

政治吸纳与民营企业企业家阶层的改革信心： 基于中介效应和工具变量的实证研究

孙 明 吕 鹏

内容提要: 文章从政治吸纳出发来解释民营企业企业家阶层的改革信心,认为政治吸纳包括政党吸纳、行政吸纳、社团吸纳三种途径,通过提升民营企业家的政治地位和政治社会化这两种中介机制,政治吸纳起到了强化政治认同、增强改革信心的效果。对2014年“第十一次全国私营企业抽样调查”数据的中介效应分析和工具变量回归都支持了文章提出的研究假设。研究发现,创业后入党、担任人大代表和政协委员、在工商联担任领导都能显著提升民营企业企业家对自身政治地位的评价,也使他们更有可能参加理想信念教育活动,从而对经济体制改革表现得更有信心;工具变量回归的结果则表明政治吸纳对改革信心的作用是稳健的。这些研究结果回应了政治吸纳“双刃剑”的争论,认为党和国家对民营企业家的政治吸纳产生了积极的效果。

关键词: 政治吸纳 民营企业家 政治地位 政治社会化 改革信心

中图分类号: D663.4

文献标识码: A

文章编号: 1003-3947(2019)04-0092-15

中国的经济体制改革取得了举世瞩目的成就,也极大改变了社会的阶层结构,其中重新出现并迅速发展的民营企业企业家阶层是备受关注的新兴社会阶层。他们不仅是改革的受益者,也是改革的重要参与者,在推动经济增长、促进劳动就业、增加财政税收等方面发挥着重要作用,未来市场经济体制改革的不断深入更离不开民营企业企业家阶层的积极作为,而民营企业企业家作用的发挥又与他们对经济体制改革的信心和预期密切相关。正如习近平总书记2018年11月在民营企业座谈会上的讲话中指出“保持定力,增强信心,集中精力办好自己的事情,是我们应对各种风险挑战的关键。……面对困难挑战,我们要看到有利条件,增强对我国经济发展的必胜信心。”^①因此,民营企业企业家阶层对经济体制改革的信心及其提升路径,是一个值得研究的现实问题。

改革信心属于改革态度(attitudes towards reform)的研究范畴,已有研究在分析不同阶层改革态度差异时,大多立足于对利益得失的考量,本质上是理性选择的思路。虽然在理论的发展中引入了社会心理分析和分配公平的判断,提出了更为细致的“回顾模式”“期望模式”“分配模式”,但这些模式能否用来解释民营企业企业家阶层内部改革信心的差异还需要实证研究的检验。更为重要的是,已有研究思路过分关注宏观经济形势、微观生活福利、社会经济背景的影响,对政治因素没有给予足够的关注。

而中国的市场化改革始终是在党和国家的主导下推进的,市场经济的政治嵌入性使民营企业家的改革信心不仅是一种改革态度,而且是更深层次政治态度的映射。对经济体制改革的信心,反映了民营企业企业家对党的执政能力和国家治理绩效的评价。所以我们有理由相信改革态度并不仅仅受经济利益的牵引,作为政治认同的一种表达形式,它受到与权力中心的距离、政商关系的深刻影响。对中国民营企

作者简介:孙明,同济大学政治与国际关系学院社会学系副教授。吕鹏,中国社会科学院社会学研究所副研究员。

基金项目:国家社会科学基金重点项目“‘新生代’中国私营企业主的构成、态度与行动研究”(项目编号:18ASH003);中央高校基本科研业务费专项资金资助。

① 详见国务院公报2018年第32号, http://www.gov.cn/gongbao/content/2018/content_5341047.htm。

企业家阶层改革信心的实证研究, 不仅能拓展已有研究的理论视野, 更为重要的是能够深化我们对民营企业阶层与国家之间关系的理解。

因此, 本文依据政治逻辑而不是经济逻辑, 从政治吸纳出发来解释民营企业改革信心的差异。笔者将政治吸纳类型化为政党吸纳、行政吸纳、社团吸纳三种途径, 认为政治吸纳提升了民营企业阶层对自身政治地位的认知, 也使其经历了更深刻的政治社会化过程, 从而强化了他们的政治认同并增强了对党领导的经济体制改革的信心。笔者将使用2014年“第十一次全国私营企业抽样调查”数据对这一理论命题进行检验。

一、利益得失与改革态度: 经济的逻辑

根据理性选择理论, 民众对改革的态度取决于改革中的利益得失。改革具有分配效应, 利益得失表现出明显的阶级分野(Przeworski, 1996), 这深刻影响了不同阶层的改革态度。一方面, 富裕阶层以及中产阶层会从改革中获取大量的收益, 是改革的支持者; 而社会底层获益较少或者付出沉重的代价, 对改革态度消极甚至站在了改革的对立面(Gélineau, 2000)。另一方面, 当改革诱发经济衰退、通货膨胀以及失业等一系列经济问题时, 富裕阶层因为拥有更多的资源、更强的能力, 能够在经济困难时期有效抵御生活福利的下降; 而社会底层的生活则可能掉到贫困线以下或接近饥饿的状态(Buendia, 1996; Stokes, 1996a)。

上述着眼于当前或过去利益得失的观点被称作“追溯模式”(retrospective pattern), 它得到了部分实证研究的支持。例如斯托克斯对秘鲁和波兰的研究发现, 随着改革的推进, 富人相较于穷人依然保持比较高的热情和支持度(Stokes, 1996b)。普沃斯基对波兰的研究也发现, 受教育程度与收入水平最低的民众最反对改革, 对经济变化也更加敏感(Przeworski, 1996)。但是, 立足过去或当前利益得失的追溯模式无法解释为什么有时民众尤其是社会底层面对经济衰退、福利损失时依然支持改革(Weyland, 1998), 为此, 研究者引入了社会心理机制, 进而提出了“期望模式”(intertemporal pattern)(Stokes, 1996b)^①。

顾名思义, 所谓“期望模式”就是立足于未来的收益而接受过去以及当前的损失。当政府使民众相信改革能够消除或阻止更大的伤害, 或者当前的损失是改革成功必须付出的代价时, “希望”就成为民众支持改革、渡过难关的重要来源(Kaufman & Zuckermann, 1998; Weyland, 1998)。学者们在对秘鲁、波兰、墨西哥的研究中, 都发现了“期望模式”的存在(Stokes, 1996a; Przeworski, 1996; Buendia, 1996), 这也是政府进行改革宣传、赢取支持的有力手段。但是, “期望模式”仅具有短期效应, 如果宏观经济和个人福利长期恶化, 民众的耐心将被消磨并认为政府的改革承诺无法兑现。而且“期望模式”同样存在阶层分野, 富人更关注改革的“长远利益”, 而社会底层会认为所谓的“先苦后甜”不过是掩盖阶层利益的面纱, 是一种精英意识形态, 不同的阶层并没有公平地承担改革的成本(Stokes, 1996a)。因此, 将“分配公平”引入到对改革利益得失的判断, 就衍生出了“分配模式”(distribution pattern)。

“分配模式”认为在改革初始阶段, 各阶层都会将目光投向未来, 但经过长时间的忍耐, 社会底层会认为自己的损失更大, 放弃苦尽甘来的希望; 即使改革使经济整体好转, 最终使所有人获益, 他们也会认为自己承担更多的改革成本是不公平的, 转而反对改革(Przeworski, 1996)。那么在“分配模式”中, 客观上获利更多的富人阶层会因为“多得”而产生不公平感吗? 笔者认为不公平感时常源自“少得”而不是“多得”, “多得者”总能找到对分配结果进行合理化的理由。已有的经验研究也发现, 在“自利”的驱使下, “多得者”相对于“少得者”对收入的分配更满意(Tyler et al., 1997)。

上述对改革态度的研究兼顾了宏观经济形势与个体生活福利, 融合了客观的利益得失与主观的公平判断, 并在理性选择理论视角中引入了社会心理的分析, 具有一定的启发意义。但是, 这些基于理性

^① 斯托克斯还提出一种“解药模式”(antidote pattern)来解释经济衰退时改革依然有较高的支持度, 就是人们将问题归因于旧体制或改革的反对者, 而将改革作为阻止衰退的解药。该模式偏离了利益得失的逻辑, 笔者在此不展开论述。

选择理论所提出的模式能否用来解释民营企业企业家阶层内部改革信心的差异?这需要实证研究来进行检验。因为民营企业企业家阶层整体上将自己视作改革的获益者,而现实中“多得者”很少会因为“多得”而产生羞愧的不公平感,因此笔者的分析集中于“追溯模式”和“期望模式”,相应提出两组有待检验的研究假设,作为有别于本文视角的竞争性假设:

假设 1a: 根据“追溯模式”,企业经营状况更好(净盈利)的企业家对改革的信心更强;

假设 1b: 根据“期望模式”,对未来宏观经济形势越乐观的企业家,对经济体制改革也越有信心。

运用理性选择的理论视角来分析民营企业家的改革信心,除了需要实证研究的检验,更加值得反思的是已有研究过分关注宏观经济形势、微观生活福利、社会经济背景的影响,对政治因素没有给予足够的关注。而转型国家和发展中国家的市场化改革时常嵌入在既有政治权威之中,尤其是在保持政治体制连续性、实施渐进改革的国家,市场是国家主导下的市场,改革态度并不仅仅受经济利益的牵引,它同时还是政治认同的一种表达形式,受政商关系的深刻影响。例如考夫曼和祖克曼对墨西哥的研究发现,不管民众对经济形势的看法如何,总统和执政党的支持者更倾向于支持改革;即使遭遇经济危机,只要累积足够的政治资本也能使民众支持改革(Kaufman & Zuckermann, 1998)。因此,本文提出一种改革信心的政治解释,从政治吸纳出发来解释民营企业企业家阶层改革信心的差异,并深入考察不同的政治吸纳途径通过何种机制提升了改革信心。

二、政治吸纳与改革信心: 政治的逻辑

(一) 政治吸纳的缘由: 国家发展与政治稳定

政治吸纳是政治体制通过长期的和制度化的方式将政治参与者吸收进体制的过程,使原先不能参与体制内权力与利益分配的社会成员加入“游戏规则”之中(唐睿, 2017),尤其是对社会变迁过程中新兴利益群体的权力诉求和参与行动的纳入与整合(郎友兴, 2012)。它具有制度化、长期性、自上而下、选择性、可控性的特征,体现的是国家的意志和自主性(陈家喜, 2007; 肖存良, 2014)。

党和国家对民营企业企业家阶层的政治吸纳是由党政体制(party-state)和中国市场化改革的特点所决定的。党政体制是政党立国主政,与国家权力高度结合,把政党的组织、制度和价值输入国家,决定国家的命脉、形构、方向、进程和特征,成为国家和社会政治体制的核心结构(景跃进等, 2016)。中国的市场化改革是在党和国家主导下实施的渐进改革,这种改革强调对社会主义制度的完善以及始终保持政治体制的连续性和稳定性(刘欣, 2005)。

在党政体制下,对民营企业企业家阶层的政治吸纳蕴含着国家发展与政党执政两条清晰可辨又彼此融合的逻辑。一方面,对一个实施赶超战略的发展型国家而言,国家主导市场改革必然对主要的市场主体进行统合,以使得民营经济的发展符合国家的战略和目标。正如新国家主义对政商关系的分析,东亚发展的最重要特征就是“国家和市场的协同作用”或“被引导的市场”(guided market)。国家建制性权力的重要维度是协商(协调),表现为协调工业经济的能力和“驾驭市场的能力”(governing the market),在政治和工业从业者之间形成高度战略性和制度化的合作形式,国家与主要经济参与者、特别是资产阶级进行合作,积极推动经济发展(琳达·维斯、约翰·M. 霍布森, 2009)。可以说,在“国家统制下的市场经济”中(曹正汉, 2014),国家不仅是垄断关键行业的“运动员”,作为守夜人的“裁判员”,还是引导发展的“教练员”。

另一方面,对执政党而言,政治稳定和长期执政是更为根本的目标。对民营企业企业家阶层的吸纳是执政党在市场转型过程中的自我调适,是对新变化和新挑战的适应(Dickson, 2000; 沈大伟, 2012)。在市场化改革中,日渐壮大的民营企业企业家阶层掌握大量经济资源并具有自组织化的冲动。从社会主义的意识形态出发,他们作为曾经的革命对象并不属于经典意义上执政党的阶层基础。他们在政治上是否可靠、是否拥护党的领导,始终令执政者心存疑虑,但面对新的形势,执政党已经不能将社会打压到原初状态,而只能进行自我调适(弓联兵、田颖敏, 2016)。出于增强执政安全、巩固执政基础、增加政治活力的

考虑,就要突破意识形态的限制以增加包容性、适应性,将民营企业企业家阶层整合到政党—国家的体系之中,从而削弱新兴社会阶层对政治秩序形成的冲击,并发挥他们社会经济建设的功能(何轩、马骏,2016;景跃进等,2016)。正如塞缪尔·亨廷顿(2008)所说:“一个处于现代化之中的社会,其政治共同体的建立,应当在‘横向上’能将社会群体加以融合,在‘纵向上’能把社会和经济阶级加以同化。”

(二) 政治吸纳的途径: 政党、行政与社团

政治吸纳具有多种途径(郎友兴,2009;肖存良,2014;周旅军,2016;黄金辉、魏倩,2017),笔者根据政治吸纳的特征,认为主要有政党吸纳、行政吸纳与社团吸纳三种主要的途径。

首先,政党吸纳,准确地说是指执政党吸纳,吸纳的对象是创业后没有加入中国共产党的民营企业企业家。2002年中国共产党第十六次全国代表大会对《党章》进行了重大修改,明确“中国共产党是中国工人阶级的先锋队,同时是中国人民和中华民族的先锋队”,党员发展对象由“其他革命分子”修改为“其他社会阶层的先进分子”,从此破除了民营企业企业家入党的障碍,使他们成为执政党的组成部分,通过融入政党而融入党政体制,不再是体制外缺乏组织关联的疏离阶层。

第二,行政吸纳类似金耀基(1997)提出的“行政吸纳政治”,它是政府把社会中精英或精英集团所代表的政治力量吸收进行政决策结构的过程,从而获致某一层次的“精英整合”,赋予了统治权力以合法性。对于民营企业企业家而言,行政吸纳的主要方式是赋予人大代表和政协委员的身份,使他们具有参政议政的机会。虽然政协作为人民民主统一战线组织并不属于国家机构,但它可以被视作我国行政决策咨询结构的重要组成部分。此外,部分民营企业企业家通过村委会选举成为村干部,甚至个别人会担任地方领导职务,由于数量很少,本文不做重点分析。

第三,社团吸纳是指政治体系通过体制内的社会组织而进行的政治吸纳(肖存良,2014)。成为政治吸纳途径的社会组织应该是在党和政府的领导之下,具有“类似政府机构”或者半官方的组织特征,这样才能成为从体制外到体制内的通道。典型的社团吸纳是加入各级工商联。对于那些曾经在体制内单位工作过的企业家而言,社团吸纳属于“政治再吸纳”。

不同政治吸纳途径的功能、重要性、遴选的标准和程序有显著区别,同时彼此之间又存在相互作用。例如唐睿(2017)认为政党吸纳与议会吸纳作为政治吸纳的两种途径功能有别,前者旨在吸收社会精英加入执政党,以增强权威政府的力量;后者则是把体制外的反对派吸收到体制内,使其不再发起体制外的对抗行为,从而减少政府的维持成本。就不同吸纳途径的重要性而言,人大是权力机关和立法机关,政协只是政治协商机构;人大代表享有许多法律赋予的政治权利,其地位高于政协委员;人大代表是经过多层级的选举体系选出,因而人大对民营企业家的吸纳更加缓慢和谨慎(吕鹏,2013)。工商联相当于党的外围组织,其重要性和政策影响力不如政协,距离中国政治的核心更远一点(杨帆、臧秀玲,2014)。入党对民营企业企业家而言意义重大,但仅具有党员身份的民营企业企业家在政治分层体系中,其地位只是略高于那些政治上“低度嵌入”的群体(周旅军,2016)。现实中不同的政治吸纳途径可以并行不悖,甚至产生交互效应(唐睿,2017),而民营企业企业家不同政治身份的叠加也十分常见。

因此,本文将更深入地考察不同政治吸纳的途径对民营企业企业家改革信心的影响,对政治吸纳的后果进行更细致的分析,以挖掘提升民营企业企业家改革信心更加有效的方式(见图1)。

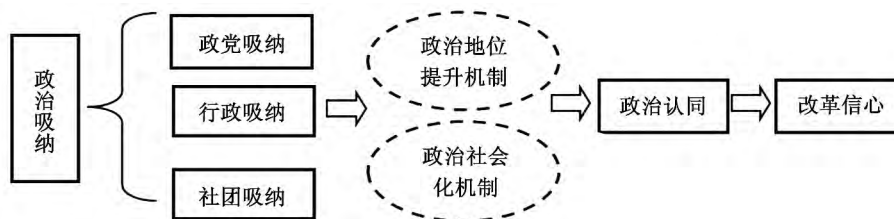


图 1: 政治吸纳的理论解释

(三) 政治吸纳的后果及作用机制: 政治地位与政治社会化

一些研究者认为政治吸纳的后果利弊共存。塞缪尔·亨廷顿(2008)认为“吸收新的团体进入政治体制,意味着政治体制权力的扩大”;一党制吸收新的社会集团能够产生兼收并蓄的效果,化解以推翻现存体制为目标的紊乱和暴力政治行为,但代价是削弱党的团结、纪律和热情。狄忠蒲也认为政治吸纳是一把双刃剑:一方面,政治吸纳使组织增加了新的技能、经验和资源(如政治支持),从而提升执政能力;另一方面,如果被吸纳的行动者不能认同组织的目标,将对组织构成威胁,使它背离了最初的使命(Dickson 2000)。

更多的研究者认为中国的政治吸纳产生了积极的后果,并没有出现政治反对力量进入政权内部推动所谓的“民主革命”,政商之间存在共识,形成了共生合作的关系(黄冬娅 2014)。对民营企业阶层而言,经济繁荣有赖于稳定的政治秩序和社会环境,没有理由去挑战既有的政治权威;提升政治地位和影响力的有效途径不是增强自主权,而是与政治体系更紧密地融合,成为其中的一部分,寻求政商之间共同利益的最大公约数(Guiheux 2006;焦连志 2015)。因此,政治吸纳扩大了中国共产党的执政基础,它能够将新生社会阶层转化为扶持和合作的伙伴而不是政治对立面(景跃进 2011)。

更为重要的是,政治吸纳提升了民营企业阶层的政治认同,而政治认同又有力地促进了企业家对党和国家主导的经济体制改革的信心。政治认同是人们对所属政治系统情感上的归属感或依附感,其本质是公众对政治权力的信任、对政治价值的信仰(孔德永 2007)。“归属”就是把自己视作某一政党的党员、某一阶级的成员、某一政治过程的参与者或某一政治信念的追求者等等(肖存良 2014)。政治吸纳通过两种机制提高民营企业阶层的政治认同。

首先,政治地位提升机制。改革前,私营企业主阶层是阶级斗争的对象,改革后他们重新崛起于经济领域,丰富的经济资源意味着较高的经济地位。但是,中国的渐进改革具有“非均衡性”的特征,经济领域的改革优先于其他领域,这导致民营企业阶层的“地位不一致”,在很长一段时间缺乏与体制的制度化链接,被隔离在权力圈之外,其政治地位明显低于其经济地位(陈勋 2008;李河新、姚亮 2013)。而政治吸纳会使民营企业由体制之外走向体制之内,切实提高他们的政治地位。同时政治吸纳也会产生政治激励,使企业家产生“被选中”的感觉,认为自己得到了体制的认可和接受(曹帅、许开轶, 2014;肖存良 2014),从而提升他们对政治地位的主观认知,缓解了经济地位与政治地位不一致所产生的焦虑感,有效培育民营企业对政治体系的认同。有鉴于此,本文提出研究假设 2:

假设 2: 政治吸纳通过提高民营企业对政治地位的认知,进而提升了对经济体制改革的信心。

其次,政治社会化机制。政治社会化是社会成员通过一定途径获取政治知识、能力以形成政治意识和立场的过程,它的目标是强化包含主流意识形态认同的政治认同,塑造信仰主流政治文化的政治人(李元书 2004;吴春梅、郝苏君、徐勇 2014)。政治社会化的途径之一就是组织或群体对个体的教育、灌输、引导(李元书, 1998)。中国的政治体系拥有强大的宣传和学习培训机制,通过传播具有倾向性的政治信息对其成员进行教育,政治培训的目标就是培养政治认同(肖存良 2014;苗红娜 2014)。因此,民营企业被政治吸纳之后会经历强烈的政治社会化的过程,组织的教育和引导对提升他们的政治认同会产生积极的效果。本文基于政治逻辑提出研究假设 3:

假设 3: 政治吸纳带来更强烈的政治社会化过程,进而提升民营企业对经济体制改革的信心。

三、研究设计

(一) 数据

本研究所使用的数据是中共中央统战部、中华全国工商业联合会、国家工商行政管理总局、中国民营经济研究会联合进行的“第十一次全国私营企业抽样调查(2014)”(陈光金、吕鹏、林泽炎、宋娜, 2018),数据来源于中国社会科学院私营企业主群体研究中心,该调查回收有效问卷总计 6144 份。

(二) 变量

1. 因变量

对经济体制改革的信心: 问卷询问被访者“您对党的十八届三中全会中关于‘经济体制改革是全面深化改革的重点, 核心问题是处理好政府和市场的关系, 使市场在资源配置中起决定性作用和更好发挥政府作用’的论述有何看法?”, 量表中有“阻碍经济健康发展的诸多障碍将被打破”“市场竞争将逐步有序和规范”“企业发展将面临更为广阔的空间”“这是重大理论和实践创新, 将极大地增强企业发展信心”四个题项。答案包括: 1 = 同意、2 = 比较同意、3 = 不好说、4 = 不大同意、5 = 不同意。笔者对答案的序号进行了转置, 并运用因子分析提取一个“改革信心公因子”^①, 数值越大表示信心越强。

2. 核心自变量

政党吸纳: 政党吸纳指的是企业家在创业后被吸纳为党员, 笔者根据加入中国共产党的时间和创业时间生成一个二分变量, 1 = 企业家党员、0 = 没有党派。

行政吸纳: (1) 现任或者曾任人大代表, 1 = 是、0 = 否。(2) 现任或者曾任政协委员, 1 = 是、0 = 否。

社团吸纳: (1) 参加工商联以及担任的职务, 1 = 未参加、2 = 普通会员、3 = 工商联领导(执委、常委、正副主席)。(2) 工商联领导, 1 = 是、0 = 否。

3. 中介变量

政治地位自评: 问卷询问被访者对政治地位的评价, 1 表示最高, 10 表示最低。笔者对分数进行转置, 分数越高表示政治地位的自我评价越高。

政治社会化: 问卷中有一道题目“2013 年以来, 中央统战部、全国工商联以‘民营企业与中国梦’为主题, 共同组织开展了非公有制经济人士理想信念教育实践活动”, 询问被访者知晓和参与的程度。该活动在全国范围内开展, 目标是增强非公有制经济人士对中国特色社会主义的信念、对党和政府的信任、对企业发展的信心、对社会的信誉等等。笔者认为以“民营企业与中国梦”为主题理想信念教育活动比较符合政治社会化的内涵, 相对而言是现有数据中较为合适的测量。笔者将答案再编码为: 1 = 不知道、2 = 听说过、3 = 参加过。

4. 竞争性自变量

(1) 2013 年企业的净利润^②; (2) 2013 年企业是否盈利(1 = 是); (3) 企业家对未来经济形势的预期, 问卷询问被访者“今后 5 年我国可能会面临哪些经济和社会风险?”, 其中包括“经济陷入低迷”, 笔者再编码为: 1 = 有可能、2 = 不好说、3 = 不太可能、4 = 不可能。

5. 控制变量

(1) 被访者的性别(1 = 男); (2) 年龄(自然对数); (3) 教育程度被再编码为: 1 = 初中及以下、2 = 高中(中专)、3 = 大专、4 = 本科、5 = 研究生; (4) 是否曾在体制内单位担任干部或参军(1 = 是); (5) 企业存续时间(自然对数); (6) 企业雇工规模(自然对数); (7) 企业的主要经营业务所属的产业, 笔者再编码为: 1 = 第一产业、2 = 第二产业、3 = 第三产业。

6. 工具变量

政治吸纳与政治认同之间存在反向因果(back-door causation)关系, 因为政治认同度高的民营企业企业家更有可能被政治吸纳, 本文采用工具变量的方法来尝试解决这一内生性问题。一个有效的工具变量应该与解释变量相关(relevance)而与扰动项不相关(exogeneity), 也可以近似地理解为工具变量与被解释变量没有直接的关系, 它影响被解释变量的唯一渠道是通过与其相关的解释变量(王存同 2017)。

本文所采用的工具变量是“民间捐助”。首先, 就工具变量的相关性而言, 企业家的民间捐助行为彰显了社会责任, 而社会责任与企业家被政治吸纳的可能性高度相关。已有研究表明, 承担社会责任是

① 内部一致性系数 0.86。因子分析的特征根 2.85, 方差贡献率 71%。

② 对于亏损企业, 笔者将净利润取绝对值后取自然对数, 然后变为负值; 净利润为正值, 直接取自然对数; 净利润为 0 不变。

获得政治认可的有效途径,尤其是在涉及较高层次的政治头衔时,民营企业需要像“士绅”那样行事(吕鹏,2013);同时民营企业获得政治认可和政治身份之后,面对更多的公众关注和道德要求会更加积极地参与社会公益活动(梁建等,2010)。企业家的民间捐助与政治吸纳的相关性,在工具变量分析的第一阶段可以得到证明。其次,工具变量的外生性。本文选择的是企业家的民间捐助,排除了单纯向政府主办的公益组织、媒体组织的公益活动捐款或合作。企业家社会责任的差异性与对经济体制改革的信心没有直接的关联。

工具变量的操作化。问卷询问了过去两年里企业的慈善行为,笔者根据受访者的回答构建了一个二分变量。若企业“向民间慈善组织捐款或合作”或者“企业自行独立组织慈善公益活动(如义卖、直接捐资助学等)”,赋值为1,都没有则赋值为0。

主要变量的描述统计见表1。

表1:主要变量的描述统计(N=6144)

类别变量		百分比(%)	类别变量		百分比(%)
企业家党员	是	7.18	教育程度	初中及以下	7.39
人大代表	是	17.53		高中/中专	24.21
政协委员	是	28.60		大专	32.74
参加工商联	未参加	29.52		本科	26.44
	普通会员	19.41		研究生	9.23
	工商联领导	51.07	国家未来经济低迷	有可能	52.31
理想信念教育活动	不知道	21.22		不好说	9.65
	听说过	44.49		不太可能	31.02
	参加过	34.29		不可能	7.02
性别	男	84.73	主营业务所属行业	第一产业	8.39
曾是体制内干部或军人	是	37.42		第二产业	46.19
				第三产业	45.42
连续变量		均值	标准差	最小值	最大值
政治地位自评得分		4.99	2.20	1	10
年龄(自然对数)		3.81	0.20	2.71	4.23
企业存续时间(自然对数)		2.12	0.79	-0.69	3.71
企业雇工规模(自然对数)		3.94	1.73	0	10.65
企业净利润(调整后)		3.49	3.39	-15.40	12.18

(三) 模型

1. 多元线性回归模型。为了检验竞争性假设1,即企业盈利和未来经济形势的预期对改革信心的效应,笔者运用多元线性回归模型,系数的估计采用普通最小二乘法(OLS)。方程如下:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 C_i + \varepsilon_i$$

其中, Y_i 是改革信心公因子, X_i 是包括企业净利润和未来经济形势预期的自变量矩阵, C_i 是控制变量矩阵, ε_i 是随机误差项。

2. 工具变量回归模型。多元回归的工具变量模型可以由如下方程组表示:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 C_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$X_i^* = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \gamma_2 C_i + \delta, X_i = 1(X_i^* > 0) \quad (2)$$

在以上方程组中, Y_i 是改革信心公因子, X_i 是包括政治面貌、人大代表、政协委员、是否为工商联领导在内的自变量矩阵, C_i 是控制变量矩阵, Z_i 是工具变量“民间捐助”, ε_i 和 δ 是随机误差项。在方程组中,需要满足 $\text{Cov}(Z_i, \varepsilon_i) = 0$, $\text{Cov}(\delta, \varepsilon_i) = 0$, 而且 $\text{Cov}(Z_i, X_i) \neq 0$ 。运用两阶段回归,第一阶段对方程(2)进行回归,因为该模型中的因变量是二分虚拟变量,所以采用probit模型,得到 X_i^* 的估计值 \hat{X}_i^* 。在

第二阶段 将方程(1)之中的 X_i 用估计值 \widehat{X}_i^* 替代 进行多元线性回归^①。

3. 中介效应分析的回归模型。为了检验政治吸纳是否通过政治地位的认知和理想信念教育活动的中介效应影响民营企业家的改革信心,笔者借鉴了温忠麟等(2004)提出的中介效应检验方法,构建了以下回归模型:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 C_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$M_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \alpha_2 C_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 X_i + \gamma_2 M_i + \gamma_3 C_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

在以上方程组中 Y_i 是改革信心公因子, X_i 是包括政治面貌、人大代表、政协委员、是否为工商联领导在内的自变量矩阵, C_i 是控制变量矩阵, M_i 是中介变量矩阵, ε_i 是随机误差项。第一步对模型(1)进行回归,检验不同政治吸纳的方式(自变量)对因变量改革信心公因子的效应。第二步对模型(2)进行回归,检验自变量对中介变量的效应是否显著。其中,理想信念教育是定序变量,采用序次 probit 模型(ordinal probit)。第三步对模型(3)进行回归,同时引入自变量和中介变量,与模型(1)的回归结果进行对比。如果自变量的回归系数具有统计显著性但有所下降,说明存在部分中介效应;如果自变量的回归系数不具有统计显著性,但中介变量的回归系数显著,说明存在完全中介效应。

四、统计结果

(一) 利益得失与改革信心

表2的统计结果检验了基于理性选择理论的研究假设,其中只有“期望模式”得到支持。模型1是控制了相关变量的基准模型。在模型2中,笔者引入了企业净利润变量,结果显示它对改革信心的影响并不具有统计显著性($p > 0.05$);在模型3中,笔者引入了企业是否盈利这个二分变量,结果显示它对改革信心的影响也不具有统计显著性($p > 0.05$)。上述统计结果表明,基于“回顾模式”的假设1a并没有得到统计结果的支持。在模型4之中笔者引入“未来经济形势预期”变量,与那些认为未来五年国家经

表2: 利益得失与民营企业家的改革信心(OLS)

	模型1	模型2	模型3	模型4
企业净盈利(调整)		-0.001 (0.01)		
企业是否盈利			0.003 (0.05)	
国家未来经济低迷 ^a				
不好说				-0.09 (0.05)
不太可能				0.18*** (0.03)
不可能				0.57*** (0.06)
控制变量	yes	yes	yes	yes
F	6.58***	6.04***	6.03***	13.40***
df	(11, 4169)	(12, 4168)	(12, 4168)	(14, 4166)
样本量	4181	4181	4181	4181

注: 括号中为标准误; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (两端检验);参照组为: a. 有可能; 由于篇幅所限, 本文省略了本表及后续表格中控制变量和常数项的统计结果, 有兴趣的读者可以向作者索要。

① 笔者使用了 stata15 的 EMR 模块中 eregress 命令来实现工具变量的回归。

济有可能低迷的被访者相比,认为“不太可能”和“不可能”的人对改革更有信心。可以说基于“期望模式”的假设 1b 得到了资料的支持,对未来经济形势越乐观,对经济体制改革越有信心。

(二) 政党吸纳与改革信心

首先,对政党吸纳效应的检验。表 3 中模型 5 的统计结果表明,在控制了一系列变量之后,创业后入党的“企业家党员”与未参加任何党派的企业家相对改革更有信心,回归系数为 0.18 且具有较高的统计显著性($p < 0.01$)。

其次,政治地位认知的中介效应检验。在模型 6 中,企业家党员对政治地位的评分比未参加任何党派的企业家平均高 0.43,且具有高度统计显著性($p < 0.001$),说明政党吸纳能够提升企业家对自身政治地位的评价,虽然提升的作用比较有限。在模型 7 中,笔者同时引入自变量“政治面貌”和中介变量“政治地位自评”,可以看到二者对改革信心的正向作用都具有统计显著性。比较模型 5 和模型 7 的统计结果,企业家党员的回归系数由 0.18 下降至 0.16,说明政治地位自评在政党吸纳增强改革信心的过程中起到了部分中介效应。

再次,理想信念教育活动的中介效应检验。在模型 8 中,统计结果显示被政党吸纳的企业家比未参加任何党派的企业家更有可能知晓或参与理想信念教育活动,且具有高度的统计显著性($p < 0.001$)。在模型 9 中,笔者同时引入自变量“政治面貌”和中介变量“理想信念教育”,二者对改革信心的正向作用都具有统计显著性。将模型 9 与模型 5 的统计结果进行比较,企业家党员的回归系数下降了 0.06,同样说明理想信念的教育活动起到了部分中介效应。

表 3: 政党吸纳影响改革信心的中介效应分析

因变量	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9
	改革信心	政治地位自评	改革信心	理想信念教育	改革信心
企业家党员(是=1)	0.18** (0.06)	0.43*** (0.12)	0.16* (0.06)	0.35*** (0.07)	0.12* (0.06)
政治地位自评			0.06*** (0.01)		
理想信念教育活动 ^a					
听说过					0.23*** (0.05)
参加过					0.53*** (0.05)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes
F	4.88***	46.93***	7.51***		11.73***
df	(12 2882)	(12 2882)	(13 2881)		(14 2880)
Lr chi2				389.31***	
样本量	2895	2895	2895	2895	2895

注: 括号中为标准误; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (两端检验); 参照组为: a. 不知道。

(三) 行政吸纳与改革信心

1. 担任人大代表与改革信心。首先,担任人大代表的效应检验。表 4 中模型 10 的统计结果显示,担任过人大代表的企业家比未担任过的企业家对经济体制改革更有信心,回归系数是 0.13 且具有较高的统计显著性($p < 0.01$)。其次,政治地位认知的中介效应检验。在模型 11 中,担任过人大代表的企业家对政治地位的评分比未担任的企业家平均高 0.85,且具有高度统计显著性($p < 0.001$),说明担任人大代表能够显著提升企业家对自身政治地位的评价。在模型 12 中,笔者同时引入自变量“人大代表”和中介变量“政治地位自评”,二者对改革信心的正向作用都具有统计显著性。比较模型 12 和模型 10

的统计结果,人大代表的回归系数由0.13下降至0.09,说明政治地位自评起到了部分中介效应。再次,理想信念教育活动的中介效应检验。在模型13中,统计结果显示担任过人大代表的企业家比未担任过的更有可能知晓或参与理想信念教育活动,且具有高度的统计显著性($p < 0.001$)。在模型14中,笔者同时引入自变量人大代表和中介变量“理想信念教育”,二者对改革信心的正向作用都具有统计显著性。将模型14与模型10的统计结果进行比较,人大代表的回归系数下降至0.09($p < 0.05$),说明理想信念的教育活动起到了部分中介效应。

表 4: 担任人大代表影响改革信心的中介效应分析

因变量	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14
	改革信心	政治地位自评	改革信心	理想信念教育	改革信心
人大代表(是=1)	0.13** (0.04)	0.85*** (0.08)	0.09* (0.04)	0.27*** (0.05)	0.09* (0.04)
政治地位自评			0.05*** (0.01)		
理想信念教育活动 ^a					
听说过					0.25*** (0.04)
参加过					0.53*** (0.04)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes
F	7.08***	71.90***	10.40***		16.96***
df	(12 4216)	(12 4216)	(13 4215)		(14 4214)
Lr chi2				525.18***	
样本量	4229	4229	4229	4229	4229

注: 括号中为标准误; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (两端检验); 参照组为: a. 不知道。

2. 担任政协委员与改革信心。首先,担任政协委员的效应检验。表5中模型15的统计结果表明,担任过政协委员的企业家比未担任过的企业家对经济体制改革更有信心,回归系数是0.14,且具有高度的统计显著性($p < 0.001$)。其次,政治地位认知的中介效应检验。在模型16中,担任过政协委员的企业家对政治地位的评分比未担任的企业家平均高0.85,且具有高度统计显著性($p < 0.001$)。虽然政协委员的地位无法与人大代表等量齐观,但它也能够显著提升企业家对自身政治地位的评价。在模型17中,笔者同时引入自变量“政协委员”和中介变量“政治地位自评”,二者对改革信心的正向作用都具有统计显著性。比较模型17和模型15的统计结果,人大代表的回归系数下降了0.05,说明政治地位自评起到了部分中介效应。再次,理想信念教育活动的中介效应检验。在模型18中,统计结果显示担任过政协委员的企业家比未担任过的更有可能知晓或参与理想信念教育活动,且具有高度的统计显著性($p < 0.001$)。在模型19中,笔者同时引入自变量“政协委员”和中介变量“理想信念教育”,政协委员的效应不再具有统计显著性了($p > 0.05$),可以认为理想信念教育起到了完全中介效应。

表 5: 担任政协委员影响改革信心的中介效应分析

因变量	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18	模型 19
	改革信心	政治地位自评	改革信心	理想信念教育	改革信心
政协委员(是=1)	0.14*** (0.03)	0.85*** (0.07)	0.09** (0.04)	0.54*** (0.04)	0.05 (0.03)
政治地位自评			0.05*** (0.01)		
理想信念教育活动 ^a					

续表 5

因变量	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18	模型 19
	改革信心	政治地位自评	改革信心	理想信念教育	改革信心
听说过					0.25*** (0.04)
参加过					0.52*** (0.04)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes
F	7.54***	76.31***	10.61***		16.76***
df	(12, 4216)	(12, 4216)	(13, 4215)		(14, 4214)
Lr chi2				669.78***	
样本量	4229	4229	4229	4229	4229

注: 括号中为标准误; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (两端检验); 参照组为: a. 不知道。

(四) 社团吸纳与改革信心

首先, 对社团吸纳效应的检验。表 6 中模型 20 的统计结果表明, 普通工商联会员与未参加工商联的企业家相比, 改革信心的差异不具有统计显著性 ($p > 0.05$); 工商联领导的改革信心明显更强, 模型 21 的统计结果也证明了这一点。

表 6: 担任工商联领导影响改革信心的中介效应分析

因变量	模型 20	模型 21	模型 22	模型 23	模型 24	模型 25
	改革信心	改革信心	政治地位自评	改革信心	理想信念教育	改革信心
参加工商联 ^a						
普通会员	-0.02 (0.05)					
工商联领导	0.08* (0.04)					
工商联领导(是=1)		0.09** (0.03)	0.79*** (0.07)	0.05 (0.04)	0.80*** (0.04)	-0.02 (0.04)
政治地位自评				0.05*** (0.01)		
理想信念教育活动 ^b						
听说过						0.21*** (0.04)
参加过						0.48*** (0.05)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes
F	4.70***	5.08***	63.19***	7.61***		12.15***
df	(13, 3770)	(12, 3771)	(12, 3771)	(13, 3770)		(14, 3769)
Lr chi2					786.18***	
样本量	3784	3784	3784	3784	3784	3784

注: 括号中为标准误; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (两端检验); 参照组为: a. 未参加、b. 不知道。

其次, 政治地位认知的中介效应检验。在模型 22 中, 工商联领导对政治地位的评分比其他企业家平均高 0.79, 且具有高度统计显著性 ($p < 0.001$), 说明企业家在工商联担任领导能够显著提升企业家对自身政治地位的评价。在模型 23 中, 笔者在模型 20 的基础上增加了中介变量“政治地位自评”, 工商联领导的效应不再具有统计显著性, 说明政治地位自评起到了完全中介效应。

再次, 理想信念教育活动的中介效应检验。在模型 24 中, 统计结果表明在工商联担任领导的企业家更有可能知晓或参与理想信念教育活动, 且具有高度的统计显著性 ($p < 0.001$)。在模型 25 中, 笔者同时引入自变量“工商联领导”和中介变量“理想信念教育”, 工商联领导的效应不再具有统计显著性了, 说明理想信念教育起到了完全中介效应。

综上所述, 统计结果表明包含政党吸纳、行政吸纳、社团吸纳三种方式的政治吸纳对民营企业家的改革信心具有正向作用, 无论是部分中介效应还是完全中介效应, 主观政治地位提升以及理想信念教育所代表的政治社会化是三种政治吸纳方式发挥作用的中介机制, 假设 2 和假设 3 都得到了资料的支持。

表 7: 政治吸纳影响改革信心的统计结果归纳

吸纳方式		中介效应	
		政治地位自评	政治社会化
政党吸纳	企业家党员	×	×
行政吸纳	人大代表	×	×
	政协委员	×	√
社团吸纳	工商联领导	√	√

注: ×部分中介效应; √完全中介效应。

(五) 内生性问题: 工具变量回归

为解决反向因果关系的内生性问题, 笔者采用工具变量回归。观察各模型第一阶段回归的结果, 工具变量与内生变量正相关且具有高度的统计显著性 ($p < 0.001$), 因而不存在“弱工具变量”的问题。

表 8: 政治吸纳影响改革信心的工具变量回归

	自变量	第一阶段 回归系数	工具变量 回归系数	Wald chi2	主回归模型与 辅助回归模型 残差相关系数	样本量
模型 26	企业家党员	0.31*** (0.09)	0.42 (0.38)	51.03***	-0.13	2895
模型 27	人大代表	0.34*** (0.06)	0.59** (0.18)	83.19***	-0.27**	4229
模型 28	政协委员	0.60*** (0.05)	0.83*** (0.12)	113.79***	-0.42***	4229
模型 29	工商联领导	0.66*** (0.05)	0.67*** (0.14)	71.86***	-0.36***	3784

注: 括号中为标准误; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (两端检验)。

在模型 27、模型 28 和模型 29 中, 主回归模型与辅助回归模型残差相关系数不为 0 且具有统计显著性, 说明人大代表、政协委员、工商联领导这三个自变量具有内生性, 应该参考工具变量回归的结果。而工具变量回归的系数及统计显著性表明这三个变量确实对改革信心具有正向的效应, 与一般多元线性回归的发现是一致的。

在模型 26 之中, 主回归模型与辅助回归模型残差相关系数不为 0 但并不具有统计显著性, 说明政党吸纳对改革信心的效应并不存在严重的内生性问题。因此, 虽然工具变量回归系数 0.42 不具有统计显著性, 也不能否定一般多元线性回归的统计结果——政党吸纳增强了民营企业家的改革信心。

五、研究结论与讨论

本研究从政治吸纳出发探讨了民营企业家的改革信心的差异。与已有的理性选择视角不同, 笔者认为转型国家和发展中国家的市场化改革嵌入在既有政治权威之中, 市场是国家主导下的市场, 改革

态度并不仅仅受经济利益的驱动,更受政商关系的深刻影响。为了实现赶超式的国家发展和谋求执政党长期执政,党和国家通过政党吸纳、行政吸纳、社团吸纳三种途径对改革后重新崛起的民营企业家阶层进行政治吸纳,有效提升了该阶层对自身政治地位的评价,也使其经历了更深刻的政治社会化过程,从而强化了他们对主流政治文化和意识形态的认同,相应地对党领导的经济体制改革更有信心。对2014年“第十一次全国私营企业抽样调查”数据统计分析的结果基本支持了本文的研究假设。

研究发现,大部分民营企业家对经济体制改革有信心,倾向于认为阻碍经济健康发展的诸多障碍将被打破、市场竞争将逐步有序和规范、企业发展将面临更为广阔的空间等等。对于民营企业家改革信心的内部差异,基于利益得失的“回顾模式”并不能很好地解释,微观层次企业的盈利情况对改革信心没有显著的影响;而“期望模式”具有解释力,对未来5年国家经济形势越乐观的企业家对经济体制改革越有信心。

本文的核心解释变量是“政治吸纳”,首先,统计结果表明政党吸纳能够提升企业家的改革信心,政治地位的自我评价和理想信念教育均起到了部分中介效应。其次,担任人大代表和政协委员显著提升了民营企业家对政治地位的评价,也更可能参与理想信念教育活动,进而提升了他们的改革信心。尤其是理想信念教育对担任政协委员的企业家而言,起到了完全中介效应。第三,在“社团吸纳”中,普通工商联会员与非会员并没有显著差别,在工商联担任领导的民营企业家才表现出更强的改革信心。为了解决反向因果关系的内生性问题,笔者使用“民间捐助”作为工具变量进行估计,估计结果显示担任人大代表、政协委员、工商联领导对改革信心具有正向作用。虽然创业后入党在工具变量回归中对改革信心的作用不具有统计显著性,但统计指标显示入党这一自变量并没有严重的内生性,不能否认入党的作用。由此可见,本文对政治吸纳与改革信心之间关系的判断是具有稳健性的。政治吸纳能够比较好地解释中国民营企业家阶层对经济体制改革信心的差异;它对提升改革信心具有正向作用,这回应了关于吸纳后果“双刃剑”的争论(Dickson, 2000),可以说对民营企业家的政治吸纳产生了积极的效果。

本研究的政策性启示是,政治吸纳的不同途径产生的效果不同。政党吸纳、担任人大代表和政协委员、担任工商联领导起到了显著的作用,应该巩固和强化这些吸纳途径。从积极干预的角度,针对民营企业家阶层的教育引导、学习培训等政治社会化过程是有显著效果的,应该以创新多元的形式不断拓展,尤其应该重点提升普通企业家党员、普通工商联会员的政治认同。

此外笔者需要补充说明的是,本文的研究结论是否源自社会期望的压力所导致的应答偏差(response bias)呢^①?换言之,被政治吸纳的企业家是否更可能按照政治正确的原则作答。为此我们在问卷中选择一道具有政治敏感性的题目,看被访者如何评价“全党自上而下开展了以‘为民、务实、清廉’为主要内容群众路线教育实践活动”,统计结果表明认为“‘四风’问题只是表面上被遏制了,实际上变得更加严重”的比例,在党员企业家、人大代表、政协委员与普通企业家之间不存在显著差异。这在一定程度上说明,被政治吸纳的企业家可以在调查中表达真实意愿。

本研究也存在一些不足之处。首先,笔者尝试以工具变量的方法来解决内生性问题,但工具变量的选择难度很大而且不一定完美。其次,可能存在样本选择性偏差,部分地方工商联承担了全国私营企业抽样调查的执行工作,在调查过程中可能存在偏离抽样原则的现象,工商联领导以及更加配合工商联工作的积极分子作为替换样本,可能导致对改革信心的高估。再者,测量民营企业家利益得失的变量比较有限且存在大量的缺失值,使笔者不能在实证层面有力地反驳“回归模式”的假设。笔者期待未来有更高质量的数据能够对民营企业家的改革信心进行实证研究,对影响改革信心的宏观和微观因素以及复杂的中间机制进行更深入的理论探讨。

^① 笔者感谢耿曙以及匿名评审人提出的意见。

参考文献:

- 陈光金、吕鹏、林泽炎、宋娜 2018 “中国私营企业调查 25 周年: 现状与展望”,《南开管理评论》2018 6: 17—27。
- 陈家喜 2007 “改革时期中国民营企业家的政治影响”,复旦大学博士学位论文。
- 曹帅、许开轶 2014 “政治吸纳与社会转型时期中国的政治稳定”,《广西社会科学》2014 6: 9—13。
- 陈勋 2008 “从地位不一致到多维地位排序的相对均衡——地位相关关系视角下私营企业主阶层地位的变迁逻辑”,《湖北社会科学》2008 1: 42—46。
- 曹正汉 2014 《国家与市场关系的政治逻辑》,北京: 中国社会科学出版社。
- 弓联兵、田颖敏 2016 “政党统合与现代国家治理——基于政党与社会关系的考察”,《中国延安干部学院学报》,2016 1: 40—44。
- 黄冬娅 2014 “私营企业主与政治发展——关于市场转型中私营企业主的阶级想象及其反思”,《社会》2014 4: 138—164。
- 黄金辉、魏倩 2017 “中国共产党对私营企业主阶层的政治吸纳与整合——改革开放以来中国政治稳定的一个解释视角”,《教学与研究》2017 12: 74—83。
- 何轩、马骏 2016 “执政党对私营企业的统合策略及其效应分析: 基于中国私营企业调查数据的实证研究”,《社会》2016 5: 175—196。
- 焦连志 2015 “‘行政吸纳政治’模式与中国私营企业主阶层的政治参与”,《理论与改革》2015 3: 34—37。
- 景跃进 2011 “转型、吸纳和渗透——挑战环境下执政党组织技术的嬗变及其问题”,《中国非营利评论》2011 1: 30—54。
- 景跃进、陈明明、肖滨 2016 《当代中国政府与政治》,北京: 中国人民大学出版社。
- 金耀基 1997 《中国政治与文化》,香港: 牛津大学出版社。
- 孔德永 2007 “政治认同的逻辑”,《山东大学学报(哲学社会科学版)》2007 1: 124—128。
- 李河新、姚亮 2013 “转型期提高私营企业主政治地位的现实困境及路径选择”,《东岳论丛》2013 1: 44—47。
- 梁建、陈爽英、盖庆恩 2010 “民营企业的政治参与、治理结构与慈善捐赠”,《管理世界》2010 7: 109—118。
- 吕鹏 2013 “私营企业主人大代表或政协委员的因素分析”,《社会学研究》2013 4: 154—178。
- 郎友兴 2009 “政治吸纳与先富群体的政治参与——基于浙江省的调查与思考”,《浙江社会科学》2009 7: 108—115。
- 2012 “政治吸纳”载景跃进、张小劲、余逊达主编《理解中国政治》,北京: 中国社会科学出版社。
- 刘欣 2005 “当前中国社会阶层分化的制度基础”,《社会学研究》2005 5: 1—25。
- 李元书 1998 “政治社会化: 涵义、特征、功能”,《政治学研究》1998 2: 18—26。
- 2004 “政治社会化理论的产生、发展和研究领域”,《文史哲》2004 2: 141—145。
- 苗红娜 2014 “国内政治社会化研究三十年述论”,《教学与研究》2014 12: 95—104。
- 沈大伟 2012 《中国共产党: 收缩与调适》,吕增奎、王新颖译,北京: 中央编译出版社。
- 唐睿 2017 “政治吸纳与执政地位——基于 1946—2010 年的跨国分析”,《世界经济与政治》2017 7: 140—153。
- 吴春梅、郝苏君、徐勇 2014 “政治社会化路径下农民工主流意识形态认同的实证分析”,《政治学研究》2014 2: 90—103。
- 王存同 2017 《进阶回归分析》,北京: 高等教育出版社。
- 温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云 2004 “中介效应检验程序及其应用”,《心理学报》2004 5: 614—620。
- 肖存良 2014 “政治吸纳、政治参与、政治稳定——对中国政治稳定的一种解释”,《江苏社会科学》2014 4: 72—79。
- 杨帆、臧秀玲 2014 “论中国共产党对先富群体的政治吸纳”,《山东社会科学》2014 7: 178—181。
- 周旅军 2016 “符号分层: 私营企业主的政治嵌入模式及其地位认同差异——基于 1993—2012 年私营企业调查的实证研究”,《社会发展研究》2016 3: 27—43。
- 琳达·维斯、约翰·M. 霍布森 2009 《国家与经济发展: 一个比较及历史性的分析》;黄兆辉、廖志强译,长春: 吉林出版集团有限责任公司。
- 塞缪尔·亨廷顿 2008 《变化社会中的政治秩序》,王冠华、刘为等译,上海: 上海人民出版社。
- Buendia, J., 1996. “Economic Reform, Public Opinion and Presidential Approval in Mexico, 1988—1993.” *Comparative Political Studies*. 29(5): 566—591.

- Dickson, B. J., 2000. "Cooptation and Corporatism in China: The Logic of Party Adaptation." *Political Science Quarterly*. 115(4): 517 – 540.
- Gélineau, F., 2000. "Explaining Popular Support for Market Reform Programs and their Implementers: A Micro – Level Analysis." XVIII World Congress of the International Political Science Association, Quebec City, August 1 – 5.
- Guiheux, G., 2006. "The Political 'Participation' of Entrepreneurs: Challenge or Opportunity for the Chinese Communist Party?" *Social Research*. 73(1): 219 – 244.
- Kaufman, R. R., and L. Zuckermann, 1998. "Attitudes Toward Economic Reform in Mexico: The Role of Political Orientations." *American Political Science Review*. 92(2): 359 – 375.
- Przeworski, A., 1996. "Public Support for Economic Reforms in Poland." *Comparative Political Studies*. 29(5): 520 – 543.
- Stokes, S. C., 1996a. "Economic Reform and Public Opinion in Peru, 1990 – 1995." *Comparative Political Studies*. 29(5): 544 – 565.
- 1996b. "Introduction – Public Opinion and Market Reforms: The Limits of Economic Voting." *Comparative Political Studies*. 29(5): 499 – 519.
- Tyler, T. R., R. J. Boeckmann, H. J. Smith and Y. J. Huo, 1997. *Social Justice in a Diverse Society*. Boulder, Co: Westview Press.
- Weyland, K., 1998. "Swallowing the Bitter Pill – Sources of Popular Support for Neoliberal Reform in Latin America." *Comparative Political Studies*. 31(5): 539 – 568.

Political Cooptation and Private – Sector Entrepreneurs' Confidence in China's Economic Reform: An Empirical Study Based on the Intermediary Effect Model and IV Regression

Sun Ming & Lü Peng

(Tongji University, Shanghai; Chinese Academy of Social Sciences, Beijing)

Abstract: Departing from the earlier literature that regards confidence in reform as mainly driven by self – interest, this study emphasizes the role of intentional political cooptation in shaping confidence, which includes party – led, administrative and associational cooptation. The authors of this paper further identify two intermediate mechanisms that political cooptation enhances private – sector entrepreneurs' confidence in reform—to uplift their political status and to effectively achieve political socialization. Using the 11th China Private Enterprise Survey (2014) data, this study reveals that those private – sector entrepreneurs who join the CPC after starting their business, and who serve as deputies to the NPC, CPPCC committee members and the leaders of the federations of industry and commerce have higher self – esteem for their political status, are more likely to participate in political education, and thus are more confident in economic reform. The results are robust after using instrumental variable (IV) regression. This study lends support to the argument that political cooptation of private – sector entrepreneurs in China has positive political implications.

Key words: Political Cooptation; Private – Sector Entrepreneur; Political Status; Political Socialization; Confidence in Reform

(责任编辑: 闫 健)