

地区文化差异与上市公司盈余管理： 基于离婚率视角的考察

郝恩琪¹, 王百强², 张伟华³

(1. 中国人民大学商学院, 北京 100872;

2. 中央财经大学会计学院/中国管理会计研究与发展中心, 北京 100081;

3. 北京工商大学商学院, 北京 100048)

摘要: 离婚文化作为一种重要的文化维度, 其对公司财务的影响尚待探索。基于中国 A 股上市公司的研究发现, 离婚率较高的地区, 上市公司的盈余管理水平也较高。机制分析表明, 离婚率较高的地区, 企业行为将表现出较强的个人主义特征, 从而引发较高水平的盈余管理。进一步研究发现, 较高的女性高管占比、较低的高管平均年龄和较好的外部治理环境能够有效抑制离婚率与盈余管理之间的正相关关系。研究结果拓展了文化对企业盈余管理行为影响的研究, 验证了地区离婚率对于盈余管理行为的影响机制, 并且丰富了对非正式制度和正式制度之间互动关系的理解。

关键词: 盈余管理; 离婚文化; 离婚率; 高管特征; 外部治理环境

中图分类号: F230; G05 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2023)11-0133-13

Regional cultural differences and earnings management in listed companies: Research from the perspective of divorce rate

HAO Enqi¹, WANG Baiqiang², ZHANG Weihua³

(1. School of Business, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. School of Accountancy/China's Research and Development Center of Management Accounting,
Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;

3. School of Business, Beijing Technology and Business University, Beijing 100048, China)

Abstract: Divorce culture is one important dimension of culture. The influence of divorce culture on corporate financial behavior remains to be investigated. Based on data from Chinese A-share listed firms, we find that the level of earnings management is higher for listed firms located in regions with a higher divorce rate. We then examine the mechanism and find that the behavior of firms located in regions with a higher divorce rate is more individualistic, leading to a higher level of earnings management. Further analysis indicates that a higher proportion of female executives, a lower average age of executives, and better external governance environment could weaken the positive relation between divorce rate and earnings management. This study expands research on the influence of culture on earnings management, examines the underlying mechanism of the effect regional divorce culture may have on earnings management behavior, and enriches

收稿日期: 2023-07-22 修回日期: 2023-09-29

基金项目: 国家自然科学基金青年科学基金项目(71902207); 国家自然科学基金面上项目(72272006); 教育部人文社会科学研究青年基金项目(19YJC630162)。

作者简介: 郝恩琪(1990—), 女, 内蒙古鄂尔多斯人, 中国人民大学商学院博士生, 研究方向为资本市场与公司财务。通信作者: 张伟华。

our understanding of the relationship between informal and formal institutions.

Key words: earnings management; divorce culture; divorce rate; executive characteristics; external governance environment

近年来,我国离婚率持续攀升。根据中经网数据统计,2000 年我国全国粗离婚率为 0.96‰,而 2020 年全国粗离婚率攀升至 3.09‰,为 2000 年的 3.2 倍。持续攀升的离婚率引起了国内外媒体的广泛关注,近年来的“离婚潮”更是引发了社会整体的担忧。在离婚率逐年攀升的同时,我国离婚率分布呈现出强烈的区域差异特征^[1]。从 2010—2020 年的平均离婚率来看,离婚率最高的 3 个省份是黑龙江省、重庆市和吉林省,平均离婚率为 4.48‰,离婚率最低的 3 个省份平均为 1.48‰,前者是后者的 3 倍。就大众对于婚姻与家庭的理解与认知的变化导致的离婚率攀升,学者提出了离婚文化的概念,并指出地区离婚率可以作为该区域离婚文化的综合反映^[2]。

文化作为一种惯常的信仰与价值^[3],会对人们思考和认识世界的方式产生深刻的影响,人们的思维方式和行为模式均留下了社会文化的烙印,经济活动的诸多方面均不可避免地体现着文化的影响^[4]。不同地域文化不仅会显著影响政府的管理水平^[5]、政府的再分配政策^[3],还会对微观主体行为产生影响^[6-8]。

离婚文化作为文化的一种,同样会对微观主体行为产生影响。较高的离婚率一方面反映了个体对个人自由的追求以及以自我为中心的文化氛围,另一方面反映了个体决策行为的相对鲁莽和草率。与此同时,离婚是对婚姻承诺与契约的终止,离婚率较高的地区,文化氛围中的契约精神和规则意识相对较弱。受到当地文化氛围的影响,企业行为中的契约精神和规则意识也可能会相对较弱,进而表现为该地域企业更为普遍的盈余管理行为。本文利用 2003—2018 年中国 A 股上市公司作为研究样本,探讨离婚率与盈余管理之间的关系。

一、文献回顾与研究假说

(一)文化与企业财务行为

文化和宗教、关系等因素一起,共同构成了影响微观主体行为的非正式制度^[9]。已有研究证实,包括文化在内的非正式制度会对政治经济的

诸多方面产生重要影响。关于文化对企业财务行为的影响,近年来涌现出一些代表性的研究。如姜付秀等^[10]将在企业价值体系中提及“诚信”相关字眼的公司确认为具有诚信文化的企业,通过文本挖掘的形式对我国上市公司展开实证研究,结果显示具有诚信文化导向的企业其盈余管理程度更低。赵龙凯等^[11]针对在我国经营的合营企业数据进行实证研究,研究结果显示出资国的文化因素会对企业盈余管理的程度和方向产生显著影响。张茵等^[12]发现,我国上市公司的避税行为会受到上市公司所在地区社会信任水平的显著影响,二者呈现出显著的正相关关系。靳小翠^[13]将企业文化中包含有“兼济天下、扶危济困、企业公民”等观点的企业认定为具有慈善精神的企业,发现上述企业进行慈善捐赠的可能性和金额更高、波动性更低。黄泽悦等^[14]以民营企业经历“本命年”作为外生事件研究中国传统文化对个体决策行为的影响,研究发现民营企业家在“本命年”表现得更为保守稳健,企业研发投入水平更低,且这种影响在北方汉族聚居地区的民营企业家身上表现得更加突出。

(二)离婚文化相关研究

社会学研究提出了人类“初级生活圈”的概念,婚姻和家庭被认为是“初级生活圈”的主要组成部分,“在人类关系中,‘初级生活圈’是最深刻、最直接、最重要的人类关系”^[15]。就大众对于婚姻与家庭的理解与认知的变化导致的离婚率攀升,学者提出了离婚文化的概念。永久婚姻文化是基于以下 3 个观念的一系列信念、形式和实践:婚姻是永恒的,婚姻是注定的,离婚是最后不得已的手段;离婚文化则将婚姻视为可以选择的和有前提条件的信念和行为,离婚是婚姻不理想时的一个出路^[2, 16]。离婚文化是强势文化,同时具备继承性和浸染性,前者体现为基于家庭的代际传递,后者体现为婚姻信念随社区和朋友的婚姻模式与观念发生改变的扩散效应^[2]。

从社会学角度来看,离婚率保持在一定的数

值上是合理的。过低的离婚率可能表示存在婚姻压制、个人自由受束缚,而过高的离婚率则可能意味着个人过于自由^[17]。除了社会转型、经济发展、社会流动加剧等外部因素之外,持续攀升的离婚率是现代人的个人偏好、信念及其行为特征的体现,从某种意义上也是当地地域文化特征的缩影。

(三)地域离婚文化与企业盈余管理

首先,高离婚率代表着个人行为高度自由^[17]。根据离婚文化理论,现代化带来的工业化、城市化和个人自由主义的发展带来了婚姻稳定性的快速下降,形成了高离婚率的婚姻文化^[18]。离婚率较高的地区,以自我为中心的文化氛围往往更为浓烈。位于这些地区的企业受到当地文化氛围的影响,其行为同样会表现出较强的自由主义和以自我为中心的特征,从而带来更高水平的盈余管理行为。

其次,婚姻的本质是一种承诺,而公司出具的年度报告在一定意义上也是一种承诺。承诺是在特定情境或博弈状态下会对个人行为产生影响或起决定作用的考虑因素、原则或社会准则^[19]。离婚是对婚姻承诺与契约的终止,离婚率较高的地区,文化氛围中的契约精神和规则意识相对较弱。受到当地文化氛围的影响,企业行为中的契约精神和规则意识也会相对较弱,最终表现为该地域企业更为普遍的盈余管理行为。

最后,高离婚率在一定程度上反映了个体行为的草率。近年来,我国“闪婚”“闪离”这种快速的婚姻形式屡见不鲜^[20]。与这种“闪婚”“闪离”现象相关联的高离婚率反映了个体决策行为的草率和鲁莽。当企业受到当地普遍鲁莽草率行事作风的影响时,企业会更加看重眼前利益而忽视可能的其他负面结果,进而表现为该地域企业更普遍的盈余管理行为。

基于以上分析,本文提出假设 H1:离婚率较高的地区,企业盈余管理水平较高。

二、研究设计、样本选择与描述性统计

(一)研究设计

1. 变量定义

(1)主要自变量

本文关注的主要自变量为上市公司所在省份

的离婚率,按照国家统计局的口径,本文将离婚率变量定义为: $Divorcerate$ 表示上市公司所在省份离婚率,等于该省份当年度离婚对数与平均人口数量之比。

(2)主要因变量

本文关注的主要因变量为上市公司的盈余管理水平。参考已有文献^[21-22]度量企业操控应计的做法,本文分年度—行业使用下述式(1)、式(2)进行估计。

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{CFO_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \beta_5 \frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_6 \frac{CFO_{i,t+1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{CFO_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{CFO_{i,t+1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

在式(1)和式(2)中, $TA_{i,t}$ 为公司*i*第*t*年的总应计利润, $A_{i,t-1}$ 为公司*i*第*t-1*年末资产总额, $\Delta REV_{i,t}$ 为公司*i*第*t*年的营业收入增加额, $\Delta REC_{i,t}$ 为公司*i*第*t*年的应收账款增加额, $PPE_{i,t}$ 为公司*i*在第*t*年的固定资产, $CFO_{i,t-1}$ 、 $CFO_{i,t}$ 、 $CFO_{i,t+1}$ 分别为公司*i*在*t-1*、*t*、*t+1*年经营活动产生的现金流量净额。令 $DA_{i,t} = \varepsilon_{i,t}$,代表公司的操控应计水平,用以度量企业的盈余管理水平。

(3)控制变量

参照已有的盈余管理相关研究,本文对以下可能影响企业盈余管理行为的特征进行了控制:资产规模(*Size*),等于企业资产总额的对数;财务杠杆(*Leverage*),等于企业银行借款与资产总额的比值;盈利能力(*ROA*),等于净利润与资产总额的比值;成长性(*Growth*),等于年销售收入增长率;董事会规模(*Boardsize*),等于企业董事会人数的对数;董事会独立性(*Independence*),等于企业董事会中独立董事所占比例;两职合一(*Duality*),当企业总经理与董事长为同一人时定义为1,否则为0;股权结构(*Majorholder*),等于第一大股东持股比例;产权性质(*SOE*),当企业为国有控股企业时定义为1,否则为0;审计师规模(*Big4*),当企业聘请的会

计师事务所为国际四大时定义为 1, 否则为 0; 分析师关注 (*Coverage*), 等于年度内对公司进行跟踪分析的分析师 (团队) 数量的对数; 地区经济发展状况 (*GDPgrowth*), 等于企业所在省份的年 GDP 增长率。此外, 本文还控制了企业的年度和行业固定效应。采用银行借款 (而非全部负债) 与资产总额的比值度量财务杠杆的原因在于银行借款为企业需要支付利息的负债, 相比全部负债而言能够更加准确地刻画企业的偿债压力。这一做法在已有文献中已得到广泛应用^[23-24]。本文使用的所有变量定义见表 1。

表 1 变量定义

变量名称	变量定义
<i>Divorcerate</i>	上市公司所在省份离婚率, 等于该省份当年度离婚对数与平均人口数量之比
<i>DA1</i>	使用 McNichols 模型得到的公司操控应计
<i>DA2</i>	使用 DD 模型得到的公司操控应计
<i>Size</i>	资产总额的自然对数
<i>Leverage</i>	短期借款、长期借款、一年内到期的非流动负债之和与资产总额的比值
<i>ROA</i>	净利润与资产总额的比值
<i>Growth</i>	年销售收入增长率
<i>Boardsize</i>	企业董事会人数的对数
<i>Independence</i>	企业董事会中独立董事所占比例
<i>Duality</i>	当企业总经理与董事长为同一人时, 定义为 1, 否则为 0
<i>Majorholder</i>	第一大股东持股比例
<i>SOE</i>	当企业为国有控股企业时, 定义为 1, 否则为 0
<i>Big4</i>	当公司聘请的会计师事务所为国际四大时定义为 1, 否则为 0
<i>Coverage</i>	年度内对公司进行跟踪分析的分析师 (团队) 数量的对数
<i>GDPgrowth</i>	企业所在省份的年 GDP 增长率

2. 回归模型

对于假设 H1, 本文使用以下 OLS 回归模型进行检验:

$$DA = \beta_0 + \beta_1 Divorcerate + Controls + Year + Industry \quad (3)$$

式 (3) 中, 因变量 *DA* 为企业的盈余管理水平, 分别以 McNichols 模型^[21] 计算得到的操控应计水平 (*DA1*) 和 DD 模型^[22] 计算得到的操控应计水平 (*DA2*) 度量。本文主要关注的自变量是企业所在省份的离婚率 *Divorcerate*。预期 *Divorcerate* 项的系数 $\beta_1 > 0$, 表示在离婚率较高的地区, 企业的盈余管理水平较高。

(二) 样本选择

本文选择中国 A 股 2003—2018 年上市公司数据进行研究。剔除金融行业观测和存在数据缺失的观测后, 共得到 27 649 个“公司—年度”观测值。本文使用的上市公司数据来源于国泰安 (CSMAR) 数据库, 离婚率、人口出生率和 GDP 增长率数据来源于中经网统计数据库, 市场化指数数据来源于中国市场化指数报告^[25-28]。为了避免极端值对研究结果产生影响, 本文对所有连续变量进行了双侧 1% 水平的缩尾处理。

(三) 描述性统计

本文的样本描述性统计见表 2。本文主要关注的自变量 *Divorcerate* (离婚率) 的样本均值约为 2‰, 与相关统计数据符合。其他上市公司财务数据均与已有研究保持一致。

表 2 样本描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	<i>p1</i>	<i>p25</i>	<i>p50</i>	<i>p75</i>	<i>p99</i>
<i>Divorcerate</i>	27 649	0.002	0.001	0.001	0.002	0.002	0.003	0.005
<i>DA1</i>	27 649	0.000	0.054	-0.211	-0.023	0.001	0.028	0.157
<i>DA2</i>	27 649	0.000	0.058	-0.223	-0.025	0.001	0.030	0.171
<i>Size</i>	27 649	21.921	1.303	19.122	21.002	21.763	22.659	25.928
<i>Leverage</i>	27 649	0.185	0.163	0.000	0.037	0.158	0.292	0.675
<i>ROA</i>	27 649	0.033	0.066	-0.297	0.012	0.034	0.062	0.202
<i>Growth</i>	27 649	0.195	0.472	-0.649	-0.018	0.121	0.292	3.076
<i>Boardsize</i>	27 649	2.158	0.204	1.609	2.079	2.197	2.197	2.708
<i>Independence</i>	27 649	0.370	0.052	0.286	0.333	0.333	0.400	0.571
<i>Duality</i>	27 649	0.230	0.421	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>Majorholder</i>	27 649	0.353	0.151	0.087	0.234	0.332	0.459	0.743
<i>SOE</i>	27 649	0.452	0.498	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Big4</i>	27 649	0.062	0.241	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>Coverage</i>	27 649	0.731	0.541	0.000	0.000	0.870	1.223	1.545
<i>GDPgrowth</i>	27 649	0.096	0.029	0.042	0.076	0.087	0.121	0.160

三、主要实证结果

表 3 报告了地区离婚率与企业盈余管理的回归结果。因变量为企业操控应计水平 *DA1* 和 *DA2*。结果显示, 离婚率 *Divorcerate* 的系数在两列中分别为 2.125 8 和 1.442 7 (*t* 值分别为 4.34 和 2.76), 均至少在 1% 水平下显著为正。上述结果表明, 在离婚率较高的地区, 企业会进行较高水平的盈余管理。上述结果支持了假说 H1。控制变量的系数与已有研究基本保持一致。*Growth* 在两列中系数方向不同, 主要与因变量操控应计水平的度量方法不同有关。在构建 *DA1*、*DA2* 的过程中, *DA1* 为使用 McNichols 模型得到的操控应计, 回归模型中包含了收入增长的部分 ($\Delta REV_{i,t}$); 而 *DA2* 为使用 DD 模型得到的操控应计, 此时收入增长并未被放入回归模型, 因而被计入模型残差 (即

DA2)中。考虑到公司业务规模增加会带来更高的应计项目,因此相较于基于 McNichols 模型得到的残差 DA1,基于 DD 模型得到的残差 DA2 中包含了更多的与收入增长正相关的部分,从而使得在第(1)列为负的 *Growth* 系数在第(2)列中变为正向。

从回归结果的经济意义来看,*Divorcerate* 的标准差为 0.001,以表 3 的第(1)列为例进行说明,当企业所在省份离婚率增加一个标准差(即一个千分点)时,DA1 将增加 $2.1258 \times 0.001 = 0.002$,即企业的操控应计水平将增加其总资产的 2‰。

表 3 地区离婚率与企业盈余管理

变量	(1)	(2)
	DA1	DA2
<i>Divorcerate</i>	2.1258 *** (4.34)	1.4427 *** (2.76)
<i>Size</i>	-0.0004 (-0.91)	0.0005 (1.25)
<i>Leverage</i>	0.0193 *** (7.75)	0.0121 *** (4.59)
<i>ROA</i>	0.6374 *** (95.35)	0.6726 *** (101.66)
<i>Growth</i>	-0.0082 *** (-9.20)	0.0114 *** (12.92)
<i>Boardsize</i>	-0.0003 (-0.18)	-0.0031 (-1.54)
<i>Independence</i>	0.0032 (0.48)	0.0004 (0.06)
<i>Duality</i>	0.0011 (1.49)	0.0011 (1.36)
<i>Majorholder</i>	-0.0058 ** (-2.45)	-0.0057 ** (-2.25)
<i>SOE</i>	-0.0028 *** (-3.51)	-0.0034 *** (-3.96)
<i>Big4</i>	-0.0061 *** (-4.51)	-0.0074 *** (-4.71)
<i>Coverage</i>	0.0006 (0.79)	0.0010 (1.29)
<i>GDPgrowth</i>	-0.0116 (-0.62)	-0.0180 (-0.92)
Constant	0.0100 (0.90)	-0.0020 (-0.16)
年份和行业	已控制	已控制
样本量	27649	27649
调整 R^2	0.5357	0.5957

注:***、** 分别代表在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 上有统计学意义。括号内是对公司层面进行聚类调整后的 t 值。

四、稳健性检验

(一)工具变量法

本文使用工具变量法缓解可能存在的内生性问题。基于已有文献^[1],家庭结构、民族因素对离婚率水平有重要影响,本文采用地区人口出生率和少数民族人口比例作为工具变量。

人口出生率 *Birthrate* 的定义为公司所在省份的年出生人数除以该省份的年平均人数,年平均人数是指年初、年底人口数的平均数。少数民族人口比例 *Minority* 的定义为公司所在省份的少数民族人口数量与该地区总人口数之比^①。

表 4 报告了采用工具变量法的回归结果。表 4 列(1)报告了第一阶段回归结果。结果显示,企业所在省份的人口出生率 *Birthrate* 与地区离婚率 *Divorcerate* 之间显著负相关,表明企业所在省份的人口出生率越高时,家庭凝聚力越高,家庭结构越稳定,地区离婚率越低。而企业所在省份的少数民族人口比例 *Minority* 与地区离婚率 *Divorcerate* 之间显著正相关,表明企业所在省份的少数民族人口占比越高时,婚姻关系受社会意识形态控制和社会约束越少,地区离婚率越高。表 4 列(2)与列(3)报告了第二阶段回归结果。结果显示,*Divorcerate* 系数均仍在 1% 水平下显著为正,与主回归结果保持一致,表明本文的结果是稳健的。

在弱工具变量检验中,Cragg - Donald Wald F Statistic 和 Kleibergen - Paap rk Wald F Statistic 分别为 6069.54 和 968.38,上述统计量均远大于 10,表明本文所选取的工具变量与核心自变量 *Divorcerate* 具有较强的相关性。在过度识别检验中,Hansen J 检验的 p 值在因变量为企业操控应计水平 DA1 和 DA2 时分别为 0.29 和 0.84,大于 0.1,表明选取的工具变量合理有效。另外,本文使用对弱工具变量更不敏感的“有限信息最大似然估计法”(limited information maximum likelihood estimation)进行稳健性检验,*Divorcerate* 的系数仍然在 1% 水平下显著

① 由于可以公开获取的省份层面的少数民族人口比例数据仅有 2000 年、2010 年、2020 年人口普查数据,因而本文以 2000 年人口普查结果作为 2005 年及以前年度样本的少数民族人口比例数据,以 2010 年人口普查结果作为 2006 年至 2015 年样本的少数民族人口比例数据,以 2020 年人口普查结果作为 2015 年之后样本的少数民族人口比例数据。

为正,与主回归结果保持一致,表明本文的结果是稳健的。

表 4 地区离婚率与企业盈余管理
(使用人口出生率、少数民族人口比例作为工具变量)

变量	(1)	(2)	(3)
	第一阶段	第二阶段	
	<i>Divorcerate</i>	<i>DA1</i>	<i>DA2</i>
<i>Birthrate</i>	-0.183 2 *** (-99.19)	—	—
<i>Minority</i>	0.002 1 *** (24.54)	—	—
<i>Divorcerate</i>	—	3.321 9 *** (3.81)	3.458 3 *** (3.79)
<i>Size</i>	0.000 0 *** (4.76)	-0.000 4 (-1.04)	0.000 5 (1.06)
<i>Leverage</i>	-0.000 1 *** (-2.83)	0.019 5 *** (7.80)	0.012 4 *** (4.68)
<i>ROA</i>	-0.000 1 * (-1.80)	0.637 7 *** (95.34)	0.673 0 *** (101.63)
<i>Growth</i>	0.000 0 (0.05)	-0.008 2 *** (-9.19)	0.011 4 *** (12.96)
<i>Boardsize</i>	-0.000 0 (-0.70)	-0.000 3 (-0.16)	-0.003 0 (-1.51)
<i>Independence</i>	-0.000 3 *** (-3.40)	0.003 4 (0.51)	0.000 8 (0.11)
<i>Duality</i>	-0.000 0 *** (-2.61)	0.001 1 (1.47)	0.001 1 (1.34)
<i>Majorholder</i>	-0.000 0 (-0.27)	-0.005 9 ** (-2.48)	-0.005 8 ** (-2.29)
<i>SOE</i>	0.000 1 *** (10.56)	-0.003 0 *** (-3.69)	-0.003 6 *** (-4.24)
<i>Big4</i>	-0.000 1 *** (-4.08)	-0.006 0 *** (-4.46)	-0.007 3 *** (-4.63)
<i>Coverage</i>	-0.000 0 (-1.01)	0.000 6 (0.90)	0.001 1 (1.46)
<i>GDPgrowth</i>	0.006 3 *** (21.59)	-0.011 4 (-0.61)	-0.017 7 (-0.90)
Constant	0.001 6 *** (14.02)	-0.009 3 (-0.92)	-0.0243 ** (-2.20)
年份和行业	已控制	已控制	已控制
样本量	27 649	27 649	27 649
调整 R^2	0.570 3	0.535 5	0.595 1

注:***、**、* 分别代表在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 上有统计学意义。括号内是对公司层面进行聚类调整后的 t 值(第 1 列)或 z 值(第 2 列、第 3 列)。

(二) 区分盈余管理方向

表 5 展示了进一步区分盈余管理方向后的主要回归结果,因变量分别为采用 McNichols 模型和 DD 模型计算得到的正向操控应计($DA1_P$ 、 $DA2_P$)和负向操控应计的绝对值($DA1_N$ 、 $DA2_N$)。结果显示,离婚率 *Divorcerate* 的系数在因变量为正向操控应计的第(1)列、第(3)列均显著为正,在因变量为负向操控应计的第(2)列、第(4)列均不显

著。上述结果表明,在离婚率较高的地区,企业会进行较高水平的盈余管理,且主要表现为向上的盈余管理。

表 5 地区离婚率与企业盈余管理(区分盈余管理方向)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>DA1_P</i>	<i>DA1_N</i>	<i>DA2_P</i>	<i>DA2_N</i>
<i>Divorcerate</i>	1.895 9 *** (3.78)	-0.293 8 (-0.71)	1.738 5 *** (3.02)	0.088 3 (0.21)
<i>Size</i>	-0.000 6 (-1.54)	-0.002 2 *** (-5.78)	0.000 0 (0.02)	-0.002 9 *** (-7.37)
<i>Leverage</i>	0.024 7 *** (8.30)	-0.013 2 *** (-5.76)	0.027 0 *** (7.76)	-0.006 6 *** (-3.00)
<i>ROA</i>	0.412 9 *** (28.65)	-0.552 4 *** (-65.23)	0.470 1 *** (30.28)	-0.591 3 *** (-78.33)
<i>Growth</i>	0.005 3 *** (5.28)	0.016 6 *** (15.98)	0.016 0 *** (16.47)	0.006 7 *** (6.08)
<i>Boardsize</i>	-0.002 7 (-1.38)	-0.002 1 (-1.10)	-0.005 5 ** (-2.49)	-0.000 2 (-0.11)
<i>Independence</i>	0.008 5 (1.17)	-0.001 0 (-0.16)	0.009 4 (1.16)	0.003 1 (0.48)
<i>Duality</i>	0.000 1 (0.08)	0.000 0 (0.03)	0.000 4 (0.51)	-0.000 3 (-0.44)
<i>Majorholder</i>	-0.008 1 *** (-3.30)	0.002 2 (1.00)	-0.008 0 *** (-2.95)	0.003 6 * (1.65)
<i>SOE</i>	-0.002 2 *** (-2.65)	-0.001 4 * (-1.89)	-0.002 0 ** (-2.19)	-0.001 7 ** (-2.37)
<i>Big4</i>	-0.003 1 ** (-2.34)	0.004 6 *** (3.44)	-0.002 5 * (-1.65)	0.006 1 *** (4.10)
<i>Coverage</i>	-0.005 7 *** (-6.72)	0.004 4 *** (6.36)	-0.006 1 *** (-6.58)	0.004 5 *** (6.87)
<i>GDPgrowth</i>	0.006 7 (0.31)	0.023 3 (1.29)	0.001 4 (0.06)	0.012 3 (0.71)
Constant	0.011 0 (1.00)	0.068 0 *** (5.72)	0.003 4 (0.26)	0.083 5 *** (6.03)
年份和行业	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	14 263	13 386	14 070	13 579
调整 R^2	0.255 4	0.644 7	0.306 2	0.698 3

注:***、**、* 分别代表在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 上有统计学意义。括号内是对公司层面进行聚类调整后的 t 值。

(三) 更改盈余管理水平度量方法

本文分别采用修正琼斯模型^[29]及陆建桥模型^[30]得到的操控应计 $DA3$ 、 $DA4$ 替换原模型中的 $DA1$ 、 $DA2$ 作为因变量。如表 6 所示,*Divorcerate* 的系数仍然在 1% 水平下显著为正,与主回归结果保持一致,表明本文的结果是稳健的。

(四) 使用其他样本范围选择口径

第一,剔除一线城市样本进行检验。作为我国的政治、经济、文化和人才中心,我国 4 个一线城市北京、上海、广州、深圳聚集了大量大型上市公司,这些大型上市公司在异地设立下属单位的现象

表 6 地区离婚率与企业盈余管理
(更改盈余管理水平度量方法)

变量	(1)	(2)
	DA3	DA4
<i>Divorcerate</i>	3.166 2 *** (3.44)	3.065 5 *** (3.35)
<i>Size</i>	0.000 2 (0.31)	0.000 2 (0.33)
<i>Leverage</i>	0.068 6 *** (14.25)	0.069 4 *** (14.57)
<i>ROA</i>	0.583 5 *** (47.91)	0.575 8 *** (47.24)
<i>Growth</i>	0.000 3 (0.17)	0.000 1 (0.06)
<i>Boardsize</i>	-0.000 1 (-0.04)	-0.000 2 (-0.06)
<i>Independence</i>	0.006 8 (0.54)	0.003 7 (0.29)
<i>Duality</i>	0.001 6 (1.14)	0.001 6 (1.12)
<i>Majorholder</i>	-0.011 1 ** (-2.39)	-0.010 5 ** (-2.29)
<i>SOE</i>	-0.001 4 (-0.92)	-0.001 2 (-0.76)
<i>Big4</i>	-0.013 1 *** (-4.71)	-0.012 0 *** (-4.44)
<i>Coverage</i>	-0.005 1 *** (-3.67)	-0.005 4 *** (-3.88)
<i>GDPgrowth</i>	0.005 9 (0.16)	0.008 7 (0.24)
Constant	-0.012 2 (-0.61)	-0.012 5 (-0.63)
年份和行业	已控制	已控制
样本量	27 649	27 649
调整 R ²	0.167 1	0.164 6

注：***、** 分别代表在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 上有统计学意义。括号内是对公司层面进行聚类调整后的 t 值。

较为普遍,从而使得异地下属单位所在地区文化对本文结果造成潜在的影响。与此同时,自 2010 年起,以我国 4 个一线城市(北京、上海、广州、深圳)为代表的一些重要城市逐步出台了住房限购令,引发部分家庭以购房为目的的离婚行为,也可能对本文的结果产生一定的影响。为了排除上述因素对本文结果产生的影响,剔除 4 个一线城市(北京、上海、广州、深圳)的样本重新进行检验,其结论不变。

第二,剔除各年度市值较大的样本进行检验。大型上市公司往往结构复杂、分支机构较多,更有可能在异地设立下属单位,受多元地域文化影响的可能性较大。因此,剔除大型上市公司样本可以使回归结果更为干净,从而在一定程度上缓解

异地下属单位所在地区文化可能对本文结果造成的影响。本文在每一年度样本内对上市公司市值从大到小进行排序,分别剔除年度市值排名前 5%、10%、20%、25%、30%、40% 的样本重新进行检验,结论不变。

第三,使用母公司报表财务数据进行检验。考虑到上市公司可能在异地设立子公司,从而可能受到子公司所在地区文化的影响,本文将研究对象限定至母公司层面,从而排除异地子公司对本文结果可能带来的影响。具体而言,对于主检验中使用合并报表财务数据得到的各变量,本文将其替换为基于母公司财务报表(如有)数据计算得到的数值并重新进行检验,结论不变。

第四,剔除离婚率统计数据可靠性较弱的省份样本进行检验。在历年的离婚率统计中,西藏自治区的离婚率始终为全国 31 个省份(不含港澳台)中的最低值。已有研究认为,西藏自治区的低离婚率与该地婚姻登记制度不够完善有关,存在大量离婚与结婚未被登记的现象^[1]。本文剔除办公所在地为西藏自治区的观测值之后重新进行检验,其结论不变。

五、进一步检验与分析

(一) 离婚率与企业盈余管理的影响机制探讨

离婚率较高的地区,以自我为中心的文化氛围往往更为浓烈,地区文化中对于个人自由和自我实现的追求程度往往更强。受到当地文化氛围的影响,企业会有更强的自由主义和以自我为中心的行为表现,进而带来更高水平的盈余管理。

根据已有研究关于文化维度的界定,可以根据社会总体是个人利益导向还是集体利益导向将社会文化价值观区分为个人主义和集体主义两个主要类型^[4,31]。企业所在地区离婚率较高时,受当地文化的影响,企业会有更强的自由主义和以自我为中心的行为表现,即企业倾向于表现出具有较强个人主义特征的行为。盈余管理行为是企业管理者或股东为获得某些私人利益而对外部报告进行的有目的的干涉^[32],因此企业在个人主义倾向较强时将表现出更高水平的盈余管理行为。

本文选取企业的社会责任表现作为企业行为

中个人主义/集体主义倾向程度的代理变量。企业履行较多的社会责任意味着企业更加关注社会价值,因此具有较强的集体主义观念。借鉴已有研究^[33-36],本文采用润灵环球(RKS)对我国上市公司公开披露的社会责任报告的总评分度量社会责任表现。该评分采用结构化评分方法,从整体性、内容性、技术性和行业性 4 个维度衡量了企业社会责任报告中反映的企业社会责任履行以及披露情况,较高的 CSR 评分意味着企业社会责任表现更为优秀。润灵环球是在企业社会责任评价方面权威的独立第三方机构,该公司成立于 2007 年,从 2008 年起开始披露企业社会责任报告评分数据。本部分选用 2008—2018 年的样本进行回归,在剔除了没有企业社会责任评分的观测值后,共得到 6 057 个观测值,CSR 均值为 39.35 分,标准差为 12.27,最小值为 18.63 分,最大值为 76.07 分。

表 7 报告了地区离婚率、企业社会责任表现与企业盈余管理的回归结果。第(1)列以地区离婚率作为自变量,企业社会责任报告的评分值 CSR 作为因变量。第(1)列的回归结果显示,离婚率 Divorcerate 的系数为 -1 536(*t* 值为 -3.74),在 1% 水平下显著为负。从系数大小的经济意义来看,当企业所在省份的离婚率上升一个千分点时,企业的社会责任报告评分会下降 1.536 分。该回归结果表明,当企业所在省份的离婚率较高时,企业会呈现出较差的社会责任表现。表 7 的第(2)列、第(3)列的因变量为操控应计水平 DA1、DA2,主要关注的自变量为企业社会责任报告的评分值 CSR。结果显示,CSR 的系数在两列中均为 -0.000 1,均在 5% 水平下显著为负。上述结果表明,社会责任表现较差的企业倾向于进行较高水平的盈余管理。表 7 的第(4)列、第(5)列因变量为操控应计水平 DA1、DA2,自变量中同时加入了离婚率 Divorcerate 与社会责任 CSR,CSR 系数仍然在 5% 水平下显著为负。上述检验表明,企业社会责任在地区离婚率与盈余管理行为之间体现出显著的中介效应。

上述结果验证了离婚率对于企业盈余管理的影响机制,即地区离婚率较高时,地区文化中对于个人自由和自我实现的追求往往更为浓烈,受到

当地文化氛围的影响,企业会有更强的自由主义和以自我为中心的行为表现,企业行为中个人主义倾向程度更高、集体主义倾向程度更低,继而导致企业较高水平的盈余管理行为。

表 7 地区离婚率、企业社会责任表现与企业盈余管理

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	CSR	DA1	DA2	DA1	DA2
Divorcerate	-1 535.780 9 *** (-3.74)	—	—	1.951 6 ** (2.13)	0.701 6 (0.74)
CSR	—	-0.000 1 ** (-2.49)	-0.000 1 ** (-2.31)	-0.000 1 ** (-2.24)	-0.000 1 ** (-2.21)
Size	2.755 3 *** (7.84)	-0.000 6 (-0.71)	-0.000 4 (-0.54)	-0.000 7 (-0.91)	-0.000 5 (-0.61)
Leverage	-0.636 9 (-0.28)	0.024 9 *** (5.10)	0.013 8 *** (2.72)	0.025 3 *** (5.21)	0.013 9 *** (2.76)
ROA	3.691 6 (0.83)	0.650 3 *** (43.43)	0.688 7 *** (43.55)	0.651 1 *** (43.37)	0.689 0 *** (43.53)
Growth	-0.007 1 (-0.02)	-0.015 4 *** (-5.85)	0.009 2 *** (3.88)	-0.015 4 *** (-5.86)	0.009 2 *** (3.88)
Boardsize	3.4899 ** (2.14)	0.000 5 (0.15)	-0.003 2 (-0.86)	0.000 6 (0.17)	-0.003 2 (-0.86)
Independence	3.640 5 (0.69)	-0.004 7 (-0.41)	-0.013 3 (-1.10)	-0.004 9 (-0.43)	-0.013 3 (-1.11)
Duality	-0.808 4 (-1.35)	0.000 7 (0.38)	0.000 5 (0.27)	0.000 8 (0.43)	0.000 5 (0.29)
Majorholder	2.412 1 (1.09)	-0.003 4 (-0.78)	-0.005 2 (-1.13)	-0.003 6 (-0.83)	-0.005 2 (-1.15)
SOE	0.331 1 (0.42)	-0.001 7 (-1.10)	-0.001 5 (-0.92)	-0.001 9 (-1.25)	-0.001 6 (-0.97)
Big4	5.362 5 *** (4.19)	-0.004 1 ** (-2.44)	-0.004 0 ** (-2.18)	-0.004 1 ** (-2.42)	-0.004 0 ** (-2.17)
Coverage	1.593 0 *** (2.76)	0.001 4 (0.81)	0.001 8 (1.01)	0.001 6 (0.97)	0.001 9 (1.07)
GDPgrowth	-42.735 5 *** (-2.71)	-0.033 7 (-0.98)	0.000 5 (0.01)	-0.029 8 (-0.87)	0.001 9 (0.05)
Constant	-33.518 5 *** (-4.43)	-0.000 6 (-0.03)	0.027 0 (1.43)	-0.002 5 (-0.14)	0.026 4 (1.39)
年份和行业	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	6 057	6 057	6 057	6 057	6 057
调整 R ²	0.352 5	0.507 2	0.571 8	0.508 0	0.571 8
Sobelt 值	—	—	—	1.92	1.90

注:***、** 分别代表在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 上有统计学意义。括号内是对公司层面进行聚类调整后的 *t* 值。

(二) 离婚率、高管特征与盈余管理

文化对于不同人群的影响具有差异性,即使在同样地域文化的浸润下,不同特征的人群会呈现出不同的行为特征。下面重点关注高管特征(性别和年龄)的调节效应。

性别作为一项重要的个人特征,深刻影响着个人的思维方式与行为模式。近年来,学者不断关注女性高管的行为特征和其在公司治理中发挥的独特作用。已有研究表明,女性高管过度投资程度更低^[37-38]、风险规避程度更高^[39-40]、会计行为更稳健^[41]、会提供包括企业社会责任信息在内的更多自愿性披露^[42-43],女性董事有助于促进上市公司产生高质量的审计需求^[44]、提高盈余质量^[45]、提升股价的信息含量^[46]以及提升企业的道

德责任表现^[47]。

女性主义关怀伦理学认为,相比于男性倾向于追求自身独立和个人权利的特点,女性认为人与人之间总是相互依赖的,存在各种联系,进而基于这种依赖关系产生了对于处在困境中的人们给予帮助的情感回应和更为强烈的责任感。社会角色理论认为,由于传统社会女主内、男主外的社会分工差异,社会对女性的期望更多是抚养性和社会导向性的,而非竞争性和绩效导向性的,因而为了获取与性别角色相匹配的社会认同感,女性高管会更多地关注企业社会绩效方面的指标(如企业的社会贡献、员工的心理需求和客户满意度等),而男性高管则更多地关注经济绩效方面的指标(如利润率、产品销售量和投资回报率等)^[48]。

基于上述理论,本文认为高管中更高比例的女性会使得企业更多关注与外部环境的互动关系,更注重企业社会绩效和社会责任的承担,将高管的关注重点从经济绩效部分转移至社会绩效,因而使得企业更不倾向于进行盈余管理,从而削弱离婚率与企业盈余管理行为之间的正相关关系。

表8呈现了高管性别特征在离婚率与盈余管理之间扮演的调节作用的实证检验结果。本文将*Female*定义为当公司董监高中女性占比大于或等于该年度所有观测值的中位数时赋值为1,否则为0。在表8中,重点关注*Divorcerate*和*Female*交乘项的系数。结果显示,上述交乘项的系数在两列均显著为负(*t*值分别为-2.15和-2.69)。上述结果表明,在女性高管占比较高的公司中,离婚率与企业盈余管理水平之间的正向关系在一定程度上被削弱。

年龄是另一项重要的高管特征。已有研究提出的高层阶梯理论(Upper echelon theory,以下简称“高阶理论”)^[49]是高管年龄影响企业行为的理论基础。高阶理论认为,高管的行为决策受制于自身的视野束缚,高管自身的认知和价值观共同形成了决策选择的基础,并能有效影响企业的战略选择。换言之,高管的选择和决策是高度个性化的,高管的行为是其独特经验、个性和价值观等方面的体现,因而管理者特征会影响其战略选择,并进而影响企业行为。

表8 地区离婚率、高管性别与盈余管理

变量	(1)	(2)
	DA1	DA2
<i>Divorcerate</i>	2.861 5 *** (4.74)	2.416 9 *** (3.70)
<i>Divorcerate</i> × <i>Female</i>	-1.482 2 ** (-2.15)	-1.962 6 *** (-2.69)
<i>Female</i>	0.004 6 *** (2.62)	0.006 1 *** (3.27)
<i>Size</i>	-0.000 3 (-0.80)	0.000 6 (1.38)
<i>Leverage</i>	0.019 4 *** (7.77)	0.012 2 *** (4.60)
<i>ROA</i>	0.637 3 *** (95.26)	0.672 5 *** (101.54)
<i>Growth</i>	-0.008 2 *** (-9.19)	0.011 4 *** (12.91)
<i>Boardsize</i>	-0.000 2 (-0.13)	-0.002 9 (-1.49)
<i>Independence</i>	0.003 1 (0.46)	0.000 3 (0.04)
<i>Duality</i>	0.001 1 (1.44)	0.001 0 (1.30)
<i>Majorholder</i>	-0.005 8 ** (-2.44)	-0.005 7 ** (-2.25)
<i>SOE</i>	-0.002 7 *** (-3.34)	-0.003 2 *** (-3.75)
<i>Big4</i>	-0.006 1 *** (-4.47)	-0.007 4 *** (-4.66)
<i>Coverage</i>	0.000 6 (0.80)	0.001 0 (1.31)
<i>GDPgrowth</i>	-0.011 1 (-0.59)	-0.017 3 (-0.88)
<i>Constant</i>	0.005 9 (0.53)	-0.007 4 (-0.58)
年份和行业	已控制	已控制
样本量	27 649	27 649
调整 <i>R</i> ²	0.535 9	0.596 0

注:***、**分别代表在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 上有统计学意义。括号内是对公司层面进行聚类调整后的*t*值。

不同年龄的管理者成长于不同的时代背景之下,天然具有不同的认知基础和价值观,因而自然会呈现出不同的行为特征。尤其对于经历了改革开放30年来经济社会突飞猛进的中国企业而言,这种差异会更为显著。已有研究基于对职业经理人的调查问卷结果分析,发现年长管理者与年轻管理者在诸多文化维度和价值观方面均存在差异^[50]。高管年龄越大,其受当地文化浸润的时间就越长,其个性和价值观受到当地文化的影响可能就越大,因而就更有可能将当地文化的影响纳入到企业的行为之中,进而表现为离婚率与盈余管理之间更强的正相关关系。

表 9 呈现了高管年龄特征在离婚率与盈余管理之间扮演的调节作用的实证检验结果。本文将 *Age* 定义为当公司所有董监高年龄的平均数大于或等于该年度所有公司董监高年龄均值的中位数时赋值为 1, 否则为 0。在表 9 中, 重点关注 *Divorcerate* 和 *Age* 交乘项的系数。结果显示, 上述交乘项的系数在两列均显著为正 (*t* 值分别为 2.18 和 2.47)。上述结果表明, 离婚率与企业盈余管理水平之间的正向关系在高管平均年龄较大的公司更强。

表 9 地区离婚率、高管平均年龄与盈余管理

变量	(1)	(2)
	<i>DA1</i>	<i>DA2</i>
<i>Divorcerate</i>	1.459 1 ** (2.40)	0.655 1 (1.03)
<i>Divorcerate</i> × <i>Age</i>	1.470 4 ** (2.18)	1.753 7 ** (2.47)
<i>Age</i>	-0.005 5 *** (-3.18)	-0.006 8 *** (-3.70)
<i>Size</i>	-0.000 2 (-0.61)	0.000 7 (1.60)
<i>Leverage</i>	0.019 1 *** (7.69)	0.011 9 *** (4.50)
<i>ROA</i>	0.637 9 *** (95.45)	0.673 2 *** (101.82)
<i>Growth</i>	-0.008 3 *** (-9.30)	0.011 2 *** (12.72)
<i>Boardsize</i>	0.000 0 (0.02)	-0.002 6 (-1.29)
<i>Independence</i>	0.003 6 (0.55)	0.001 0 (0.14)
<i>Duality</i>	0.001 1 (1.40)	0.001 0 (1.25)
<i>Majorholder</i>	-0.005 5 ** (-2.35)	-0.005 3 ** (-2.13)
<i>SOE</i>	-0.002 4 *** (-2.89)	-0.002 8 *** (-3.21)
<i>Big4</i>	-0.006 0 *** (-4.42)	-0.007 3 *** (-4.61)
<i>Coverage</i>	0.000 5 (0.69)	0.000 9 (1.17)
<i>GDPgrowth</i>	-0.012 6 (-0.67)	-0.019 4 (-0.99)
<i>Constant</i>	0.009 2 (0.82)	-0.003 3 (-0.26)
年份和行业	已控制	已控制
样本量	27 649	27 649
调整 <i>R</i> ²	0.536 1	0.596 2

注: **、*** 分别代表在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 上有统计学意义。括号内是对公司层面进行聚类调整后的 *t* 值。

(三) 离婚率、外部治理环境与盈余管理

20 世纪 90 年代伊始, 国际会计学界将目光投

向外部治理环境视角, 开创了“法与金融”的研究框架, 迄今取得了丰硕的研究成果。Leuz 等^[51]对 31 个国家开展跨国研究发现, 公司内部人因基于自身利益考虑而具有粉饰会计信息的动机, 而较为完善的法律制度所提供的投资者保护能够抑制盈余管理行为。基于 2003—2009 年我国 836 家上市公司的数据, 李延喜等^[52]发现外部治理环境有效性(包括市场化程度、政府干预程度和法治水平 3 个维度)与上市公司盈余管理程度存在显著的负向关系, 张兆国等^[53]的实证研究也论证了此负向关系。

一般认为, 外部治理环境包括产权保护、政府治理、法治水平、市场竞争、信用体系、契约文化等要素^[54]。对于我国各省份, 虽然面临的投资者保护整体大环境相近, 但由于各地的执法效率各异、地方政府行为方式各异、各地的信用体系建设进度各异以及契约文化各异, 各地上市公司所面临的外部治理环境存在一定差异。对于产权保护意识更为强烈、执法效率与效果更好的省份而言, 投资者的利益更具有保障, 控股股东或内部人谋取私利的行为会更受抑制, 盈余管理程度更轻。对于信用体系建设更规范更完善、地区契约意识更强的省份, 上市公司的财务行为也会更为规范。因此, 当公司受到当地文化的影响而表现出较高水平的盈余管理行为时, 如果当地的外部治理环境较为完善, 那么良好的外部治理环境将能够抑制文化对企业盈余管理行为的促进作用。

表 10 呈现了企业所在地区外部治理环境在离婚率与盈余管理之间扮演的调节作用的实证检验结果。我们将变量 *Marketization* 定义为当公司所在地区的市场化指数大于或等于当年度所有观测值的中位数时赋值为 1, 否则为 0。本文重点关注 *Divorcerate* 与 *Marketization* 交乘项的系数。结果显示, 上述交乘项的系数在两列中均显著为负 (*t* 值分别为 -1.98 和 -2.14), 表明企业所在地区离婚率与企业盈余管理水平之间的正相关关系在市场化程度完善的地区较弱, 在市场化程度薄弱的地区较强。换言之, 企业所在地区良好的外部治理环境能够削弱离婚率与企业盈余管理行为之间的正相关关系。

表 10 地区离婚率、市场化程度与盈余管理

变量	(1)	(2)
	DA1	DA2
<i>Divorcerate</i>	2.301 1 *** (4.05)	1.885 1 *** (3.13)
<i>Divorcerate × Marketization</i>	-1.487 2 ** (-1.98)	-1.701 7 ** (-2.14)
<i>Marketization</i>	0.002 2 (1.11)	0.003 8 * (1.82)
<i>Size</i>	-0.000 4 (-0.90)	0.000 5 (1.22)
<i>Leverage</i>	0.019 2 *** (7.68)	0.012 2 *** (4.59)
<i>ROA</i>	0.637 9 *** (95.20)	0.672 7 *** (101.40)
<i>Growth</i>	-0.008 2 *** (-9.22)	0.011 4 *** (12.92)
<i>Boardsize</i>	-0.000 5 (-0.24)	-0.003 1 (-1.58)
<i>Independence</i>	0.002 7 (0.41)	0.000 1 (0.02)
<i>Duality</i>	0.001 2 (1.56)	0.001 1 (1.34)
<i>Majorholder</i>	-0.005 5 ** (-2.32)	-0.005 5 ** (-2.20)
<i>SOE</i>	-0.002 9 *** (-3.63)	-0.003 4 *** (-3.88)
<i>Big4</i>	-0.006 0 *** (-4.42)	-0.007 5 *** (-4.73)
<i>Coverage</i>	0.000 6 (0.83)	0.001 0 (1.30)
<i>GDPgrowth</i>	-0.021 9 (-1.13)	-0.019 5 (-0.97)
<i>Constant</i>	0.011 6 (1.04)	-0.002 7 (-0.22)
年份和行业	已控制	已控制
样本量	27 649	27 649
调整 R^2	0.535 9	0.595 8

注:***、**、* 分别代表在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 上有统计学意义。括号内是对公司层面进行聚类调整后的 t 值。

六、研究结论与不足

研究发现,在离婚率较高的地区,上市公司的盈余管理水平也较高。对于离婚率对企业盈余管理的影响机制,我们选取企业的社会责任表现作为企业行为中个人主义/集体主义倾向程度的代理变量,发现在离婚率较高的地区,企业行为将表现出较强的个人主义特征,从而带来较高水平的盈余管理行为。进一步研究发现,高管特征和外部治理环境能够对离婚率与盈余管理之间的关系产生影响。离婚率与盈余管理之间的正相关关系在女性高管占比较高、高管平均年龄较低以及外部治理环境较好的情况下较弱,而在女性高管占

比较低、高管平均年龄较高和外部治理环境较差的情况下较强。本文的研究结论表明,公司的盈余管理行为受到当地离婚文化的影响,而高管特征和外部治理环境能够影响离婚文化对公司盈余管理行为的促进作用。

本文的研究结论兼具理论意义与实践价值。理论意义方面,尚无文献关注地域离婚文化对于公司财务行为的影响,本文的研究结论可以进一步拓展对于包括文化在内的非正式制度的研究边界。实践意义方面,本文的研究结论对于企业管理者与外部报表使用者均具有一定的借鉴意义。于企业管理者而言,本文的研究结论有助于管理者觉察与审视地域文化对其自身行为可能带来的影响,减少地域文化影响带来的无意识或潜意识行为。于外部报表使用者而言,本文的研究可以为包括投资者、分析师和审计师在内的外部报表使用者提供一个感知企业财务信息质量的全新视角,帮助外部报表使用者提高其决策的有效性。

本文研究可能存在以下局限。第一,大型上市公司在异地设立下属单位的现象较为普遍,因此公司决策除了受到公司总部所在地的地方文化影响以外,也可能受到异地下属单位所在地的地方文化影响,本文采用公司总部所在地的统计数据代表公司所处的地方文化环境可能存在度量不够精确的问题。第二,我国各地区之间人口流动频繁,人口相关数据存在一定统计误差,并且离婚率数据同时考虑了本地人口和当地外来人口因素,可能并不能单纯反映完全植根于当地的文化特征。第三,本文从离婚率的视角切入考察地域文化对于公司盈余管理行为的影响,然而影响公司盈余管理行为的地域文化因素是多元的,未来的研究可以从其他文化视角继续深入探讨。

参考文献:

- [1]徐安琪,叶文振.中国离婚率的地区差异分析[J].人口研究,2002(4):28-35.
- [2]石智雷.区域文化对婚姻稳定性的影响:基于跨省流动人口的研究[J].社会,2020,40(1):213-242.
- [3]GUISO L,SAPIENZA P,ZINGALES L.Does culture affect economic outcomes[J].Journal of economic perspectives,2006,20(2):23-48.

- [4] HOFSTEDE G. Culture's consequences: International differences in work-related values[M]. Beverly Hills: SAGE Publications, 1980.
- [5] LA PORTA R, LOPEZ-DE-SILANES F, SHLEIFER A, et al. The quality of government [J]. The journal of law, economics, and organization, 1999, 15(1): 222-279.
- [6] HANIFFA R M, COOKE T E. Culture, corporate governance and disclosure in Malaysian corporations [J]. Abacus, 2002, 38(3): 317-349.
- [7] GUIO L, SAPIENZA P, ZINGALES L. Trusting the stock market[J]. The journal of finance, 2008, 63(6): 2557-2600.
- [8] PEVZNER M, XIE F, XIN X. When firms talk, do investors listen? the role of trust in stock market reactions to corporate earnings announcements [J]. Journal of financial economics, 2015, 117(1): 190-223.
- [9] 陈冬华, 胡晓莉, 梁上坤, 等. 宗教传统与公司治理 [J]. 经济研究, 2013, 48(9): 71-84.
- [10] 姜付秀, 石贝贝, 李行天. “诚信”的企业诚信吗: 基于盈余管理的经验证据 [J]. 会计研究, 2015(8): 24-31, 96.
- [11] 赵龙凯, 江嘉骏, 余音. 文化、制度与合资企业盈余管理 [J]. 金融研究, 2016(5): 138-155.
- [12] 张茵, 刘明辉, 彭红星. 社会信任与公司避税 [J]. 会计研究, 2017(9): 48-54, 97.
- [13] 靳小翠. 民营企业董事长特征、企业文化与企业慈善捐赠研究 [J]. 科学决策, 2019(8): 81-94.
- [14] 黄泽悦, 罗进辉, 王维怡. 民间习俗与民营企业研发投入水平: 来自“本命年”的经验证据 [J]. 管理学季刊, 2020, 5(1): 58-82, 135.
- [15] 郑杭生. 社会学概论新修 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2013: 166-167.
- [16] HACKSTAFF K. Marriage in a culture of divorce [M]. Philadelphia: Temple University Press, 2010.
- [17] 刘易平. 当代中国社会变迁背景下高离婚率的社会学分析 [J]. 四川理工学院学报 (社会科学版), 2012, 27(2): 13-17.
- [18] PRESTON S H, MCDONALD J. The incidence of divorce within cohorts of American marriages contracted since the Civil War [J]. Demography, 1979, 16(1): 1-25.
- [19] SEN A K. Rational Fools: a critique of the behavioral foundations of economic theory [J]. Philosophy & public affairs, 1977, 6(4): 317-344.
- [20] 王会, 欧阳静. “闪婚闪离”: 打工经济背景下的农村婚姻变革: 基于多省农村调研的讨论 [J]. 中国青年研究, 2012(1): 56-61.
- [21] MCNICHOLS M F. Discussion of the quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors [J]. The accounting review, 2002, 77(S1): 61-69.
- [22] DECHOW P M, DICHEV I D. The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors [J]. The accounting review, 2002, 77(S1): 35-59.
- [23] FRANCIS J, LAFOND R, OLSSON P, et al. The market pricing of accruals quality [J]. Journal of accounting and economics, 2005, 39(2): 295-327.
- [24] PARK Y W, SHIN H H. Board composition and earnings management in Canada [J]. Journal of corporate finance, 2004, 10(3): 431-457.
- [25] 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, 2011.
- [26] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告 (2016) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
- [27] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告 (2018) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [28] 王小鲁, 胡李鹏, 樊纲. 中国分省份市场化指数报告 (2021) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2021.
- [29] DECHOW P M, SLOAN R G, SWEENEY A P. Detecting earnings management [J]. The accounting review, 1995, 70(2): 193-225.
- [30] 陆建桥. 中国亏损上市公司盈余管理实证研究 [J]. 会计研究, 1999(9): 25-35.
- [31] 邵景波, 武爱敏, 吴晓静. 文化维度视角下文化对顾客资产驱动要素的影响研究 [J]. 科学决策, 2010(8): 38-48, 94.
- [32] SCHIPPER K. Earnings management [J]. Accounting horizons, 1989, 3(4): 91.
- [33] 朱松. 企业社会责任、市场评价与盈余信息含量 [J]. 会计研究, 2011(11): 27-34, 92.
- [34] 周中胜, 何德旭, 李正. 制度环境与企业社会责任履行: 来自中国上市公司的经验证据 [J]. 中国软科学, 2012(10): 59-68.
- [35] 权小锋, 吴世农, 尹洪英. 企业社会责任与股价崩盘风险: “价值利器”或“自利工具”? [J]. 经济研究, 2015, 50(11): 49-64.
- [36] 唐伟, 李晓琼. 抑制还是促进: 民营企业的社会责任表现与税收规避关系研究 [J]. 科学决策, 2015(10): 51-65.
- [37] 李世刚. 女性高管、过度投资与企业价值: 来自中国资本市场的经验证据 [J]. 经济管理, 2013, 35(7): 74-84.

- [38]张润宇,余明阳,张梦林. 社会资本是否影响了上市家族企业过度投资?:基于社会资本理论和高阶理论相结合的视角[J]. 中国软科学,2017(9):114-126.
- [39]GULAMHUSSEN M A, SANTA S F. Female directors in bank boardrooms and their influence on performance and risk-taking[J]. Global finance journal,2015(28):10-23.
- [40]祝继高,叶康涛,严冬. 女性董事的风险规避与企业投资行为研究:基于金融危机的视角[J]. 财贸经济,2012(4):50-58.
- [41] FRANCIS B, HASAN I, PARK J C, et al. Gender differences in financial reporting decision making: evidence from accounting conservatism [J]. Contemporary accounting research,2015,32(3):1285-1318.
- [42] NALIKKA A. Impact of gender diversity on voluntary disclosure in annual reports [J]. Accounting & taxation,2009(1):101-113.
- [43]黄荷暑,周泽将. 女性高管、信任环境与企业社会责任信息披露:基于自愿披露社会责任报告 A 股上市公司的经验证据[J]. 审计与经济研究,2015,30(4):30-39.
- [44]况学文,陈俊. 董事会性别多元化、管理者权力与审计需求[J]. 南开管理评论,2011,14(6):48-56.
- [45] SRINIDHI B, GUL F A, TSUI J. Female directors and earnings quality [J]. Contemporary accounting research,2011,28(5):1610-1644.
- [46] GUL F A, SRINIDHI B, NG A C. Does board gender diversity improve the informativeness of stock prices? [J]. Journal of accounting and economics,2011,51(3):314-338.
- [47] BERNARDI R A, BOSCO S M, COLUMB V L. Does female representation on boards of directors associate with the “most ethical companies” list? [J]. Corporate reputation review,2009(12):270-280.
- [48] BOULOUTA I. Hidden connections: the link between board gender diversity and corporate social performance [J]. Journal of business ethics,2013,113(2):185-197.
- [49] HAMBRICK D C, MASON P A. Upper echelons: the organization as a reflection of its top managers[J]. Academy of management review,1984,9(2):193-206.
- [50]蒋璐,陈国权,宁南. 管理代沟:当代中国不同年龄管理者文化价值观差异的初步探索研究[J]. 科学学与科学技术管理,2009,30(3):185-191.
- [51] LEUZ C, NANDA D, WYSOCKI P D. Earnings management and investor protection: an international comparison [J]. Journal of financial economics,2003,69(3):505-527.
- [52]李延喜,陈克兢,姚宏,等. 基于地区差异视角的外部治理环境与盈余管理关系研究:兼论公司治理的替代保护作用[J]. 南开管理评论,2012,15(4):89-100.
- [53]张兆国,刘晓霞,邢道勇. 公司治理结构与盈余管理:来自中国上市公司的经验证据[J]. 中国软科学,2009(1):122-133.
- [54]夏立军,方轶强. 政府控制、治理环境与公司价值:来自中国证券市场的经验证据[J]. 经济研究,2005(5):40-51.

(本文责编:默 黎)