

卖空机制对农林牧渔业上市公司 盈余管理行为的影响

■ / 徐瑞焱 张巧良

摘要:文章利用2008—2020年沪深两市A股农林牧渔业上市公司数据,实证检验了卖空机制对公司盈余管理行为的影响,研究发现:卖空机制显著抑制了上市公司应计盈余管理水平,但对真实盈余管理水平并不存在抑制作用。进一步区分产权性质后发现:融资融券对非国有控股公司的盈余管理行为抑制作用不明显。

关键词:融资融券 应计盈余管理 真实盈余管理

中图分类号:F275

文献标识码:A

文章编号:1004-6070(2021)12-0040-07

一、引言

2010年3月31日,我国融资融券交易正式试点实施,卖空制度的引入有助于完善我国市场价格发现功能,构建多层次的资本市场体系。随着一系列制度的出台,融资融券业务的制度框架得到不断地完善,2010年首批只有90只证券获得融资融券交易许可,截至2019年8月已有1600只证券被允许开展融资融券交易,其中农林牧渔业上市公司2011年只有4家公司进入标的,发展到2020年末,共有19家公司成为融资融券标的,国有控股标的公司共7家。进入融资融券标的的农林牧渔业上市公司大多数都是蓝筹股,企业发展前景较好,股票流动性大,大部分属于重要指数的成分股,在农林牧渔行业具有一定的地位与代表性。

农林牧渔业公司经营方式和资产的特殊性决定了该行业的盈余管理行为具有较强的隐蔽性。笔者从国泰安数据库筛选了2012—2020年上市公司的违规数据,将虚假记载(误导性陈述)、推迟披露、一般会计处理不当、虚构利润、擅自改变资金用途等具有盈余管理动机的违规事项纳入统计范畴。

据统计,2012—2020年间,农林牧渔业公司盈余管理动机的水平高于A股全行业平均水平,其中2016年更是比全行业平均水平高出近10个百分点。由此可见,对农林牧渔业盈余管理行为进行研究具有很强的现实意义。

二、文献回顾与研究假设

(一)文献回顾

陈晖丽等(2014)研究发现融资融券业务能够抑制管理层机会主义,提高企业会计信息质量,提高市场定价效率,促进资源的有效配置;李春涛等(2017)使用融券余额作为卖空势力的测度指标,证明增加融券标的、完善其相关制度,可以充分发挥卖空在中国资本市场上的公司治理作用;赵景文(2006)、顾乃康和周艳利(2017)研究发现卖空者通过分析企业财务信息发现卖空机会,而且能从价值被高估的企业中找到卖空的机会,其财务信息的扭曲程度越大,就越易引起卖空者的注意;陈汉文等(2018)研究发现卖空行为对公司股价的影响突然且强烈,容易引发股价的大幅度波动和投资者的恐慌情绪,使公司陷入财务危机,再加上卖空者可以

作者单位:兰州理工大学

迅速获得来自公司的负面消息,并采取卖空行为,当市场上出现公司被卖空的消息时,在负面消息的引导下,中小股民产生恐慌情绪集体抛售股票,引起股价暴跌,同时在暴利的刺激下,卖空者会积极地向市场传递公司的负面消息,对公司股价施压。所以,孟庆斌等(2019)认为卖空机制造成了对公司价值的负向冲击,加大了市场对公司违规行为的惩罚力度,提高了违规风险和成本并在一定程度上降低了违规的收益。

卖空机制的存在对包括审计师、证券分析师等在内的公司外部利益相关者团体行为会产生直接影响。黄超(2019)认为,卖空机制的引入还加大了会计师事务所和审计师的诉讼风险,审计师会降低对被审计公司可接受的风险水平,执行更加严格的审计程序,从而提高了公司财务报告的可信性,增强了公司会计信息披露的质量,公司披露负面信息的成本随之增加,因此,管理层更有动机降低负面信息的披露质量。

也有学者持不同观点,Skinner(1994)认为卖空交易是基于公司的坏消息而产生的,管理层对坏消息可采取两种处理方式:选择不披露坏消息或者粉饰坏消息,但是如果管理层选择不披露坏消息,那么可能将会承担严重的法律后果和声誉成本,因此Bloomfield(2002)和Li Y et al(2015)认为管理层会选择通过增加对坏消息的解读难度、模糊坏消息的实质内容等方式对披露信息进行处理,或者当企业面临日益增大的卖空压力时,管理层会加大年报信息的理解难度;Bushee et al等(2014)研究发现管理层披露的信息越繁复,投资者对于信息的解读难度越大。

(二)研究假设

公司的会计信息披露有着监督的作用,盈余信息在会计信息系统中处于核心地位,上市公司大量的盈余管理行为在一定程度上加大了证券市场的信息不对称。本文讨论的盈余管理行为分为两种:应计盈余管理和真实盈余管理。

应计盈余管理是通过会计手段和刻意选择会计政策的方法来影响盈余,实施成本较低,对企业

的负面影响弱,因此,袁知柱等(2014)认为管理层会偏向采用应计盈余管理。当市场存在卖空机制后,一方面,公司的财务错报漏报行为增大了成为卖空者目标的概率,也增大了被卖空的可能性;另一方面,卖空者为了寻求卖空机会,放大企业的负面消息,加大公司股价下跌压力,极大地提高公司采取盈余管理行为所面临的风险,以此来督促管理层对会计信息的谨慎披露。“约束假说”也认为,卖空机制会降低企业的信息不对称程度,并通过影响股价对管理层施压,以此加大对不当行为的惩罚,约束自利行为;卖空投资者亦可通过识别公司应计水平高低来选择目标公司。所以,实施应计盈余管理不但会使企业成本上升,也更易受到监管机构与投资者的注意。因此,卖空者对信息披露质量的重视会进一步抑制管理层应计盈余管理的动机。根据以上分析,提出假设1:

H1:相对未进入融资融券标的的公司,进入标的的公司应计盈余管理水平更低。

随着企业会计准则、投资者保护制度和外部审计质量的完善和提高,实施应计盈余管理的弊端显现,管理层利用此种方式难以达到其目的,所以会更加倾向采用真实盈余管理。真实盈余管理通过构建真实经济交易活动影响公司的盈余,再加上难以区别真实经济活动和企业正常经营情况,与对应计项目进行操纵相比,对真实经济活动的操控行为有更强的隐蔽性,外部监管者也没有统一对真实盈余管理活动操控行为的标准,所以很难对其发挥有效的遏制作用,而且真实盈余管理的经济活动不违背公认会计准则(谢柳芳等,2013)。因此,当卖空者传出“坏消息”,而应计盈余管理又容易被卖空者盯上或是实施成本较高时,管理层倾向通过真实盈余管理来操纵利润。根据以上分析,提出假设2:

H2:融资融券对标的公司的真实盈余管理抑制作用不明显。

上文分析了融资融券对企业盈余管理的影响,但是并没有考虑到融资融券对不同产权性质企业盈余管理的不同影响。鉴于我国特殊的制度背景,市场上有着大量的国有控股上市公司,对我国经济

影响较大,而且国有控股公司的管理者多为政府直接委派并且带有一定行政职务,公司的经营状况的好坏和未来发展情况都可能影响管理者的仕途,所以国有控股公司的管理者更有动机进行盈余管理;但是为避免被卖空者盯上而导致公司股价剧烈波动,管理者会更倾向采用相对隐蔽的真实盈余管理活动来操控利润。根据以上分析,提出假设3:

H3a:相对非国有控股公司而言,融资融券对国有控股企业的应计盈余管理抑制作用更明显。

H3b:融资融券对不同产权性质企业的真实盈余管理抑制作用都不明显。

三、研究设计

(一)数据来源与样本选择

鉴于融资融券业务从2010年正式实行,为了排除2006年会计制度改革的影响,再加上计算真实活动盈余管理时需要用到滞后两期的财务数据,故本文选取2008年至2020年作为研究样本的检验期间。截止2020年末,A股农林牧渔业上市公司共42家,其中标的公司19家,非标的公司23家。

本文对样本的处理如下:(1)剔除被ST和*ST处理的公司数据,同时保留样本期间内只被调入的公司;(2)剔除IPO不足两年的公司;(3)剔除重要变量数据缺失的公司;(4)对连续变量数据进行了winsorize处理。根据上述规则剔除后,本文样本共37家公司,其中标的公司15家,非标的公司22家,最终得到393个融券观测值。

本文研究所用数据主要来源于国泰安数据库(CSMAR)和上市公司的年报数据;融资融券各批次公司名单自沪深交易所网站手工收集;由于融资融券标的不断更新,样本呈浮动变化,故本文使用Excel2016和Stata16对数据进行处理和分析。

(二)变量定义与模型构建

1.被解释变量。本文采用应计盈余管理和真实盈余管理作为被解释变量。其中应计盈余管理水平的测量采用修正的Jones模型,该模型认为权责发生制下,企业净利润(NI)=经营现金流量(CFO)+应计利润(TA),其中,应计利润(TA)=可操纵应计利润(DA)+不可操纵应计利润(NDA),所

以,可操纵应计利润(DA)=企业净利润(NI)-经营现金流量(CFO)-不可操纵应计利润(NDA)。从上式可以看出,盈余管理的重点在于确定不可操纵应计利润(NDA)的大小,而不可操纵应计利润主要受两个因素影响:营业收入和固定资产水平。营业收入的变动会带来营运资本变动导致企业的应计利润变动,固定资产会产生折旧从而带来应计利润的减少。所以,本文采用修正过的Jones模型来计算出企业的不可操纵应计利润和可操纵应计利润,并以应计额的绝对值衡量盈余管理水平,其绝对值越大,表明上市公司采用应计盈余管理的可能性越大。

本文借鉴Kothari et al(2005)的研究在模型中控制公司上年业绩ROA,其基本的计量模型为:

$$\frac{TA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta Rev_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \alpha_4 ROA_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{公式(1)}$$

$$\frac{NDA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta Rev_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \alpha_4 ROA_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{公式(2)}$$

$$DA_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} - \frac{NDA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} \quad \text{公式(3)}$$

其中,Asset为年末总资产,ΔRev为营业收入的变化额,ΔRec为应收账款净额的变化额,PPE为年末固定资产净值的变化额,ROA为总资产净利润率。

有关真实盈余管理水平的测量采用Roychowdhury(2006)的计量模型,该模型从经营活动现金流、可操控性费用、生产成本三个方面进行衡量,同时控制年度进行回归,用回归所得的残差 γ_CFO 、 γ_DISDXP 、 γ_PROD 衡量企业的真实盈余管理程度,绝对值越大说明公司采用真实盈余管理行为的可能性越大。公式如下:

$$\frac{CFO_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{SALE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta SALE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{公式(4)}$$

$$\frac{PROD_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{SALE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta SALE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \alpha_4 \frac{\Delta SALE_{i,t-1}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$$

公式(5)

$$\frac{DISEXP_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{SALE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$$

公式(6)

$$REM_{i,t} = \gamma_{PROD_{i,t}} - \gamma_{CFO_{i,t}} - \gamma_{DISEXP_{i,t}}$$

公式(7)

其中,CFO为经营活动现金净流量,SALE为销售收入,PROD为生产成本,DISEXP为可操控性费

用,REM为真实盈余管理, γ_{CFO} 、 γ_{PROD} 、 $\gamma_{DIS- DXP}$ 分别是公式(4)-(6)的残差。

2.解释变量。本文采用融资融券资格(list)、融资融券时点(post)和产权性质(soe)作为解释变量,分别表示样本公司是否纳入融资融券标的、公司进入标的的所属期间以及区分不同公司的产权性质。

3.控制变量。借鉴以往文献,本文控制了公司规模(size)、资产负债率(lev)、亏损(loss)、董事会独立性(indir)、每股收益(eps)、成长能力(growth)以及盈利能力(ROA),同时控制年度效应。

主要变量定义见表1:

表1 主要变量定义

变量类别	变量名称	变量符号	定义和计算方法
被解释变量	应计盈余管理	absDA	可操纵应计利润DA的绝对值
	真实盈余管理	REM	$REM_{i,t} = \gamma_{PROD_{i,t}} - \gamma_{CFO_{i,t}} - \gamma_{DISEXP_{i,t}}$
解释变量	融资融券资格	list	分组虚拟变量,如果该企业在融资融券名单内,则list=1;反之,list=0
	融资融券时点	post	分组虚拟变量,如果所处期间属于进入名单后则post=1;反之,post=0
	产权性质	soe	若公司的性质是国有控股企业则soe=1;反之,soe=0
控制变量	公式规模	size	期末总资产的自然对数
	资产负债率	lev	期末总负债除以总资产
	亏损	loss	若企业当年亏损,则loss=1;反之,loss=0
	董事会独立性	indir	独董总数÷董事总数
	每股收益	eps	净利润÷实收资本
	资产收益率	roa	净利润÷平均资产总额
	成长能力	growth	企业年末总资产增长率
	年度虚拟变量	year	用来捕捉经济周期以及宏观经济变化

4.模型设定。为了研究融资融券对公司盈余管理的影响,本文构建了如下双重差分模型(DID):

$$absDA_{i,t} = \alpha + \beta_1 list_{i,t} + \beta_2 list_{i,t} \times post_{i,t} + \gamma_1 size_{i,t} + \gamma_2 lev_{i,t} + \gamma_3 indir_{i,t} + \gamma_4 eps_{i,t} + \sum year_{i,t} + \varepsilon$$

模型(1)

$$REM_{i,t} = \alpha + \beta_1 list_{i,t} + \beta_2 list_{i,t} \times post_{i,t} + \gamma_1 size_{i,t} + \gamma_2 lev_{i,t} + \gamma_3 roa_{i,t} + \gamma_4 growth_{i,t} + \sum year_{i,t} + \varepsilon$$

模型(2)

模型(1)和模型(2)中的主要观测变量为list×post,其系数 β_2 表示公司成为融资融券标的的证券后盈余管理水平的变化,与非标的公司的变化之间的差异。若假设1成立,则模型(1)中 β_2 显著为负,表

明在上市公司进入融资融券标的的名单后,标的公司的应计盈余管理水平降低了;若模型(2)中 β_2 结果不显著,表明融资融券业务未能抑制上市公司的真实盈余管理程度,则验证了假设2。为了检验假设3,本文先根据产权性质对样本进行分组,再对模型(1)和模型(2)分别进行回归分析。

(三)描述性统计

表2是变量的描述性统计分析,被解释变量absDA的均值为0.057,说明样本公司整体存在应计盈余管理,从最小值为0.041,标准差0.06和最大值为0.53中可以看出,样本公司整体应计盈余管理

水平差异较小;REM的均值为0.001,说明样本公司整体的真实盈余管理水平不高,从最小值为-0.628,标准差0.189和最大值0.663中可以看出,相较于

应计盈余管理,公司之间真实盈余管理的水平差异更大。

表2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
absDA	348	0.057	0.060	0	0.041	0.530
REM	350	0.001	0.189	-0.628	0.019	0.663
list	393	0.509	0.501	0	1	1
list×post	393	0.249	0.433	0	0	1
size	396	21.66	0.978	19.48	21.55	25.53
lev	396	0.409	0.179	0.035	0.392	0.937
loss	396	0.194	0.396	0	0	1
indir	367	0.374	0.057	0.250	0.333	0.60
eps	396	0.215	0.856	-6.219	0.147	8.080
roa	396	0.036	0.131	-1.838	0.0380	0.678
growth	378	-0.073	0.181	-0.668	-0.061	1.130

四、实证检验

(一)融资融券与盈余管理

表3为融资融券与盈余管理的回归结果,在控制了年度固定效应后,(1)列、(2)列验证了融资融券对企业应计盈余管理存在的抑制作用,其中(1)列验证了在没有控制变量的情况下,主要变量list×post的系数显著为负。(2)列验证了在加入控制变量后,主要变量list×post的系数依旧显著为负,说明融资融券对农林牧渔业上市公司的应计盈余管理水平有抑制作用,假设1得到验证。(3)列、(4)列验证了融资融券对真实盈余管理存在的抑制作用,其中(3)列在没有控制变量的情况下,主要变量list×post的系数为负,融资融券对企业真实盈余管理存在抑制作用,但是不显著。(4)列验证了在加入控制变量后,主要变量list×post的系数为正,说明融资融券对农林牧渔业上市公司的真实盈余管理并不存在抑制作用,假设2得到验证。

(二)产权性质对融资融券的影响

本文进一步研究了针对公司不同的产权性质,融资融券对农林牧渔业上市公司盈余管理的影响。

表4是产权性质对盈余管理的影响结果。前两列表示不同产权性质对应计盈余管理的影响,在

表3 融资融券与盈余管理

变量	(1) absDA	(2) absDA	(3) REM	(4) REM
list	-0.001 (0.010)	0.005 (0.011)	-0.034 (0.045)	-0.032 (0.048)
list×post	-0.017** (0.009)	-0.018* (0.009)	-0.018 (0.043)	0.003 (0.038)
size		-0.003 (0.005)		0.015 (0.023)
lev		0.022 (0.017)		0.069 (0.084)
loss		-0.009 (0.013)		
indir		-0.043 (0.062)		
eps		0.000 (0.004)		
roa				-0.819*** (0.155)
growth				-0.244*** (0.072)
_cons	0.077*** (0.017)	0.151 (0.121)	-0.010 (0.043)	-0.331 (0.492)
year	控制	控制	控制	控制
N	348.000	325.000	350.000	350.000
r2	0.057	0.066	0.013	0.240

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,表4、表5同。

表4 产权性质对盈余管理的影响

变量	absDA		REM	
	soe=0	soe=1	soe=0	soe=1
list	-0.002 (0.017)	-0.002 (0.019)	0.003 (0.063)	0.030 (0.068)
list×post	-0.008 (0.015)	-0.024* (0.014)	0.010 (0.043)	-0.005 (0.054)
size	-0.007 (0.007)	0.002 (0.012)	0.009 (0.020)	-0.023 (0.039)
lev	0.003 (0.024)	0.021 (0.037)	0.130 (0.128)	0.027 (0.125)
loss	0.017 (0.023)	-0.032* (0.018)		
indir	0.017 (0.074)	-0.101 (0.115)		
eps	0.005 (0.006)	-0.022 (0.014)		
roa			-0.877*** (0.134)	-1.201** (0.476)
growth			-0.294*** (0.097)	-0.306** (0.135)
_cons	0.253 (0.161)	0.060 (0.233)	-0.332 (0.437)	0.449 (0.783)
year	控制	控制	控制	控制
N	169.00	148.000	170.000	170.000
r2	0.131	0.128	0.374	0.285

soe=0中,交互项list×post的系数为-0.008,但不具有显著性;而在soe=1中,交互项list×post的系数为-0.024,且系数的绝对值更大,由此可见,只有在国有控股公司中融资融券才能显著降低公司的应计盈余管理水平,即在不同产权性质的农林牧渔业上市公司中,融资融券对公司盈余管理的影响存在差异,验证了假设3a。后两列表示产权性质对真实盈余管理的影响,在soe=0中,交互项list×post的系数为正,说明在非国有控股企业中,管理者更有可能进行向上的真实盈余管理行为;在soe=1中,交互项list×post的系数为负,但结果并不显著,说明融资融券对国有控股企业组中管理者的真实盈余管理行为并没有显著抑制,验证了假设3b。

五、稳健性检验

为了验证实证结果的稳健性,本文对研究样本进行了重新处理,把调出融券标的公司样本放进样本数据中,在不改变模型设定与变量测度下,对两

个双重差分模型重新进行了回归分析。结果见表5:

表5 稳健性检验回归结果

变量	absDA	REM
list	0.005 (0.010)	-0.041 (0.046)
list×post	-0.016* (0.009)	0.007 (0.032)
size	-0.004 (0.005)	0.017 (0.023)
lev	0.026 (0.016)	0.019 (0.087)
控制变量	控制	控制
year	控制	控制
N	350.000	375.000
r2	0.055	0.275

由表5可以看出,本文的被解释变量absDA与交互项list×post的系数是-0.016,系数明显为负并且在10%的水平上显著负相关,表明融资融券业务明显抑制了对农林牧渔业企业的应计盈管理程度,说明融资融券交易的实施减少了企业管理者对应计盈余的操作意愿。被解释变量REM与交互项list×post的系数是0.007,结果不显著,说明融资融券交易对农林牧渔业企业的真实盈管理程度并没有抑制作用,稳健性得以检验。

六、结论与建议

本文以2010年我国正式启动融资融券试点项目为研究背景,研究样本采用2008—2020年的数据,运用双重差分法,实证检验了融资融券业务的推出对我国农林牧渔业上市公司盈余管理水平的影响。研究发现:(1)进入标的的农林牧渔业上市公司应计盈余管理水平更低;(2)融资融券对标的的企业真实盈余管理的抑制作用不明显;(3)进一步考察产权性质对融资融券的影响时发现,融资融券对国有控股企业的应计盈余管理抑制作用明显,对不同产权性质企业的真实盈余管理抑制不明显。依此结论,提出如下建议:第一,适当扩大融券标的的范围,以降低企业的应计盈余管理水平。第二,尽管有“融券”这一卖空机制,但转融券机制的不完善也影响着融券供应量,所以融资融券对于公司的

真实盈余管理并没有起到很好的抑制作用,而且卖空成本高,对于卖空者的要求较多,会抑制卖空交易者对公司负面信息的挖掘,建议降低融券交易门槛,扩大融券渠道。第三,证监会和会计师事务所应当持续加强对非国有控股企业的关注,进一步抑制非国有企业的盈余管理行为。

参考文献:

[1]陈晖丽,刘峰.融资融券的治理效应研究——基于公司盈余管理的视角[J].会计研究,2014(09).

[2]李春涛,刘贝贝,周鹏.卖空与信息披露:融券准自然实验的证据[J].金融研究,2017(09).

[3]赵景文.公司治理质量与盈余质量——基于中国治理指数(CCGI^{nk})的初步证据[J].南开管理评论,2006(05).

[4]顾乃康,周艳利.卖空的事前威慑、公司治理与企业融资行为——基于融资融券制度的准自然实验检验[J].管理世界,2017(02).

[5]陈汉文,林勇峰,鲁威朝.做空VS反做空:信息披露维度的观察[M].北京:北京大学出版社,2018.

[6]孟庆斌,邹洋,侯德帅.卖空机制能抑制上市公司违规吗?[J].经济研究,2019(06).

[7]黄超.卖空机制与负面信息披露质量——来自业绩预告制度的经验证据[J].金融理论与实践,2019(09).

[8]Skinner D J. Why firms voluntarily disclose

bad news[J].Journal of Accounting research,1994(01).

[9]Bloomfield R J.The Incomplete Revelation Hypothesis and Financial Reporting[J]. Accounting Horizons,2002(03).

[10]Li Y, Zhang L. Short selling pressure, stock price behavior, and management forecast precision: Evidence from a natural experiment[J]. Journal of Accounting Research, 2015(01).

[11]Bushee B J, Gow I D, Taylor D J. Linguistic complexity in firm disclosures: Obfuscation or information? [J]. Journal of Accounting Research, 2018(01).

[12]袁知柱,宝乌云塔娜,王书光.股权价值高估、投资者保护与企业应计及真实盈余管理行为选择[J].南开管理评论,2014(05).

[13]谢柳芳,朱荣,何苦.退市制度对创业板上市公司盈余管理行为的影响——基于应计与真实盈余管理的分析[J].审计研究,2013(01).

[14]Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation[J]. Journal of Accounting & Economics, 2006(03).

[15]Kothari S P, Leone A J, Wasley C E. Performance matched discretionary accrual measures [J]. Journal of Accounting and Economics, 2005(01).

(责任编辑:张效功)

(上接第24页)上的,可按照其投资额的一定比例,在股权持有满两年后抵扣应纳税所得额;三是对于金融机构与托育服务机构发生的贷款合同免征印花税,并对贷款利息收入减免所得税;四是对于雇佣育龄女性的企业,在据实扣除基础上允许进行加计扣除。

参考文献:

[1]陈雷.论财税法的激励功能在全面放开二孩

政策中的运用[J].税务与经济,2017(06).

[2]郭佩霞,胡彬.支持养老服务业发展的税收政策探析[J].税务研究,2018(01).

[3]何凌云,肖秋驰,马青山.部分国家促进生育财税政策的经验及借鉴[J].税务研究,2019(12).

[4]王志章,刘天元.生育“二孩”基本成本测算及社会分摊机制研究[J].人口学刊,2017(04).

(责任编辑:刘小梅)