

社会信任、决策权集中与民营企业创新^{*}

李文贵

(浙江财经大学会计学院,浙江 杭州 310018)



内容提要:有效的治理机制应当契合企业所处的制度环境,当前治理结构中决策权集中可能是中国民营企业在社会信任不足环境下的一种内在需求。本文分析了社会信任对民营企业内部决策权配置的影响及其经济后果。研究发现,地区社会信任水平越低,民营企业越可能以集中方式配置决策权;决策权集中在整体上显著提升了民营企业的创新水平,且这种创新提升效应在社会信任度更低的地区更显著。

关键词:社会信任 决策权集中 民营企业 创新

中图分类号:F425 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2020)12—0023—19

一、引言

关于公司决策权配置,国外文献从代理理论所强调的监督需求出发,认为决策权集中会使管理者权力过度膨胀,降低企业监督机制的有效性,形成“内部人控制”,进而强化管理者的自利动机,甚至为其自利行为提供便利,最终损害企业绩效(Fama和Jensen,1983^[1];Dogan等,2013^[2];Duru等,2016^[3];Tang,2017^[4];Aktas等,2019^[5])。然而,从我国民营企业的情况来看,2007—2017年间,中国民营上市公司采取董事长兼任总经理集中模式配置决策权的比例由21.30%上升至39.55%^①。由此产生的疑问是:既然决策权集中不利于企业发展,为何我国越来越多的民营企业采取集中化的决策权配置?相应地,决策权分散是否在任何制度环境下都是所有企业的必然需求?

聚焦中国特殊制度环境分析中国企业治理实践非常必要(李增泉,2017)^[6]。企业治理机制往往是反映现实制度环境的结果。例如,产权保护制度不完善带来集中的股权结构(Stiluz,2005)^[7],传统宗族观念导致家族企业“亲属抱团”型治理(潘越等,2019)^[8]。在企业内部决策权集中方面,典型案例莫过于娃哈哈集团。该公司一直都由宗庆后担任董事长和总经理,甚至在相当长时间内,娃哈哈集团都没有设置副总经理。对此,宗庆后受访时曾明确表示:“公司的管理思想就是高度集中下的分级授权管理,大权独揽,只有小权分散。”^②究其原因,主要在于宗庆后认为“职业经理人信不过”^③。

收稿日期:2020-07-20

^{*}基金项目:国家自然科学基金项目“社会信任视角下的决策权配置与民营企业创新:理论分析与实证检验”(72072155);浙江省哲学社科规划课题“浙江民营企业创始人的企业家精神配置效应及其经济后果研究”(20NDJC126YB);国家自然科学基金项目“薪酬差距、国有企业创新与投资效率研究”(71502161)。

作者简介:李文贵,女,教授,研究领域为公司治理与公司财务,电子邮箱:sywenwen@126.com。

①数据来源:本文根据CSMAR数据库的原始数据计算整理所得。

②王艺铤.宗庆后访谈:为何不碰房地产和金融,谈集权和接班人[EB/OL].[2018-04-30].<http://finance.sina.com.cn/chanjing/gsnews/2018-04-30/doc-ifzvpatr3396628.shtm>。

③李晓辉.宗庆后:一个人的娃哈哈[EB/OL].[2008-01-28].<http://finance.sina.com.cn/leadership/mxsgl/20080128/15464461565.shtml>。

经济活动中的每一项商业交易都会涉及信任因素,社会信任被认为是经济有效运行的润滑剂(张维迎和柯荣住,2002)^[9]。理论上,社会信任度不足将使个体在决策时较少考虑互利性而更多关注自利性因素(陈颐,2017)^[10],导致分权制度下的民主决策难以有效运行(王哲兵和韩立岩,2013)^[11]。这意味着,对其他交易个体的适当信任是企业分权的重要前提。进一步地,社会信任能通过降低交易成本和减轻信息不对称,促进企业创新(Cline 和 Williamson, 2016^[12]; 申丹琳, 2019^[13]; 李双建等, 2020^[14])。然而,如果企业所处外部环境社会信任度低下,内部决策权集中就可能成为社会信任的一种替代治理机制,以弥补社会信任度不足对企业创新带来的消极影响。那么,低社会信任环境是否会导致民营企业决策权集中,以及决策权集中会对民营企业创新产生何种影响? 本文以沪深 A 股民营上市公司为样本展开实证检验,结果发现,在社会信任水平越低的地区,民营企业决策权越可能集中;内部决策权集中配置有助于提升民营企业创新水平,这种创新提升效应在社会信任度更低的地区更显著。

本文可能的贡献主要包括两个方面:一是从社会信任视角为民营企业决策权配置及其经济后果提供新解释。现有文献主要着眼于代理问题下管理者寻求个人私利行为,探讨决策权配置对企业管理者监督和激励需求的满足。本文则基于地区社会信任差异,解释中国民营企业选择集中型决策权配置的原因及其对企业创新活动的积极作用,拓展了有关民营企业决策权配置的相关研究。二是从决策权集中视角为内部治理机制影响企业创新提供新证据。现有文献鲜有直接研究决策权配置对企业创新活动的影响。决策权配置作为公司治理机制至关重要的核心内容,通过作用于企业经营战略而在根本上决定着企业发展质量。本文结合中国社会信任制度环境分析民营企业决策权集中的创新提升效应,丰富了民营企业创新影响因素的相关研究。

二、理论分析与研究假设

1. 代理冲突框架下决策权配置的治理效应

根据代理理论,董事会被认为是所有权和经营权高度分离状态下企业外部投资者的利益代表,被赋予了监督管理者的重要职能。为保证董事会对管理者监督有效性,应当将主要掌握决策控制权的董事长和掌握决策管理权的总经理两职予以分离(Fama 和 Jensen, 1983)^[1]。如果企业决策权集中,可能导致管理层凌驾于董事会之上,弱化董事会监督效果。同时,决策权集中还会使管理者权力过度膨胀,形成“内部人控制”,强化管理者自利动机,甚至为其自利行为提供便利,放大股东和管理者之间的利益冲突,加剧代理问题。2010年,美国通过了《多德—弗兰克法案》,美国证监会也要求上市公司披露决策权配置模式,尤其是决策权集中的原因(Yang 和 Zhao, 2014^[15]; Chen 等, 2017^[16])。这些监管措施背后隐含观点认为,决策权分散才是企业更优的治理机制选择。

基于英美等资本市场的实证分析也为上述理论提供了证据。Core 等(1999)^[17]以及 Goyal 和 Park(2002)^[18]检验了决策权集中和管理者自利行为间关系后发现,决策权集中企业 CEO 薪酬水平显著更高,且 CEO 被更换的可能性显著更低;Davidson 等(2004)^[19]发现,决策权集中会提升管理者获取更高财务业绩的期望,增强管理者业绩操纵动机,增加企业代理成本;Kamarudin 等(2012)^[20]则发现,通过降低审计委员会监督有效性,决策权集中对企业盈余质量产生了消极影响。更重要的是,决策权集中会扭曲管理者投资决策,使管理者过度投资于那些净现值为负的项目,增加企业股价崩盘风险(Chen 等, 2017)^[16],损害企业内部资本配置效率并最终降低企业绩效(Dogan 等, 2013^[2]; Duru 等, 2016^[3]; Tang, 2017^[4]; Aktas 等, 2019^[5]; Chang 等, 2019^[21])。

2. 社会信任与民营企业决策权集中

Wong(2016)^[22]指出,企业选择某种治理机制可能仅仅是因为该机制在当前制度环境下于企业而言是最优的。英美等发达国家市场经济更加成熟,市场制度更加健全,整体社会信任程度也更

高,进而带来了企业高度分散的股权结构和比较成熟的职业经理人市场。相比之下,中国企业所处的制度环境与英美等发达国家存有极大差异。尤其是,中国企业股权结构具有高度集中的特点,简单地将中国企业置于与英美企业相同的制度环境前提下,仅从内部代理冲突视角探讨内部决策权配置及其经济后果可能并不恰当。

受长期的小农自然经济以及传统儒家文化思想影响,中国社会信任被认为是一种有别于西方社会普遍信任的特殊信任。这种特殊性主要体现在个体对有血缘关系的家族成员存有较高信任,而对有地缘关系的其他人员和完全陌生人员的信任度逐渐减弱的波纹差序格局(李伟民和梁玉成,2002^[23];张维迎和柯荣住,2002^[9])。正因为如此,福山(2016)^[24]认为,中国整体上是一个低信任水平的社会。同时,各地区在社会经济发展程度上的不平衡以及语言、宗教和族群等文化因素方面的差异,还导致了中国社会信任度呈现出比较明显的地域性差异(刘笑霞和李明辉,2019)^[25]。

社会信任环境的独特性必然会在微观层面作用于企业内部决策权配置。决策权主要体现为委托人对企业资源的排他性使用或处置等支配权,决策权分散就意味着委托人将部分资源支配权让渡给他人。是否分权很大程度上取决于委托人对让渡资源支配权后收益与成本的衡量。只有在预期让渡资源支配权带来的收益高于可能付出的成本时,委托人才会做出分权选择。然而,这种对让渡资源支配权后收益和成本的预期依赖于委托人对受托人的信任程度:一是对受托人决策能力的信任;二是对受托人决策动机和目的的信任。委托人在这两方面对受托人的信任程度越高,其预期让渡资源支配权后需付出的成本就越低,预期收益将越大,企业就越可能实行分权。否则,企业就越可能选择集权。在总体社会信任度不高的环境中,委托人很难对受托人的决策能力和决策动机或目的形成高度信任,企业自然就呈现出集中决策权配置模式。可见,适当信任是分权前提,决策权集中很可能是民营企业适应低社会信任环境的结果。因此,本文提出如下假设:

H₁:地区社会信任水平越低,民营企业越可能决策权集中。

3. 决策权集中与民营企业创新:基于社会信任视角的分析

作为社会资本的核心,社会信任对企业经营决策具有重要影响(Cline和Williamson,2016)^[12]。一方面,社会信任度越高,市场个体之间的自发性合作倾向越强,管理者会更自觉地规范信息披露而缓解信息不对称问题(Nanda和Wysocki,2013^[26];Jha,2019^[27]);另一方面,高度社会信任还能促使企业和其他主体之间更多基于互利性而非自利性原则进行交易,有助于降低各类交易成本(刘凤委等,2009^[28];张敦力和李四海,2012^[29])。基于上述作用,社会信任能推动管理者努力为股东创造价值,增加风险承担,提升企业创新水平(申丹琳,2019^[13];李双建等,2020^[14])。然而,如果企业所处环境的社会信任度较低,就需要寻求其他手段来弥补信任度不足,以促进企业创新。此时,决策权集中便可能成为社会信任的一种替代治理机制。具体地,在社会信任不足环境下,决策权集中对企业创新的影响途径主要体现在以下两个方面:

(1)缓解代理冲突。高风险、长周期及高投入是创新活动的典型特征。管理者代理问题越严重,便越可能为了享受安逸生活或追求短期效益,减少创新活动的开展。决策权集中则能弱化社会信任不足环境下分权带来的代理问题,抑制甚至避免管理者的机会主义行为。代理理论认为,分权能因权力制衡从而弱化代理冲突。但是,分权也意味着委托人将企业资源支配权更分散地让渡给不同管理人员,进而带来不同管理人员与企业之间更多的代理冲突。在低水平社会信任环境下,由于缺乏声誉和社会惩罚等机制的约束,不利于管理者将诚实守信等职业道德内化为个人品质(申丹琳,2019)^[13],这就难以保证分权模式下不同决策者之间权力制衡的有效性,反而要求委托人对分散持有决策权的人员进行更广泛的监督。此时,决策权集中能促使委托人更有针对性地监督主要掌权管理者,通过弱化分权带来的代理冲突而增强管理者的创新动机。

(2)改善决策有效性。相比于一般的生产性活动,创新性投资项目具有很强的异质性和不确

定性。高质量信息披露则是决策者在开展创新活动时做出有效投资决策的重要依据。信息透明度越高,决策者就能更好地识别真正有利于企业价值增值的创新性投资项目(Biddle等,2009)^[30]。然而,分权可能使创新项目的信息在不同决策者之间分布存在较大不均衡,带来决策者之间的信息不对称。在社会信任不足时,决策者之间难以实现真正信息共享,进而影响投资决策有效性。此外,决策权集中能减少分权带来的决策分歧,降低决策协调成本。由于个体的认知差异和对自身利益的考虑,不同决策者对同一项创新活动的认识可能不一致,分权便极易带来决策过程中的意见分歧(刘慧龙等,2014)^[31]。低水平社会信任难以稳定各决策方对创新活动的心理预期,无法有效地引导不同决策个体在决策中基于互利原则达成一致(Cline和Williamson,2016)^[12]。决策权集中甚至能避免意见分歧情境下各利益方由于妥协而导致的风险规避,最终提升创新投资决策的有效性。因此,本文提出如下假设:

H₂:在当前的制度环境下,决策权集中能显著提升民营企业的创新水平。

三、研究设计

1. 样本与数据

本文初始研究样本为沪深两市A股民营公司,样本区间为2007—2017年。对初始样本进行如下筛选:(1)删除银行、保险等金融行业样本企业;(2)删除资产负债率大于1的样本观测值;(3)删除主要变量存在缺失的样本观测值。最后,共获得13971个样本观测值。检验所用以衡量决策权集中的两职合一数据来源于CSMAR数据库,其他企业层面的财务数据主要来自于Wind数据库。

2. 模型设计和变量说明

为了考察社会信任对民营企业决策权集中的影响,本文构建了如下模型:

$$Central_{it} = \alpha + \beta_1 Trust_{it} + \beta_2' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $Central$ 表示企业决策权配置。Fama和Jensen(1983)^[11]将企业决策过程分为提议、审批、执行和监督四个环节,并将提议和执行归为决策管理权,将审批和监督归为决策控制权。根据Brickley等(1997)^[32]、刘慧龙等(2014)^[31]、周建等(2015)^[33]和Aktas等(2019)^[5]等,本文分析的决策权配置主要指企业内部决策管理权和决策控制权配置情况,以董事长和总经理任职情况予以衡量。如果企业当年度由董事长兼任总经理,则表示决策权集中,变量 $Central$ 取值为1,否则,取值为0。

解释变量 $Trust$ 表示社会信任程度,主要以企业所在地区方言情况予以衡量。方言数据来源于徐现祥等(2015)^[34]所统计的中国地级及以上城市方言数据。根据徐现祥等(2015)^[34]以及黄玖立和刘畅(2017)^[35],方言是个体获取身份认同的重要维度,它通过影响人际交往中个体之间的心理距离和沟通深度,进而作用于个体之间信任程度。讲同一种方言的个体之间具有更强的身份认同感,相应带来更高的社会信任度。方言的多样性会提高交易个体之间的沟通成本,降低凝聚力甚至可能导致冲突从而对社会信任产生消极影响。 $Trust$ 包括方言多样性指数($Trust1$)和方言数量($Trust2$)两个衡量指标^①。 $Trust1$ 取值0~1之间,数值越高表示该地区的方言多样性越高,即地区社会信任程度越低。类似地,地区所用方言数量越多, $Trust2$ 的取值越大,社会信任程度也就越低。

X 代表一系列控制变量,参考相关文献(刘慧龙等,2014^[31];朱滔和丁友刚,2016^[36];Aktas等,2019^[5]),本文主要选取以下控制变量:(1)企业规模($Size$),定义为 Ln (企业期末资产总额);

① 方言多样性指数和方言数量数据来自中山大学岭南学院徐现祥团队公开提供的数据(<https://www.jianshu.com/p/5e97a7c166af>)。相关指标的具体计算方法参见徐现祥等(2015)^[34]。

(2)资产负债率(*Leverage*),定义为企业期末总负债/总资产;(3)企业业绩(*Roa*),定义为净资产利润率;(4)成长状况(*Gsales*),定义为营业收入的同比增长率;(5)企业年龄(*Fage*),定义为Ln(企业成立年限);(6)第一大股东持股比例(*Fholder*);(7)独董比例(*Rinde*),定义为独立董事数量/董事会人数;(8)董事长性别(*Cgender*),如果企业董事长是女性,则取值为1,否则为0;(9)董事长年龄(*Cage*),定义为Ln(董事长年龄);(10)实际控制人身份(*Controller*)^①,如果董事长是企业实际控制人,则取值为1,否则为0。此外,回归时还控制了行业(*Industry*)和年度(*Year*)效应。

本文还构建如下模型以检验决策权集中对民营企业创新的影响:

$$Innovation_{it} = \alpha + \beta_1 Central_{it} + \beta_2' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,被解释变量 *Innovation* 表示企业创新,分别以研发投入(*Rrd*)和专利申请(*Lnpatent*)予以衡量。其中,变量 *Rrd* 代表创新投入,定义为企业当年研发费用除以营业收入;变量 *Lnpatent* 代表创新产出,定义为企业三类专利申请总量加1后的自然对数。考虑到专利申请相对于研发投入有一定延后性,检验时变量 *Rrd* 仅为当期值,变量 *Lnpatent* 包括当期 *Lnpatent_t*、未来一期 *Lnpatent_{t+1}* 和未来两期取值 *Lnpatent_{t+2}*。控制变量同模型(1)。

3. 主要变量描述性统计

表1是主要变量描述性统计结果。为了避免极端值对检验结果的影响,本文对连续变量在1%水平上进行了Winsorize处理。表1显示,决策权集中变量 *Central* 均值为0.3476,表明34.76%的样本观测值为董事长兼任总经理的集中化决策权配置。

表1 主要变量描述性统计

变量	观测值	最大值	最小值	中位数	均值	标准差
<i>Central</i>	13971	1.0000	0.0000	0.0000	0.3476	0.4762
<i>Trust1</i>	13318	0.7819	0.0020	0.2281	0.2191	0.2040
<i>Trust2</i>	13318	5.0000	1.0000	2.0000	1.6660	0.7130
<i>Rrd</i>	13971	0.2114	0.0000	0.0302	0.0352	0.0407
<i>Lnpatent</i>	13971	8.8642	0.0000	1.3863	1.5573	1.5378
<i>Size</i>	13971	25.8471	19.4562	21.4663	21.5756	1.0726
<i>Leverage</i>	13971	0.9017	0.0474	0.3673	0.3854	0.2090
<i>Roa</i>	13971	0.2735	-0.1378	0.0643	0.0699	0.0630
<i>Gsales</i>	13971	2.1291	-0.5856	0.1453	0.2084	0.4083
<i>Fage</i>	13971	3.4340	1.7918	2.7726	2.7134	0.3384
<i>Fholder</i>	13971	0.7488	0.0879	0.3032	0.3268	0.1417
<i>Rinde</i>	13971	0.6667	0.1429	0.3333	0.3741	0.0537
<i>Controller</i>	13971	1.0000	0.0000	0.0000	0.4279	0.4948
<i>Cgenderd</i>	13971	1.0000	0.0000	0.0000	0.0560	0.2299
<i>Lncage</i>	13971	4.4427	3.1355	3.9318	3.9300	0.1558

资料来源:本文计算整理

① 在股权结构比较集中的情况下,民营企业实际控制人往往对公司治理和公司决策具有重要影响。尤其是,如果实际控制人担任董事长,很可能会开展更多创新活动,为此,模型中特别控制了变量 *Controller*。

四、检验结果分析

1. 单变量分析

表 2 显示了决策权集中与企业创新的单变量分析结果。根据董事长和总经理之间的决策权配置情况,将总样本划分为两个子样本组。对于决策权集中的样本观测值而言,其研发投入占年度营业收入的平均比例为 4.36%,高于决策权分散化样本观测值的 3.08%,两者的中位数取值分别为 3.50% 和 2.49%,这些差异均在低于 1% 的水平上高度显著。类似地,在当期专利申请方面,决策权集中化样本观测值的均值和中位数分别为 1.7271 和 1.7918,仍然均在低于 1% 的水平上显著高于决策权分散型样本观测值的对应取值(1.4669 和 1.0986)。这初步表明,采用集中化模式配置董事长和总经理之间决策权的企业比分散化决策权配置企业开展了显著更多的创新活动。

表 2 决策权集中与企业创新的单变量分析

变量	组别	样本数	均值	T 值	中位数	T 值
<i>Rrd</i>	<i>Central</i> = 0	9114	0.0308	-17.8856 ***	0.0249	-21.3790 ***
	<i>Central</i> = 1	4857	0.0436		0.0350	
<i>Inpaten_t</i>	<i>Central</i> = 0	9114	1.4669	-9.5551 ***	1.0986	-9.7090 ***
	<i>Central</i> = 1	4857	1.7271		1.7918	

资料来源:本文计算整理

2. 社会信任对民营企业决策权集中的影响

表 3 是地区社会信任程度与民营企业决策权集中之间关系的回归结果。被解释变量均为决策权集中,前两列以 *Trust1* 为解释变量,后两列以 *Trust2* 为解释变量。结果显示,变量 *Trust1* 和 *Trust2* 的系数估计值分别为 0.2982 和 0.0559,始终在 1% 或 5% 的水平上显著为正。这表明,所在地区社会信任程度越低,企业越可能决策权集中,为假设 H_1 提供了实证证据。在其他企业特征方面,变量 *Size*、*Leverage*、*Fage*、*Cgenderd* 和 *Lnage* 均与决策权集中显著负相关,表明规模越大、资产负债率越高、成立年限越长、由女性担任董事长以及董事长年龄越大的企业,以集中方式配置内部决策权的可能性越小。变量 *Controller* 的系数则在 1% 的水平上显著为正,表明拥有实际控制人身份的董事长更可能兼任总经理,使企业呈现出决策权集中的特征。

表 3 社会信任与民营企业决策权集中

变量	<i>Central</i>			
<i>Trust1</i>	0.2867 *** (3.18)	0.2982 *** (3.17)		
<i>Trust2</i>			0.0555 ** (2.14)	0.0559 ** (2.09)
<i>Size</i>		-0.1838 *** (-8.17)		-0.1849 *** (-8.20)
<i>Leverage</i>		-0.7418 *** (-6.27)		-0.7316 *** (-6.18)
<i>Roa</i>		0.3191 (0.95)		0.3161 (0.94)
<i>gsalesw</i>		0.0312 (0.63)		0.0313 (0.63)

续表 3

变量	Central			
<i>Fage</i>		-0.3320*** (-5.12)		-0.3288*** (-5.07)
<i>Fholder</i>		0.7516*** (5.27)		0.7407*** (5.20)
<i>Rinde</i>		3.2128*** (9.12)		3.2344*** (9.17)
<i>Controller</i>		0.4516*** (11.46)		0.4554*** (11.56)
<i>Cgenderd</i>		-0.2975*** (-3.31)		-0.2970*** (-3.30)
<i>Lncage</i>		-2.3374*** (-18.16)		-2.3359*** (-18.14)
常数项	-1.6379*** (-8.21)	10.7004*** (15.47)	-1.6643*** (-8.16)	10.6740*** (15.42)
年份和行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	13318	13318	13318	13318
伪 R ²	0.0167	0.0692	0.0164	0.0688

注：*、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%；括号中的数字为双尾检验的 *t* 值；标准误差经过企业群聚调整
资料来源：本文计算整理

3. 决策权集中对民营企业创新的影响

决策权集中对民营企业创新的影响回归结果如表 4 所示。从表 4 可以看出, *Central* 系数均在 1% 的水平上高度显著为正。这表明, 决策权集中企业拥有显著更高的研发投入比例以及显著更多的专利申请数量。表 4 实证结果支持假设 H₂, 表明中国当前制度环境下, 决策权集中有助于提升民营企业创新水平。

表 4 决策权集中对民营企业创新的影响

变量	<i>Rrd</i>	<i>Lnpatent_t</i>	<i>Lnpatent_{t+1}</i>	<i>Lnpatent_{t+2}</i>
<i>Central</i>	0.0049*** (4.25)	0.1295*** (2.59)	0.1419*** (2.58)	0.1515*** (2.59)
<i>Size</i>	-0.0002 (-0.26)	0.2816*** (7.90)	0.2982*** (7.71)	0.3324*** (7.99)
<i>Leverage</i>	-0.0474*** (-14.44)	-0.5679*** (-4.54)	-0.6838*** (-5.08)	-0.8484*** (-5.94)
<i>Roa</i>	-0.0366*** (-4.23)	1.1649*** (3.49)	1.7084*** (4.63)	1.7921*** (4.50)
<i>Gsales</i>	-0.0016** (-2.02)	-0.0592* (-1.94)	-0.0153 (-0.43)	0.0533 (1.36)

续表 4

变量	<i>Rrd</i>	<i>Lnpatent_t</i>	<i>Lnpatent_{t+1}</i>	<i>Lnpatent_{t+2}</i>
<i>Fage</i>	-0.0126 *** (-6.77)	-0.6513 *** (-7.63)	-0.6365 *** (-6.88)	-0.5903 *** (-6.03)
<i>Fholder</i>	-0.0113 *** (-2.84)	0.0901 (0.49)	0.1401 (0.70)	0.1399 (0.65)
<i>Rinde</i>	0.0186 * (1.94)	-0.0940 (-0.23)	-0.0331 (-0.07)	-0.0403 (-0.08)
<i>Controller</i>	0.0025 ** (2.14)	0.0584 (1.13)	0.0528 (0.94)	0.0505 (0.84)
<i>Cgenderd</i>	0.0003 (0.13)	-0.1045 (-1.29)	-0.1319 (-1.48)	-0.1656 * (-1.70)
<i>Lncage</i>	0.0011 (0.33)	0.2667 * (1.72)	0.2240 (1.29)	0.1125 (0.59)
常数项	0.0394 ** (2.20)	-5.0138 *** (-4.91)	-5.1537 *** (-4.61)	-5.3377 *** (-4.43)
年份和行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	13971	13971	11703	9796
R ²	0.3916	0.2341	0.2401	0.2452

注：*、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%；括号中的数字为双尾检验的 *t* 值；标准误差经过企业群聚调整
资料来源：本文计算整理

3. 分组检验

根据全国所有地区方言多样性指数的中位数,将全部样本分为社会信任度高和社会信任度低的两个子样本组,再分别采用模型(2)进行检验,回归结果如表 5 所示。

表 5 社会信任、决策权集中与企业创新关系分组检验

变量	<i>Rrd</i>		<i>Lnpatent_t</i>		<i>Lnpatent_{t+1}</i>		<i>Lnpatent_{t+2}</i>	
	社会信任度低	社会信任度高	社会信任度低	社会信任度高	社会信任度低	社会信任度高	社会信任度低	社会信任度高
<i>Central</i>	0.0064 *** (3.64)	0.0029 ** (2.09)	0.1764 *** (2.65)	0.0795 (1.07)	0.1961 *** (2.70)	0.0860 (1.04)	0.2045 *** (2.66)	0.0973 (1.10)
<i>Size</i>	0.0003 (0.33)	-0.0008 (-1.07)	0.3203 *** (6.50)	0.2465 *** (4.95)	0.3319 *** (6.26)	0.2671 *** (4.93)	0.3592 *** (6.34)	0.3096 *** (5.28)
<i>Leverage</i>	-0.0529 *** (-10.95)	-0.0398 *** (-9.49)	-0.4099 ** (-2.49)	-0.6903 *** (-3.61)	-0.4937 *** (-2.82)	-0.8411 *** (-4.07)	-0.6161 *** (-3.38)	-1.0544 *** (-4.74)
<i>Roa</i>	-0.0433 *** (-3.41)	-0.0298 *** (-2.65)	0.9256 ** (1.99)	1.5582 *** (3.34)	1.5476 *** (3.08)	2.0053 *** (3.78)	1.7588 *** (3.25)	1.9110 *** (3.35)
<i>Gsales</i>	-0.0019 * (-1.75)	-0.0015 (-1.29)	-0.0361 (-0.91)	-0.0817 * (-1.77)	0.0190 (0.41)	-0.0532 (-0.99)	0.0765 (1.50)	0.0325 (0.55)

续表 5

变量	<i>Rrd</i>		<i>Lnpatent_t</i>		<i>Lnpatent_{t+1}</i>		<i>Lnpatent_{t+2}</i>	
	社会信任 度低	社会信任 度高	社会信任 度低	社会信任 度高	社会信任 度低	社会信任 度高	社会信任 度低	社会信任 度高
<i>Fage</i>	-0.0131 *** (-4.68)	-0.0115 *** (-4.82)	-0.7747 *** (-6.88)	-0.5185 *** (-4.01)	-0.7624 *** (-6.34)	-0.5002 *** (-3.49)	-0.7199 *** (-5.66)	-0.4464 *** (-2.93)
<i>Fholder</i>	-0.0182 *** (-3.01)	-0.0017 (-0.34)	-0.2950 (-1.19)	0.5948 ** (2.15)	-0.2127 (-0.79)	0.6184 ** (2.06)	-0.2261 (-0.78)	0.6285 ** (1.96)
<i>Rinde</i>	0.0238 (1.58)	0.0091 (0.83)	0.1597 (0.28)	-0.5465 (-0.90)	0.2913 (0.48)	-0.5775 (-0.87)	0.3583 (0.55)	-0.6695 (-0.91)
<i>Controller</i>	0.0045 ** (2.51)	-0.0005 (-0.36)	0.1460 ** (2.06)	-0.0444 (-0.60)	0.1421 * (1.85)	-0.0621 (-0.76)	0.1407 * (1.71)	-0.0702 (-0.81)
<i>Cgenderd</i>	0.0030 (0.77)	-0.0027 (-1.19)	-0.2262 ** (-2.12)	0.0026 (0.02)	-0.2491 ** (-2.11)	-0.0230 (-0.17)	-0.2966 ** (-2.25)	-0.0375 (-0.25)
<i>Lncage</i>	0.0003 (0.06)	0.0022 (0.56)	0.1967 (0.85)	0.3250 (1.63)	0.1496 (0.58)	0.2937 (1.31)	0.0275 (0.10)	0.1731 (0.68)
常数项	0.0336 (1.23)	0.0485 ** (2.27)	-5.4762 *** (-3.77)	-4.4914 *** (-3.26)	-5.4608 *** (-3.43)	-4.7970 *** (-3.22)	-5.4694 *** (-3.22)	-5.1365 *** (-3.14)
年份和行业 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7463	6508	7463	6508	6300	5403	5281	4515
R ²	0.4059	0.3869	0.2734	0.2025	0.2826	0.2050	0.2914	0.2075

系数差异性检验

p 值	0.0028 ***	0.0572 **	0.0513 **	0.0345 **
-----	------------	-----------	-----------	-----------

注：*、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%；括号中的数字为双尾检验的 *t* 值；标准误差经过企业群聚调整
资料来源：本文计算整理

从表 5 可以看出,就因变量 *Rrd* 而言,社会信任度低和社会信任度高子样本组的自变量 *Central* 系数分别为 0.0064 和 0.0029,并分别在 1% 和 5% 水平显著。*Central* 系数差异性检验的 *p* 值为 0.0028,显示出决策权集中对企业研发投入的影响在两个子样本组具有显著差异。就因变量 *Lnpatent* 而言,社会信任度低样本组的自变量 *Central* 系数均在 1% 水平显著为正,而社会信任度高样本组的系数均不显著。这表明,决策权集中的创新产出提升效应仅存在于社会信任度相对较低的地区。对应的系数差异性检验均在 5% 水平上显著,这意味着,在社会信任度越低的地区,决策权集中对企业创新产出的提升作用越大。也就是说,社会信任度提高会显著弱化决策权集中对民营企业创新产出的影响效应。这再次验证了决策权集中可能是民营企业在低社会信任环境中的一种内在需求。

4. 内生性问题

作为一项重要的环境特征和非正式制度,社会信任具有很强的稳定性(刘凤委等,2009)^[28],不大可能受到企业内部决策权配置的影响,模型(1)中社会信任变量的内生性问题相对较弱。但决策权集中影响民营企业创新的结果可能会受到内生性问题的挑战。例如,那些对创新具有更高要求的民营企业可能会更倾向于决策权集中,进而带来自选择效应;或者,决策权集中和决策权分散

的民营企业之间因某些特征的显著差异而带来样本选择偏差问题。

针对模型(2)可能存在的自选择效应,本文通过 Heckman 两阶段回归缓解。在第一阶段回归中,模型以 *Central* 为被解释变量,以总经理年龄 (*Lnceage*) 为外生解释变量,同时加入模型(2)所有控制变量进行 Probit 回归。*Lnceage* 定义为总经理年龄的自然对数。理论上,总经理越年长,职业经验越丰富,更可能兼任董事长进而拥有更集中的决策权。检验发现,在控制了企业财务以及管理者个人特征后,总经理年龄对企业创新不具有显著影响。根据第一阶段回归结果,计算包含可能的自选择信息的逆米尔斯比率 *Lamda*,将其作为控制变量加入模型(2)重新进行回归。在表 6 第(1)列中,变量 *Lnceage* 在 1% 的水平上与 *Central* 显著正相关,表明年龄更大的总经理兼任董事长从而拥有集中决策权的可能性更大。后四列是第二阶段回归结果,反映自选择效应变量 *Lambda* 系数在第(3)列~第(5)列均显著,说明决策权集中与(以专利申请衡量的)企业创新之间存在自选择问题。在控制了自选择效应后,变量 *Central* 的系数始终在 1% 的水平上显著为正,与表 4 的结果一致。

表 6 内生性问题:Heckman 两阶段模型回归

变量	<i>Central</i> (1)	<i>Rrd</i> (2)	<i>Lnpatent_t</i> (3)	<i>Lnpatent_{t+1}</i> (4)	<i>Lnpatent_{t+2}</i> (5)
<i>Central</i>		0.0046 *** (3.82)	0.1410 *** (2.74)	0.1645 *** (2.89)	0.1825 *** (2.99)
<i>Size</i>	-0.0941 *** (-3.43)	-0.0004 (-0.64)	0.2805 *** (7.82)	0.3021 *** (7.74)	0.3399 *** (7.93)
<i>Leverage</i>	-0.4556 *** (-3.43)	-0.0480 *** (-13.45)	-0.6539 *** (-4.98)	-0.7754 *** (-5.47)	-0.9196 *** (-6.14)
<i>Roa</i>	0.2751 (0.87)	-0.0365 *** (-3.84)	1.1154 *** (3.24)	1.5806 *** (4.15)	1.8048 *** (4.34)
<i>Gsales</i>	0.0026 (0.07)	-0.0020 ** (-2.34)	-0.0784 ** (-2.32)	-0.0134 (-0.34)	0.0718 (1.61)
<i>Fage</i>	-0.2698 *** (-3.31)	-0.0131 *** (-6.78)	-0.6798 *** (-7.48)	-0.6496 *** (-6.57)	-0.6102 *** (-5.85)
<i>Fholder</i>	0.3673 ** (2.05)	-0.0106 *** (-2.58)	0.1103 (0.56)	0.1589 (0.74)	0.1344 (0.58)
<i>Rinde</i>	1.7296 *** (4.21)	0.0238 ** (2.35)	0.1863 (0.43)	0.2105 (0.45)	0.1878 (0.37)
<i>Cgenderd</i>	0.2537 *** (5.10)	0.0031 ** (2.51)	0.1045 * (1.92)	0.0969 (1.62)	0.0928 (1.46)
<i>Controller</i>	-0.2077 * (-1.89)	-0.0002 (-0.09)	-0.0682 (-0.78)	-0.1024 (-1.07)	-0.1679 (-1.58)
<i>Lncage</i>	-2.2235 *** (-12.97)	0.0023 (0.60)	0.2366 (1.33)	0.1833 (0.92)	0.0557 (0.25)
<i>Lnceoage</i>	2.8715 *** (16.41)				
<i>Lambda</i>		0.0020 (1.24)	0.1872 ** (2.47)	0.2024 ** (2.40)	0.2196 ** (2.33)

续表 6

变量	<i>Central</i> (1)	<i>Rrd</i> (2)	<i>Lnpatent_t</i> (3)	<i>Lnpatent_{t+1}</i> (4)	<i>Lnpatent_{t+2}</i> (5)
常数项	-1.2457 (-1.34)	0.0365* (1.88)	-5.1845*** (-4.95)	-5.4637*** (-4.77)	-5.6432*** (-4.48)
年份和行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	13183	13183	13183	10997	9129
伪 R ² /R ²	0.1113	0.3856	0.2386	0.2457	0.2528

注：*、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%；括号中的数字为双尾检验的 *t* 值；标准误差经过企业群聚调整

资料来源：本文计算整理

为缓解样本选择偏差问题,避免决策权集中和决策权分散两类企业在一些主要财务或治理特征方面存在较大异质性对前述结论的影响,采用倾向得分匹配法(PSM)对检验样本进行匹配。首先,通过 Probit 回归计算得到每年每个样本企业是否选择决策权集中的倾向得分。回归模型的被解释变量为 *Central*,解释变量包括企业规模(*Size*)、资产负债率(*Leverage*)、企业成立年限(*Fage*)、第一大股东持股比例(*Fholder*)、销售收入增长率(*Gsales*)、总资产利润率(*Roa*)以及行业虚拟变量。匹配时处理组和对照组之间所允许的最大距离为 0.05,采用最邻近匹配法后得到的有效样本观测值为 8596,且所有协变量基本上都通过了平衡性检验。然后,使用 PSM 配对得到的样本展开检验,相应的回归结果如表 7 所示。从表 7 可以看出,即使通过倾向得分法匹配样本以缓解两类企业在财务或治理特征方面可能存在的异质性后,决策权集中仍然对企业创新活动具有显著的提升作用。

表 7 内生性问题:PSM 配对检验

变量	<i>Rrd</i> (1)	<i>Lnpatent_t</i> (2)	<i>Lnpatent_{t+1}</i> (3)	<i>Lnpatent_{t+2}</i> (4)
<i>Central</i>	0.0040*** (3.19)	0.1031** (2.05)	0.1169** (2.08)	0.1242** (2.06)
<i>Size</i>	0.0003 (0.35)	0.2979*** (7.31)	0.3236*** (7.15)	0.3712*** (7.63)
<i>Leverage</i>	-0.0549*** (-13.00)	-0.5553*** (-3.86)	-0.7327*** (-4.63)	-0.9311*** (-5.56)
<i>Roa</i>	-0.0438*** (-3.83)	1.0079** (2.52)	1.8092*** (4.05)	1.9857*** (4.01)
<i>gsalesw</i>	-0.0016 (-1.36)	-0.0331 (-0.80)	0.0025 (0.05)	0.1026* (1.83)
<i>Fage</i>	-0.0126*** (-5.67)	-0.6498*** (-6.96)	-0.5980*** (-5.79)	-0.5275*** (-4.78)
<i>Fholder</i>	-0.0132** (-2.54)	0.4069* (1.89)	0.4838** (2.05)	0.4629* (1.78)
<i>Rinde</i>	0.0251** (2.04)	0.1658 (0.35)	0.4414 (0.83)	0.3824 (0.67)
<i>Controller</i>	0.0034** (2.30)	0.0898 (1.56)	0.0784 (1.23)	0.0733 (1.07)

续表 7

变量	$Rrd(1)$	$Lnpatent_t(2)$	$Lnpatent_{t+1}(3)$	$Lnpatent_{t+2}(4)$
$Cgenderd$	-0.0004 (-0.12)	-0.1601 (-1.49)	-0.1798 (-1.45)	-0.2066 (-1.48)
$Lncage$	-0.0002 (-0.05)	0.1844 (1.08)	0.1326 (0.69)	0.0562 (0.27)
常数项	0.0288 (1.35)	-5.1809*** (-4.82)	-5.5996*** (-4.66)	-6.3748*** (-4.94)
年份和行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8596	8596	6999	5769
R^2	0.3605	0.1978	0.2075	0.2159

注：*、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%；括号中的数字为双尾检验的 t 值；标准误差经过企业群聚调整
资料来源：本文计算整理

5. 决策权集中影响企业创新的竞争性解释

有研究(王哲兵和韩立岩,2013)^[11]指出,处于初创阶段的企业对决策效率要求更高,决策权集中可以赋予管理者更强的决策自主性进而提升决策效率。同时,企业经营复杂度更高时,为了约束管理者消极怠工行为并提升管理者工作努力程度,企业会将更强的决策权赋予管理者以作为一种激励,通过决策权集中带来企业价值增值(Faleye,2007)^[37]。这意味着,前文所发现的决策权集中对企业创新的提升效应,可能并非源自决策权配置对社会信任度不足的弥补作用,而是源自企业所处发展阶段和经营复杂度的需求。本文进一步对两种可能的竞争性解释予以分析检验。

公司成立年限越长,说明公司越不属于初创期;公司规模越大,所控制的资源越多,业务也就相对越复杂(储一昀和谢香兵,2008)^[38],因此,以成立年限刻画企业所处发展阶段,以企业规模衡量经营复杂度。然后,分别在模型(2)的基础上加入交互项 $Central \times Fage$ 和 $Central \times Size$ 。加入交互项后模型(2)的检验结果如表 8 所示。从表 8 可以看出,从第(1)列~第(6)列,交互项 $Central \times Fage$ 和 $Central \times Size$ 的系数均不显著^①。这反映出,决策权集中对民营企业创新活动的作用并未受到企业所处发展阶段以及经营复杂度的显著影响,进而排除了上述两种可能的竞争性解释。

表 8 决策权集中影响企业创新的竞争性解释

变量	$Rrd(1)$	$Lnpatent_t(2)$	$Lnpatent_{t+2}(3)$	$Rrd(4)$	$Lnpatent_t(5)$	$Lnpatent_{t+2}(6)$
$Central$	0.0107 (1.37)	0.5669* (1.73)	0.3461 (0.87)	0.0041 (0.21)	-0.2026 (-0.17)	-0.2508 (-0.17)
$Central \times Fage$	-0.0021 (-0.76)	-0.1621 (-1.34)	-0.0738 (-0.49)			
$Central \times Size$				0.0000 (0.04)	0.0155 (0.27)	0.0189 (0.26)
$Size$	-0.0002 (-0.27)	0.2811*** (7.88)	0.3318*** (7.97)	-0.0002 (-0.25)	0.2768*** (7.02)	0.3272*** (7.01)

① 由于检验结果基本一致,未报告以未来一期专利申请数作为被解释变量的具体结果,备案。

续表 8

变量	<i>Rrd</i> (1)	<i>Lnpatent_t</i> (2)	<i>Lnpatent_{t+2}</i> (3)	<i>Rrd</i> (4)	<i>Lnpatent_t</i> (5)	<i>Lnpatent_{t+2}</i> (6)
<i>Leverage</i>	-0.0473 *** (-14.46)	-0.5662 *** (-4.52)	-0.8471 *** (-5.93)	-0.0474 *** (-14.41)	-0.5697 *** (-4.54)	-0.8507 *** (-5.94)
<i>Roa</i>	-0.0367 *** (-4.24)	1.1560 *** (3.47)	1.7886 *** (4.50)	-0.0366 *** (-4.23)	1.1656 *** (3.49)	1.7914 *** (4.50)
<i>Gsales</i>	-0.0016 ** (-2.02)	-0.0593 * (-1.94)	0.0535 (1.37)	-0.0016 ** (-2.02)	-0.0593 * (-1.94)	0.0534 (1.36)
<i>Fage</i>	-0.0118 *** (-5.60)	-0.5914 *** (-6.23)	-0.5641 *** (-5.20)	-0.0126 *** (-6.77)	-0.6510 *** (-7.62)	-0.5893 *** (-6.01)
<i>Fholder</i>	-0.0113 *** (-2.84)	0.0897 (0.49)	0.1391 (0.65)	-0.0113 *** (-2.84)	0.0912 (0.49)	0.1407 (0.66)
<i>Rinde</i>	0.0186 * (1.93)	-0.0993 (-0.24)	-0.0439 (-0.09)	0.0186 * (1.94)	-0.0953 (-0.23)	-0.0410 (-0.08)
<i>Controller</i>	0.0025 ** (2.15)	0.0588 (1.13)	0.0506 (0.84)	0.0025 ** (2.14)	0.0583 (1.13)	0.0504 (0.84)
<i>Cgenderd</i>	0.0003 (0.14)	-0.1027 (-1.27)	-0.1646 * (-1.69)	0.0003 (0.13)	-0.1052 (-1.30)	-0.1664 * (-1.71)
<i>Lncage</i>	0.0012 (0.36)	0.2755 * (1.78)	0.1173 (0.61)	0.0011 (0.33)	0.2674 * (1.73)	0.1142 (0.60)
常数项	0.0371 ** (2.06)	-5.1917 *** (-5.07)	-5.4111 *** (-4.48)	0.0397 ** (2.09)	-4.9148 *** (-4.44)	-5.2366 *** (-3.99)
年份和行业 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	13971	13971	9796	13971	13971	9796
R ²	0.3917	0.2344	0.2453	0.3916	0.2341	0.2452

注：*、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%；括号中的数字为双尾检验的 *t* 值；标准误差经过企业群聚调整
资料来源：本文计算整理

6. 决策权集中可能加剧代理问题

根据代理理论,决策权集中会恶化企业代理问题。从董事会监督职能出发,Fama 和 Jensen (1983)^[1]认为,董事长和总经理两职合一违背了决策控制权和决策管理权分离原则,不利于董事会监督拥有自利动机的管理者并会带来管理者权力膨胀。管理层权力越大,越便于获取私有收益,使企业向高管提供更高薪酬和在职消费,且高管薪酬与企业操纵性业绩之间的敏感性越大(权小锋等,2010)^[39]。决策权配置集中在提升民营企业创新水平同时,可能促使掌权管理者寻求更多私利,加剧代理问题。

决策权集中与企业代理问题回归检验结果如表 9 所示。表 9 中,前三列显示了决策权集中如何影响管理者私利行为的检验。第(1)列被解释变量是高管总薪酬(*Tsalary*),定义为企业所有高管人员的年度总薪酬除以当年度企业营业收入,*Central* 系数为负但并不显著。第(2)列被解释变量是管理费用(*Overhead*),定义为企业管理费用除以当年营业收入,*Central* 系数仍不显著。第(3)列是针对薪酬业绩敏感性的回归,被解释变量是董事长和总经理的薪酬总额(*Salary*),代表薪

酬业绩敏感性的交互项 $Central \times Roa$ 系数在 1% 水平上显著为正,表明决策权集中企业董事长和总经理货币薪酬具有显著更高的业绩敏感性。高管薪酬和管理费用被广泛认为是对管理者寻求私利的有效衡量。上述结果意味着,决策权集中企业的管理者并未因具有更多决策权力而寻求更多个人私利。

表 9 决策权集中与企业代理问题

变量	<i>Tsalary</i> (1)	<i>Overhead</i> (2)	<i>Salary</i> (3)	<i>Other</i> (4)
<i>Central</i>	-0.0140 (-0.74)	0.0003 (0.32)	-0.0155 (-0.89)	-0.0012* (-1.68)
<i>Central</i> × <i>Roa</i>			3.1650*** (8.80)	
<i>Size</i>	-0.2782*** (-18.45)	-0.0098*** (-17.10)	-0.2350*** (-14.00)	-0.0023*** (-4.00)
<i>Leverage</i>	-0.4644*** (-6.22)	0.0089*** (3.07)	-0.4081*** (-5.99)	0.0244*** (7.94)
<i>Roa</i>	-1.1363*** (-6.85)	0.0578*** (6.77)	-3.1273*** (-16.84)	-0.0313*** (-4.43)
<i>Gsales</i>	-0.0876*** (-5.15)	-0.0048*** (-8.01)	-0.0754*** (-4.69)	-0.0006 (-0.72)
<i>Fage</i>	0.0687* (1.80)	0.0037** (2.40)	0.0765** (2.29)	0.0060*** (4.47)
<i>Fholder</i>	-0.3779*** (-5.64)	-0.0086** (-2.40)	-0.2893*** (-4.70)	-0.0115*** (-4.29)
<i>Rinde</i>	0.0596 (0.34)	-0.0021 (-0.24)	0.0501 (0.32)	0.0104 (1.56)
<i>Controllor</i>	-0.0275 (-1.54)	-0.0017* (-1.78)	-0.0225 (-1.39)	-0.0002 (-0.28)
<i>Cgenderd</i>	-0.0075 (-0.17)	-0.0037* (-1.84)	-0.0061 (-0.15)	-0.0025 (-1.45)
<i>Lncage</i>	-0.1326** (-2.13)	-0.0027 (-0.95)	-0.1317** (-2.26)	-0.0081*** (-2.84)
常数项	6.9069*** (17.52)	0.2361*** (14.78)	6.0111*** (13.69)	0.0862*** (4.97)
年份和行业 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	13900	13971	13900	13908
R ²	0.3201	0.2466	0.3900	0.1225

注: *、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%; 括号中的数字为双尾检验的 *t* 值; 标准误差经过企业群聚调整
资料来源: 本文计算整理

实际控制人担任高管是中国民营企业的重要治理特征, 本文样本观测值中有约 42.79% 的董事长就是企业实际控制人。当决策权都集中于实际控制人时, 所带来的代理问题可能不是管理者的个人私利, 而是控股股东侵占中小股东利益。本文进一步检验了决策权集中对第二类代理成本

的影响,结果如表9第(4)列所示。第(4)列以其他应收款(*Other*)为被解释变量,将其定义为企业当年度其他应收款除以资产总额,*Central*系数在10%水平上显著为负。这表明,决策权集中企业其他应收款比决策权分散企业要显著更低。

表9的结果并不支持代理理论框架对决策权集中会加剧企业代理问题的论证,说明决策权集中配置在提升企业创新的同时,没有促使管理者寻求更多个人私利。究其原因,如前文所述,决策权分散需要适当的社会信任为前提。但是,中国社会信任是有别于西方普遍信任的特殊信任,也具有明显的地域性差异。在社会信任度不足且不均衡情形下,企业所有者会更倾向于集中配置决策权。同时,中国企业股权结构高度集中,这可能为大股东较有效地监督拥有集中决策权的管理者提供了动力和条件,从而抑制了管理者寻求个人私利行为。因此,本文认为,中国当前社会信任环境的相应独特性可能成为解释表9结果不同于国外传统观点的重要原因^①。

7. 其他稳健性检验

(1)仅以制造业企业为样本。不同行业企业在创新活动方面的需求并不一致,为了进一步缓解行业特性对前述检验结果的影响,剔除其他行业企业样本而仅针对制造业企业进行回归。此时变量*Central*的平均值为0.3708,反映出有大约37.08%的制造业样本观测值采用了集中化的决策权配置模式。表10前两列是地区社会信任与企业决策权集中之间关系的回归结果,变量*Trust*的系数均在10%的水平上显著为正,反映出那些处于社会信任度更低地区的制造型企业,更可能以集中模式配置内部决策控制权和所有权。后四列是对模型(2)的检验结果。当被解释变量是研发投入时,第(3)列中决策权集中变量*Central*的系数值为0.0057,在1%的水平上为正;当被解释变量是当年、未来一期及未来两年的专利申请数时,第(4)列~第(6)列中决策权集中变量*Central*的系数则均在5%的水平上显著为正,表明决策权集中企业开展了更多创新活动。这些结果为当前环境下民营企业决策权集中的原因,以及决策权集中的创新提升效应提供了更稳健的证据。

表 10 仅以制造业企业为样本

变量	<i>Central</i>		<i>Rrd</i>	<i>Lnpatent_t</i>	<i>Lnpatent_{t+1}</i>	<i>Lnpatent_{t+2}</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Central</i>			0.0057 *** (4.44)	0.1552 ** (2.47)	0.1662 ** (2.41)	0.1907 ** (2.58)
<i>Trust1</i>	0.1794 * (1.66)					
<i>Trust2</i>		0.0250 * (1.78)				
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份和行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8970	8970	9373	9373	7776	6451
伪 R ² (R ²)	0.0499	0.0497	0.1940	0.1022	0.1046	0.1119

注: *、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%; 括号中的数字为双尾检验的 *t* 值; 标准误差经过企业群聚调整限于篇幅, 控制变量的回归结果未详细列示, 备索

资料来源: 本文计算整理

① 自 Fama 和 Jensen(1983)^[1] 以来, 大量文献为决策权集中对企业绩效的消极作用提供了西方发达国家证据。就中国而言, 吴淑琨等(1998)^[40] 以及于东智和谷日立(2002)^[41] 等早期研究虽然也曾发现决策权集中并不必然降低企业绩效, 但他们并未从制度环境视角深入探讨相应的原因。近年来, 国内文献更是往往直接将决策权集中视为反映代理问题的指标, 以控制变量的形式将其纳入实证模型(朱滔和丁友刚, 2016)^[36], 鲜有基于中国制度环境特殊性, 探讨董事长和总经理之间决策权集中的经济后果。

(2)对社会信任的其他衡量。除了以方言多样性衡量社会信任以外,还根据刘笑霞和李明辉(2019)^[25],使用中国综合社会调查(CGSS)的相关数据作为地区社会信任的替代指标^①。本文主要关注CGSS有关问题“总的来说,您同不同意在这个社会上,绝大多数人都是可以信任的”的调查结果。变量 *Trust* 的取值为2010年以来上市公司所在省份被调查人员对上述问题回复“非常同意”和“比较同意”的人数占该省份回复人员总数的比例。该取值越大,表明企业所在地区的社会信任程度越高。对模型(1)和模型(2)的进一步检验结果如表11所示。从表11中第(1)列可以看出,变量 *Trust* 的系数估计值为-2.8993,在1%的水平上显著为负,表明随着社会信任程度的增加,民营企业更不可能以集中模式配置决策控制权和决策管理权,与表3的结果一致。

表 11 社会信任和企业创新的其他衡量指标

变量	决策权集中 (1)	近三年平均研发投入 (2)	当期专利授权 (3)	未来一期专利授权 (4)	未来两期专利授权 (5)	创新效率1 (6)	创新效率2 (7)	申请专利的被引用数 (8)
<i>Trust</i>	-2.8993*** (-8.55)							
<i>Central</i>		0.0060*** (3.72)	0.1126** (2.37)	0.1244** (2.39)	0.1233** (2.24)	0.0083*** (2.79)	0.0089*** (2.80)	0.1470*** (3.44)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份和行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	13710	9791	13971	11703	9796	11703	9796	13971
R ²	0.0706	0.3470	0.2145	0.2228	0.2286	0.2378	0.2358	0.2872

注:*、**、***分别表示显著性水平为10%、5%和1%;括号中的数字为双尾检验的*t*值;标准误差经过企业群聚调整限于篇幅,控制变量的回归结果未详细列示,备索

资料来源:本文计算整理

(3)对企业创新的其他衡量。创新活动是长期性的,研发投入需要满足持续性要求,本文再以企业当年、未来一年和未来两年三年平均研发投入衡量企业创新投入。同时,企业可能存在故意多报专利申请的创新操纵行为,本文还使用反映企业创新效果的专利授权、创新效率和申请专利的被引用数衡量创新产出。其中,专利授权为企业每期专利授权数的自然对数;创新效率为当期每单位研发投入为企业带来的专利申请数,定义为 $\ln(\text{未来一期专利申请数})/\ln(\text{当期研发投入})$ 、 $\ln(\text{未来两期专利申请数})/\ln(\text{当期研发投入})$,分别称之为“创新效率1”和“创新效率2”;申请专利的被引用数是企业当年申请专利截至2017年底的累计被引用数,定义为 $\ln(\text{被引用数})$ 。采用这些创新衡量标准进一步检验模型(2),结果如表11的第(2)列~第(8)列所示。变量 *Central* 的系数分别在5%或1%的水平上显著为正。这表明,决策权集中企业在研发投入方面存在较强的持续性,其在近三年内的平均研发投入显著高于其他企业;决策权集中企业不仅专利申请的绝对量显著更多,其每单位研发投入带来的专利申请以及相应获得的专利授权数也显著多于其他企业;同时,决策权集中企业所申请的专利在申请年份以后获得了显著更多的引用数。

① 数据来源于中国国家调查数据库所公开提供的中国综合社会调查(CGSS)数据。

五、结论与讨论

1. 研究结论与启示

决策权配置对企业内部治理的整体有效性具有决定性作用,要构建有效的内部治理机制促进民营企业实现高质量发展,离不开有关社会信任如何影响企业决策权配置的探讨,而这正是现有文献的不足。本文实证研究结果表明,在控制了公司特质和高管个人特征等因素后,地区社会信任水平与民营企业决策权集中程度显著负相关,并且,决策权集中显著促进了民营企业开展创新活动,且这种创新提升效应主要存在于社会信任度更低地区的民营企业。

本文的现实启示主要体现在以下方面:(1)不能简单地以国外治理理论或实践所推崇的治理机制,作为判断中国企业治理有效性的基准。近年来,中国民营企业决策权集中的比例逐年上升,呈现出与西方资本市场相反的变动趋势。而决策权集中被视为中国民营企业的“通病”,通常认为集中的决策权配置会促使管理者权力膨胀而不利于民营企业高质量发展。本文的研究结论则清晰地表明,分散化决策权配置并非任何制度环境下所有企业的必然需求。在社会信任度不足时,决策权分散反而会增加各个决策者之间信息传递及沟通成本,可能带来更严重的信息不对称甚至强化利益相关方获取私利的动机,导致因抑制创新活动而制约民营企业转型升级。(2)有效的公司治理机制不仅要契合企业实际特征,还要与企业所处社会信任环境相匹配。因经济发展程度的不平衡以及语言、宗族文化等因素差异,我国不同省份的社会信任状况体现出明显的地域性特征。对企业而言,这就要求其加强与市场各参与者的交流,通过降低信息不对称努力赢取市场信任,以缓解社会信任不足对企业创新的消极影响。对监管机构而言,应认识到当前中国民营企业决策权集中很大程度上是对社会信任不足环境的一种适应和调整,不宜在制度层面以及常规监管活动中过度地将决策权分散视为最优治理实践。相应地,在制定或完善上市公司治理机制方面指导文件时,监管机构有必要在考虑地域不同带来制度环境差异的基础上,适当地增强治理实践要求的灵活性,避免过于绝对的“一刀切”措施,以引导企业探索符合自身发展规律的内部治理机制。

2. 本文的不足

本文的主要不足之处在于实证检验中决策权集中度量方面。决策权配置是企业内部治理机制的核心内容之一,涉及决策权在层级之间的纵向分配以及单元主体之间的横向分配。本文以董事长和总经理等两个职务的设置情况作为决策权集中与否的衡量,可能无法全面准确地反映民营企业的决策权配置状况。另外,尽管本文尽力采用 Heckman 两阶段回归模型和 PSM 配对样本检验来缓解模型的内生性问题,但内生性的影响仍可能存在而难以完全消除。

参考文献

- [1] Fama, E. F. and M. C. Jensen. Separation of Ownership and Control[J]. Journal of Law and Economics, 1983, 26, (2): 301 - 325.
- [2] Dogan, M., B. L. Elitas, V. AGCA, and S. Ogel. The Impact of CEO Duality on Firm Performance: Evidence from Turkey[J]. International Journal of Business and Social Science, 2013, 4, (2): 149 - 155.
- [3] Duru, A., R. J. Iyengar, and E. M. Zampelli. The Dynamic Relationship between CEO Duality and Firm Performance: The Moderating Role of Board Independence[J]. Journal of Business Research, 2016, 69, (10): 4269 - 4277.
- [4] Tang, J. CEO Duality and Firm Performance: The Moderating Roles of other Executives and Blockholding outside Directors[J]. European Management Journal, 2017, 35, (3): 362 - 372.
- [5] Aktas, N., P. C. Andreou, I. Karasamani, and D. Philip. CEO Duality, Agency Costs, and Internal Capital Allocation Efficiency[J]. British Journal of Management, 2019, 30, (2): 473 - 493.
- [6] 李增泉. 关系型交易的会计治理——关于中国会计研究国际化的范式探析[J]. 上海: 财经研究, 2017, (2): 4 - 33.
- [7] Stulz, R. M. The Limits of Financial Globalization[J]. Journal of Finance, 2005, 60, (4): 1595 - 1638.

- [8]潘越,翁若宇,纪翔阁,戴亦一.宗族文化与家族企业治理的血缘情结[J].北京:管理世界,2019,(7):116-135.
- [9]张维迎,柯荣住.信任及其解释:来自中国的跨省调查分析[J].北京:经济研究,2002,(10):59-70.
- [10]陈颐.儒家文化、社会信任与普惠金融[J].北京:财贸经济,2017,(4):5-20.
- [11]王哲兵,韩立岩.民主还是集权——创业者治理结构的选择[J].北京:经济学(季刊),2013,(2):475-492.
- [12]Cline, B. N. and C. R. Williamson. Trust and the Regulation of Corporate Self-Dealing[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, 41, (12):572-590.
- [13]申丹琳.社会信任与企业风险承担[J].北京:经济管理,2019,(8):147-161.
- [14]李双建,李俊青,张云.社会信任、商业信用融资与企业创新[J].天津:南开经济研究,2020,(3):81-102.
- [15]Yang, T. and S. Zhao. CEO Duality and Firm Performance: Evidence from an Exogenous Shock to the Competitive Environment [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2014, 49, (2):534-552.
- [16]Chen, X., Q. Huang, and F. Zhang. CEO Duality and Stock Price Crash Risk: Evidence from China [J]. *Transformations in Business & Economics*, 2017, 16, (2):728-741.
- [17]Core, J. E., R. W. Holthausen, and D. F. Larcker. Corporate Governance, Chief Executive Officer Compensation, and Firm Performance [J]. *Journal of Financial Economics*, 1999, 51, (3):371-406.
- [18]Goyal, V. K. and C. W. Park. Board Leadership Structure and CEO Turnover [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2002, 8, (1):49-66.
- [19]Davidson, W. N., P. Jiraporn, Y. S. Kim, and C. Nemeec. Earnings Management Following Duality-creating Successions: Ethnostatistics, Impression Management, and Agency Theory [J]. *Academy of Management Journal*, 2004, 47, (1):267-275.
- [20]Kamarudin, K. A., W. A. W. Ismail, and M. E. Samsuddin. The Influence of CEO Duality on the Relationship between Audit Committee Independence and Earnings Quality [J]. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 2012, 65, (4):919-924.
- [21]Chang, K., J. Lee, and H. Shim. CEO Duality and Firm Performance: Does Economic Policy Uncertainty Mediate the Relation [J]. *International Review of Finance*, 2019, 19, (12):877-891.
- [22]Wong, T. J. Corporate Governance Research on Listed Firms in China: Institutions, Governance and Accountability [J]. *Foundations and Trends in Accounting*, 2016, 9, (4):259-326.
- [23]李伟民,梁玉成.特殊信任与普遍信任:中国人信任的结构与特征[J].北京:社会学研究,2002,(3):11-22.
- [24]弗朗西斯·福山.信任:社会美德与创造经济繁荣[M].郭华译.桂林:广西师范大学出版社,2016.
- [25]刘笑霞,李明辉.社会信任水平对审计定价的影响[J].北京:经济管理,2019,(10):143-161.
- [26]Nanda, D. and P. Wysocki. Trust, External Capital and Financial Transparency [R]. Working Paper, University of Miami School of Business, 2013.
- [27]Jha, A. Financial Reports and Social Capital [J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 155, (2):567-596.
- [28]刘凤委,李琳,薛云奎.信任、交易成本与商业信用模式[J].北京:经济研究,2009,(8):60-72.
- [29]张敦力,李四海.社会信任、政治关系与民营企业银行贷款[J].北京:会计研究,2012,(8):17-24.
- [30]Biddle, G. C., G. Hilary, and R. S. Verdi. How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2009, 48, (2-3):112-131.
- [31]刘慧龙,王成方,吴联生.决策权配置、盈余管理与投资效率[J].北京:经济研究,2014,(8):93-106.
- [32]Brickley, J. A., J. L. Coles, and G. Jarrell. Leadership Structure: Separating the CEO and Chairman of the Board [J]. *Journal of Corporate Finance*, 1997, 3, (3):189-220.
- [33]周建,罗肖依,余耀东.董事会与CEO的战略决策权配置研究[J].上海:外国经济与管理,2015,(1):52-61.
- [34]徐现祥,刘毓芸,肖泽凯.方言与经济增长[J].北京:经济学报,2015,(2):1-32.
- [35]黄玖立,刘畅.方言与社会信任[J].上海:财经研究,2017,(7):83-94.
- [36]朱滔,丁友刚.产权性质、领导权结构变化与公司业绩[J].北京:会计研究,2016,(5):48-55.
- [37]Faleye, O. Does One Hat Fit All? The Case of Corporate Leadership Structure [J]. *Journal of Management & Governance*, 2007, 11, (3):239-259.
- [38]储一昀,谢香兵.业务复杂度、股权特征与董事会结构[J].上海:财经研究,2008,(3):132-143.
- [39]权小锋,吴世农,文芳.管理层权力、私有收益与薪酬操纵[J].北京:经济研究,2010,(11):73-87.
- [40]吴淑琨,柏杰,席西民.董事长与总经理两职的分离与合一 [J].北京:经济研究,1998,(8):21-28.
- [41]于东智,谷日立.公司的领导权结构与经营绩效[J].北京:中国工业经济,2002,(2):70-78.

Social Trust, the Concentration of Decision-making Power and Firm Innovation

LI Wen-gui

(School of Accounting, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou, Zhejiang, 310018, China)

Abstract: Social trust is considered as the lubricant for the effective operation of economy, for that every business transaction in economic activities involves the factor of trust. Accordingly, how social trust affects business decision-making and performance at the micro level is a frontier research topic in the field of corporate finance. The allocation of decision-making power plays a decisive role in the overall effectiveness of enterprise internal governance. In order to build an effective internal control mechanism and promote the high-quality development of private enterprises, it is necessary to study how social trust affects the decision-making power of enterprises and its economic consequences.

From the perspective of social trust, this paper focuses on the allocation of decision-making power and its role in enterprise innovation activities. The concentration of decision-making power in the current governance structure is likely to be an internal response of private enterprises to low social trust environment. Based on the data of China's private listed companies from 2007 to 2017, this paper analyzes the impact of social trust on concentration of decision-making power, and the effect of concentration of decision-making on enterprise innovation activities. Using dialect diversity as proxy of social trust, the results show that the concentration of decision-making power of private enterprises is significantly negatively correlated with the regional social trust, which indicates that the higher of regional social trust degree, the less likely the enterprise is to allocate the decision-making power in the centralized mode. Further tests show that the concentration of decision-making power significantly promotes the innovation activities of private enterprises, but the increase in social trust may weaken the effect of the concentration of decision-making on innovation. Then, this paper also analyzes the impact of the concentration of decision-making power on agency cost. The results show that the enterprises with centralized decision-making power have much higher pay-performance sensitivity than other enterprises. Meanwhile, the proportion of other accounts payable of enterprises with centralized decision-making power is also significantly lower than that of enterprises with decentralized decision-making power. The above conclusions do not support the analysis of agency theory about that the concentration of decision-making power will worsen the agency problem of enterprises.

This paper makes two contributions to the literature. Firstly, it constructs a new theoretical framework from the perspective of social trust to analyze the allocation of decision-making power of private enterprises and its economic consequences. The existing literature mainly focuses on the behavior of managers to seek personal interests under the agency problem, and discusses the role of allocation of decision-making power to satisfy the needs of supervision and incentive on managers. This paper regards the concentration of decision-making power as an internal demand of private enterprises in the environment of low social trust, and tests the positive effect of concentration of decision-making power on enterprise innovation. It will help to expand and deepen the research on the allocation of decision-making power of private enterprises and its economic consequences from the perspective of social trust. Second, it provides new evidence for the impact of internal governance mechanism on enterprise innovation from the perspective of centralization of decision-making power. The existing literature focuses on the impact of internal governance mechanisms on enterprise innovation, such as ownership structure, independence of board of directors, shareholding of senior executives or employees, and assessment system, but few studies directly the role of decision-making power allocation in enterprise innovation activities. As the core content of corporate governance mechanism, the allocation of decision-making power has a fundamental impact on enterprise's development quality. Therefore, under the unique institutional environment in China, this paper is helpful to enrich and expand the research on the influencing factors of private enterprise innovation from the perspective of centralization of decision-making power.

Key Words: social trust; the concentration of decision-making power; private enterprises; innovation

JEL Classification: G31, G34, Z13

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2020.12.002

(责任编辑:弘毅)