

会计稳健性、税收动机与企业性质

黄文

(厦门大学管理学院 厦门 361005)

【摘要】 本文采用Basu(1997)的模型来度量会计稳健性,以2008~2009年我国A股上市公司为样本进行研究,结果发现:我国上市公司会计稳健性受到税负的影响,税负越高,公司会计稳健性越高,从而递延税收支出,降低税收的现值。本文进而对企业性质进行了考察,结果表明,国有企业会计稳健性的税收动机显著弱于非国有企业。

【关键词】 会计稳健性 税收 国有企业 非国有企业

一、引言

安然、世通、银广夏等一系列财务舞弊丑闻严重打击了国内外投资者的信心,动摇了现代市场制度的根基,会计信息无疑已经成为各国证券管理部门监管的重中之重,会计信息质量问题也由此聚集了理论界、实务界的眼光,成为当前国内外会计界研究的热点之一。众所周知,会计信息是评价企业管理层受托责任履行情况和进行经济决策的重要依据,高质量的会计信息不但能够降低企业内部的信息不对称,而且能降低企业外部的信息不对称,从而保证投资者利益,促进社会资源的有效配置(Bhattacharya和Welker,2003;朱松、夏冬林,2010)。稳健性作为高质量会计信息的一个重要特征,表现为对“坏消息”的确认要比“好消息”快(Basu,1997)。按照Watts(2003)的解释,契约、诉讼、会计管制和税收是会计稳健性产生的动因,且就税收动因而言,稳健性可以推迟税收的支出时间,从而降低税收支出的现值。

然而,尽管国内外学者在契约、诉讼和会计管制方面已经提供了大量的经验证据,但在会计稳健性的税收动机方面,国外的研究相对较少,国内也鲜见相关的经验证据。会计稳健性的税收动机理论在我国究竟是否适用?特别是国外的现有研究均未考虑股权性质的制度差异对税收与会计稳健性关系的影响(Watts,2003;Kim和Jung,2007),而“国家控股上市公司的制度安排在我国普遍存在”(朱茶芬和李志文,2008),且国有企业与非国有企业存在显著差异(比如,国有企业承担着大量的社会责任,而非国有企业更加追求企业价值最大化;我国银行或政府对国有企业存在预算软约束等),这些在我国普遍存在的制度却鲜见于西方国家的独特背景下。这样来看,股权性质的制度因素对税收与会计稳健性的关系究竟会产生什么样的影响?

为了解决上述问题,本文基于Basu(1997)模型,采用我国2008~2009年A股上市公司数据研究后发现:税收越高的公司会计越稳健,该结论支持了稳健性的税收动机在我国的适用性。此外,本文将企业性质引入会计稳健性的税收动机研究,结果表明:对于民营企业,税收越高,会计稳健性越强;而对于

国有企业,会计稳健性的税收动机较民营企业弱。

这一课题的研究具有重要的理论价值和现实意义。一方面,它为会计稳健性的税收动机理论在我国的适用性提供了经验证据,并在首次引入制度因素后拓展了现有会计理论,证实了税收与会计稳健性的关系受制度因素的影响;另一方面,它揭示了税收对企业会计行为乃至企业会计信息质量的影响,以及不同性质企业的税收与会计行为的差异,为我国会计、税收政策的改革和完善,以及政府部门强化监管提供了有益的启发。

二、文献回顾与假设

Basu(1997)将稳健性定义为:对好消息(利得)的确认比对坏消息(损失)的确认需要更强的可验证性,即对好消息(利得)和坏消息(损失)的确认要求是不对称的。例如,提取资产减值准备等。国内外学者在会计稳健性的契约、诉讼和会计管制动因方面均做了大量研究。Nikolaev(2010)、Beatty(2008)、Zhang(2008)、Ball(2008)、孙铮(2005)等对稳健性的契约动因进行了研究。Zhou和Lobo(2006)、Cahan和Zhang(2006)、Huijgen和Lubberink(2005)、刘峰和周福源(2007)等对稳健性的诉讼动因进行了研究。Gul(2002)、Chen和Wu(2007)、曲晓辉、邱月华(2007)、毛新述和戴德明(2009)等对稳健性的会计管制动因进行了研究。

但是,国内外关于会计稳健性的税收动因研究较少。Watts(2003)认为应税收入与会计盈余之间存在联系,当公司盈利存在应税收入时,公司有动机推迟税收支出的时间来降低税收的现值。Kim和Jung(2007)使用韩国的数据研究发现:资产负债表稳健性的水平与公司的税务负担的大小正相关。公司的应税收益与账面收益联系越紧密,税务负担与资产负债表稳健性程度的正相关关系越强。Qiang(2007)的研究也发现税收导致资产负债表稳健性的产生。García Lara(2007)采用Basu(1997)的模型来度量盈余稳健性,采用Beaver和Ryan(2000)的模型度量资产负债表稳健性,使用了1964~2005年美国的数据进行研究,发现税收不仅影响资产负债表稳健性,而且影响盈余稳健性。

国内对会计稳健性的税收动机研究仍为空白,但是学者们对会计稳健性和税收分别进行了研究。我国于1992年在《企业会计准则》中正式确立了稳健性,于1998年出台的《股份有限公司会计制度》提出计提四项准备等,强化了稳健性,并在2001年实施的《企业会计制度》中进一步加强了稳健性的应用。曲晓辉、邱月华(2007)对1995~2004年我国A股上市公司的研究表明,1995~1997年我国上市公司不具有稳健性,《股份有限公司会计制度》也未实质性提高1998~2000年会计盈余的稳健性水平,《企业会计制度》的实施显著提升了2001~2004年间我国上市公司会计盈余的稳健性。毛新述和戴德明(2009)、陈旭东和黄登仕(2006)、贾瑞芳(2008)等研究均证实2001年后我国上市公司存在会计稳健性。

在税收方面,叶康涛(2006)发现高税率公司通过非应税项目损益规避盈余管理税负成本,而在享受所得税优惠的公司则没有呈现出该特征。王跃堂等(2009)以我国2008年实施的企业所得税法为契机,研究了我国公司税负变化对公司价值和盈余管理的影响,结果表明税负会诱发盈余管理行为。由此可见,税收对我国上市公司的会计行为会产生影响。

基于以上研究,本文提出假设1:

在其他条件一定的情况下,我国上市公司税负越高,会计越稳健。

我国国有企业肩负着实现国家重要的政治目标和履行社会责任的使命,而这往往会与企业价值最大化的目标相冲突。而非国有企业目标更加单一,即追求企业或股东价值最大化,故非国有企业更有动机来推迟税收支出时间,降低税收现值,提高企业价值。国有企业的实际控制人为政府,非国有企业的实际控制人往往为自然人或社会团体,而税收由政府征收,故国有企业的避税动机较非国有企业弱。此外,国有企业存在预算软约束,进一步削弱了其避税动机。Chen(2010)研究了我国公司性质与借贷银行关系对稳健性的影响,认为国有企业较非国有企业的会计稳健性低。朱茶芬和李志文(2008)研究发现,国家控股上市公司对应着更低的会计稳健性,并进一步研究发现,内部人控制、债务软约束和政府干预三大治理弱化是抑制国有企业披露意愿、降低盈余质量的制度根源。基于以上分析,本文提出假设2:

在其他条件一定的情况下,国有企业会计稳健性的税收动机弱于非国有企业。

三、研究设计

1. 研究模型。稳健性的度量方法主要有两大类:第一类为单一指标法。会计稳健性导致公司市场价值与账面价值之间存在差异(Feltham和Ohlson,1996),由此市值账面净值比成为稳健性的一个替代指标(Doyle,2007;Ashbaugh-Skaife,2008),而Ahmed和Duellaman(2007)则是采用三年累计应计项来度量会计稳健性。第二类方法为回归关系法。其中以Basu(1997)的研究最为有名,他以公司的股票回报率作为消息的替代变量,通过研究会计盈余和股票回报率之间的不对称关系来判断稳健性。由于单一指标法多在控制变量中使用,并且Basu(1997)模型是目前会计稳健性实证研究中应用最为广泛

的模型,故本文基于该模型来验证假设。

为了检验税收因素对会计稳健性的影响,即假设1是否成立,本文参照Basu模型建立模型(1),如下所示:

$$EPS_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 R_{it} \times DR_{it} + \beta_4 ETR_{it} + \beta_5 R_{it} \times DR_{it} \times ETR_{it} + \beta_6 SIZE_{it} + \beta_7 R_{it} \times DR_{it} \times SIZE_{it} + \beta_8 LEV_{it} + \beta_9 R_{it} \times DR_{it} \times LEV_{it} + \beta_{10} MB_{it} + \beta_{11} R_{it} \times DR_{it} \times MB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:① EPS_{it} 是指公司*i*在*t*年度的每股收益(Earnings Per Share)。② P_{it-1} 是指公司*i*在*t*年初的股票开盘价。③ P_{it} 是指公司*i*的股票从*t*年的5月到*t+1*年4月的股票收益率。④ DR_{it} 为虚拟变量,如果 $P_{it} < 0$,则 $DR_{it} = 1$;否则, $DR_{it} = 0$ 。⑤ $ETR_{it} = (\text{所得税费用} + \text{递延所得税资产变动额} - \text{递延所得税负债变动额}) / \text{利润总额}$,该指标代表公司的实际税率。由于我国税收优惠种类较多,不同上市公司享受减免税以及地区税收优惠和产业优惠政策等不同,因此真实税率可以反映公司最终的税负水平。⑥Khan和Watts(2009)认为公司规模($SIZE_{it}$)、市值账面净值比(MB_{it})以及财务杠杆(LEV_{it})是影响会计稳健性的主要因素,故本文将其作为控制变量。同时,根据Khan和Watts(2009)的研究, $SIZE_{it}$ 为公司市值的自然对数; MB_{it} 为公司年末市值与账面净值之比; LEV_{it} 为公司负债总额与公司市值之比。 ε_{it} 为残差项。

在模型(1)中, β_5 若为负,则表明公司税负越高,其会计稳健性越低。

为检验企业性质对税负与会计稳健性关系的影响,本文在模型(1)中加入企业性质变量,得到模型(2)如下:

$$EPS_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 R_{it} \times DR_{it} + \beta_4 ETR_{it} + \beta_5 R_{it} \times DR_{it} \times ETR_{it} + \beta_6 SOE_{it} + \beta_7 R_{it} \times DR_{it} \times SOE_{it} + \beta_8 R_{it} \times DR_{it} \times ETR_{it} \times SOE_{it} + \beta_9 SIZE_{it} + \beta_{10} R_{it} \times DR_{it} \times SIZE_{it} + \beta_{11} LEV_{it} + \beta_{12} R_{it} \times DR_{it} \times LEV_{it} + \beta_{13} MB_{it} + \beta_{14} R_{it} \times DR_{it} \times MB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, SOE_{it} 为虚拟变量,如果公司*i*在*t*年为国有企业,则 $SOE_{it} = 1$;否则, $SOE_{it} = 0$ 。其他变量同模型(1)。假设2认为国有企业的税收动机弱,故税收对会计稳健性影响较小,由此,若模型(2)中的 β_8 显著为正,则支持该假设。

2. 研究样本。我国于2008年开始实施新的企业所得税法,为了避免税法实施前后的影响,本文选取2008~2009年间深圳证券交易所和上海证券交易所的A股上市公司为样本。

本文研究的财务数据和市场数据均来自CSMAR数据库,公司性质数据来自CCER数据库。样本中剔除了金融、保险类公司。同时,剔除模型(1)、(2)中变量缺失以及实际税率和市值账面净值比为负的样本。最终得到2425个观测值。为了减少奇异值的影响,本文对连续变量在1%和99%处进行缩尾处理。

四、实证分析

1. 描述性统计。表1描述的是模型(1)、模型(2)中所使用变量的统计属性,包括均值、标准差、第一四分位数、中位数及第三四分位数。 DR 的均值表明在2008~2009年间,本文样本中约有42%的公司的市场收益为负。 ETR 的中位数表明我国50%企业的实际税负为19.3%。 SOE 的平均数表明我国约60%

的上市公司为国有企业。

表1 描述性统计

| 变量名 | 均值 | 标准差 | Q1 | 中位数 | Q3 |
|-------|--------|-------|--------|--------|--------|
| EPS/P | 0.039 | 0.056 | 0.014 | 0.031 | 0.056 |
| R | 0.196 | 0.622 | -0.184 | 0.105 | 0.456 |
| DR | 0.421 | 0.494 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| ETR | 0.298 | 4.470 | 0.125 | 0.193 | 0.287 |
| SIZE | 22.081 | 1.180 | 21.290 | 21.903 | 22.664 |
| MB | 3.621 | 3.186 | 1.742 | 2.850 | 4.446 |
| LEV | 0.661 | 1.269 | 0.165 | 0.350 | 0.733 |
| SOE | 0.603 | 0.489 | 0.000 | 1.000 | 1.000 |

表2为本文中模型(1)和模型(2)所用变量的相关系数表,上三角为斯皮尔曼(spearman)相关系数,下三角为皮尔森(pearson)相关系数。从表2可以看出,各变量之间的相关系数都比较小,均小于0.3,表明回归过程中变量之间不存在严重的多重共线性。所以,在本文模型中不存在严重的多重共线性。

表2 皮尔森(下三角)和斯皮尔曼(上三角)相关系数表

| 变量名 | EPS/P | R | DR | ETR | SIZE | MB | LEV | SOE |
|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| EPS/P | | -0.261*** | 0.212*** | 0.001 | 0.223*** | -0.351*** | 0.253*** | 0.048** |
| R | -0.148*** | | -0.855*** | -0.170*** | 0.169*** | 0.566*** | -0.356*** | -0.099*** |
| DR | 0.172*** | -0.595*** | | 0.152*** | -0.208*** | -0.508*** | 0.299*** | 0.072*** |
| ETR | -0.057*** | -0.025*** | 0.012 | | -0.051** | -0.182*** | 0.273*** | 0.082*** |
| SIZE | 0.202*** | 0.080*** | -0.159*** | -0.033 | | 0.262*** | -0.065*** | 0.157*** |
| MB | -0.201*** | 0.326*** | -0.319*** | -0.030 | 0.119*** | | -0.604*** | -0.179*** |
| LEV | 0.208*** | -0.158*** | 0.168*** | 0.001 | 0.233*** | -0.214*** | | 0.225*** |
| SOE | 0.02628 | -0.094*** | 0.072*** | 0.004 | 0.151*** | -0.140*** | -0.604*** | |

注:***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著,*表示在10%水平上显著,下同。

2. 回归结果分析。本文对模型(1)进行OLS回归,结果见表3。

表3 税负与会计稳健性实证结果

| 自变量 | 预期符号 | 回归系数 | t值 |
|-----------|------|----------|----------|
| 截距项 | ? | -0.124 | -4.28*** |
| DR | ? | 0.045 | 4.80*** |
| R | + | -0.001 | -0.42 |
| R×DR | + | -0.191 | -3.61*** |
| ETR | ? | -0.0005 | -1.90** |
| R×DR×ETR | - | -0.002 | -2.07** |
| SIZE | ? | 0.007 | 5.67*** |
| R×DR×SIZE | - | 0.007 | 2.94*** |
| LEV | ? | 0.005 | 3.17*** |
| R×DR×LEV | + | -0.002 | -0.75 |
| MB | ? | -0.003 | -5.75*** |
| R×DR×MB | + | -0.001 | -0.92 |
| Adj.Rsq. | | 13.1% | |
| F值 | | 34.23*** | |
| 样本量(N) | | 2 425 | |

该模型F值为34.23,表明本模型在1%以内显著。由Adj.Rsq.值可知,自变量解释了13.1%的会计盈余变动。R×DR×ETR的系数显著为负,与预期符号一致,表明税负高的公司会计稳健性较低,该结果支持本文的假设1。此外,ETR的回归系数显著为负,表明税收是影响会计利润的因素之一。

本文在模型(1)中加入公司性质变量即得到模型(2),对其进行OLS回归,结果见表4。该模型F值为28.02,表明模型(2)也在1%以内显著。由Adj.Rsq.值可知,自变量可以解释13.5%的会计盈余变动。R×DR×ETR的系数仍显著为负。税负与会计稳健性负相关。R×DR×ETR×SOE的系数显著为正,与预期符号一致,表明国有企业会计稳健性的税负动机较民营企业小。由此,本文的假设2得到证实。同样,公司税负与会计盈余负相关。R×DR×SIZE系数显著,表明公司规模对企业会计稳健性有影响。但是MB、LEV并不影响会计稳健性。

表4 企业性质对税负与会计稳健性影响的实证结果

| 自变量 | 预期符号 | 回归系数 | t值 |
|--------------|------|----------|----------|
| 截距项 | ? | -0.128 | -4.39*** |
| DR | ? | 0.047 | 4.99*** |
| R | + | -0.001 | -0.50 |
| R×DR | + | -0.197 | -3.71*** |
| ETR | ? | -0.0005 | -1.88* |
| R×DR×ETR | - | -0.009 | -2.87*** |
| SOE | ? | -0.004 | -1.55 |
| R×DR×SOE | + | -0.008 | -1.42 |
| R×DR×ETR×SOE | + | 0.008 | 2.47** |
| SIZE | ? | 0.008 | 5.85*** |
| R×DR×SIZE | - | 0.008 | 3.10*** |
| LEV | ? | 0.005 | 3.11*** |
| R×DR×LEV | + | -0.002 | -0.71 |
| MB | ? | -0.003 | -5.90*** |
| R×DR×MB | + | -0.001 | -1.26 |
| Adj.Rsq. | | 13.5% | |
| F值 | | 28.02*** | |
| 样本量(N) | | 2 425 | |

3. 敏感性分析。

(1)Holthausen(2003)指出股票价格有效反映信息的能力因为时间的不同而不同,因为公司类型的不同而不同,把股票回报率作为消息的替代变量会引入系统偏差,因此,Basu(1997)的模型是有缺陷的。本文使用Ball和Shivakumar(2005)的模型来度量会计稳健性,这个模型把现金流作为消息的替代变量,来检验由Basu

(1997)模型得到的实证结果是否可靠。利用Ball和Shivakumar (2005)的模型所得的实证结果与使用Basu(1997)所得的实证结果没有显著差异。

(2)剔除了当期IPO的公司。国内一些学者认为在使用Basu(1997)模型回归时,要剔除IPO当年的观测值。由于上市公司在IPO当年的会计盈余与其他年度存在较大差异,曲晓辉、邱月华(2007)以及贾瑞芳(2008)在回归时均把当年IPO公司的观测值剔除了。

本文为了排除由于新上市公司观测的加入而导致上市公司会计盈余表现出稳健性的可能,也剔除了当年IPO公司的观测值。

结果表明,剔除IPO当年的观测值之后,结果并未发生显著差异。因此,我国上市公司会计稳健性的税负动机以及企业性质的税负动机差异并不是由当年IPO上市公司的盈余差异引起的。

五、研究结论

Watts(2003)认为税收可以作为会计稳健性存在的一个重要动因,然而我国学者对该领域研究较少。此外,我国上市公司中国有企业与非国有企业均占有较大比重,并且国有企业与民营企业在目标(如政治目标、社会责任等)、制度背景(如预算软约束等)等各个方面存在差异,这种差异是否会导致会计稳健性的税收动机差异呢?

本文采用Basu(1997)的模型来度量会计稳健性,以2008~2009年我国A股上市公司为样本进行研究,结果发现:我国上市公司会计稳健性受到税负的影响,税负越高,公司越愿意增强会计稳健性,从而递延税收支出时间,降低税收的现值。进一步对企业性质进行考察,结果表明,国有企业会计稳健性的税收动机显著弱于非国有企业。

本文的研究结论不但表明Watts(2003)的理论在我国适用,而且还扩展丰富了现有会计理论,即企业性质是会计稳健性税收动机的重要影响因素。

此外,本研究揭示了税收对企业会计行为乃至企业会计信息质量的影响,以及不同性质企业的税收与会计行为的差异,为我国会计、税收政策的改革和完善,以及政府部门强化监管提供了有益的启发。

但本文也存在以下局限性:由于我国现行企业所得税法实施时间较短,这一方面导致本文的研究样本期间较短,另一方面现行企业所得税法的实施对管理者行为的影响可能会对本文结果产生影响。

主要参考文献

1. Ball, R., Shivakumar L. Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics*, 2005; 1
2. Basu S.. The Conservatism Principle and the Asymmetric Timelines of Earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 1997; 24
3. Beaver W. H., Ryan S. G.. Biases and lags in book value and their effects on the ability of the book-to-market ratio to predict book return on equity. *Journal of Accounting Research*, 2000; 38
4. Juan Manuel García Lara, Beatriz García Osma, Fernando Penalva. The economic determinants of conditional conservatism. Working paper, 2007-06-12
5. Hanwen Chen, Jeff Zeyun Chen, Gerald J. Lobo, Yanyan Wang. Association Between Borrower and Lender State Ownership and Accounting Conservatism. *Journal of Accounting Research*, 2010; 5
6. Holthausen, R.. Testing the relative power of accounting standards versus incentives and other institutional features to influence the outcome of financial reporting in an international setting. *Journal of Accounting and Economics*, 2003; 36
7. Khan, M.. R. L. Watts. Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, 2009; 48
8. Kim Boyoung, Jung Kooyul. The Influence of Tax Costs on Accounting Conservatism. Working paper, 2007-07-28
9. Qiang X.. The effects of contracting, litigation, regulation, and tax costs on conditional and unconditional conservatism: cross-sectional evidence at the firm level. *The Accounting Review*, 2007; 3
10. Watts, R. Conservatism in accounting Part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons*, 2003; 17
11. 陈旭东, 黄登仕. 上市公司会计稳健性的时序演进与行业特征研究. *证券市场导报*, 2006; 4
12. 曲晓辉, 邱月华. 强制性制度变迁与盈余稳健性——来自深沪证券市场的经验证据. *会计研究*, 2007; 7
13. 王跃堂, 王亮亮, 贡彩萍. 所得税改革、盈余管理及其经济后果. *经济研究*, 2009; 3