

盈余管理与所得税成本关系的实证分析

——基于股权性质视角

顾亚莉(副教授)

(常州工程职业技术学院 江苏常州 213164)

【摘要】 本文以沪深两市 2001~2010 年制造业上市公司为分析样本,在对全样本回归分析的基础上,按股权性质分类进行了更为细致的研究。结果表明:公司盈余管理幅度越大,操纵性非应税项目损益也随之增大;操纵非应税项目损益以规避向上盈余管理所得税成本的行为,在非国有控股公司更加明显。最后,基于研究结论,我们对资本市场监管部门、投资者、税务部门以及政策制定者提出了相关建议。

【关键词】 上市公司 制造业 盈余管理 所得税成本 股权性质 非应税项目

一、引言

盈余管理与所得税成本分别是资本市场和税收征管领域两个重大命题,且两者相互影响。一方面,盈余管理在调节会计收益的同时可能引起应税收益的变动,从而影响所得税成本;另一方面,所得税成本又会反过来影响公司的盈余管理行为,使公司产生了以避税为目标的盈余管理。在我国特殊的制度背景下,公司股权性质对公司

保保证金率和担保机构风险承担比率均在合理范围内时,商业性中小企业信用担保模式有极大的发展潜力。

2. 政策建议。对于降低易违约高风险企业参与商业信用担保的参与比例,从上文对式(6)的分析可以看出关键在于提高这类中小企业的伪装成本并加大其违约时的惩罚力度,另一个途径是降低其非投资收益。

(1)以商业性中小企业信用担保为中小企业信用担保体系的建设核心,完善并匹配各方面支持。商业性信用担保能保证市场的公平,在更大的担保费率浮动空间下,担保机构能对更多样化的客户提供担保服务。完善的再担保体系能加大商业性担保机构的风险承担能力,有利于其健康持续发展。

(2)由于企业的非投资具备多样化灵活化的特性,具体控制存在很大的难度。而增加企业伪装成本的主要途径就是加大监管的广度和力度,也就要求商业性信用担保机构提高在企业申请资格审查上的投入,但单靠担保机构一方的审查是不够的,政府监管和执法部门需给予担保机构更多的支持。在提高对违约企业惩罚力度方面,需要政府部门、银行、行业协会等各方的联合,建立更全面的信用体系是根本的解决方式。

盈余管理与所得税成本产生的影响不容忽视。已有研究发现,与非国有控股公司相比,国有控股公司盈余管理的动机较小,且承担的所得税负担更大。因此,在已有盈余管理与所得税成本研究的基础上引入对股权性质差异的考察,将是一项有价值的探讨。

二、文献综述

Beauty、Harris(1999)检验了所有权性质对公司行为

【注】 本文系 2012 年国家软科学研究计划项目“服务于技术创新的科技金融耦合机制研究”(项目编号:2012GXS4D115);2013 年江苏省社科研究(青年精品)重点课题“苏南苏北经济差距的科技创新因素研究”(项目编号:13SQA-007);2012 年江苏省高校哲学社会科学研究重点项目“科技资源共享与地方政府创新机制研究”(项目编号:20127DIXM031);2010 年教育部人文社会科学研究规划基金项目“中小企业信用制度和信用担保机构评级路径演化及规制创新研究”(项目编号:10YJA790183)的阶段性研究成果。

主要参考文献

1. 殷志军. 中小企业信用担保机构运行机制和效率研究——以浙江省为例. 浙江大学博士学位论文, 2011
2. 张艳花. 信用担保机构发展的结与解. 中国金融, 2008;3
3. 付俊文, 赵红. 信息不对称下的中小企业信用担保数理分析. 财经研究, 2004;7
4. Camino et al.. The valuation and cost of credit insurance schemes for SMEs: the role of the loan guarantee associations. International Small Business Journal, 1999;17

所产生的重要影响,并得出非国有企业会进行更激进的纳税筹划的结论。雷光勇(2006)以近200家上市公司成功配股前一年的数据为样本研究发现国有控股公司为达到配股要求而进行的盈余操纵程度较小。高燕(2008)以沪深两所上市公司2004~2006年数据为样本研究,最终控制人为民营身份时,公司操纵盈余的幅度更为明显。但多数学者还是认为国有控股公司的所得税负担更大。吴联生(2009)以A股上市公司1998~2006年数据为样本,研究表明,国有股份占比越高的公司,其承担的实际所得税税率也越高。谢香兵(2010)发现,2008年修订后的企业所得税法颁布后,预期税率降低的非国有控股公司存在显著的利润推迟行为,而国有控股公司则不明显。彭韶兵、王伟(2011)通过对A股上市公司数据的实证分析发现,私有制上市公司避税较国有上市公司更为强烈。

三、研究设计

1. 研究假设。

假设1:公司在进行盈余管理时,倾向于操纵非应税项目损益,以规避盈余管理的所得税成本。

假设2:股权性质会对公司在盈余管理时的避税行为产生影响,操纵非应税项目损益的避税行为,在非国有控股公司更加明显。

2. 主回归模型。

(1)模型建立。为了检验以上两个假设,我们构建了普通最小二乘法(OLS)回归模型,通过考察操纵性应计利润与操纵性非应税项目损益的关系,以期考察公司是否普遍存在选择操纵非应税项目损益的盈余管理方式,从而尽可能地避免盈余管理行为新增额外的所得税成本的行为。此外,我们还加入股权性质变量及其与操纵性应计利润的交互变量,进一步考察国有控股公司与非国有控股公司在利用非应税项目避税方面是否存在差异。

$$DBTD = a + b \times DTACC + c \times STATE + d \times DTACC \times STATE + \text{控制变量} + e \quad (1)$$

式(1)中:DBTD为操纵性非应税项目损益,用来衡量公司盈余管理中非应税项目的操纵幅度;DTACC为操纵性应计利润,用来衡量公司的盈余管理幅度;STATE为股权性质虚拟变量,国有控股公司取1,否则取0;DTACC×STATE为操纵性应计利润与股权性质的交互变量。

值得说明的是,依据王克敏等(2009)的研究,本文对股权性质按照公司实际控制人属性进行分类,将实际控制人为国家或者国有法人的公司认定为国有控股公司,而将属于其他情形的公司认定为非国有控股公司。

此外,我们还借鉴国内外学者们的研究,在该模型中加入了资产负债率、审计师性质、第一大股东持股比例、公司规模、所属行业和所属年度作为控制变量。

表1 变量定义

| 变量类型 | 指标 | 定义 |
|-----------------|-------------|----------------------|
| 操纵性非应税项目损益 | DBTD | 由式(4)的残差求得 |
| 操纵性应计利润 | DTACC | 由式(5)的残差求得 |
| 股权性质 | STATE | 虚拟变量,国有控股公司取1,否则取0 |
| 操纵性应计利润与股权性质交互项 | DTACC×STATE | 操纵性应计利润与股权性质交互变量 |
| 资产负债率 | LIAB | 期末资产负债率 |
| 审计师性质 | BIG4 | 虚拟变量,“四大”审计取1,否则取0 |
| 第一大股东持股比例 | FIRST | 期末第一大股东持股比例 |
| 公司规模 | SIZE | 期初资产总额的对数值 |
| 所属行业 | INDUSTRY | 虚拟变量,按照制造业二级行业分类标准划分 |
| 所属年度 | YEAR | 虚拟变量,区别年度差异 |

(2)非应税项目操纵幅度的测算。主回归模型中的因变量为操纵性非应税项目损益,为了得到该变量值,需要首先计算公司总的非应税项目损益(包括正常的非应税项目损益与操纵性非应税项目损益),这可用公司税前会计利润总额减去应纳税所得额而得。税前会计利润总额数据可以直接从上市公司披露的年度财务报告中得到,而大多数公司的应纳税所得额数据并未公诸于众,因此只能通过一定的方法进行估计。

上市公司均采用资产负债表债务法对所得税进行会计处理,因此可通过下式来估计上市公司的应纳税所得额:

$$\text{应纳税所得额} = (\text{所得税费用} - \text{递延所得税负债增加额} + \text{递延所得税资产增加额}) / \text{执行税率} \quad (2)$$

对于上式,究竟是采用合并财务报表数据直接算出集团应纳税所得总额,还是采用个别财务报表数据分别计算母子公司的应纳税所得额再求和,存在一定争议。鉴于企业集团并非纳税主体,合并报表也并非个别报表的简单加总,因此采用合并报表推算出来的应纳税所得额可能并无实际意义。然而,多数上市公司并未公布子公司的所得税费用等数据,我们难以推算子公司的应纳税所得额,因此仅计算母公司的应纳税所得额。

叶康涛(2006)对研究样本的数据检验表明,上市公司合并会计盈余与母公司会计盈余之间并不存在重大差异,采用母公司非应税项目损益数据,并不会使研究结果产生严重误差。

基于上述考虑,我们用母公司的税前会计利润总额减去通过式(2)求得的母公司应纳税所得额,从而得到母公司的非应税项目损益:

$$\text{母公司非应税项目损益} = \text{母公司税前会计利润总额} - \text{母公司应纳税所得额} \quad (3)$$

在求得非应税项目损益的基础上,我们需要将其进一步分解为正常损益与操纵性损益两部分。借鉴Jones模型分离操纵性应计利润的原理,我们采用如下回归模型对母公司非应税项目损益进行拟合,将分行业、分年度回归得到的残差视为母公司的操纵性非应税项目损益。

$$BTD = a + b \times PERREV + c \times TOTALREV + d \times INTEREST + e \times FIX + f \times INTANGIBLE + g \times AR + h \times INVENTORY + i \times HFS + j \times AFS + k \times HTM + l \times LEI + m \times RETURN + n \times ESTIMATE + o \times ADVANCE + e \quad (4)$$

式(4)中:BTDD为非应税项目损益;PERREV为人均主营业务收入额;TOTALREV为主营业务收入总额;INTEREST为利息费用;FIX为固定资产;INTANGIBLE为无形资产;AR为应收账款;INVENTORY为存货;HFS为交易性金融资产;AFS为可供出售金融资产;HTM为持有至到期投资;LEI为长期股权投资;RETURN为投资收益;ESTIMATE为预计负债;ADVANCE为预收账款。

(3)盈余管理幅度的测算。主回归模型中的另外一个重要变量是操纵性应计利润。本文选择分行业、分年度横截面回归修正Jones模型估算操纵性应计利润,并将其作为盈余管理幅度的衡量指标。

$$TACC/ASSET = a \times (1/ASSET) + b \times REVARC + c \times FIX + e \quad (5)$$

式(5)中:TACC/ASSET为总体应计利润与总资产之比;1/ASSET为期初资产的倒数;REVARC为(主营业务收入变化额-应收账款变化额)/期初资产;FIX为固定资产/期初资产。

对于模型中的总体应计利润,可以通过现金流方法或通过资产负债表方法计算。对两种方法的检验结果表明,相对于现金流方法而言,通过资产负债表方法计算而得的总体应计利润能更加准确地衡量公司的盈余管理幅度(叶康涛,2006)。为此,我们选择通过资产负债表方法,采用下式来测算总体应计利润:

$$TACC = \Delta ASSET - \Delta CURRENCY - \Delta DEBT \quad (6)$$

式(6)中:TACC为公司总体应计利润; $\Delta ASSET$ 为公司期末资产减去期初资产的变化额; $\Delta CURRENCY$ 为公司期末货币资金减去期初货币资产的变化额; $\Delta DEBT$ 为公司期末负债减去期初负债的变化额。

3. 样本选择与数据来源。为了得到稳健的研究结果,我们选取了较为宽广的时间跨度,以上海和深圳证券市场2001~2010年制造业上市公司为分析样本。所需数据来自万得资讯(WIND)与国泰安经济金融研究数据库(CSMAR),财务报告相关数据均采用上市公司母公司报表数据。我们还对样本数据做了如下处理:①删除当期所得税费用或所得税税率数据缺失的公司;②删除当期所得税为零或为负的公司;③删除当期亏损或税前盈余弥

补前期亏损的公司;④删除当期变量数据缺失的公司。最后共得到4 978个观测值。我们主要运用SAS、SPSS和EXCEL等统计软件对数据进行相关处理分析。

四、实证分析

1. 描述性统计。样本描述性统计情况详见表2。从描述性统计来看,标准化的操纵性非应税项目损益均值为-0.004 1,表明从整体来看操纵后的会计利润仍低于应纳税所得额,这符合税法在费用扣除方面较会计准则更为严格的理论;但是,标准化的操纵性非应税项目损益的最大值达到0.470 6,即操纵后的会计利润大于应纳税所得额,表明上市公司存在利用非应税项目规避所得税的行为。操纵性应计利润均值为0.024 1,表明我国上市公司普遍进行了向上的盈余管理,做高利润。资产负债率的均值为0.400 1,表明我国上市公司总资产中有将近一半来自负债;最大值为0.882 9,最小值仅为0.003 3,表明我国上市公司在财务杠杆的利用方面存在较大差异。第一大股东持股比例的最大值为95.950 0,最小值为8.120 0,表明我国上市公司股权集中程度差异较大。

表2 样本描述性统计

| | N | 最大值 | 最小值 | 均值 | 标准差 |
|-------|-------|----------|----------|----------|----------|
| DBTD | 4 978 | 0.470 6 | -0.504 2 | -0.004 1 | 0.055 8 |
| DTACC | 4 978 | 3.297 5 | -3.433 5 | 0.024 1 | 0.277 2 |
| LIAB | 4 978 | 0.882 9 | 0.003 3 | 0.400 1 | 0.181 8 |
| FIRST | 4 978 | 95.95 | 8.12 | 39.262 3 | 16.047 8 |
| SIZE | 4 978 | 25.926 3 | 18.477 5 | 21.187 7 | 0.982 7 |

2. 相关性分析。表3列示了主要变量的相关矩阵。该相关矩阵显示,操纵性非应税项目损益与操纵性应计利润呈现出高度的正向相关性,且通过了1%置信水平的假设检验,这初步表明公司有可能选择了非应税项目操纵盈余,从而避免盈余管理新增额外的所得税成本。

表3 变量相关矩阵

| | DBTD | DTACC | LIAB | SIZE |
|-------|------------|-----------|-----------|----------|
| DBTD | 1 | 0.073 6** | -0.060 8* | 0.019 6* |
| DTACC | 0.073 6*** | 1 | -0.102 2* | 0.002 9* |
| LIAB | -0.060 8* | -0.102 2* | 1 | 0.164 7 |
| SIZE | 0.019 6** | 0.002 9** | 0.164 7* | 1 |

注:*,**、***分别表示相关系数在10%、5%和1%置信水平上显著,下同。

3. 回归分析。

(1)总体样本回归结果。我们首先利用式(4)、式(5)分别对非应税项目损益与应计利润进行拟合,将回归得到的残差作为操纵性非应税项目损益与操纵性应计利润,代入式(1),得到主回归模型的实证结果(见表4)。

总体样本的回归结果显示,DTACC的回归系数为正,且在1%置信水平上显著,这表明操纵性非应税项目损

益与操纵性应计利润同向变动,这证明了本文假设1,即公司倾向于选择非应税项目操纵盈余,从而避免盈余管理新增额外的所得税成本。同时,DTACC的回归系数也说明公司每虚增1元的会计利润,只有大约1.5分能够避免支付所得税,可见公司采用该方法所能成功规避掉的所得税成本十分有限,这也与叶康涛(2006)得出的结论大体一致。但是,股权性质变量、操纵性应计利润与股权性质的交互变量却未通过显著水平检验。这可能是由于公司同时进行了向上盈余管理与向下盈余管理,操纵性应计利润正负相抵造成的干扰。

表4 主回归模型实证结果

| | 全部样本系数 | t 值 | DTACC >0 系数 | t 值 | DTACC <0 系数 | t 值 |
|--------------------|----------|---------|-------------|----------|-------------|----------|
| (constant) | -0.038 4 | -1.90* | -0.091 7 | -3.06*** | 0.016 4 | 0.6 |
| DTACC | 0.014 8 | 4.7 | 0.009 2 | 1.84 | 0.005 | 0.77 |
| STATE | -0.001 7 | -0.75 | 0.005 9 | 1.5 | -0.001 9 | -0.55 |
| DTACC×STATE | 0.000 7 | 0.09 | -0.025 5 | -2.05 | 0.022 | 1.52 |
| LIAB | -0.000 2 | -5.01 | -0.000 1 | -2.87 | -0.000 3 | -4.32*** |
| BIG4 | 0.009 8 | 2.77*** | 0.006 8 | 1.31 | 0.011 | 2.33** |
| FIRST | 0.000 1 | 2.58*** | 0.000 1 | 1.47 | 0.000 2 | 2.79*** |
| SIZE | 0.001 7 | 1.81 | 0.004 3 | 3.05*** | -0.000 6 | -0.48 |
| 调整的 R ² | 0.017 | 0.017 | 0.011 | 0.011 | 0.04 | 0.04 |
| N | 4 978 | 4 978 | 2 499 | 2 499 | 2 479 | 2 479 |

于是,我们进一步按操纵性应计利润大于0与操纵性应计利润小于0的情况分别进行回归。当DTACC大于0时,DTACC的回归系数也为正,且在10%置信水平上显著,这表明在公司进行向上盈余管理时,具有较强的避税动机;DTACC与DTACC×STATE的回归系数为负,且在5%置信水平上显著,这表明操纵非应税项目以规避向上盈余管理所得税成本的行为,在非国有控股公司更为明显,这证明了本文假设2。当DTACC小于0时,DTACC、DTACC×STATE的回归系数均未通过显著水平检验,表明公司在进行向下盈余管理时,并无明显的避税动机,这与我们的理论预期是一致的。

此外,LIAB的系数在以上三个回归结果中均在1%置信水平上显著为负,表明财务杠杆越大的公司由于面临更严的监管与更强的做高利润动机,避税动机反而不强烈。BIG4也分别在1%与5%置信水平上显著为正,表明“四大”审计可能并不能有效限制公司的避税行为。FIRST的系数为正,且在全部样本和操纵性应计利润小于0的回归中通过了1%的显著性检验,表明股权性质越集中的公司,在盈余管理时具有更强烈的避税动机。SIZE在10%与1%置信水平上显著为正,说明大公司更擅于通过纳税筹划成功规避盈余管理可能产生的所得税成本。在略去汇报的行业与年度变量回归结果中,大部分行业虚拟变量

的系数均不显著,表明在制造业中各二级子行业之间的差异并不明显;而在全部样本和操纵性应计利润小于0样本的回归中,2006年的年度虚拟变量都在1%置信水平上显著为正,这表明在新旧准则过渡的最后一年里,上市公司有可能进行了明显的盈余管理行为。

(2)股权性质分类回归结果。通过以上对总体样本的回归,我们发现,非国有控股公司在进行向上盈余管理时,更倾向于选择操纵非应税项目损益,以规避所得税成本。为了进一步验证这一结果,我们分别对国有控股公司和非国有控股公司的向上盈余管理行为进行了考察。

表5 主回归模型实证结果——按股权性质分类

| | 国有控股公司 | | 非国有控股公司 | |
|--------------------|----------|---------|----------|----------|
| | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 |
| (constant) | -0.198 3 | -2.27** | -0.073 9 | -2.3** |
| DTACC | -0.023 4 | -1.73* | 0.010 4 | 2.11** |
| LIAB | -0.000 4 | -1.84* | -0.000 1 | -2.61*** |
| BIG4 | -0.013 8 | -1.25 | 0.014 2 | 2.33** |
| FIRST | 0.000 3 | 1.22 | 0.000 1 | 0.88 |
| SIZE | 0.010 8 | 2.68 | 0.003 3 | 2.21** |
| 调整的 R ² | 0.038 | 0.038 | 0.009 | 0.009 |
| N | 376 | 376 | 2 123 | 2 123 |

从表5按股权性质分类回归的结果来看,国有控股公司的DTACC的回归系数甚至为负,不过只在10%置信水平上显著。而对于非国有控股公司而言,DTACC的系数为正,且在5%置信水平上显著,表明非国有控股公司向上盈余管理幅度越大,操纵性非应税项目损益也越大,与总体样本的回归结果一致,均证明了本文假设2,即选择非应税项目操纵盈余,以规避盈余管理所得税成本的行为,在非国有控股公司更加明显。

4. 稳健性检验。为了进一步验证本文所得初步实证结果的可靠性,我们对回归结果显著的操纵性应计利润大于0的情况进行了更细致的多角度的稳健性检验。

(1)运用带截距项的修正Jones模型回归。首先,我们采纳Kothari等(2005)的建议,在运用修正Jones模型估计操纵性应计利润时加入截距项,并按照同样的方法将残差带入主回归模型进行回归。从表6列示的回归结果来看,DTACC的系数在5%置信水平上显著为正,DTACC×STATE的系数在5%置信水平上显著为负,这都与前文回归分析实证结果保持一致,印证了本文的研究假设。

(2)进行Winsorize缩尾处理后回归。为了避免极端值对本文研究可能造成的干扰,我们对连续变量数据在1%置信水平上进行了Winsorize缩尾处理,并重新进行了回归,结果见表7。从进行Winsorize缩尾处理后的回归结果来看,DTACC的系数为正,DTACC×STATE的系数为负,并且都在5%置信水平上显著,这也与初步回归结果一致。

表6 稳健性测试结果——运用带截距项的修正Jones模型回归

| | 系数 | t 值 |
|--------------------|----------|----------|
| (constant) | -0.095 1 | -3.25*** |
| DTACC | 0.010 4 | 2.05** |
| STATE | 0.007 5 | 1.99** |
| DTACC×STATE | -0.026 4 | -2.18** |
| LIAB | -0.000 1 | -2.88*** |
| BIG4 | 0.007 1 | 1.41 |
| FIRST | 0.000 1 | 1.42 |
| SIZE | 0.004 4 | 3.23*** |
| 调整的 R ² | 0.009 | 0.009 |
| N | 2 499 | 2 499 |

表7 稳健性测试结果——进行Winsorize缩尾处理后回归

| | 系数 | t 值 |
|--------------------|----------|----------|
| (constant) | -0.116 5 | -4.24*** |
| DTACC | 0.012 5 | 2.16** |
| STATE | 0.005 5 | 1.59 |
| DTACC×STATE | -0.023 4 | 2.19** |
| LIAB | -0.000 4 | -6.07*** |
| BIG4 | 0.006 7 | 1.49 |
| FIRST | 0.000 1 | 1.82* |
| SIZE | 0.005 8 | 4.41*** |
| 调整的 R ² | 0.023 | 0.023 |
| N | 2 499 | 2 499 |

(3)考察企业会计准则(2006)实施后的情况。已有研究表明,我国在会计准则逐步向国际通行准则趋同的过程中,会计一税收差异逐渐扩大,显著地降低了上市公司盈余管理的所得税成本(叶康涛、刘行,2011)。现行会计准则一个重大的变化便是所得税的会计处理。有别于以往不确认暂时性差异对所得税影响的应付税款法,现行会计准则要求企业采用纳税影响法,通过递延所得税资产与负债对会计与税法的暂时性差异进行确认,这直接影响了企业所得税费用的确认和计量。

此外,现行会计准则在诸多交易与事项的确认和计量方面做出了异于旧准则的规定,例如规定长期资产计提的减值准备不能转回等,这些规定变化也会对公司的盈余管理行为产生一定的影响。因此,我们认为,单独对现行会计准则实施后的情况进行考察十分有必要。鉴于回归模型中需要用到上年数据,因此,我们将样本区间选择为2008~2010年。

从表8列示的回归结果来看,DTACC系数在10%置信水平上显著为正,DTACC×STATE系数在1%置信水平上显著为负,这也都与初步实证结果保持一致,说明在新准则实施后,本文的研究假设依然成立。

表8 稳健性测试结果——考察新准则实施后的情形

| | 系数 | t 值 |
|--------------------|----------|----------|
| (constant) | -0.135 9 | -2.71*** |
| DTACC | 0.014 5 | 1.86* |
| STATE | 0.017 4 | 2.4** |
| DTACC×STATE | -0.048 1 | -2.72*** |
| LIAB | -0.000 5 | -4.17*** |
| BIG4 | 0.018 2 | 1.91* |
| FIRST | 0 | -0.35 |
| SIZE | 0.007 2 | 2.99*** |
| 调整的 R ² | 0.026 | 0.026 |
| N | 1 047 | 1 047 |

上述稳健性结论表明,本文的结论并没有随回归方法、数据处理和样本期间的变化而发生改变,即本文的结论具有较高的可靠性。

五、研究结论

盈余管理在调增或调减会计收益的同时可能增加或减少应税收益,从而引起所得税成本的变化。由于盈余管理可能产生所得税成本,公司在进行盈余管理时必须考虑所得税成本。本文研究表明,公司盈余管理的幅度越大,操纵性非应税项目损益也会随之增大,也就是说,公司在盈余管理时,倾向于选择非应税项目操纵盈余,以避免盈余管理新增额外的所得税成本。但是,公司采用该方法所能成功规避的所得税成本十分有限,在公司每虚增的1元会计利润中,只有大约1.5分能够成功避税。

股权性质会对公司盈余管理的避税行为产生影响,尤其是在公司进行向上盈余管理时。相对于非国有控股公司而言,国有控股公司承担着更大的社会责任、面临“利税合一”的状况、以利润总额为考核目标、受到更多的管制且缺乏人格化主体。这些特征导致国有控股公司在向上盈余管理时的避税动机相对较弱。即操纵非应税项目损益的以规避向上盈余管理的所得税成本的行为,在非国有控股公司更加明显。

【注】本文系江苏省教育厅高校哲学社会科学基金“核心能力培养与江苏和谐校园建设研究”(项目编号:2010SJB630002)的研究成果。

主要参考文献

1. 薄仙慧,吴联生.国有控股与机构投资者的治理效应——盈余管理视角.经济研究,2009;2
2. 陈晓,戴翠玉.A股亏损公司的盈余管理行为与手段研究.中国会计评论,2010;3
3. 陈小悦,肖星,过晓艳.配股权与上市公司利润操纵.经济研究,2011;5
4. 傅蕴英,姚莹.真实盈余管理及其经济后果研究.财会月刊,2013;4