

# 地区代际流动性对企业管理家族化的影响研究<sup>①</sup>

杨 扬<sup>1</sup>, 谢佳松<sup>1</sup>, 林建浩<sup>1\*</sup>, 汪寿阳<sup>2, 3</sup>

(1. 中山大学岭南学院, 广州 510275; 2. 中国科学院大学经济与管理学院, 北京 100190;  
3. 中国科学院数学与系统科学研究院, 北京 100190)

**摘要:**考察了地区代际流动性水平这一非正式制度因素对企业管理家族化的影响。结果发现,一个地区代际流动性水平越高,当地企业实际控制人越少吸纳亲属参与公司管理。机制分析表明,高代际流动性水平会通过强化一般信任、弱化有限信任、加强企业实际控制人的公平感知等,降低企业控制人对选用家族成员进入管理层的需求;同时代际流动性水平越高的地区劳动力市场配置效率也越高,进而提供更多的市场化管理人才;这两方面影响均会抑制企业管理的家族化。进一步分析发现,平均而言,家族成员参与公司管理有助于缓解企业的代理成本,但这一效应在代际流动性水平较低的地区并不存在,表明滞固的社代际流动导致企业管理模式选择的“非理性”偏移。将代际流动性这一非正式制度因素引入企业家族管理模式的成因分析,为此项研究领域提供了新的视角和证据。

**关键词:**代际流动; 家族化管理; 家族企业; 信任

中图分类号: F713.36 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2020)10-0021-19

## 0 引言

家族企业作为民营经济的重要组成部分,其运营方式与非家族企业存在着明显的差别<sup>[1]</sup>,任人唯亲既是减少家族企业管理成本和信息不对称的法宝,同样也是困扰大多数家族企业的“阿喀琉斯之踵”。企业管理中的家族化程度被认为是影响家族企业表现差异的最主要因素<sup>[2]</sup>。企业所有权与控制权的高度集中有助于缓解股东与管理层的第1类代理成本<sup>[3]</sup>,却也滋生了大股东与中小股东间、家族股东与外部股东之间的第2类代理问题<sup>[4,5]</sup>,或导致关联交易的发生,对企业资源表现出“掏空行为”<sup>[6,7]</sup>,进而损害家族企业和资本市场的健康发展。此外,虽然中国家族企业的发展时间尚短,大多数还未完成创始人到二代家族

成员的传承过程,但家族企业已是中国市场中不可忽视的存在,因而对这种独特的治理模式的分析就具有重要的理论及现实意义。

现有文献多从正式制度演变的视角,探究家族化治理模式的形成原因,包括法律监督、契约执行的效率等<sup>[8, 9]</sup>,少量文献从非正式制度入手,以文化、宗教这些因素对家族化治理模式的影响进行讨论<sup>[10-12]</sup>。本文关注社会不平等程度,尤其各个地区代际流动性的差异对于企业管理家族的影响。

代际流动反映了父辈与子辈代际间经济、社会、政治等地位的动态变化,是社会机会公平和社会活力的具体体现。现有研究发现,代际流动可以影响地区人力资本配置,对劳动力流动产生重要影响<sup>[13]</sup>,与收入不平等、种族隔离及基础教育等

① 收稿日期: 2020-02-27; 修订日期: 2020-08-10。

基金项目: 国家自然科学基金重大资助项目(71991474); 国家自然科学基金青年基金资助项目(71703175; 71803201); 国家自然科学基金资助项目(71773147); 广东省科技厅科技发展专项基金资助项目(2017A030310392); 中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(19wkzd09)。

通讯作者: 林建浩(1984—),男,广东汕头人,博士,副教授。Email: linjh3@mail.sysu.edu.cn

因素同样息息相关<sup>[14]</sup>. 本文认为, 将代际流动性水平引入企业治理的分析框架具有重要意义, 是对企业家族化管理这一支文献的有益补充, 也为今后的研究提供新的思路. 具体而言, 在代际流动性水平更高的社会中, 个体发展较少受到父辈发展水平的影响, 因此个体获取发展的机会比较平等, 机会公平带给人们较多可能. 反之, 在代际流动滞固的社会中, 不仅由于层级间的互动少容易形成短半径的有限信任模式, 还易使得社会个体形成滞固的思想观念、减少对公平正义的感知、放弃竞争而参与寻租活动, 进而影响人才流动方向并降低劳动力市场的配置效率. 代际流动性所代表的社会机会结构作为重要的社会文化环境, 也必然渗透到企业的经营管理当中, 一方面从外部影响劳动力市场的人才供给和配置效率, 另一方面从内部影响实际控制人的社会资本和思想观念, 最终影响企业的决策与治理.

基于中国背景进行这一研究具有数据和技术的可行性. 首先, 中国地区之间的历史和文化差异明显, 这种截面上的变化为更好地理解代际流动提供了可能性. 其次, 需要注意的是, 代际流动可能影响企业的家族化治理, 反之, 家族化管理、任人唯亲与裙带关系的企业治理模式同样会影响当地的代际流动性, 因果关系识别是实证研究的一个难点. 借助历史上的一些外生事件, 可以更好地理解地区间代际流动性差异的形成, 进而识别出地区社会代际流动性对企业家族化治理模式的因果关系.

为此, 本文利用城市层面不同阶层的绝对代际流动性水平, 探究其对家族企业治理模式的影响.

## 1 文献综述与理论假说

### 1.1 相关文献述评

企业的家族化治理是指通过企业实际控制人亲属成员来实施管理的企业治理模式. 这种治理模式普遍存在于各个国家中, 在 500 强公司中, 近 33% 的公司创始家族仍持有股权和董事会席位<sup>[15]</sup>. 同时, 45% 的国际上市公司是家族企业<sup>[16]</sup>. 由于拥有足够的现金流权, 高管持股比例

可以影响公司的业绩表现<sup>[17]</sup>, 因此家族成员常有动机和权力采取行动, 以牺牲公司业绩为代价使自己受益<sup>[18]</sup>; 家庭成员之间的内讧也会使决策瘫痪或导致业绩不佳<sup>[19]</sup>. 有些文献强调家族企业是家族成员期望与能力的具体表现形式: 家族期望落差不仅影响企业的创新活动<sup>[20]</sup>, 这一落差的加大甚至会导致企业家选择退出经营<sup>[21]</sup>. 此外, 家族化的治理模式也会带来很多好处. 由于企业的实际控制人更愿意吸纳家族成员进入企业核心机构参与企业管理, 股东与高层管理者间的血缘关系能够降低机会主义倾向, 进而所有者与管理者分离所产生的第 1 类代理问题在家族企业中可大大得到缓解<sup>[18, 22]</sup>.

从正式制度视角理解企业家族治理的成因, 现有研究大多数倾向于制度环境与家族涉入之间存在着负向关系<sup>[23]</sup>. 首先, 因缺乏有效的人力资本市场和经理人市场, 企业一旦聘请到不称职或存在道德风险的代理人, 会大大增加代理成本和企业风险, 这就为实际控制人吸纳家族成员参与企业管理提供了理由. 反之, 更为健全的人力资本市场会降低家族涉入的可能性, 因而从代理理论出发, 制度环境对企业的家族化治理可以产生重要影响. 其次, 当企业实际控制人面临较强的信贷约束时, 家族成员可以缓解这些约束, 从而帮助企业发展. 在这融资渠道拓宽的过程中, 企业完成了家族涉入过程, 因此不完善的信贷市场和制度环境会倒逼企业家族化治理<sup>[24]</sup>. 第三, 家族企业更具品牌效应优势<sup>[25, 26]</sup>, 在信息不对称性较强的地区, 品牌效应意味着更低的交易成本和更稳定的市场群体, 这也为企业采取家族化治理模式提供了缘由. 但是当制度日趋完善, 信息在市场中会变得更加对称和透明, 会导致家族涉入的可能性会下降, 因此正式制度与企业的家族涉入息息相关, 这些理论也得到了跨国实证证据的支持<sup>[16]</sup>.

除了从正式制度视角理解公司治理的影响因素外, 不同种族、民族在长期发展中形成的传统文化、宗教信仰等非正式制度因素同样深刻且重要地影响着企业的治理和决策方式. 中国经济的转型进程的特征就决定了正式制度和非正式制度共同交错着影响经济行为. Hilary 和 Hui<sup>[27]</sup> 基于不同宗教信仰引致不同的风险厌恶水平, 研究了公司的投资行为如何受到宗教信仰的影响. 并

基于中国的证据证实了宗教传统有助于提高公司的治理水平<sup>[10]</sup>. 还有文献详细讨论了不同国家文化中的企业行为表现<sup>[28]</sup>. 此外,还讨论了儒家文化<sup>[29]</sup>、宗族文化<sup>[12]</sup>、商帮文化<sup>[11]</sup>、家族主义文化<sup>[30]</sup>及关系文化<sup>[31]</sup>等一系列非正式制度在企业治理中扮演的种种重要角色. 作为正处于转型期和新兴市场的国家,我国法律、金融等正式制度仍有待完善,这为非正式制度的补充和发挥其影响力留有较大的空间. 但遗憾的是,虽然文献开始关注非正式制度对正式制度的互补效应,讨论各种文化因素对企业治理的影响,但鲜有文献讨论社会代际流动性对企业治理和企业家族化的影响. 本文认为,一个地区机会公平和社会活力程度,与文化、习俗等非正式制度相仿,同样能够内化成企业实际控制人独特的价值观念和决策依据,同时影响企业的外在决策环境,进而影响企业的一系列治理行为.

## 1.2 理论假说

代际流动被认为是度量社会给予所有社会成员成功机会平等程度的最佳指标之一<sup>[32]</sup>. 社会代际流动是指子辈在收入分布或社会地位排序中相对于父辈的变动程度,相比于代内的截面流动,前者更好地反应了机会平等程度. 适度的代际流动性水平不仅可以优化人力资本配置效率,促进经济发展,还能够满足人们对社会公平的美好需要. 社会代际流动性与文化相似,能够通过影响微观主体的偏好和价值观,进而影响个体的决策行为和思想观念.

首先,在代际流动更为滞固的地区,往往对应社会合作中更短的协作半径,个体大量维护内部网络体系,将陌生人排除在外,从而形成基于血缘、地缘、学缘或阶层的短半径有限信任模式. 在这种低社会资本和低社会代际流动的环境中,陌生人交互的缺乏缩短了社会信任半径、企业控制人在对家族外人员缺乏信任的条件下,为降低代理成本被迫向家族内部寻求管理人员.

其次,滞固的社会代际流动更易形成滞固的思想观念. 在这种思想观念下,企业实际控制人对公平的感知下降,对血缘的心理认同进一步强化,因此更倾向于选用自己的亲属参与企业治理,即使其能力可能与岗位需求并不匹配. 这导致了企业实际控制人并非为了降低代理成本去选择参与

企业治理的代理人,而单单的因为血缘关系采用家族化的企业治理模式.

第三,在代际流动性较高地区,个体会获得更加公平的发展机会. 陈钊等<sup>[33]</sup>研究发现,教育程度会显著增加劳动力进入高收入行业的可能性,即低社会阶层中具有更高教育水平的子辈,相比于相同阶层中低教育水平的子辈,具有更强跃升社会阶层的能力. 在代际流动性较高的环境中,能力更强的人有更多的机会展示自己的才华,人力资本的上升渠道更通畅,这就为正式制度的人力资本市场和经理人市场提供了更多高质量的人才,此时若家族企业实际控制人仍实行裙带主义,把不能胜任的家族成员保留在管理岗位上,就会降低企业竞争力<sup>[34]</sup>,陷入“道德困境”,因此更通畅的上升渠道会导致更低的家族涉入. 反之,低代际流动性地区的个体拥有较少的社会资源和较为滞固的流动渠道,缺乏上进动力的同时也会消磨进取心态. 这就使得社会结构无法支撑正式制度的不足,故实际控制人为了减少企业所面临的第1类重要代理成本,不得不采取吸纳家族成员参与公司治理的决策,进行企业家族化的治理模式.

上述前两个机制分别从客观、主观两个方面解析社会低代际流动性如何提升企业对家族管理人员的需求;第三条机制则从供给层面分析社会高代际流动性水平如何通过扩充管理人才供给,影响企业减少家族内部管理人员. 据此,本文提出以下假设.

**假设** 地区代际流动性水平越高,当地企业实际控制人吸纳家族成员参与公司治理的程度越低.

## 2 研究设计

### 2.1 样本选择与数据来源

采用2008年~2017年沪深两市的所有A股上市公司为原始样本,数据来自国泰安CSMAR数据库,并对数据进行了筛选处理. 首先,考虑金融类上市公司的财务报表编制原则与普通上市公司不同,以及房地产业的特殊性,按CSMAR六类行业代码及2012版证监会行业分类代码进行识别,剔除金融业和房地产业;其次,剔除了企业当

年为 ST 或<sup>\*</sup> ST 类的样本;第三,剔除企业当年资产负债率大于 1 的异常样本;最后,为消除极端值对实证分析的影响,对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。企业城市层面宏观指标来自中经网统计数据库。由于本文聚焦于企业的家族化,因而需统计企业中所有岗位的亲属参与人数,该数据来源为 CSMAR 家族企业数据库。

## 2.2 模型设计

为验证本文提出的理论假说,建立如下计量模型进行估计

$$\begin{aligned} Ratio_{i,t,c,d} = & \alpha + \beta \times InterMobility_{c,p} + \gamma \times \\ & X_{i,t} + \eta \times Z_{c,t} + \mu_d + \nu_t + \varepsilon_{i,t,c,d} \end{aligned} \quad (1)$$

式中  $Ratio_{i,t,c,d}$  为被解释变量,是衡量企业家族化程度的指标,度量了上市公司实际控制人家族的亲属参与公司治理的程度,下标  $i, t, c, d$  分别代表企业、年份、企业所在城市和企业所属行业;  $InterMobility_{c,p}$  为核心解释变量,度量城市  $c$  不同社会阶层  $p$  的社会代际流动性;  $\beta$  为核心待估参数;  $X_{i,t}$  为表示企业层面不同年份的特征变量集合;  $Z_{c,t}$  为城市层面不同年份的变量集;  $\mu_d, \nu_t$  分别为行业固定效应及年份固定效应;  $\varepsilon_{i,t,c,d}$  为随机扰动项。根据本文假设,地区代际流动程度越高,企业家族化程度应该越低,因此预期核心待估参数的系数  $\beta$  为负。

## 2.3 变量定义及说明

### 2.3.1 企业家族化指标

企业家族化的核心是企业实际控制人吸纳亲属参与公司治理,主要体现在亲属成员成为公司治理的核心<sup>[35]</sup>,公司董事长或总经理也由实际控制人的亲属担任<sup>[36]</sup>。参考相关文献,选取以下指标对企业的家族化程度和家族化治理程度进行衡量:1)企业高级执行层家族成员人数占比,高级执行层具体包括董事长(含名誉董事长、代理董事长)、副董事长、总经理(含 CEO、代理总经理)及副总经理;2)董事会家族成员占比、监事会家族成员占比、高管家族成员占比及“董监高”家族成员占比<sup>[12]</sup>;3)企业董事长和总经理是否由企业实际控制

人的家族成员(非实际控制人自身)担任。

### 2.3.2 社会代际流动性的度量

代际流动性反映了父辈与子辈两代人之间经济、社会、政治等因素的关联程度,是度量社会公平和社会开放性的重要指标。通过估计代际收入弹性来测度代际流动性水平是较为普遍的度量方法<sup>[14]</sup>。然而,这种做法需要大量的长期追踪样本数据为支撑,否则将会存在衰减偏误、生命周期偏误等问题,且中国收入调查数据可靠性偏低、测量误差偏大、样本对高收入住户的代表性不足等情况<sup>[37]</sup>。鉴于此,采用王伟同等<sup>[38]</sup> 构建的中国城市绝对代际流动性水平的方法。具体而言,基于中国劳动力动态调查(CLDS) 的主观社会地位指标,利用代际次序相关性的统计特征刻画中国不同地区、不同阶层<sup>②</sup>的绝对代际流动性水平。该测度具有以下几点优势:一是其调查范围广泛,包含全国 29 个省份(自治区、直辖市),同时主观地位自评的缺失较少,信息利用率高;二是主观社会地位相对于调查收入,更不易受到暂时性收入冲击的影响;三是利用个体 14 岁时家庭社会地位次序作为家庭社会地位次序,可以进一步降低生命周期偏误。此外,参考 Chetty 等<sup>[14]</sup> 及王伟同等<sup>[38]</sup> 的思路,进一步构造中国城市层面父子的绝对代际教育流动性水平进行稳健性分析<sup>③</sup>。

### 2.3.3 其他控制变量

根据以往文献对上市公司的研究,将控制变量分为股权集中度、企业规模、企业绩效、城市层面指标等几方面。首先,通过引入第 1 大股东持股比例、前 10 大股东持股集中度(用 Herfindahl 10 指数表示)来控制企业股权集中度情况,通过独立董事人数占董事会人数比例刻画企业董事会的独立性;其次,企业规模方面,包括企业当年总资产(取自然对数)、企业上市年数、董事会规模和员工规模;再次,企业绩效和成长性方面,控制资产负债率、托宾 Q 值、固定资产增长率、固定资产占比及资产收益率;最后,控制企业的产权性质。此外,利用上市公司注册地匹配城市层面指标,控

<sup>②</sup> 将个体自评社会地位在城市内部标准化排序,用百分数定义不同阶层。由于代际次序相关性的线性拟合特征,因此可以构造父辈在城市内部不同排序(阶层)下的代际流动性水平。

<sup>③</sup> 基于社会地位和教育水平的代际流动性构造细节可参见 Chetty 等<sup>[14]</sup> 及王伟同等<sup>[38]</sup>。

制城市的经济发展水平和产业结构; 同时还对行业和年份的固定效应进行控制, 尽量避免遗漏变量问题.

具体的变量描述性统计如表1所示. 其中, 董事会家族成员占比均值达到了22.4%, 表明我国上市公司家族成员参与企业治理的现象较为普

遍. 在代际流动性问题中, 政策制定者与人们更关心的是中低社会地位家庭的子辈能否向上层流动的问题, 故参考 Chetty 等<sup>[14]</sup> 的做法, 主要采用中低社会阶层的代际流动性水平, 即P 25 百分位城市代际流动性进行实证检验, 用其他指标佐以稳健性分析.

表1 变量的描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of variables

变量	N	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
高级执行层家族成员占比	3 702	0.002	0.003	0	0.001	0.05
董监高家族成员占比	2 881	0.138	0.073	0	0.133	0.444
董事会家族成员占比	3 702	0.224	0.113	0	0.222	0.667
监事会家族成员占比	3 702	0.024	0.09	0	0	0.667
高管家族成员占比	3 701	0.166	0.162	0	0.167	1
P 0 百分位城市代际流动性	3 702	2.563	0.654	0.99	2.43	4.1
P 25 百分位城市代际流动性	3 702	3.721	0.41	3.062	3.75	4.846
P 50 百分位城市代际流动性	3 702	4.879	0.314	4.19	4.823	5.621
P 75 百分位城市代际流动性	3 702	6.037	0.468	4.716	5.921	7.627
固定资产比例	3 702	0.178	0.126	0	0.15	0.693
上市年龄/年	3 702	5.211	5.25	0	4	26
托宾Q	3 702	2.280	1.344	0.904	1.834	8.379
总资产(取自然对数)	3 702	21.458	0.930	19.328	21.360	25.582
董事会独立性	3 702	0.376	0.052	0.2	0.364	0.667
是否为国有控股企业	3 702	0.005	0.073	0	0	1
固定资产增长率(%)	3 702	0.325	0.933	-0.749	0.051	6.278
员工规模/ $10^6$ 人	3 702	0.003	0.007	0	0.001	0.109
董事会规模/人	3 702	8.263	1.513	4	9	16
资产收益率	3 702	0.051	0.049	-0.207	0.049	0.205
资产负债率	3 702	0.314	0.189	0.014	0.286	0.931
第1大股东持股比例(%)	3 702	34.452	14.26	4.151	32.623	89.986
前10大股东持股比例分布	3 702	0.165	0.112	0.007	0.141	0.81
GDP(取自然对数)	3 702	11.444	0.407	8.653	11.506	12.579
第三产业增加值占GDP比重(%)	3 702	56.202	12.176	24	54.885	80.56

### 3 实证结果

#### 3.1 基准回归结果

实证分析基于模型(1)展开, 基准回归结果如表2所示. 在选用5种不同的指标衡量企业家族化程度的情况下, 地区的绝对代际流动性水平在统计上显著降低了实际控制人家族的亲属参与公司治理的程度. 换言之, 企业所处地区

的机会越公平, 对于企业整体而言, 家族成员参与企业治理的程度越低. 以表2第5列作为基准结果, 其经济含义为: 企业所在地绝对代际流动性水平每增加1个单位, 将会平均降低企业董监高家族成员占比1.3个百分点. 这个效应不但统计意义显著, 而且经济意义也较为显著: 城市绝对代际流动性水平每增加1个标准差, 会使得董监高家族成员占比下降0.075个标准差.

表 2 基准回归结果

Table 2 Baseline regression results

变量	1	2	3	4	5
	高级执行层家族成员占比	董事会家族成员占比	监事会家族成员占比	高管家族成员占比	董监高家族成员占比
绝对代际流动性 P 25	-0.000 2 ** (0.000 1)	-0.025 6 *** (0.005 1)	-0.010 3 *** (0.003 7)	-0.015 8 ** (0.007 7)	-0.013 0 *** (0.003 9)
固定资产比例	-0.002 9 *** (0.000 5)	0.001 5 (0.014 3)	0.018 8 (0.012 1)	0.011 6 (0.021 7)	0.020 2 * (0.011 0)
上市年龄	0.000 0 (0.000 0)	-0.004 6 *** (0.000 4)	0.000 6 * (0.000 3)	-0.006 3 *** (0.000 5)	-0.003 0 *** (0.000 3)
托宾 $Q$	0.000 0 (0.000 1)	-0.003 2 ** (0.001 6)	0.001 2 (0.001 5)	-0.001 6 (0.002 5)	-0.002 4 ** (0.001 1)
总资产(取自然对数)	-0.001 0 *** (0.000 1)	-0.002 5 (0.002 7)	0.006 0 ** (0.002 9)	-0.019 9 *** (0.003 9)	-0.004 4 ** (0.002 1)
董事会独立性	0.000 8 (0.001 0)	0.003 9 (0.039 7)	-0.100 4 *** (0.035 5)	0.291 1 *** (0.058 2)	0.010 6 (0.030 0)
是否为国有控股企业	-0.001 2 *** (0.000 3)	-0.068 5 *** (0.013 2)	-0.039 1 *** (0.005 4)	-0.064 6 *** (0.022 7)	-0.057 6 *** (0.011 7)
固定资产增长率	0.000 2 ** (0.000 1)	0.000 1 (0.001 9)	-0.000 9 (0.001 4)	-0.003 1 (0.002 6)	-0.002 7 ** (0.001 1)
员工规模	-0.008 5 (0.007 7)	-0.065 7 (0.304 8)	-0.302 1 (0.192 9)	-0.187 7 (0.336 1)	-0.532 8 *** (0.175 0)
董事会规模	0.000 1 ** (0.000 0)	-0.011 7 *** (0.001 5)	-0.003 9 *** (0.001 4)	0.004 8 ** (0.002 0)	-0.000 9 (0.001 1)
资产收益率	-0.003 8 *** (0.001 3)	0.082 1 ** (0.037 8)	0.040 5 (0.032 4)	-0.017 4 (0.055 4)	0.095 8 *** (0.028 3)
资产负债率	-0.000 9 ** (0.000 4)	-0.024 0 ** (0.011 2)	-0.004 8 (0.009 7)	-0.082 4 *** (0.016 0)	-0.020 9 ** (0.008 3)
第 1 大股东持股比例	-0.000 0 ** (0.000 0)	-0.001 9 *** (0.000 4)	-0.001 5 *** (0.000 4)	-0.001 1 * (0.000 6)	-0.001 3 *** (0.000 3)
前 10 大股东持股比例	0.002 8 ** (0.001 3)	0.280 7 *** (0.057 0)	0.205 1 *** (0.063 3)	0.121 0 (0.076 6)	0.179 5 *** (0.043 2)
GDP(对取自然数)	-0.000 5 *** (0.000 1)	-0.014 2 *** (0.005 3)	0.002 5 (0.003 9)	-0.012 1 (0.007 5)	0.002 2 (0.003 9)
地区第三产业增加值占 GDP 比重	0.000 0 *** (0.000 0)	-0.001 2 *** (0.000 2)	-0.000 1 (0.000 2)	-0.000 7 ** (0.000 3)	-0.000 8 *** (0.000 2)
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
观测值	3 702	3 702	3 702	3 701	2 881
$R^2$	0.148 6	0.145 7	0.027 0	0.125 2	0.133 1

注：观测值为企业层面；括号内数值为异方差稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别代表估计参数在 1%、5%、10% 的水平上显著；“是”表示控制了该固定效应。

### 3.2 稳健性分析

第一，地区代际流动性水平的度量采用的是

2012 年和 2014 年的样本，而企业家族化这一演变可能发生在 2014 年之前，这可能会引发的一个

质疑: 用滞后的地区代际流动性水平解释之前形成的企业家族治理行为。事实上, 地区代际流动性所反映的是一个地区长期以来形成的社会结构特征, 其演变是个漫长而相对稳定的过程, Chetty 等<sup>[39]</sup>发现, 美国社会的代际流动性在半个世纪以来几乎未发生变化, 有理由相信代际流动性水平具有相当的稳定性, 短时间内发生剧烈变化的可能性很小。即使如此, 本文也尝试将企业样本限制在 2014 年之后, 结果如表 3 第 1 列所示, 前文结论依然稳健。

第二, 由于创业板进入门槛较低, 在上市门

槛、监管制度、信息披露、交易者条件、投资风险等方面和主板市场有较大区别, 因此剔除创业板进行稳健性分析, 结果如表 3 第 2 列所示。

第三, 考虑企业进入退出对本文结论可能造成的潜在干扰, 进行平衡面板处理, 即仅考虑时间期限内均存在观测的企业, 结果如表 3 第 3 列所示, 绝对代际流动对企业家族化的影响仍然稳健。

第四, 更换核心解释变量, 考虑城市不同阶层的社会代际流动性对企业家族化的影响, 结果如表 3 第 4 列~第 6 列所示, 地区社会代际流动越滞固, 企业的家族化程度越高。

表 3 稳健性检验

Table 3 Robustness check

变量	1	2	3	4	5	6
	董监高家族成员占比					
	时间控制在 2014 年之后	剔除创业板	剔除进入与退 出企业的影响	更换核心解释变量		
绝对代际流动性 P 25	-0.015 1 *** (0.004 4)	-0.014 8 *** (0.005 0)	-0.021 1 ** (0.007 3)			
绝对代际流动性 P 0				-0.004 8 ** (0.002 3)		
绝对代际流动性 P 50					-0.017 2 *** (0.004 7)	
绝对代际流动性 P 75						-0.005 8 ** (0.002 8)
企业层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	2 082	1 944	635	2 881	2 881	2 881
R <sup>2</sup>	0.136 2	0.154 5	0.140 3	0.131 1	0.133 9	0.131 1

注: 观测值为企业层面; 括号内数值为异方差稳健标准误; \*\*\*、\*\*、\* 分别代表估计参数在 1%、5%、10% 的水平上显著; “控制”表示控制了该控制变量, “是”表示控制了该固定效应。

最后, 基于受教育程度来构建地区教育代际流动性指标用以稳健性检验。同样, 选用 P 25 百分位绝对教育代际流动性作为地区教育代际流动性水平的度量。使用此新指标得到的实证结果如表 4 所示。与社会地位指标构建的地区代际流动性变量结果相似, 地区的社会代际流动性显著抑制这种企业的家族化治理模式。以董监高家族成员占比作为核

心被解释变量为例, 城市的教育代际流动性水平系数估计的绝对值为城市社会地位代际流动性的 1.75 倍。特别地, 由表 4 第 5 列所示, 以教育代际流动性为视角剖析社会机会公平与企业治理的关系时, 地区的教育代际流动性越差, 企业实际控制人的子女越可能进入自己的企业工作。综上, 本文的研究结论通过了各种稳健性检验<sup>④</sup>。

④ 本文还进一步考虑了其他量化企业家族化管理的指标, 包括总经理、董事长是否由家族成员担任(非实际控制人)等, 结论均稳健。

表 4 教育地区代际流动性的实证结果

Table 4 Empirical results of intergenerational education mobility

变量	1	2	3	4	5
	董监高家族成员占比	董事会家族成员占比	监事会家族成员占比	高管家族成员占比	进入企业的实际控制人子女数量
绝对教育代际流动性 P 25	-0.023 0 *** (0.004 8)	-0.030 1 *** (0.006 6)	-0.019 7 *** (0.005 7)	-0.019 6 ** (0.009 4)	-0.356 2 *** (0.090 1)
企业层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
观测值	2 608	3 336	3 336	3 335	3 336
R <sup>2</sup>	0.134 1	0.138 8	0.027 6	0.120 9	0.083 3

注: 观测值为企业层面; 括号内数值为异方差稳健标准误; \*\*\*、\*\*、\* 分别代表估计参数在 1%、5%、10% 的水平上显著。“控制”表示控制了该控制变量、“是”表示控制了该固定效应。

### 3.3 潜在内生性问题的处理

分别从测量误差、遗漏变量以及反向因果 3 个角度讨论潜在的内生性问题。

#### 3.3.1 代际流动性度量误差对估计结果的影响

关于代际流动性的测度是基于本地出生且未迁移过的样本来计算的, 没有考虑城市中的外来迁入样本。采用本地居民计算代际流动性是现有文献的普遍做法<sup>[14]</sup>。但由于我国改革开放以来人口出现了向东南沿海集聚的趋势, 尤其是北京、上

海、广州、深圳等一线城市外来人口占有较高比重, 同时随着城镇化进程的加快以及户籍制度的改革, 也导致了大量劳动力流入工资水平较高的地区。因此仅用本地人口测度代际流动性可能会在这些城市中导致较大的度量误差。为此, 删除样本中人口净流入规模前 10 位的城市, 结果如表 5 所示, 无论是社会地位代际流动性亦或教育代际流动性, 对企业家族化治理指标的影响均显著为负, 表明上述潜在度量误差对本文结论影响不大。

表 5 城市外来人口因素导致的测量误差

Table 5 Possible measurement error caused by immigrants

变量	1	2	3	4
	董监高家族成员占比	总经理是否由家族成员担任	董监高家族成员占比	总经理是否由家族成员担任
绝对代际流动性 P 25	-0.010 6 ** (0.004 4)	-0.109 5 *** (0.017 7)		
绝对教育代际流动性 P 25			-0.029 7 *** (0.005 3)	-0.052 5 ** (0.021 9)
企业层面控制变量	控制	控制	控制	控制
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	1 677	2 185	1 505	1 955
R <sup>2</sup>	0.178 1	0.053 7	0.189 1	0.055 3

注: 观测值为企业层面; 括号内数值为异方差稳健标准误; \*\*\*、\*\*、\* 分别代表估计参数在 1%、5%、10% 的水平上显著; “控制”表示控制了该控制变量、“是”表示控制了该固定效应。

#### 3.3.2 遗漏控制变量

作为本文的核心解释变量, 城市层面的绝对代际流动性水平反映了地区的社会地位跃迁机会的开放程度, 它可能与地区的文化、制度因素息息相关<sup>[39]</sup>。为避免潜在的遗漏变量问题, 进一步在

分析中控制地区的文化和社会因素。

首先, 控制文化和宗教因素。现有文献大量证实了宗教信仰<sup>[10]</sup>、儒家文化<sup>[29]</sup>等因素能够显著影响公司治理特征。对于儒家文化传统这一因素的测度, 采用各城市清朝进士数目作为儒家文化

的代理变量。中国素有“修身齐家治国平天下”的传统,无不透露出儒家入世的思想内核。随着科举制的不断完善,这种入世的思想也被高度强化。同时,科举制是以儒家知识和观念作为选拔标准的制度,进士自觉成为儒家文化的传承者和阐释者。因而选用地区的进士数量代理地区的儒家文化传统程度具有一定的合理性。此外,孔庙是中国古代为纪念孔子和提倡尊孔崇儒、传播儒家教化而修建的建筑场所。从唐代伊始,孔庙还作为学校不可分割的一部分,带动了中国儒家思想的持久发展与传播扩散。因此本文还利用各省孔庙数量、现存孔庙数量进一步量化地区的儒家文化因素。另外,在考虑宗教因素时,参考 Du<sup>[40]</sup> 的做法,利用公司所在地 200 km 范围内的寺庙数和道观数作为企业受宗教信仰的代理变量,进而控制住宗教信仰对公司治理模式的影响。

其次,控制历史上各地区的人口数量。历史上人口基数大的地区更有可能存在“名门望族”,家族文化的代际传承和历史延续也可能对当今的企业家族治理决策造成影响。基于此,根据中国人口史(第五卷)清朝时期<sup>[41]</sup> 中的数据,将各地区历史上人口水平加入回归中予以控制。

再次,控制国有企业占比。国企作为国有经济制度的重要载体,在中国经济发展历程中承担了不可替代的作用。国企环境有可能通过影响当地商业氛围、企业文化、就业市场结构等方面潜移默化地改变着地区的社会结构和代际流动性。本文使用 1998 年~2013 年中国工业企业数据库中城市层面的企业所有制特征信息,构造了城市层面的国有企业的产值占比指标。

最后,控制其他维度的地区社会文化指标。一是关系文化。作为隐性的制度规则,人际关系互动对于各种经济行为有着深层次的影响<sup>[42]</sup>。中国传统文化中非常强调以家庭、家族为中心的血缘关系,因此,关系文化具有历史性。在社会代际流动滞固的地区,更常发生高社会阶层通过关系维护阶层稳定,出现“阶层再生产”现象,形成“马太效应”。此外,地区的人际关系文化既是潜在的制度规则,也是约束公共行为的文化价值体系,会对企业家个体的决策产生偏移作用,如通过帮助、赠礼

等行为建立对资源控制方的人情债权,在资源分配中给予特殊关照来补偿人情等。为此,采用叶文平等<sup>[42]</sup> 通过全国民营企业抽样调查数据构造的关系文化指数,将其作为地区关系文化的代理变量予以控制。二是人际关怀导向。人际关怀导向描述了“在多大程度上社会成员鼓励和认可包括公平、利他、友善、慷慨、关心他人等行为”。受到人际关怀导向影响时,个体倾向于更多地考虑他人、家庭和邻居等的需要,独立性更弱、集体主义更强。因此在这种道德标准下,企业实控人可能更容易因强化“家族”这一集体观念而吸纳家族成员参与治理与决策。为此,加入了赵向阳等<sup>[43]</sup> 社会价值观问卷中的人际关怀导向指标。三是社会规范。作为“无形的手”,社会规范对于企业家的各项决策都可以产生有效约束,这也是亚当斯密所谓的“道德困境”。采用以下两个指标度量社会规范:一是 Chua 等<sup>[44]</sup> 构建的中国 31 个省市地区文化紧密性指标。文化紧密性是指社会以规则和规范为特征的程度,以及当人们偏离这些规则和规范时受到惩罚或制裁的程度——地区文化紧密度越高,表明其社会规范性越强。二是选用城市当年专利侵权纠纷次数作为地区社会规范度量,该数据来源于 CSMAR 专利数据库。

在控制上述各种因素后,本文的核心结论仍然稳健<sup>⑤</sup>。

### 3.3.3 反向因果与工具变量估计

企业的家族化也可能影响当地的社会结构,这一反向因果关系是内生性问题的潜在诱因。为此,尝试寻找工具变量估计,选用的 3 个工具变量分别为:企业所在城市是否为 1842 年~1922 年间被迫开放的商埠城市、企业所在城市清末民初的民营工厂开设数量以及企业所在城市三线建设战略建成或迁入企业、科研单位的数量。

首先,鸦片战争以后的开埠通商使开埠城市与世界经济产生密切联系,贸易规模不断扩大,冲击了当时封建帝制的思想,也改变了地区社会结构,包括代际流动性水平。由于社会结构具有历史延续性,因此满足工具变量的相关性要求。同时,城市是否为条约被迫开放商埠并不会对现代上市公司的企业治理产生直接影响,因此该工具变量

<sup>⑤</sup> 这一部分实证结果备索。

满足外生性。1842 年~1922 年被迫开放商埠数据来源为《中国近代史稿地图集》<sup>[45]</sup> 及《中外旧约章汇编》<sup>[46]</sup>，经过整理共计得到 81 个条约被迫开放商埠城市，再将这些城市与现代城市区划进行匹配<sup>⑥</sup>。

其次，选用 1840 年~1916 年各地民营工业工厂数据作为工具变量。近代工业的产生受到多种因素的作用，除开埠通商、原料、技术、交通、劳动力、公共设施、抵御入侵等因素外，还与当地的社会结构息息相关，高度的社会代际流动性为地区民营工业的兴盛发展提供了有利环境。与外资工业和官办工业的特定选址相异，民营工厂在地区间的分布更为广泛，更能反映所在地历史的社会机会结构水平。具体而言，本文使用的 1840 年~1916 年各地工厂数据来自张玉法的统计资料<sup>[47]</sup>。

第三，选用地区三线建设战略建成或迁入企业、科研单位数量作为工具变量。为了应对 20 世

纪 60 年代严峻的国际形势和发生战争的潜在威胁，1964 年中共中央做出“三线建设”重大战略调整。作为外生的政策冲击，“三线建设”给中西部地区带来大量工业企业、科研机构和技术人才，改变了地区社会结构，影响了地区代际流动性水平。三线建设数据来自手工整理。

使用 3 个工具变量进行两阶段最小二乘估计，结果如表 6 所示。前 3 列分别考察 3 个工具变量单独对代际流动的影响，其系数均是显著的。第 4 列为第 1 阶段回归结果<sup>⑦</sup>，且弱工具变量检验的 Cragg-Donald Wald  $F$  值统计量均远大于 10，满足工具变量的相关性要求。过度识别检验结果 Hansen J 统计量则表明，文章使用的工具变量满足外生性。第 5 列~第 7 列为第 2 阶段回归结果，第 5 列表明绝对代际流动性的系数符号和基准回归一致，显著降低了当地企业董监高家族成员的比例。第 6 列进一步考虑行业随时间变化的潜在

表 6 工具变量估计结果

Table 6 IV estimates results

变量	1	2	3	4	5	6	7
	绝对代际流动性 P 25				董监高家族成员占比		
				第 1 阶段回归	第 2 阶段回归		
绝对代际流动性 P 25					-0.056 0 *** (0.020 5)	-0.050 7 *** (0.021 3)	-0.069 0 *** (0.030 2)
地区 1842 年~1922 年是否为被迫开放商埠	0.075 1 *** (0.015 9)			0.320 0 *** (0.071 9)			
地区清末民国初年民营工厂开设数量		0.001 6 *** (0.000 1)		0.004 9 *** (0.000 4)			
地区三线建设战略建成或迁入企业、科研单位数量			0.008 5 *** (0.001 3)	-0.094 5 *** (0.004 9)			
企业层面控制变量	否	否	否	是	是	是	是
城市层面控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应 × 年份固定效应	否	否	否	否	否	是	是
弱工具变量检验				269.825	265.207	121.082	
Hansen J 统计量				3.010 (0.222 0)	3.104 (0.211 8)	4.125 (0.127 2)	
观测值	2 287	3 577	3 702	1 276	1 276	1 276	728
R <sup>2</sup>	0.250 5	0.414 9	0.347 1	0.844 3	0.182 7	0.185 2	0.216 3

- 注：1. 观测值为企业层面；括号内数值为异方差稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别代表估计参数在 1%、5%、10% 的水平上显著。“控制”表示控制了该控制变量，“是”表示控制了该固定效应。
2. 除基准控制组外，回归还控制了文化因素、历史人口因素及社会因素；第 1 列~第 6 列为全样本回归，第 7 列仅考虑了 2014 年之后的样本。

⑥ 如库伦（现位于乌兰巴托）、乌苏里雅台、科布多等商埠位于蒙古国；台南府、淡水等商埠位于中国台湾地区。

⑦ 绝对教育代际流动性水平的第 1 阶段回归与绝对代际流动性的第 1 阶段回归结果相似，限于篇幅并未报告。

趋势,结论仍高度稳健. 第7列仅考虑2014年之后的企业观测值,结论同样与前文相符.

### 3.4 机制分析

#### 3.4.1 社会信任与公平感知

为什么低代际流动性会使得企业实际控制更倾向于基于血缘关系采取企业家族化的治理决策? 首先从企业控制人对家族人员进入企业管理层的需求角度分析, 分别从社会信任和公平感知两个方面进行.

第一, 在低代际流动性地区, 由于阶层之间的结构固化, 缺少公平的就业机会, 导致不同群体间的沟通、合作、互助等互动受限. 根据群际接触理论<sup>[48]</sup>, 群体间的社会信任积累也会因有限的接触而降低. 因此, 低社会代际流动性地区的个体会着重维护内部网络体系, 将陌生人排除在外, 形成短半径的有限信任模式. 在有限信任模式下, 企业实际控制人更难相信外部人员, 更容易选择雇佣基于血缘等的短半径内部人员以达到降低代理成本的目的.

由于无法得到企业实际控制人的社会信任水平, 文献中常见的一种做法是通过微观调查数据估计企业所在地区的信任水平. 本文基于中国家

庭动态跟踪调查(CFPS)2016年的成人问卷数据, 选用3个信任指标——“对父母的信任”、“对邻居的信任”以及“对陌生人的信任”, 分别计算企业所在地的平均信任水平. 其中, 对父母的信任是半径最小的有限信任, 对陌生人的信任是半径最大的一般信任. 此外, 还考虑了不同信任半径下的差异, 即最短半径的信任水平与其他两种信任水平的差异. 最后, 还通过对不同信任加权构造了综合信任度(对家人的信任、对邻居及对陌生人的信任分别根据信任半径赋予权重1、2、3), 并将这一综合信任度指标作为被解释变量进行考察.

实证结果如表7所示. 对比第1列和第2列可知, 在代际流动性更低的地区, 对家人的短半径有限信任更高, 对陌生人的长半径一般信任更低. 第3列和第4列表明, 随着代际流动增加, 不同半径下的信任差异逐步缩减, 即在代际流动性越低、越滞固的社会环境中, 信任的差异越大, 与本文的理论分析与研究假设相符. 最后, 第5列显示绝对代际流动性水平显著促进了个体的综合信任水平. 综上, 代际流动性影响了社会信任模式, 低的代际流动性阻碍了一般信任的形成, 助长了受限信任与受限合作, 也因此影响了企业的治理决策.

表7 代际流动性与不同类型的信任水平

Table 7 Intergenerational mobility and different types of trust

变量	1	2	3	4	5
	对家人的信任	对陌生人的信任	信任差异1	信任差异2	综合信任度
绝对代际流动性 P 25	-0.060 9 *** (0.006 5)	0.029 1 *** (0.006 9)	-0.039 9 *** (0.014 8)	-0.057 2 *** (0.008 2)	0.106 8 *** (0.030 6)
年份固定效应	是	是	是	是	是
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3 265	3 265	3 250	3 265	3 236
R <sup>2</sup>	0.343 0	0.380 5	0.494 4	0.383 2	0.534 0

注: 1. 观测值为企业层面; 括号内数值为异方差稳健标准误; \*\*\*、\*\*、\* 分别代表估计参数在1%、5%、10%的水平上显著 “控制” 表示控制了该控制变量, “是”表示控制了该固定效应.

2. 除基准控制组外, 回归还控制了文化因素、历史人口因素及社会因素.

第二, 现有文献也分析了社会代际流动性对公平感知的影响<sup>[49]</sup>. 较高的代际流动性水平意味着较高的机会公平和社会活力, “起点公平”深刻地影响着社会个体“自身努力可以获得成功”的社会认知, 更加激励个体的努力. 因此, 高代际流动性的社会环境必然会带来社会个体更高的公平感知. 从企业角度来说, 企业实际控制人对公平的感知也会影响企业的员工雇佣和治理决策. 本文

通过中国综合社会调查微观数据库(CGSS 2013)相关问题构造地区层面的公平感知指标, 实证结果如表8所示. 由第1列可知, 代际流动性水平越高的地区, 个体对社会公平的感知越强; 而第2列~第4列则说明, 公平感知均显著降低了企业吸纳家族成员参与治理的决策. 因此, 对公平感的影响是社会代际流动性影响家族化管理的重要机制.

表 8 代际流动与公平感知

Table 8 Intergenerational mobility and fairness perception

变量	1	2	3	4
	公平感知	董监高家族成员占比	家属员工数量占比	实际控制人子女在该企业数量
公平感知		-0.0414 *** (0.0100)	-0.0047 *** (0.0013)	-1.3373 *** (0.1687)
绝对代际流动性 P 25	0.0719 *** (0.0064)	-0.0149 *** (0.0039)	-0.0005 ** (0.0002)	0.0597 (0.0710)
企业层面控制变量	不控制	控制	控制	控制
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	否	是	是	是
观测值	3 656	2 865	3 681	3 681
R <sup>2</sup>	0.6680	0.1387	0.1695	0.0904

注: 1. 观测值为企业层面; 括号内数值为异方差稳健标准误; \*\*\*、\*\*、\* 分别代表估计参数在 1%、5%、10% 的水平上显著;  
“控制”表示控制了该控制变量, “是”表示控制了该固定效应。

2. 除基准控制组外, 回归还控制了文化因素、历史人口因素及社会因素。

### 3.4.2 代际流动性与劳动力市场配置

将视角转向市场为企业提供的管理人才供给方面。根据前文所述, 在代际流动性较高的地区, 个体会获得更加公平的发展机会, 这将为缺乏完善有效的人力资本市场和经理人市场的地区给出解决方案。反之, 在社会代际流动滞固的环境中, 高技能劳动力无法得到相匹配的工作职位, 要么用脚投票, 进行迁移决策<sup>[13]</sup>, 要么进入政府部门从事工作。现有研究发现, 政府 - 企业间人力资本差异越高的地区, 经济增长率越低<sup>[50]</sup>, 因此配置到政府部门的过度人力资本往往体现了劳动力市场的配置问题。那么, 劳动力市场配置是否成为代际流动性影响企业治理模式的重要机制呢?

参考李世刚和尹恒<sup>[50]</sup>的处理方法, 利用 2005 年人口普查数据计算地级市层面的政府 - 企业员工平均教育年限之比, 以此度量不同地区的政府 - 企业人才配置比。同样, 选择 2005 年的教育代际流动性水平量化地区的机会公平性。实证结果如表 9 所示。首先, 城市层面的回归结果表明, 代际流动性水平显著降低了当地高技能人才流入政府部门就职的比例, 这体现了在机会越公平的社会环境中, 流入企业部门的人才供给越充沛。进一步检验表明, 政府 - 企业人才配置比越高的地区, 企业实际控制人吸纳家属参与公司治理的程度越高。同样符合本文的理论逻辑: 代际流动滞固的地区, 机会公平的缺失会产生低效率的外部人力资本市场和经理人市场, 导致企业实际控制人在缺

表 9 劳动力市场配置

Table 9 Labor-market allocation

变量	1	2	3	4
	政府 - 企业人才配置比	董监高家族成员占比	总经理是否由家族成员担任	董事长是否由家族成员担任
政府 - 企业人才配置比		0.1116 *** (0.0308)	0.3131 ** (0.1224)	0.4505 ** (0.2282)
绝对代际流动性 P 25	-0.0200 *** (0.0035)	-0.0251 *** (0.0053)	-0.0644 *** (0.0237)	-0.0448 (0.0428)
企业层面控制变量	不控制	控制	控制	控制
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	否	是	是	是
行业固定效应	否	是	是	是
观测值	3 702	2 050	2 661	2 661
R <sup>2</sup>	0.2459	0.1883	0.0716	0.0627

注: 1. 观测值为企业层面; 括号内数值为异方差稳健标准误; \*\*\*、\*\*、\* 分别代表估计参数在 1%、5%、10% 的水平上显著;  
“控制”表示控制了该控制变量, “是”表示控制了该固定效应。

2. 除基准控制组外, 回归还控制了文化因素、历史人口因素及社会因素。

乏选择的情况下配置家族成员进入企业的管理岗位; 相反, 在代际流动性高的地区, 企业人才的充沛供给会在整体上加剧企业间的竞争, 促使企业管理层向家族外部更有能力的管理人才开放。

### 3.5 进一步分析

#### 3.5.1 企业家高考和异地创业的影响

相比其他企业家, 那些受到高考影响且异地创业的企业家, 在其家乡的亲属由于受教育程度和观念等不同, 进入该企业家创设企业参与经营管理的可能性下降, 换言之, 其所在地区社会代际流动性水平对于企业管理家族化的负向影响可能更为显著。为考察企业家这一早期经历的影响, 创建一个虚拟变量, 企业家异地创业且学历为大专及以上则取值为1, 否则取值为0。结果如表10所示, 面板A中单独引入该虚拟变量, 在以不同指标度量企业家族化程度时, 异地创业且学历为大专及以上的企业家企业并未呈现显著差异, 其中当被解释变量为总经理

是否由家族成员担任时, 其系数仅在10%的统计水平显著为负。该结果说明了异地创业与否并不会直接显著影响企业管理层的家族化程度。在回归模型中加入该虚拟变量与绝对代际流动性水平的交互项, 结果如面板B所示。当被解释变量为董监高家族成员占比和家属员工数量占比时, 交互项系数显著为负, 表明异地创业且学历为大专及以上的企业实际控制人受到地区社会代际流动性水平对家族化的抑制作用较大, 在高代际流动性地区其家族成员参与经营管理的可能性更小。而考虑总经理或董事长等重要职务是否由家族成员担任时, 交互项系数不再具有显著性, 说明在企业最重要的职务上, 异地创业的企业实际控制人的调节作用消失了。综上所述, 社会代际流动性水平高的地区, 参加高考毕业之后异地创业的企业家其家族成员进入企业或进入董监高的可能性较小, 但并不会影响代际流动性对重要职务上的家族成员管理影响<sup>⑧</sup>。

表10 企业家异地创业的影响

Table 10 Test of immigrant entrepreneurs

变量	1	2	3	4
	董监高家族成员占比	家属员工数量占比	总经理是否由家族成员担任	董事长是否由家族成员担任
面板 A				
绝对代际流动性	-0.028 6 *** (0.005 4)	-0.000 7 ** (0.000 3)	-0.069 3 *** (0.022 7)	-0.097 8 ** (0.039 4)
企业家异地创业且学历为大专及以上	0.000 9 (0.004 3)	0.000 1 (0.000 4)	-0.025 1 * (0.014 0)	-0.031 8 (0.030 8)
观测值	2 855	3 656	3 656	3 656
R <sup>2</sup>	0.157 9	0.175 2	0.063 8	0.058 0
面板 B				
c_绝对代际流动性 × 企业家异地创业且学历为大专及以上	-0.011 8 *** (0.004 3)	-0.001 2 ** (0.000 5)	-0.002 0 (0.012 4)	0.038 9 (0.031 1)
c_绝对代际流动性	-0.011 6 *** (0.002 3)	-0.000 2 * (0.000 1)	-0.029 1 *** (0.096)	-0.042 5 ** (0.016 7)
企业家异地创业且学历为大专及以上	-0.002 8 (0.004 7)	-0.000 3 (0.000 3)	-0.025 7 * (0.014 7)	-0.020 8 (0.031 8)
企业控制变量	控制	控制	控制	控制
城市控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	2 855	3 656	3 656	3 656
R <sup>2</sup>	0.159 8	0.176 4	0.063 8	0.058 3

注: 1. 观测值为企业层面; 括号内数值为异方差稳健标准误; \*\*\*、\*\*、\* 分别代表估计参数在1%、5%、10%的水平上显著;

“控制”表示控制了该控制变量, “是”表示控制了该固定效应。

2. c\_代表该变量进行了中心化及标准化处理。

3. 除基准控制组外, 回归还控制了文化因素、历史人口因素及社会因素。

<sup>⑧</sup> 排除异地创业企业家后的子样本结果仍高度稳健, 限于篇幅本文未报告详细结果, 详情备索。

### 3.5.2 不同地区家族企业的经营表现

由于人力资本市场尚不健全,企业面临雇用的经理人不能胜任或者代理成本较高的风险,那么企业的家族化治理是否是理性的选择,即是否为弥补正式制度的缺陷、减少代理成本提供了天然的克服机制?或者,企业的家族化治理仅仅是理性决策和非市场化的结果?本文将分析企业管理家族化程度对于经营表现的影响,尤其是不同代际流动性下家族企业的表现是否存在异质性.具体包括以下 3 个方面.

1) 创新活动. 关于家族化治理对企业创新活动的影响现有研究并无明晰的结论. 冯根福和温军<sup>[51]</sup>的研究表明,董事会中独立董事占比较高的企业技术创新投入明显高于独立董事占比较低的企业. 而李新春等<sup>[52]</sup>发现,家族企业独特的资源结构也会正向影响家族企业的组合创业行为,促进保持创新活力.

2) 利益分化. 家族企业内部由于血缘关系可能会出现泾渭分明的团体界线,因而容易出现工作歧视、待遇歧视、机会歧视等. 不仅如此,家族企业在创业和发展过程中往往更多从家族发展、家族利益考虑,从而忽视广大员工的集体利益和福利.

3) 委托代理成本. 当制度环境不完善,人力资本市场不健全时,家族化管理是否有助于缓解企业的委托代理问题? 现有研究发现外部制度环

境可以显著影响企业的代理成本,资本自由化程度可以减少企业委托代理问题<sup>[53]</sup>. 那么从管理模式的角度,家族化管理是否有利于降低企业内部的代理成本和监督成本,并且有助于保持企业的控制权? 在不同的社会代际流动性下,企业的家族治理模式对代理成本的影响是否存在显著的异质性?

为研究上述家族企业行为表现,选用以下指标进行实证分析: 第一,选用企业研发人员占比和研发投入占比作为企业研发创新行为的代理变量; 第二,选用家族成员领取的薪酬总额考察家族企业对家族利益的偏向性; 第三,使用管理费用与营业收入的比率作为代理成本的代理变量. 将城市绝对代际流动性水平位于中位数以下的城市归并为低代际流动性城市进行子样本检验.

回归结果如表 11 所示. 由第 1 列与第 2 列可知,董监高家族成员占比显著降低了企业的研发活动. 由第 3 列可知,企业家族成员参与公司治理显著提高了整个家族成员的薪酬,说明为家族利益考虑的效应是存在的. 第 4 列进一步表明在低代际流动性的城市,企业家族成员参与公司治理对整个家族成员的薪酬提升水平更大. 第 5 列和第 6 列考虑家族企业的代理成本问题,从全样本来看,企业家族化程度越高,代理成本越低,这与已有文献发现相符,但是这一效应在低代际流动性城市却消失了. 这个间接证据表明,家族企业的

表 11 家族化管理与企业表现

Table 11 Family business and enterprise behavior

变量	1	2	3	4	5	6
	研发人员 占比	研发投入占比	家族成员领取的薪酬总额 (自然对数值)		代理成本	
			全样本	低代际流动性城市	全样本	低代际流动性城市
董监高家族成员占比	-6.959 7 *** ( 3.031 7)	-3.165 3 *** ( 0.746 8)	10.295 8 *** ( 0.812 1)	11.772 4 *** ( 2.246 7)	-0.045 6 *** ( 0.012 3)	0.018 2 ( 0.028 8)
企业层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	2 024	3 560	3 742	688	3 875	709
R <sup>2</sup>	0.260 4	0.293 7	0.159 8	0.287 2	0.349 2	0.431 7

注: 1. 观测值为企业层面; 括号内数值为异方差稳健标准误; \*\*\*、\*\*、\* 分别代表估计参数在 1%、5%、10% 的水平上显著.“控制”表示控制了该控制变量.“是”表示控制了该固定效应.

2. 除基准控制组外,回归还控制了文化因素、历史人口因素及社会因素.

确有助于缓解委托代理问题,但是在低代际流动性地区,企业家族化的选择可能并不是这么理性了。低社会代际流动性更易导致有限信任和思想观念滞固,从而使得企业实际控制人被动或主动倾向于选用自己的亲属参与企业治理;也会导致市场上的高质量人才供给不足以致企业被迫转而向家族内部寻求非最优的管理人员。这些原因都可能导致家族管理人员能力与岗位需求不匹配,未能降低企业的代理成本。

综上所述,企业家族化的负面影响是显著降低了创新投入,增加了家族内部成员的工资,这一效应在代际流动性低的地区更显著。与此相反,企业家族化治理可以减少企业的管理费用,但在代际流动性较低地区这个影响同样不存在,间接证明了滞固的社会代际流动性对企业管理模式选择造成的“非理性”偏移。

#### 4 结束语

本文剖析了社会代际流动性对家族企业公司管理模式的影响,实证分析发现如下结论:一是地区代际流动性水平高会降低企业吸纳家族成员参与公司治理,一系列的稳健性分析和内生性问题讨论均支持结果的稳健性;二是机制分析表明,代际流动性水平通过强化长半径的一般信任,替代并弱化了短半径的有限信任,影响了企业实际控制人的公平感知等思想观念对企业的家族化治理决策产生偏移效应,同时社会代际流动性还会影响当地劳动力配置,从而影响企业用人决策;三是企业家族化显著降低了企业的创新投入,增加了家族内部成员的工资,与此相反,企业家族化的优势是减少了企业的管理费用,但在代际流动性较低的地区这个作用消失殆尽。基于上述研究结论,本文给出的政策启示是:

#### 参 考 文 献:

- [1] Covin J G, Eggers F, Kraus S, et al. Marketing-related resources and radical innovativeness in family and non-family firms: A configurational approach [J]. Journal of Business Research, 2016, 69(12): 5620–5627.
- [2] Daspit J J, Chrisman J J, Sharma P, et al. Governance as a source of family firm heterogeneity [J]. Journal of Business Research, 2018, 84(3): 293–300.
- [3] Anderson R C, Reeb D M. Founding-family ownership and firm performance: Evidence from the S&P 500 [J]. The Journal

1) 代际流动性水平作为度量社会公平和社会活力的重要指标,可能深刻地影响着中国经济的发展。通过研究社会代际流动性与企业决策者对企业管理模式选择之间的关联,有助于人们从全新的微观视角了解社会代际流动性对企业微观行为的影响,并启发相关领域的进一步研究。

2) 在企业治理的范畴下,企业的家族化治理有助于减少代理成本,这在法律、金融等正式制度尚待完善的情况下作为替代方案为企业家所选择。但是对于代际流动性较低的地区,企业的家族化治理并不能从该效应中得到红利,这体现了低代际流动性造成的另一隐性社会成本。

3) 为使得中国经济与社会持续健康发展,需要提高代际流动性水平。现有研究普遍认为,公共教育投入有助于促进地区的代际流动性水平,打破阶层间的“屏障”;此外,优化营商环境、鼓励大众创新同样可以释放个体的企业家精神,提高代际公平。需要注意的是,由于代际流动性水平的影响具有相当的稳定性,因此在制定促进代际流动性的举措时也应着眼于其长期影响和滞后效应。

虽然本文的研究对于进一步深入理解企业的家族化治理,但这一议题还有许多问题亟待解决。一是样本问题,现有研究大多采用上市公司的样本<sup>[7, 12, 30]</sup>对企业家族化治理的成因和绩效予以分析,不一定能够代表更多的中小企业。二是对代际流动性因素的考量。本文以企业所在地区绝对代际流动性水平为度量指标,然而个体决策既受到成长环境也受到工作环境的影响,因此准确区分出生地、工作地甚至求学地的文化社会因素对企业实际控制人分别的影响仍然困难,对企业家族化管理的研究在这一方面还有进一步深化的空间。此外,虽然代际流动性水平短时间内变异很小,但如果长时间的跟踪数据,可以考察社会代际流动性对企业家族化治理决策的动态影响。

- of Finance, 2003, 58( 3) : 1301 – 1327.
- [4] Shleifer A, Vishny R W. A survey of corporate governance [J]. The Journal of Finance, 1997, 52( 2) : 737 – 783.
- [5] Johnson S, Porta R L, Silanes F L D, et al. Tunneling [J]. American Economic Review, 2000, 90( 2) : 22 – 27.
- [6] 陈 晓, 王 琨. 关联交易、公司治理与国有股改革——来自我国资本市场的实证证据 [J]. 经济研究, 2005, 40( 4) : 77 – 86.
- Chen Xiao, Wang Kun. Related party transactions, corporate governance and state ownership reform [J]. Economic Research Journal, 2005, 40( 4) : 77 – 86. ( in Chinese)
- [7] 魏明海, 黄琼宇, 程敏英. 家族企业关联大股东的治理角色——基于关联交易的视角 [J]. 管理世界, 2013, 29( 3) : 133 – 147.
- Wei Minghai, Huang Qiongyu, Cheng Minying. The role of related large shareholders in family firms: A study from the perspective of related party transactions [J]. Management World, 2013, 29( 3) : 133 – 147. ( in Chinese)
- [8] Burkart M, Panunzi F, Shleifer A. Family firms [J]. The Journal of Finance, 2003, 58( 5) : 2167 – 2201.
- [9] Mueller H M, Philippon T. Family firms and labor relations [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2011, 3( 2) : 218 – 245.
- [10] 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.
- Chen Donghua, Hu Xiaoli, Liang Shangkun, et al. Religious tradition and corporate governance [J]. Economic Research Journal, 2013, 48( 9) : 71 – 84. ( in Chinese)
- [11] Du X Q, Weng J Y, Zeng Q, et al. Culture, marketization, and owner-manager agency costs: A case of merchant guild culture in China [J]. Journal of Business Ethics, 2017, 143( 2) : 353 – 386.
- [12] 潘 越, 翁若宇, 纪翔阁, 等. 宗族文化与家族企业治理的血缘情结 [J]. 管理世界, 2019, 35( 7) : 116 – 135.
- Pan Yue, Weng Ruoyu, Ji Xiangge, et al. Clan culture and the blood complex of family firm governance [J]. Management World, 2019, 35( 7) : 116 – 135. ( in Chinese)
- [13] 王伟同, 谢佳松, 张 玲. 人口迁移的地区代际流动偏好: 微观证据与影响机制 [J]. 管理世界, 2019, 35( 7) : 89 – 103.
- Wang Weitong, Xie Jiasong, Zhang Ling. Regional intergenerational mobility preferences and population migration: Micro evidence and impact mechanism [J]. Management World, 2019, 35( 7) : 89 – 103. ( in Chinese)
- [14] Chetty R, Hendren N, Kline P, et al. Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2014, 129( 4) : 1553 – 1623.
- [15] Shleifer A, Vishny R W. Large shareholders and corporate control [J]. Journal of Political Economy, 1986, 94( 3, Part 1) : 461 – 488.
- [16] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A. Corporate ownership around the world [J]. The Journal of Finance, 1999, 54( 2) : 471 – 517.
- [17] 陆 瑶, 张叶青, 黎 波, 等. 高管个人特征与公司业绩——基于机器学习的经验证据 [J]. 管理科学学报, 2020, 23( 2) : 120 – 140.
- Lu Yao, Zhang Yeqing, Li Bo, et al. Managerial individual characteristics and corporate performance: Evidence from a machine learning approach [J]. Journal of Management Sciences in China, 2020, 23( 2) : 120 – 140. ( in Chinese)
- [18] Fama E F, Jensen M C. Organizational forms and investment decisions [J]. Journal of Financial Economics, 1985, 14( 1) : 101 – 119.
- [19] Bertrand M, Johnson S, Samphantharak K, et al. Mixing family with business: A study of Thai business groups and the families behind them [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 88( 3) : 466 – 498.
- [20] 贺小刚, 邓 浩, 吕斐斐, 等. 期望落差与企业创新的动态关系——冗余资源与竞争威胁的调节效应分析 [J]. 管理科学学报, 2017, 20( 5) : 13 – 34.
- He Xiaogang, Deng Hao, Lü Feifei, et al. Dynamic relationship between negative attainment discrepancy and R&D investments: Moderating effect of organizational slack and competitive threat [J]. Journal of Management Sciences in China, 2017, 20( 5) : 13 – 34. ( in Chinese)
- [21] 吕斐斐, 贺小刚, 朱丽娜, 等. 家族期望落差与创业退出: 基于中国数据的分析 [J]. 管理科学学报, 2019, 22( 6) :

- 36 – 56.
- Lü Feifei, He Xiaogang, Zhu Lina, et al. Family aspirations attainment discrepancy and entrepreneurial exit: An empirical study in China [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22( 6) : 36 – 56. ( in Chinese)
- [22] Ali A, Chen T Y, Radhakrishnan S. Corporate disclosures by family firms [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2007, 44( 1/2) : 238 – 286.
- [23] 陈 凌, 王 昊. 家族涉入、政治联系与制度环境——以中国民营企业为例 [J]. *管理世界*, 2013, 29( 10) : 130 – 141.
- Chen Ling, Wang Hao. The family involvement, the political connection and institutional environment: A study that takes China's private enterprises as an example [J]. *Management World*, 2013, 29( 10) : 130 – 141. ( in Chinese)
- [24] Sirmon D G, Hitt M A. Managing resources: Linking unique resources, management, and wealth creation in family firms [J]. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 2003, 27( 4) : 339 – 358.
- [25] Beck S, Prügl R, Walter K. Communicating the family firm brand: Antecedents and performance effects [J]. *European Management Journal*, 2020, 38( 1) : 95 – 107.
- [26] Lude M, Prügl R. Why the family business brand matters: Brand authenticity and the family firm trust inference [J]. *Journal of Business Research*, 2018, 89: 121 – 134.
- [27] Hilary G, Hui K W. Does religion matter in corporate decision making in America? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 93( 3) : 455 – 473.
- [28] 杨学儒, 叶文平, 于晓宇, 等. 哪些创业失败者更可能卷土重来? ——基于松 – 紧文化与制度环境的跨国比较研究 [J]. *管理科学学报*, 2019, 22( 11) : 1 – 18.
- Yang Xueru, Ye Wenping, Yu Xiaoyu, et al. Which venture losers are more likely to start again? A cross-national comparative research from tight-loose culture and institutional environment perspective [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22( 11) : 1 – 18. ( in Chinese)
- [29] 古志辉. 全球化情境中的儒家伦理与代理成本 [J]. *管理世界*, 2015, 31( 3) : 113 – 123.
- Gu Zhihu. The confucian ethics and the agency cost under the circumstance of globalization [J]. *Management World*, 2015, 31( 3) : 113 – 123. ( in Chinese)
- [30] 吴超鹏, 薛南枝, 张 琦, 等. 家族主义文化 “去家族化”治理改革与公司绩效 [J]. *经济研究*, 2019, 54( 2) : 182 – 198.
- Wu Chaopeng, Xue Nanzhi, Zhang Qi, et al. Familism culture, corporate governance reform and firm performance: Evidence from China's family firms [J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54( 2) : 182 – 198. ( in Chinese)
- [31] 李新春, 叶文平, 朱 汾. 牢笼的束缚与抗争: 地区关系文化与创业企业的关系战略 [J]. *管理世界*, 2016, 32( 10) : 88 – 102.
- Li Xinchun, Ye Wenping, Zhu Hang. Trapped in or free from the cage: The relationship between regional guanxi culture and guanxi strategy of entrepreneurial firms [J]. *Management World*, 2016, 32( 10) : 88 – 102. ( in Chinese)
- [32] Ichino A, Karabarbounis L, Moretti E. The political economy of intergenerational income mobility [J]. *Economic Inquiry*, 2011, 49( 1) : 47 – 69.
- [33] 陈 刚, 陆 铭, 佐藤宏. 谁进入了高收入行业? ——关系、户籍与生产率的作用 [J]. *经济研究*, 2009, 44( 10) : 121 – 132.
- Chen Zhao, Lu Ming, Hiroshi Sato. Who entered high-wage industries? The role of social network, hukou, and productivities [J]. *Economic Research Journal*, 2009, 44( 10) : 121 – 132. ( in Chinese)
- [34] Bertrand M, Schoar A. The role of family in family firms [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2006, 20( 2) : 73 – 96.
- [35] Carney M. Corporate governance and competitive advantage in family-controlled firms [J]. *Entrepreneurship Theory & Practice*, 2010, 29( 3) : 249 – 265.
- [36] Khan H. *Global Markets and Financial Crises in Asia: Towards a Theory for the 21st Century* [M]. Berlin: Springer, 2004.
- [37] 杨耀武, 杨澄宇. 中国基尼系数是否真地下降了? ——基于微观数据的基尼系数区间估计 [J]. *经济研究*, 2015, 50( 3) : 75 – 86.
- Yang Yaowu, Yang Chengyu. Did China's income Gini coefficient decline?: An interval estimation based on micro survey

- data [J]. Economic Research Journal, 2015, 50(3) : 75 – 86. ( in Chinese)
- [38] 王伟同, 谢佳松, 张 玲. 中国区域与阶层代际流动水平测度及其影响因素研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(1) : 78 – 95.  
Wang Weitong, Xie Jiasong, Zhang Ling. Research on the measurement of intergenerational mobility level and the influencing factors in China [J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2019, 36(1) : 78 – 95. ( in Chinese)
- [39] Chetty R, Grusky D, Hell M, et al. The fading American dream: Trends in absolute income mobility since 1940 [J]. Science, 2017, 356(6336) : 398 – 406.
- [40] Du X. Doesconfucianism reduce board gender diversity? Firm-level evidence from China [J]. Journal of Business Ethics, 2016, 136(2) : 399 – 436.
- [41] 曹树基. 中国人口史 · 第五卷 · 清时期 [M]. 上海: 复旦大学出版社, 2001: 708 – 718.  
Cao Shuji. A Population History of China: Volume 5, The Qing Dynasty [M]. Shanghai: Fudan University Press, 2001: 708 – 718. ( in Chinese)
- [42] 叶文平, 李新春, 朱 汾, 等. 隐性制度规则: 地区关系文化异质性与指数构建 [J]. 管理学季刊, 2016, 1(Z1) : 73 – 91.  
Ye Wenping, Li Xinchun, Zhu Hang, et al. Informal institution: The Guanxi index construction and measurement [J]. Quarterly Journal of Management, 2016, 1(Z1) : 73 – 91. ( in Chinese)
- [43] 赵向阳, 李 海, 孙 川. 中国区域文化地图 “大一统”抑或“多元化”? [J]. 管理世界, 2015, 31(2) : 101 – 119.  
Zhao Xiangyang, Li Hai, Sun Chuan. The regional cultural map in China: Is it “the great unification” or “the diversification” [J]. Management World, 2015, 31(2) : 101 – 119. ( in Chinese)
- [44] Chua R Y J, Huang K G, Jin M. Mapping cultural tightness and its links to innovation, urbanization, and happiness across 31 provinces in China [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2019, 116(14) : 6720 – 6725.
- [45] 张海鹏. 中国近代史稿地图集 [M]. 北京: 中国地图出版社, 1987: 83 – 84.  
Zhang Haipeng. The Atlas from Modern Chinese Historical Documents [M]. Beijing: Sinomap Press, 1987: 83 – 84. ( in Chinese)
- [46] 王铁崖. 中外旧约章汇编 [M]. 上海: 三联书店出版社, 1957.  
Wang Tieya. A Complete Collection of Sino-Foreign Treaties [M]. Shanghai: SDX Joint Publishing Company, 1957. ( in Chinese)
- [47] 张玉法. 清末民初的民营工业 [J]. 近代史研究所集刊, 1989, (18) : 315 – 561.  
Zhang Yufa. Private enterprises in late Qing Dynasty and early republic of China [J]. The Bulletin of Institute of Modern History, 1989, (18) : 315 – 561. ( in Chinese)
- [48] Allport G W. The Nature of Prejudice [M]. Cambridge: Addison-Wesley, 1954: 537.
- [49] 胡建国. 社会流动对收入分配公平感的影响——中国公众收入分配公平感的再探讨 [J]. 人文杂志, 2012, (6) : 148 – 154.  
Hu Jianguo. The effect social mobility on fairness of income distribution [J]. The Journal of Humanities, 2012, (6) : 148 – 154. ( in Chinese)
- [50] 李世刚, 尹 恒. 政府 - 企业间人才配置与经济增长——基于中国地级市数据的经验研究 [J]. 经济研究, 2017, 52(4) : 78 – 91.  
Li Shigang, Yin Heng. Government-enterprise talent allocation and economic growth: An empirical study based on China's city data [J]. Economic Research Journal, 2017, 52(4) : 78 – 91. ( in Chinese)
- [51] 冯根福, 温 军. 中国上市公司治理与企业技术创新关系的实证分析 [J]. 中国工业经济, 2008, (7) : 91 – 101.  
Feng Genfu, Wen Jun. An empirical study on relationship between corporate governance and technical innovation of Chinese listed companies [J]. China Industrial Economics, 2008, (7) : 91 – 101. ( in Chinese)
- [52] 李新春, 张鹏翔, 叶文平. 家族企业跨代资源整合与组合创业 [J]. 管理科学学报, 2016, 19(11) : 1 – 17.  
Li Xinchun, Zhang Pengxiang, Ye Wenping. Trans-generational resource orchestration and portfolio entrepreneurship in family businesses [J]. Journal of Management Sciences in China, 2016, 19(11) : 1 – 17. ( in Chinese)

[53] 吴晓晖, Qi Zeng. 资本自由化、内部资本配置与代理成本 [J]. 管理科学学报, 2012, 15( 10) : 59 – 74.

Wu Xiaohui, Qi Zeng. The liberation of capital, capital structure and agency costs-empirical evidence from China's new industrial ventures [J]. Journal of Management Sciences in China, 2012, 15( 10) : 59 – 74. ( in Chinese)

## Study of regional intergenerational mobility's influence on family involvement in firm management

YANG Yang<sup>1</sup>, XIE Jia-song<sup>1</sup>, LIN Jian-hao<sup>1\*</sup>, WANG Shou-yang<sup>2,3</sup>

1. Lingnan College, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China;

2. School of Economics and Management, University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China;

3. Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China

**Abstract:** This paper studies the influence of the informal institutional factor of regional intergenerational mobility, on family involvement in firm management. The results show that, the higher level of the regional intergenerational mobility, the less family members of actual controllers are involved in the firm management. The mechanism analysis suggests that, a higher level of intergenerational mobility, via strengthening the general trust, weakening the limited trust, and enhancing the fairness perception of the actual controllers, inhibits their demand for family members in the firm management; meanwhile, regions with higher intergenerational mobility also have more efficient labor-resource allocation, leading to a higher market supply of manager candidates. The above two impacts may combine to lower the involvement of family members in local firms' management. Further analysis shows that, on average, family involvement in the management helps ease the agency cost. Nevertheless, such an effect does not exist in areas with low intergenerational mobility, which indirectly suggests the “irrational” choice in enterprises' management team caused by the stagnant intergenerational mobility. This paper introduces an informal institutional factor, intergenerational mobility, into the analysis of the cause of the family involvement in firm management, and provides evidence from a new perspective for further research in this field.

**Key words:** intergenerational mobility; family involvement in firm management; family business; trust