-interest and to save the fees. So that they could invest the limited funds into the opportunities with more profitable. This study helps to understand how the private enterprises do the tax self-interest, so as to provide reference for decision-makers in the formulation of economic decision-making. Second, compared to the state-owned enterprises, private enterprises are facing more severe agency problem between major shareholder and minority shareholders. Numerous studies show that the major shareholder obtains excess returns at the expense of minority shareholders, while minority shareholders often protect themselves only by the way "vote with their feet". In the process of enterprise tax self-interest, the major shareholder may get specific "implicit rents" by using related party transactions and earnings management. This study will help us understand the agent problem between major shareholder and minority shareholders from the perspective of tax self-interest. Third, there is no literature at home and abroad study the company's tax self-interest problem from the perspective of financial constraints, this study fills a gap in this regard.

This paper use 2010? 2014 sample listed companies has studied our country private holding company tax radical problems. The results indicate that compared to the private company, private holding company has more aggressive tax self-interest behavior. Further research shows that: the private holding company tax radical behavior is closely related to financing constraints. Private holding company potential financing constraints to cost in positive tax self-interest behavior related to save the tax expenditure, thus for the company's future investment reserve more cash flow. Our conclusion implies that china's private holding company for tax self-interest marginal revenue is higher than marginal cost. Finally, we further study the private holding company tax self-interest behavior based on the 2008 tax reform background, our research results also show that even after tax reform, compared to the non-private holding company, the private holding company still has more radical tax self-interest. This paper's conclusion also has profound policy significance; this means that if we want to regulate private holding company radical tax self-interest activities, improving the financing channels is necessary.

**Key Words:** private enterprise; tax self-interest; financial constraints; corporate governance

(责任编辑:弘毅)