

税收负担、会计稳健性与薪酬业绩敏感度

周泽将 杜兴强

(安徽大学商学院,安徽合肥 230601;厦门大学管理学院,福建厦门 361005)

摘要:税收负担是会计稳健性产生的重要原因之一,稳健性的财务报告对于经理人薪酬契约制定、缓解委托代理问题发挥着重要作用(Watts,2003)。本文以2004到2008年间A股上市公司为研究样本,实证检验了税收负担对会计稳健性的影响、稳健性的会计盈余对薪酬业绩敏感度有何影响。研究结果表明,税收负担显著提高了会计稳健性,但按照盈利和亏损进行分组后研究发现,这一关系仅存在于盈利组中,而在亏损组中税收负担对会计稳健性无显著影响;进一步的经验证据显示,在盈利组中,由于受到会计稳健性的影响,薪酬业绩敏感度得以显著增强,而在亏损组中薪酬业绩敏感度则无显著影响。

关键词:税收负担;会计稳健性;薪酬业绩敏感度

JEL分类号:G34,D23,C21 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2012)10-0167-13

一、引言

税收作为我国财政收入的最主要来源,其为国家实施基础设施建设、调控宏观经济运行发挥了重要作用。Holthausen和Watts(2001)、Watts(2003)、Qiang(2007)都注意到税收是企业会计稳健性的重要影响因素,换言之,作为企业财务报告核心的会计盈余,会受到税收因素的显著影响。而以盈余为基础的薪酬契约一直长期存在(Watts和Zimmerman,1986),依据上述逻辑,受到税收因素影响而呈现稳健性的会计盈余势必会影响到经理人薪酬契约的制定(Watts,2003),本文正是基于这一思路展开研究。

本文以2004至2008年间A股上市公司为样本,实证研究了税收负担对会计稳健性的影响及由此而导致的会计盈余如何影响薪酬业绩敏感度。研究结果表明,税收负担越重,会计稳健性越强;按照盈利和亏损进行分组测试发现,盈利企业中税收负担显著提高

收稿日期:2011-10-27

作者简介:周泽将,管理学博士,安徽大学商学院讲师,Email:ahuzzj@126.com.

杜兴强,管理学博士,厦门大学管理学院教授、博士生导师,Email:xqdu@xmu.edu.cn.

*作者感谢国家自然科学基金项目(71072053)、福建省社会科学重点项目(2010A012)和安徽省教育厅人文社会科学研究重点项目(SK2012A014)的资助。感谢匿名审稿人的建设性意见,文责自负。

了会计稳健性,而在亏损企业中,税收负担对于会计稳健性无显著影响;进一步的经验证据表明,在盈利企业中,由于受到会计稳健性的影响,薪酬业绩敏感度显著增强,而在亏损企业中薪酬业绩敏感度则无显著影响。

本文可能从以下四个方面拓展了以往的研究:(1)系统研究了税收负担对于会计稳健性的影响,有助于理解税收负担的经济后果特别是对公司财务报告行为的影响。(2)之前关于税收负担与企业财务报告行为之间(包括盈余管理、稳健性等)的研究大多是以实际税率作为税收负担的度量方式,从而经受内生性问题的困扰;而本文采用宏观税收负担和超额宏观税收负担作为税收负担的度量方式,可以在一定程度上克服实际税率所导致的内生性问题。(3)曾亚敏和张俊生(2009)、叶康涛和刘行(2011)和 Xu 等(2011)等发现宏观税收负担可以在一定程度上发挥公司治理功能,本文从会计稳健性和薪酬业绩敏感度视角丰富了税收负担公司治理功能的相关研究。(4)我国于 2004 年启动新一轮税制改革,这一轮的税制改革效果如何一直受到广泛关注,本文的研究从微观视角有助于加深对我国税制改革经济后果的认识。

二、文献综述、理论分析与研究假设

(一)文献综述

1. 会计稳健性的影响因素分析

稳健性的影响因素研究历来备受关注,Watts(2003)认为契约、股东诉讼、所得税和管制等四个因素可以对会计稳健性的成因做出解释。在这四种因素中,契约因素由于在企业理论中尤其受到重视,因此往往成为研究的重心。公司治理是维系企业契约均衡的重要方式,国内外有大量文献围绕公司治理与会计稳健性的关系展开。Lara 等(2009)和赵莹等(2007)的研究结果均表明公司治理水平与会计稳健性呈现出显著的正相关关系。LaFond 和 Roychowdhury(2008)、朱茶芬和李志文(2008)分别从经理人持股比例和国家控股的角度展开研究,结果显示上述二者均显著降低了会计稳健性。Ahmed 和 Duellman(2007)发现内部董事比例与稳健性负相关,而外部董事的持股比例则与稳健性显著正相关。Krishnan 和 Visvanathan(2008)研究发现审计委员会中的财务专家显著提高了会计稳健性,且该关系仅存在于拥有高质量董事会治理的公司。债务契约是会计稳健性影响因素研究的另一重要领域。孙铮等(2005)和刘运国等(2010)的研究均表明负债比重越大,会计稳健性越强。徐昕和沈红波(2010)研究发现银行贷款显著提高了会计稳健性,且银行贷款对稳健性的影响随着金融改革的进行与日俱增。

上述大多数文献都是从契约角度展开研究的,而关于税收影响会计稳健性的经验文献并不多见。Qiang(2007)从 Watts(2003)提出的产生会计稳健性的四个需求角度对会计稳健性的影响因素展开检验。结果表明,税收(成本)对非条件稳健性产生了显著的影响。而专门涉及税收与稳健性关系的文献较为罕见,因此有必要对该问题展开研究。

2. 会计信息与薪酬契约

有效薪酬理论认为经理人薪酬与公司业绩之间存在显著的正相关关系, Murphy (1985)对这一关系进行了开创性的实证检验。研究发现, 经理人薪酬与股东回报率和销售增长率等财务业绩显著正相关。在国内, 杜兴强和王丽华(2007)、方军雄(2009)、杨青等(2010)的研究均显示我国上市公司高管薪酬已经呈现出显著的业绩敏感性。Baber等(1998)研究发现, 盈余持续性与经理人薪酬业绩敏感度紧密相关, 当经理人接近退休时, 盈余持续性的影响更大。Baber等(1999)进一步研究发现薪酬依赖盈余变化程度随盈余创新的可持续性变化而变化, 薪酬依赖盈余水平程度在低持续性组与持续性同步变化, 在高持续性组与持续性反向变化。

综上所述, 多数经验证据表明会计信息在经理人薪酬定价中发挥着重要作用, 且诸多文献从会计盈余的不同特征角度对薪酬盈余之间的关系展开研究, 但是这一关系的研究以我国资本市场数据为基础而展开的并不多见, 且很少有研究从会计稳健性的角度展开。

(二) 理论分析与假设发展

本文首先以一个简单的数学推理对研究假设进行说明, 这样的处理方式更便于理解。假设存在公司 A 和税务机关, 公司的目标是利润最大化, 当税务机关对 A 公司的利润不征税时, A 只要最大化利润即可; 一旦征收所得税, A 公司实际得到的是税后利润。为了分析的方便, 提出如下假设: (1) 会计利润和应税利润之间不存在差异。(2) 税务机关仅征收所得税, 其他税种不予考虑。(3) 当 A 公司会计利润大于 0 时征税, 小于 0 时不征税; 且不考虑以前年度的亏损抵扣等。(4) 税务机关和 A 公司都是理性的, 追求自身效用最大化。

假设 A 公司实现利润 P (真实利润), 但 A 公司可以有两种财务报告策略, 报告的利润分别为 P_1 和 P_2 , 其中 $0 < P_1 < P < P_2$ 。依据上文假设, 税务机关依据报告利润进行征税, 假设税收负担(税率)为 t , 其不是由税务机关而是由法律事先决定, 且 $t > 0$, 则存在如下关系:

(1) 当 A 公司报告利润 P_1 时, 企业的最终所得为 $P - P_1 * t$, 此时税务机关的收益为 $P_1 * t$;

(2) 当 A 公司报告利润 P_2 时, 企业的最终所得为 $P - P_2 * t$, 此时税务机关的收益为 $P_2 * t$ 。

当税务机关因稽查成本高昂或企业无违法之处而不能调整企业的报告利润时, 由于 $P_1 < P_2$, 很明显 $P_1 * t < P_2 * t$, 从而 $P - P_1 * t > P - P_2 * t$, 即当企业盈利时, A 公司应该采用调低报告利润的行为。会计稳健性是企业减少报告利润的重要途径之一, 基于税务报告成本的考虑, 当企业面临的税收负担越重时, 企业减少利润以增加自身收益的动机越强, 即采用稳健会计政策的程度提高。而当企业亏损时(报告利润小于 0), 按照上文的分析, 企业面临的所得税影响较小乃至没有, 因此企业通过应用稳健的会计政策以增大自身收益的动机较弱。诚然, 企业采取稳健的会计政策不可避免地会带来诸如管理层薪酬降低等财务报告成本, 但是我们认为管理层在权衡税务报告成本和财务报告成本时, 税务报

告成本占据了主导地位。综上所述,提出假设 H_1 , H_{1a} 和 H_{1b} :

H_1 : 限定其他条件,上市公司所处地区(超额)税收负担与会计稳健性显著正相关。

H_{1a} : 限定其他条件,盈利公司所处地区(超额)税收负担与会计稳健性显著正相关。

H_{1b} : 限定其他条件,亏损公司所处地区(超额)税收负担与会计稳健性无显著关系。

高层管理人员薪酬激励作为治理结构的重要方面,会计信息在其中发挥着重要作用。依据前文的分析,(盈利公司)税收负担越重,上市公司会采用更为稳健的财务报告策略,Watts(2003)指出,会计稳健性对于维持经理人的薪酬契约有着重要意义,换言之,稳健性的降低影响到会计信息在合约中的应用(娄芳等,2010),从而使得薪酬业绩敏感度相应地降低;同样稳健性的增强则有助于提升薪酬业绩敏感度。当税收负担越重时,盈利企业的会计稳健性越强,相应地,薪酬业绩敏感度增强。而依据假设 H_{1b} ,当企业亏损时,税收负担对会计稳健性无显著影响,因此薪酬业绩敏感度没有受到显著影响。

同样,参照 Baber 等(1998)的处理方法,以数学推导说明假设 2。假设真实利润等于 X ,由于税收负担企业采取稳健性会计政策报告的利润(简称稳健利润)等于 $X - t_1$,其中 $X > t_1 > 0$,此时稳健利润小于真实利润且公司账面盈利。高管薪酬 $COMP$ 取决于账面利润 Y ,假设二者之间呈现如下线性函数关系: $COMP = \alpha_0 + \alpha_1 Y + \varepsilon$, ε 服从正态分布且期望值等于 0。当账面利润等于 X 时,则高管薪酬期望值等于 $\alpha_0 + \alpha_1 X$;当账面利润等于 $X - t_1$ 时,则高管薪酬期望值等于 $\alpha_0 + \alpha_1 (X - t_1)$ 。由上述分析可以看出如果不调整薪酬业绩敏感度系数 α_1 ,则高管薪酬在报告稳健利润时低于报告真实利润,高管采取稳健的会计政策激励降低。为了实现激励相容,合乎情理的做法是向上调整 α_1 ,保证高管薪酬不会受到稳健会计政策的影响,即至少要满足 $\alpha_0 + \delta_1 (X - t_1) = \alpha_0 + \alpha_1 X$,则 $\alpha_1 = \alpha_1 * X / (X - t_1)$,由于 $X > t_1 > 0$,则 $X / (X - t_1) > 1$,因此 $\delta_1 > \alpha_1$ 。上述推导意味着当采用稳健的会计政策时,若要使得激励相容,需要增强薪酬业绩敏感度。

此外,曾亚敏和张俊生(2009)、叶康涛和刘行(2011)和 Xu 等(2011)等文献的研究结论表明宏观税收负担可以在一定程度上发挥公司治理功能,而有效的公司治理可以显著提高薪酬业绩敏感度(Adams 和 Ferreira,2009)。因此,基于上述分析,提出假设 H_{2a} 和 H_{2b} :

H_{2a} : 限定其他条件,税收负担越高,盈利上市公司的薪酬业绩敏感度越高。

H_{2b} : 限定其他条件,税收负担对亏损上市公司的薪酬业绩敏感度无显著影响。

三、样本选择与研究设计

(一)样本选择

本文以 2004 年到 2008 年全部 A 股上市公司作为初始样本,在此基础上剔除了:(1)ST、*ST 和退市的公司;(2)金融、保险行业的公司;(3)交叉上市的公司;(4)期末净资产小于 0 的公司;(5)数据缺失的公司。最终,假设 1 检验部分得到 4589 个样本观测值,假设 2 检验部分得到 4037 个盈利样本观测值。对于亏损样本公司,为了使得研究结

论更加稳健,同时选取净利润和营业利润对亏损与否进行了度量,采用净利润标准和营业利润标准的亏损观测值个数分别为423和603。本文对所有连续变量在1%和99%分位进行winsorize处理,交易数据和财务数据来自于CSMAR系统,其余数据来自于CCER(中国经济金融数据库)。

(二) 研究设计

对于税收负担,本文采用两种度量方式:(1)借鉴安体富和岳树民(1999)的研究,税收负担 TAX 等于国税收入和地税收入之和/国内生产总值;(2)为了消除与经济发展因素相关的正常税收负担可能带来的计量误差,本文借鉴曾亚敏和张俊生(2009)、叶康涛和刘行(2011)的做法,先用税收负担与地区的经济发展水平和产业结构进行分年度回归,所得残差即超额税收负担 $ETAX$,具体估计方程见模型(1):

$$TAX_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(PERGDP_{it}) + \alpha_2 IND_1_{it} + \alpha_3 IND_2_{it} + \varepsilon \quad (1)$$

在模型(1)中, $PERGDP$ 等于人均国内生产总值的自然对数, IND_1 代表第一产业产值占GDP比重, IND_2 代表第二产业产值占GDP比重,本文应用OLS回归进行分年度估计。税收数据来自于《中国税务年鉴》,GDP、人均GDP和产业产值比重数据来自于中经网数据库,数据缺失部分在各地地区统计局公布的《年度国民经济和社会发展报告》中查询补充。

为了检验假设 H_1 及 H_{1a} 和 H_{1b} ,本文主要是以Basu(1997)为基础,构建模型(2):

$$NI/P = \alpha_0 + \alpha_1 RET + \alpha_2 DRET + \alpha_3 RET * DRET + \alpha_4 TAX(ETAX) + \alpha_5 TAX(ETAX) * RET + \alpha_6 TAX(ETAX) * DRET + \alpha_7 TAX(ETAX) * RET * DRET + Control + \varepsilon \quad (2)$$

在模型(2)中, NI 是每股盈余,等于年度净利润/年末总股数, P 是股票年初开盘价。为了减弱牛熊市变化带来的影响, RET 采用经市场调整的股票年度收益率,若 RET 小于0,则 $DRET$ 赋值为1,否则为0。若税收负担增强了会计稳健性,则 γ 应大于0。借鉴LaFond和Roychowdhury(2008)的研究,模型(2)控制了以下变量(滞后一期):公司规模 $SIZE$ 、财务杠杆 LEV 、市价账面价值比 MTB 、诉讼风险 LIT 。其中, $SIZE$ 等于期末总资产的自然对数, LEV 等于总负债/总资产, MTB 等于年初开盘价/每股净资产,参考北京大学金融法研究中心的研究(http://www.legaldaily.com.cn/fycj/content/2008-11/07/content_976712.htm),若公司处于农林牧渔业(A)和传播与文化产业(L), LIT 赋值为1,否则为0。

为了检验假设 H_{2a} 和 H_{2b} ,本文借鉴方军雄(2009),构建模型(3):

$$COMP = \gamma_0 + \gamma_1 PERF + \beta_1 DTAX(DETAX) + \beta_2 PERF * DTAX(PERF * DETAX) + Control + \varepsilon \quad (3)$$

模型(3)中, $TAX(ETAX)$ 若大于税收负担(超额税收负担)中位数,则 $DTAX(DETAX)$ 取值为1,否则为0。此外,模型(3)中 $COMP$ 代表高管薪酬(以高管前三名薪酬总额的自然对数进行替代), $PERF$ 代表公司经营业绩,采用营业利润和净利润的自然对数(分别对应 $PERF1$ 和 $PERF2$)两种方法加以度量。本文对亏损公司的利润进行单调转换,即令

$PERF = \ln(PROFIT + 4000000000)$ ^①, 其中 $PROFIT$ 为营业利润或净利润, \ln 指取自然对数。依据假设 H_{2a} 和 H_{2b} , 可以合理预期在盈利公司中 β_2 显著为正, 而在亏损公司中 β_2 不显著。

此外, 本文控制了如下变量: (1) 最终控制人性质变量。若上市公司的最终控制人为中央政府相关部门, 则 $CENT$ 赋值为 1, 否则为 0; 若最终控制人为自然人、职工持股会、民营企业、村办(街道)集体企业、乡镇一级政府相关部门、乡镇集体企业或外资企业, 则 $PRIV$ 赋值为 1, 否则为 0(夏立军和方秩强, 2005)。(2) 公司治理变量。包括第一大股东持股比例 $FIRST$ (等于第一大股东持股数除以总股数)、董事长和总经理是否两职合一 $DUAL$ (若两职合一, 赋值 1, 否则赋值 0)、董事会规模 $BOARD$ (等于董事会人数的自然对数)和独立董事比例 $INDR$ (等于独立董事人数/董事会总人数)。(3) 公司财务特征和公司所在地区。包括资产负债率 LEV 、公司规模 $SIZE$ 以及公司注册地所在地区变量 $CREG$ (若公司注册地所在省份为中部地区, 则赋值为 1, 否则为 0)和 $WEST$ (若公司注册地所在省份为西部地区, 则赋值为 1, 否则为 0), 其中东部、中部和西部地区的划分参考了方军雄(2009)。(4) 遵循研究惯例, 模型(3)对行业 $INDUS$ (制造业采取二级分类)和年度 $YEAR$ 也进行了控制。

四、实证研究结果分析

(一) 描述性统计结果

表 1 的 Panel A 报告了模型(2)中变量的描述性统计结果。 NI/P 的 1/4 分位数为 0.009, 说明亏损样本占比小于 25%, RET 的中位数为 -0.065, 大于其平均值 -0.083, 呈现右偏趋势。 $DRET$ 的平均值为 0.613, 说明超过 50% 的公司个股年度收益率超过了市场年度收益率。 $SIZE$ 的平均数为 21.284, 而其标准差仅为 0.907, 反映出我国的上市公司规模之间没有呈现出太大的差异。资产负债率平均值 0.478, MTB 的标准差略小于平均值, 总体上变异较大。

Panel B 列示了模型(3)中盈利公司的描述性统计结果(亏损公司占比较低, 限于篇幅略去), 前三名高管薪酬总额的平均数约为 62 万元($e^{13.338}$), 中央国有企业约占 12.20%, 民营企业约占 32.90%, 二者比例之和尚不及地方国有企业的比例。第一大股东持股比例平均值为 39.20%, 说明“一股独大”现象在我国较为普遍。两职合一的比例约为 12.40%, 独立董事比例平均值为 35.20%, 略高于证监会关于独立董事占比不得低于 1/3 的规定。中部和西部上市公司所占比例之和约为 41%, 反映出我国上市公司主要集中在经济发达的东部地区。

^① 取 4000000000 的原因在于要确保 $(PROFIT + 4000000000)$ 项大于 0, 而 $PROFIT$ 的最小值为 -3676551488.98。此外, 当取 $-\ln(ABS(PROFIT))$ 进行单调转换时, 结论亦没有改变。

表1 样本描述性统计

Panel A. 模型(2)变量描述性统计								
变量	数量	均值	标准差	最小值	1/4分位	中位值	3/4分位	最大值
NI/P	4589	0.025	0.045	-0.186	0.009	0.022	0.044	0.154
RET	4589	-0.083	0.629	-1.824	-0.245	-0.065	0.120	2.592
DRET	4589	0.613	0.487	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
TAX	4589	0.194	0.119	0.049	0.108	0.152	0.217	0.531
ETAX	4589	0.001	0.053	-0.151	-0.038	-0.011	0.020	0.169
SIZE	4589	21.284	0.907	19.357	20.646	21.212	21.859	23.886
LEV	4589	0.478	0.175	0.074	0.355	0.492	0.610	0.834
MTB	4589	3.631	3.346	0.783	1.620	2.470	4.285	20.696
LIT	4589	0.021	0.144	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
Panel B. 模型(3)盈利样本变量描述性统计								
变量	数量	均值	标准差	最小值	1/4分位	中位值	3/4分位	最大值
COMP	4037	13.338	0.759	11.472	12.820	13.369	13.845	15.146
PERF1	4037	18.159	1.431	14.292	17.243	18.188	19.063	21.534
PERF2	4037	18.005	1.385	14.600	17.087	18.002	18.892	21.327
DTAX	4037	0.493	0.500	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
DETAX	4037	0.496	0.500	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
CENT	4037	0.122	0.328	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
PRIV	4037	0.329	0.470	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
FIRST	4037	0.392	0.157	0.101	0.265	0.375	0.511	0.750
DUAL	4037	0.124	0.330	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
BOARD	4037	2.229	0.203	1.609	2.197	2.197	2.398	2.708
INDR	4037	0.352	0.042	0.250	0.333	0.333	0.364	0.500
LEV	4037	0.479	0.171	0.073	0.360	0.494	0.613	0.819
SIZE	4037	21.453	0.928	19.511	20.791	21.392	22.024	24.049
CREG	4037	0.219	0.414	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
WEST	4037	0.192	0.394	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000

此外, Pearson 相关性分析结果表明(限于篇幅,表格从略): *RET* 与 *NI/P* 的相关系数为 0.199, 在 1% 水平显著, 说明了会计盈余信息已经部分反映在市场收益率中。*NI/P* 与 *TAX/ETAX* 的相关系数均在 1% 水平显著为正, 初步反映出公司的盈利越多, 上缴国家的税收越多, 从而税收负担(超额税收负担)越重。*NI/P* 与公司规模 *SIZE* 的相关系数为 0.218(显著性水平 1%), 表明规模越大, 盈利能力越强。此外 *NI/P* 与市价账面价值比、诉讼风险均显著负相关。公司业绩与高管薪酬 *COMP* 的相关系数在 1% 水平上显著, 支持了经营业绩与高管薪酬显著正相关这一观点。值得指出的是, 各自变量间相关系数均小于 0.40, 多元回归中不存在严重的多重共线性问题。

(二) 税收负担与会计稳健性的实证检验结果

表 2 报告了税收负担与会计稳健性的回归结果, 分别对应原始 Basu (1997) 模型和添

加控制变量模型。在原始模型中, $TAX * RET * DRET$ 项的符号为正, 在 10% 的水平上显著大于 0 (T 值 = 1.78, P 值 = 0.075), 支持了假设 H_1 , 税收负担越重, 会计稳健性越强。 $ETAX * RET * DRET$ 在原始模型中, T 值为 1.48, 在接近 10% 水平上显著 (P 值 = 0.139), 这与假设 H_1 亦是一致的。加入控制变量后, $TAX * RET * DRET$ 和 $ETAX * RET * DRET$ 的显著性水平明显提高, 均在 1% 水平上显著大于 0, 与上文发现基本一致, 不再赘述。在控制变量中, 公司规模显著降低了会计稳健性, 而资产负债率则呈现出与会计稳健性显著正相关。

表 2 税收负担与会计稳健性回归结果

变量	宏观税收负担(TAX)作为测试变量				超额税收负担(ETAX)作为测试变量			
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
C	0.026***	10.77	-0.207***	-6.96	0.029***	22.43	-0.206***	-6.91
RET	0.030***	9.04	-0.146***	-3.16	0.027***	14.67	-0.146***	-3.13
DRET	-0.021***	-6.74	0.064*	1.68	-0.017***	-10.28	0.063	1.64
RET * DRET	-0.046***	-9.93	0.210***	3.40	-0.040***	-16.00	0.218***	3.50
(E)TAX	0.010	0.91	0.004	0.38	0.024	0.97	0.026	1.08
(E)TAX * RET	-0.020	-1.37	-0.031**	-2.10	-0.011	-0.36	-0.046	-1.48
(E)TAX * DRET	0.024*	1.68	0.021	1.56	0.038	1.19	0.030	0.98
(E)TAX * RET * DRET	0.035*	1.78	0.053***	2.74	0.063	1.48	0.117***	2.82
SIZE			0.012***	8.00			0.012***	8.05
SIZE * RET			0.009***	3.88			0.009***	3.73
SIZE * DRET			-0.004**	-2.07			-0.004*	-1.95
SIZE * RET * DRET			-0.013***	-4.21			-0.013***	-4.18
LEV			-0.008	-1.15			-0.009	-1.18
LEV * RET			-0.031**	-2.53			-0.028**	-2.32
LEV * DRET			-0.020**	-2.12			-0.021**	-2.17
LEV * RET * DRET			0.028*	1.72			0.025	1.57
MTB			-0.002***	-4.99			-0.002	-5.01
MTB * RET			0.000	0.26			0.000	0.14
MTB * DRET			0.001***	2.67			0.001***	2.77
MTB * RET * DRET			0.001	0.84			0.001	0.98
LIT			-0.019**	-2.24			-0.020**	-2.31
LIT * RET			-0.007	-0.35			-0.006	-0.28
LIT * DRET			0.011	0.93			0.011	0.95
LIT * RET * DRET			0.011	0.51			0.010	0.45
NO	4589		4589		4589		4589	
Adj R ²	0.114		0.184		0.112		0.183	
F 值	85.45***		45.90***		83.94***		45.72***	

注: *, **, *** 分别代表 10%、5% 和 1% 水平显著 (双尾)。

按照假设 H_{1a} 和 H_{1b} 的陈述, 税收负担对会计稳健性的影响在盈利企业和亏损企业之间呈现系统性的差异。我们将所有样本观测值按照 NI/P 是否大于 0 分为盈利组 (观测

值个数为4198)和亏损组(观测值个数为391)进行分组测试,结果如表3所示。在盈利组, $TAX * RET * DRET$ 和 $ETAX * RET * DRET$ 项的系数分别在5%和1%水平上显著为正,而在亏损组, $TAX * RET * DRET$ 和 $ETAX * RET * DRET$ 项均不显著。在此基础上,本文采用组间差异的Chow检验进行分析,当采用 TAX 测试变量时,F值等于182.01(P值=0.000);当采用 $ETAX$ 测试变量时,F值等于180.44(P值=0.000);上述经验证据表明盈利组和亏损组之间的差异是显著的。进一步对系数之间的差异进行T检验, $TAX * RET * DRET$ 项结论显示T值=0.61,P值=0.544; $ETAX * RET * DRET$ 项结论显示T值等于5.44(P值=0.000),在1%水平上显著大于0;上述结果基本上表明盈利组和亏损组之间税收负担对于会计稳健性的影响存在显著差异,假设 H_{1a} 和 H_{1b} 均得到了经验证据的支持。

表3 税收负担与会计稳健性:基于盈利和亏损的分组检验

变量	宏观税收负担(TAX)作为测试变量				超额税收负担(ETAX)作为测试变量			
	系数	T值	系数	T值	系数	T值	系数	T值
C	-0.159***	-8.19	-0.536**	-2.12	-0.155***	-7.98	-0.544**	-2.16
RET	-0.119***	-3.98	1.883***	2.64	-0.123***	-4.07	1.812***	2.65
DRET	0.056**	2.20	0.411	1.49	0.054**	2.13	0.424	1.53
RET * DRET	0.170***	4.23	-1.560**	-2.00	0.176***	4.33	-1.422*	-1.86
(E)TAX	-0.013*	-1.95	0.068	0.62	0.003	0.23	-0.319	-1.34
(E)TAX * RET	-0.010	-1.02	0.097	0.50	-0.025	-1.28	0.400	0.84
(E)TAX * DRET	0.018**	1.97	0.027	0.23	0.028	1.41	0.442*	1.74
(E)TAX * RET * DRET	0.025**	2.00	0.007	0.03	0.071***	2.65	-0.214	-0.41
SIZE	0.009***	9.92	0.024**	1.98	0.009***	9.67	0.026**	2.12
SIZE * RET	0.007***	4.89	-0.098***	-2.61	0.007***	4.93	-0.094***	-2.68
SIZE * DRET	-0.003**	-2.47	-0.022	-1.62	-0.003**	-2.28	-0.022*	-1.68
SIZE * RET * DRET	-0.010***	-5.25	0.083**	2.02	-0.010***	-5.27	0.076*	1.95
LEV	0.006	1.18	-0.125**	-2.27	0.006	1.31	-0.164***	-3.06
LEV * RET	-0.022***	-2.86	0.239	1.41	-0.022***	-2.76	0.295*	1.77
LEV * DRET	-0.009	-1.38	0.027	0.44	-0.009	-1.45	0.065	1.09
LEV * RET * DRET	0.031***	2.93	-0.285	-1.58	0.029***	2.84	-0.328*	-1.83
MTB	-0.002***	-8.72	0.011*	1.82	-0.002***	-8.98	0.014**	2.34
MTB * RET	-0.000	-0.09	-0.020	-0.99	-0.000	-0.15	-0.029	-1.45
MTB * DRET	0.000	0.30	-0.002	-0.32	0.000	0.46	-0.004	-0.71
MTB * RET * DRET	0.001	0.73	0.028	1.32	0.001	0.83	0.036*	1.76
LIT	-0.006	-0.95	-0.058	-1.48	-0.006	-0.95	-0.040	-1.02
LIT * RET	-0.026**	-2.01	0.312**	1.97	-0.025**	-1.96	0.303*	1.90
LIT * DRET	0.002	0.28	0.062	1.36	0.002	0.27	0.042	0.90
LIT * RET * DRET	0.032**	2.17	-0.342**	-2.10	0.032**	2.11	-0.341**	-2.08
NO	4198		391		4198		391	
Adj R ²	0.306		0.253		0.301		0.195	
F值	80.02***		5.41***		79.64***		5.10***	
Chow test	182.01 (0.000)				180.44 (0.000)			
t-test	0.61(0.544)				5.44(0.000)			

注: *、**、***分别代表10%、5%和1%水平显著(双尾)。

(三) 税收负担、会计信息与薪酬契约的实证检验结果

表 4 中(1)、(3)、(5)、(7)列报告了关于假设 H_{2a} (盈利企业) 实证检验的多元回归结果。 $PERF1 * DTAX$ 项(第(1)列)的系数为 0.025, 且在 5% 水平上显著(T 值 = 1.96, P 值 = 0.050), 实证研究结果支持了假设 H_{2a} 。当企业税收负担越重时, 会计稳健性越强, 从而导致薪酬业绩敏感度显著提升。在其余的回归结果中, $PERF2 * DTAX$ (第(3)列)、 $PERF1 * DETAX$ (第(5)列) 和 $PERF2 * DETAX$ (第(7)列) 的符号均为正, 对应 P 值分别为 0.103(T 值 = 1.63)、0.055(T 值 = 1.92) 和 0.023(T 值 = 2.27), 实证研究结果均符合预期, 不再赘述。

研究发现, 盈利企业中 $PERF$ 的系数均在 1% 水平上显著为正, 说明经营业绩是影响高管薪酬的重要因素。在不同性质的公司之间, 高管薪酬呈现出系统性差异, 中央国有企业高管薪酬显著较高, 民营企业高管薪酬显著小于国有企业。此外, 研究结果表明两职合一提高了高管薪酬, 独立董事的比例和董事会规模与高管薪酬显著正相关。中、西部地区哑变量均在 1% 水平上显著小于 0, 支持了中西部工资水平比经济发达地区更低的观点。

当利润小于 0 时, 本文进行研究设计中的单调转换^①。实证研究结果见表 4 的第(2)、(4)、(6)、(8)列。当利润小于 0 时, $PERF * DTAX$ 或 $PERF * DETAX$ 项系数均不显著, 支持了假设 H_{2b} 。在控制变量中, 与盈利组公司有所不同, 由 $PRIV$ 显著大于 0 可以看出, 民营企业高管此时的薪酬水平显著高于国有企业。此外, 董事会规模越大, 独立董事比例越高, 企业规模越大, 亏损公司高管薪酬越高, 处于西部的上市公司高管薪酬相对而言较低。

表 4 税收负担与薪酬业绩敏感度

变量	Panel A: 宏观税收负担测试变量				Panel B: 超额宏观税收负担测试变量			
	(1)PERF1	(2)PERF1	(3)PERF2	(4)PERF2	(5)PERF1	(6)PERF1	(7)PERF2	(8)PERF2
C	8.241*** (25.47)	18.072*** (2.68)	8.423*** (26.00)	19.128*** (2.59)	8.222*** (25.19)	5.171*** (5.66)	8.499*** (26.10)	3.894*** (3.24)
PERF	0.175*** (14.71)	-0.549* (-1.83)	0.206*** (16.19)	-0.642* (-1.95)	0.178*** (14.53)	0.027 (0.96)	0.206*** (15.91)	0.004 (0.09)
DTAX (DETAX)	-0.222 (-0.95)	-6.954 (-0.64)	-0.169 (-0.70)	-8.868 (-0.70)	-0.380 (-1.55)	-0.024 (-0.04)	-0.486* (-1.95)	-0.126 (-0.13)
PERF * DTAX (PERF * DETAX)	0.025** (1.96)	0.336 (0.68)	0.022 (1.63)	0.424 (0.74)	0.026* (1.92)	-0.015 (-0.42)	0.031** (2.27)	0.017 (0.31)
CENT	0.082*** (2.71)	0.187* (1.95)	0.079*** (2.61)	0.092 (0.73)	0.089*** (2.88)	0.209** (2.14)	0.086*** (2.80)	0.096 (0.74)
PRIV	-0.074*** (-3.18)	0.190** (2.58)	-0.077*** (-3.34)	0.254*** (2.71)	-0.066*** (-2.79)	0.248*** (3.32)	-0.070*** (-3.00)	0.297*** (3.09)
FIRST	-0.538*** (-7.87)	-0.065 (-0.30)	-0.553*** (-8.13)	0.053 (0.19)	-0.550*** (-7.94)	-0.060 (-0.27)	-0.564*** (-8.21)	0.053 (0.18)

① 单调转换使得采用 Chow 检验和 T 检验比较组间系数差异无实际意义, 因此没有报告 Chow 检验和 T 检验结果。当采用一阶差分模型进行稳健性测试时, Chow 检验和 T 检验支持了假设 H_{2a} 和 H_{2b} 。

续表

变量	Panel A: 宏观税收负担测试变量				Panel B: 超额宏观税收负担测试变量			
	(1)PERF1	(2)PERF1	(3)PERF2	(4)PERF2	(5)PERF1	(6)PERF1	(7)PERF2	(8)PERF2
DUAL	0.126*** (4.33)	0.024 (0.27)	0.120*** (4.14)	-0.058 (-0.47)	0.136*** (4.61)	0.094 (1.01)	0.130*** (4.43)	0.022 (0.17)
BOARD	0.265*** (5.26)	0.440*** (2.74)	0.246*** (4.92)	0.598*** (3.03)	0.302*** (5.94)	0.496*** (3.07)	0.281*** (5.56)	0.690*** (3.45)
INDR	0.588** (2.49)	1.301** (2.10)	0.577 (2.46)	1.917** (2.42)	0.626*** (2.63)	1.449** (2.40)	0.623*** (2.64)	1.962** (2.53)
LEV	-0.016 (-0.24)	0.008 (0.28)	0.051 (0.75)	0.014 (0.42)	-0.025 (-0.37)	0.027 (0.94)	0.045 (0.66)	0.032 (0.93)
SIZE	0.045** (2.51)	0.223*** (5.78)	0.013 (0.70)	0.241*** (5.04)	0.042** (2.33)	0.282*** (7.05)	0.008 (0.43)	0.289*** (5.72)
CREG	-0.181*** (-6.38)	0.059 (0.64)	-0.178*** (-6.32)	0.163 (1.37)	-0.333*** (-13.32)	-0.241*** (-3.09)	-0.322*** (-12.99)	-0.169* (-1.66)
WEST	-0.258*** (-9.31)	-0.191** (-2.27)	-0.268*** (-9.74)	-0.129 (-1.21)	-0.378*** (-13.87)	-0.440*** (-5.57)	-0.380*** (-14.06)	-0.375*** (-3.63)
INDUS	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
YEAR	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
NO	4037	603	4037	423	4037	603	4037	423
Adj R ²	0.380	0.359	0.388	0.346	0.368	0.333	0.376	0.307
F值	69.67***	10.37***	71.97***	7.20***	66.13***	9.34***	68.67***	6.20***

注: *、**、***分别代表10%、5%和1%水平显著(双尾),括弧内报告的是T值。

(四)敏感性测试

为了使得本文的研究结论更加可靠,进行了以下敏感性测试:

1. Basu(1997)模型有效性受到市场效率的影响,本文进一步借鉴 Ball 和 Shivakumar (2005)的BS模型进行测试,同样我们控制了公司规模 *SIZE*、财务杠杆 *LEV*、市价账面价值比 *MTB*、诉讼风险 *LIT* (详细结果备案),重复表2和表3的研究,结果与前文保持一致。

2. 在检验假设2a和2b时,为了减弱水平模型中遗漏变量可能带来的内生性影响,参考杜兴强和王丽华(2007)、张金若等(2011)的研究,进一步采用一阶差分模型进行稳健性测试(详细结果备案),研究结果与前文保持一致,且进一步的Chow检验和T检验表明在盈利组中税收负担对薪酬业绩敏感度的影响显著大于亏损组。

3. 采用(超额)宏观税收负担度量,可能会存在一定程度的噪音,本文进一步应用上市公司的实际税率(等于所得税费用/息税前利润)重复表2的研究,结论没有变化。

4. 此外,分别保留资产负债率大于1的观测值、高管薪酬分别以董事、监事及高管前三名薪酬总额和董事前三名薪酬总额作为替代,然后进行实证分析,研究结论没有改变。

五、研究结论与启示

本文从税收负担这个独特的视角出发,应用中国上市公司2004~2008年间数据对税

收负担是否影响会计稳健性进行了检验。在此基础上,进一步从委托代理理论和激励理论的角度,对稳健的会计盈余如何影响薪酬业绩敏感度展开分析。本文的研究表明:(1)税收负担越重,会计稳健性越强。当按照企业盈利状况分组检验后,研究发现税收负担显著提高了盈利公司的会计稳健性,在亏损公司,税收负担对会计稳健性无显著影响。(2)稳健的会计盈余在盈利企业的薪酬契约形成过程中显著增强了薪酬业绩敏感度,即税收负担影响了会计稳健性,从而使得薪酬业绩敏感度得以提高;而在亏损企业中会计盈余则没有呈现出上述特征。总的来说,税收负担显著增强了会计信息的稳健性,这种关系因盈利与否存在系统性的差异。受税收负担影响的会计盈余一定程度上影响了薪酬业绩敏感度,且主要体现在盈利公司当中。

本文研究的政策启示意义在于:(1)税收负担是影响会计稳健性等财务报告行为的重要因素,因此企业在制定契约的过程中,应该考虑到税收负担因素的影响。进一步,我国政府相关监管机构在制定会计准则时,应该注意税收负担可能对企业执行相关会计准则的影响。(2)在高管人员薪酬契约中,会计盈余会由于税收负担(会计稳健性)影响使得薪酬业绩敏感度显著提高,一定程度上支持了稳健性对于薪酬契约的制定具有重要意义,有助于维护股东和经理人的契约均衡,可以帮助相关人员更加科学地评价会计稳健性的积极作用。当然本文受到数据的限制,对于税收负担的度量主要采用了宏观税收负担这一方式,同一地区的所有上市公司税收负担被认为是一致的。这一度量方式可能存在一定的噪音,有待进一步的研究。

参 考 文 献

- [1] 安体富和岳树民,1999,《我国宏观税负水平的分析判断及其调整》,《经济研究》第3期41~47页。
- [2] 杜兴强和王丽华,2007,《高层管理当局薪酬与上市公司业绩的相关性实证研究》,《会计研究》第1期58~65页。
- [3] 方军雄,2009,《我国上市公司高管的薪酬存在粘性吗?》,《经济研究》第3期110~124页。
- [4] 刘运国、吴小蒙和蒋涛,2010,《产权性质、债务融资与会计稳健性》,《会计研究》第1期43~50页。
- [5] 娄芳、李玉博和原红旗,2010,《新会计准则对现金股利和会计盈余关系影响的研究》,《管理世界》第1期122~132页。
- [6] 孙铮、刘凤委和汪辉,2005,《债务、公司治理与会计稳健性》,《中国会计与财务研究》第2期112~142页。
- [7] 夏立军和方秩强,2005,《政府控制、治理环境与公司价值》,《经济研究》第5期40~51页。
- [8] 徐昕和沈红波,2010,《银行贷款的监督效应与盈余稳健性》,《金融研究》第2期102~111页。
- [9] 杨青、黄彤、TOMS 和 YURTOGLU,2010,《中国上市公司 CEO 薪酬存在激励后效吗》,《金融研究》第1期166~185页。
- [10] 叶康涛和刘行,2011,《税收征管、所得税成本与盈余管理》,《管理世界》第5期140~148页。
- [11] 曾亚敏和张俊生,2009,《税收征管能够发挥公司治理功用吗?》,《管理世界》第3期143~151页。
- [12] 张金若、张飞达和邹海峰,2011,《两类公允价值变动对高管薪酬的差异影响研究》,《会计研究》第11期63~68页。
- [13] 赵莹、韩立岩和胡伟洁,2007,《治理机制、特殊治理水平与财务报告的稳健性》,《会计研究》第11期24~31页。
- [14] 朱茶芬和李志文,2008,《国家控股对会计稳健性的影响研究》,《会计研究》第5期38~45页。
- [15] Adams R. A. and D. Ferreira, 2009, "Women in the Boardroom and Their Impact on Governance and Performance", *Journal of Financial Economics*, 94(2), pp. 291~309.

- [16] Ahmed A. S. and S. Duellman, 2007, "Accounting Conservatism and Board of Director Characteristics: An Empirical Analysis", *Journal of Accounting and Economics*, 43(2-3), pp. 411-437.
- [17] Baber W. R., S. Kang and K. R. Kumar, 1998, "Accounting Earnings and Executive Compensation: The Role of Earnings Persistence", *Journal of Accounting and Economics*, 25(2), pp. 169-193.
- [18] Baber W. R., S. Kang and K. R. Kumar, 1999, "The Explanatory Power of Earnings Levels vs. Earnings Changes in the Context of Executive Compensation", *The Accounting Review*, 74(4), pp. 459-472.
- [19] Ball L. and L. Shivakumar, 2005, "Earnings Quality in UK Private Firms: Comparative Loss Recognition Timeliness", *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), pp. 83-128.
- [20] Basu S., 1997, "The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings", *Journal of Accounting and Economics*, 25(1), pp. 1-34.
- [21] Holthausen R. W. and R. L. Watts, 2001, "The Relevance of the Value-Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting", *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), pp. 3-75.
- [22] Krishnan G. V. and G. Visvanathan, 2008, "Does the SOX Definition of an Accounting Expert Matter? The Association between Audit Committee Directors' Accounting Expertise and Accounting Conservatism", *Contemporary Accounting Research*, 25(3), pp. 827-857.
- [23] LaFond R. and S. Roychowdhury, 2008, "Managerial Ownership and Accounting Conservatism", *Journal of Accounting Research*, 46(1), pp. 101-135.
- [24] Lara J. M., B. G. Osmá and F. Penalva, 2009, "Accounting Conservatism and Corporate Governance", *Review of Accounting Studies*, 14, pp. 161-201.
- [25] Murphy K. J., 1985, "Corporate Performance and Managerial Remuneration: An Empirical Analysis", *Journal of Accounting and Economics*, 7(1-3), pp. 11-42.
- [26] Qiang X., 2007, "The Effect of Contracting, Litigation, Regulation, and Tax Cost on Conditional and Unconditional Conservatism", *The Accounting Review*, 82(3), pp. 759-796.
- [27] Watts R. W., 2003, "Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications", *Accounting Horizons*, 17(3), pp. 207-221.
- [28] Watts R. W., and J. L. Zimmerman, 1986, "Positive Accounting Theory", Published by Prentice-Hall.
- [29] Xu W., Y. Zeng and J. Zhang, 2011, "Tax as a Corporate Governance Mechanism", *Corporate Governance: An International Review*, 19(1), pp. 25-40.

Abstract: Tax burden is one of the important emergency resources of accounting conservatism, and accounting conservatism plays an important role in compensation contracts of managers and solving agency problems (Watts, 2003). Using listed companies of China's A-share capital markets from 2004 to 2008 as sample, this paper empirically examines the effects of tax burden on accounting conservatism and how conservative accounting earnings affect managers' compensation contracts. The empirical results show that tax burden enhances accounting conservatism significantly, when the sample is divided into profit-making and loss group, the relationship only exists in profit-making enterprises, tax burden doesn't affect conservatism significantly in loss group. Further evidence shows that an increasing sensitivity of executive pay to performance only exists in profit-making sub-sample but not in loss group.

Key words: Tax burden, Accounting conservatism, Sensitivity of executive pay to performance

(责任编辑:林梦瑶)(校对:ZL)