
权势与企业家参政议政

陈 钊 陆 铭 何俊志*

内容提要 本文利用来自广西柳州的企业和企业家调查数据,考察了非公有企业的企业家参政议政的决定因素。我们发现:(1)来自规模大、历史较悠久企业的、年长的企业家更可能成为各级人大代表或政协委员,同时,企业家的性别、教育水平和户籍性质都不显著影响其参政议政的可能性;(2)企业家如果是共产党员或者民主党派党员更可能参政议政,与共产党员身份的企业家相比,民主党派身份的企业家参政议政的概率更高;(3)企业家父母的领导干部身份使其更可能参政议政,其作用介于党员和民主党派身份之间。本文的研究显示,非公有企业的企业家们正在凭借经济实力以及个人的政治身份与家庭背景而获得正式的政治权力。

关键词 企业家 参政议政 政治身份 人大代表 政协委员

一 引言

政治配置经济资源,研究政治体制对理解市场经济体制的运作至关重要。研究中国非公有企业的企业家参政议政的影响因素,是理解这个转型与发展中大国的政治和经济体制未来走向的重要视角。

企业涉足政治(political connections)被认为能够显著提升企业的价值(Fisman, 2001)。例如,企业可以因此而获得更好的税收政策或贷款政策(Faccio, 2006; Khwaja and Mian, 2005)。在发达国家中,企业家及其代理人通过竞选而成为议员,或者以利益集团游说的形式来确保企业的利益,是企业家们以非市场的手段来实现自身意图的重要途径。在转型经济中,除了传统的企业家能力之外,企业家的政治身份显然有助于提高民营企业与政府的交往能力,从而有利于企业发展。Allen等人(2005)认为,中国之所以能够在法律对投资者的保护不完善的情况下取得高速的经济发展,原因在于中国有替代的机制对投资者进行保护。而政治身份可能就是在中国存在的替代法律保护机制之一,并有利于企业获取资源或发展企业(胡旭阳, 2006)。利用中国的企业调查数据,李宏彬等人考察了中国民营企业参政议政的决定因素。他们发现,越是市场制度发育不完善的地方,民营企业就越可能参政议政,因而,参政议政也被视

* 陈钊:复旦大学中国社会主义市场经济研究中心和产业发展研究中心 电子信箱: zhaochen@fudan.edu.cn;陆铭:复旦大学经济学院与社会保障研究中心 电子信箱: lumingfd@gmail.com;何俊志:复旦大学国际关系与公共事务学院 选举与人大制度研究中心 电子信箱: jzhe@fudan.edu.cn

作者感谢教育部新世纪优秀人才支持计划、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国民营企业成长与企业发展的实证研究”(06JJD790007)、复旦大学经济学院 985中国经济国际竞争力创新基地数据库建设项目和上海市重点学科建设项目(B101)的资助。感谢本刊审稿人的意见与建议,以及潘慧和广西柳州市工商联在数据收集过程中提供的帮助。本文一切可能的错误由作者负责。

为在转型国家的市场和制度不完善条件下民营企业家的一种积极的应对措施 (Li et al, 2006)。

然而,一个容易忽略的现象是,随着时间的推移,中国的市场化程度在不断提高,而与此同时非公企业的企业家参政议政的现象却越来越普遍。在 20 世纪 90 年代早期,刚刚成长起来的民营企业有不少借助“戴红帽子 (wearing a red hat) 的方式来寻求政治庇护以及获取当地政府在能源、金融等稀缺资源供应上的支持 (Che and Qian, 1998; Naughton, 1994)。随着非公有企业在政治上的地位越来越高以及外部市场的日益完善,企业就有了摘掉“红帽子”的想法。在中国共产党第十五次全国代表大会上,“以公有制为主体、多种所有制经济共同发展”第一次被确定为中国社会主义初级阶段的基本经济制度。此后,全国各地都出现了摘掉“红帽子”的现象。缺少“红帽子”的民营企业并没有因此与政治划清界限,相反,非公有企业的企业家们开始越来越主动地加入参政议政的行列。《中华工商时报》于 2003 年 12 月 29 日发布了该报评出的“2003 年中国民营经济十大新闻”,其中之一便是“民营企业家的政治之舞拉开序幕”。据该报称,在第十届全国政协委员中,至少有 65 名来自非公有制经济阶层,占有委员的比例至少有 2.9%,人数和比例均超过上届。据温州市工商业联合会的统计,2006 年该市工商联会会员中担任县级及县级以上人大代表、政协委员有 956 人(次),均来自民营企业,比上届增加了 414 人(次),民营企业家的参政议政人数在显著上升。这就是说,来自非公有企业的企业家参政议政,不只是对市场或制度不完善的一种应对行为。

为什么在市场制度日益完善、政治风险也越来越小的时候,中国的非公有制企业参政议政的现象却越加普遍?在解释中国的企业家进入代议机构时,应该注意到,中国选举市场的发育并不充分。在这一背景下,决定什么样的企业以何种方式进入代议机构的因素,显然有着“自上而下”的来自于政治制度和政治性政策的安排。然而,我们也不能否定,在意识形态障碍被清除之后,非公有企业的企业家参政议政也是他们在积聚财富的同时提高政治地位的一种途径,因而带有“自下而上”的特征。基于这样的假设,我们利用来自广西柳州市的企业与企业家调查数据,考察了具有怎样特征的非公有制企业的企业家更可能以人大代表或政协委员的身份参政议政。研究结果显示,首先企业家的政治背景(按重要性依次为:民主党派成员、母亲为领导干部、中国共产党党员)是显著增加企业家参政议政概率的最为重要的因素。其次,企业的实力、企业的历史和企业家的年龄也是企业家参政议政的重要影响因素。相反,企业家的受教育水平以及是否为城市户口对参政议政的概率并无明显影响。

我们的研究显示,企业家个人政治身份与家庭背景以及企业的实力都显著提高了非公有企业企业家参政议政的可能性。如果说企业家个人政治身份与家庭的政治背景都是现有政治制度下一种正式权力的话,那么企业实力则反映了一种正式制度之外的凭借掌握更多资源而取得的一种“权势”。也就是说,当前的政治制度以及现实中的资源分配分别通过正式的和实际的政治权力而影响着未来的政治制度。这就部分地验证了 Acemoglu 等人 (2005) 提出的经济与政治互动的理论。在中国建设社会主义民主政治的过程中,非公有企业的企业家群体参政议政可能影响未来政治体制改革的方向,通过考察非公有企业企业家参政议政的决定因素,有助于我们思考这股力量可能对中国政治和经济体制的未来走向产生怎样的影响。

现有文献对转型与发展中国家的企业涉足政治的经验研究相当之多,这些研究基本上都强调转型与

民营企业可能并不是为了获取政治权力而参政议政,但一个客观的事实是,一旦参政议政之后,正式制度赋予企业家的对政府决策的影响力就提高了,这就使企业家通过参政议政获得了一种正式的政治权力。

与本文中的“权势”相对应的英语词汇是“power”,我们认为这个英语单词更能反映我们想说明的企业家由于家庭的政治背景、企业的资产等因素而具有的一种势力,权衡再三,我们选用了“权势”这个中文表述。

发展中国家的制度或市场不完善使得企业需要涉足政治以谋取利益 (相关的文献概述可参见 Li et al , 2006)。相比之下,与本文密切相关的对中国非公有制企业企业家参政议政的经验研究并不多见,仅有的一篇文章来自于李宏彬等人利用中国民营企业调查数据的经验研究 (Li et al , 2006)。他们发现,越是在制度或市场不完善的地方,民营企业家就越有可能参政议政。与该文相比,我们在调查问卷中区分了企业家在哪一级人大或政协中参政议政,因此本文能够展现影响企业家参政议政的因素是否已经影响到了他们参与较高层次的代议机构。在解释变量中,我们不仅控制了企业家家庭的政治背景(父母是否有领导干部身份),还区分了中国共产党党员与民主党派这两个重要的个人政治身份对企业家参政议政可能性的影响。经验结果发现,这些因素的影响都是显著的,并且家庭政治背景与民主党派的身份有着比中国共产党党员身份更为重要的影响。这一发现表明,企业家的参政议政不仅是共产党员身份在人大和政协中的一种延伸,而且更是对其他民主党派政治开放的一个重要渠道。同时,在西方政治体制下存在的代际之间政治权力传承,似乎在中国的企业家参政议政中也有所体现。

本文的内容安排如下:第二部分简要回顾中国非公有制经济特别是民营企业的政策环境的变化过程,提出我们将要验证的若干假说,第三部分对经验检验所选取的数据加以说明,第四部分是经验研究的结果,最后为结论。

二 背景与假设

中国的非公有经济,特别是民营企业是在制度的夹缝中成长起来的。改革开放之初的 20 世纪 80 年代初期出现的个体户是民营企业的萌芽。1982 年 12 月 4 日,五届全国人大第五次会议通过的《中华人民共和国宪法》第一次承认了个体经济的合法地位,但直到 1988 年,雇工 8 人以上的私营经济才正式取得合法地位。然而,1990 年前后,民营经济的发展再次受到意识形态的干扰,集中表现为关于姓“资”姓“社”的争论,直到 1992 年邓小平同志的南巡讲话之后,中国的民营企业才真正得到快速发展。此后,国有集体企业的转制、民营企业摘除“红帽子”等现象纷纷出现,制度在朝着有利于非公有经济发展的方向变化。1999 年 3 月,九届全国人大二次会议通过的《宪法修正案》,第一次指出“个体经济、私营经济等非公有制经济是社会主义市场经济的重要组成部分”,从法律上保护了民营经济的发展。2001 年 7 月 1 日,江泽民总书记在建党 80 周年大会上的讲话中,第一次把民营企业企业家定位为“有中国特色的社会主义事业建设者”。这被视为民营企业企业家取得政治地位的一个突破。此后,全国有近 600 名个体经营者、民营企业企业家相继当上了劳模,还有的当选为省级的工商联会长,有的甚至参加了省、市中国共产党代表大会。到了 2002 年前后,越来越多的民营企业企业家以“两会”代表的身份参政议政。新华社曾如此报道:“在中共十六大结束后的短短两个月里,一批非公经济人士迅速登上中国政治舞台,其数量之众为新中国成立以来所罕见,有的人获得了较高的职位”。

与李宏彬等人 (Li et al , 2006) 的定义相同,本文也以是否成为各级人大代表或政协委员这一标准来界定企业家的参政议政。在中国,人民代表大会是法定的权力机关,而政协则起到参政议政以及对中国共产党和政府行使民主监督职责的作用。成为人大代表或政协委员就意味着对政策的制定与执行拥

1988 年 4 月,第七届全国人大第一次会议通过《中华人民共和国宪法修正案》,第一条修正案说:“宪法第十一条增加规定:‘国家允许私营经济在法律规定的范围内存在的发展,私营经济是社会主义公有制经济的补充。国家保护私营经济的合法的权利和利益,对私营经济实行引导、监督和管理。’”

新华社北京 2003 年 1 月 22 日电。

有更为直接而有效的影响力。

接下来的问题是,在中国,怎样的非公有企业企业家更可能成功实现参政议政?在理论上,Acemoglu等人(2005)关于经济与政治互动的理论为我们提供了一个可行的分析框架。他们认为,正式的政治制度决定“正式的政治权力”,资源的分配则决定“事实的政治权力”。两者共同决定当前的经济制度与未来的政治制度,并且经济制度又决定当前的经济绩效以及未来的资源分配。与上述理论相对应,我们可以预期,规模较大企业的企业家更可能凭企业的经济实力而拥有更多“事实的政治权力”,从而更可能实现参政议政。我们还可以预期,有着较长历史的企业会更好地区积累与当地政府或官员的关系,因此该企业的企业家也更可能参政议政,这也是李宏彬等人(Li et al., 2006)加以控制的一个解释变量。此外,在现有的政治制度下拥有“正式的政治权力”的企业家也更可能参政议政。在中国,这种正式的政治权力可能来自于家庭的政治背景,如父亲或母亲是干部,也可能来自于企业家自己的中国共产党党员或民主党派身份。

除了理论分析之外,来自现实的观察也有助于我们理解企业家参政议政的影响因素。中国现行的选举制度和操作过程为企业家参政议政提供了至少四条通道。

第一条通道是,无论是直接选举和间接选举产生的代表,还是协商产生的委员,都有可能通过协商渠道而进入人大或政协。在候选人的提名阶段,都存在着一种“各政党和各人民团体联合提名”的通道。在代表选举的准备阶段中,各级人大常委会党组根据代表比例构成的总体要求,提出少数民族、工农、干部、妇女和民主党派等方面的比例要求,主动同党委有关部门协商,并与党委组织部门对拟提出的代表候选人进行摸底排队(蔡定剑,2002)。党委组织部门和统战部门在考虑由组织联合提名的名单时,各民主党派和工商联的成员就是当然的考虑对象。与此同时,由于政协委员的产生主要是由协商的方式进行,而构成政协委员来源的34个界别中,各民主党派、工商联、经济界、农业界和医药卫生界,都是一部分企业家进入政协的主要通道。

第二条通道是,中国各级人民代表大会在进行选区划分时,并没有完全以地域为基础。根据选举法第二十四条的规定,选区可以按居住状况划分,也可以按生产单位、事业单位、工作单位划分。在实际操作中,尤其是在城市,各级人大常委会常常采用的是按系统划分和按地域划分相结合的方式划分选区。所谓按系统划分选区,是指在某一行政区域内客观上就存在着职工数量众多的企业集团,在进行选区划分时,选举机构常常将一些大型的企业集团直接划分为一个或数个选区;所谓按地域划分选区,是指纯粹按照选民的户口所在地或居住地而划分选区。在一些大型企业集团比较集中的地区,单位选区常常会占相当大的比例。对于本级政府直属的大型国有企业集团,各级选举委员会也常常会将他们划分为国资、金融、贸易、交通等系统选区,从而使得这些系统选区的代表性一般都要大于以地域为基础而划分的选区。近年来,中国出现了大量的经济开发区,开发区的最大特点就是企业的密集。由于开发区中的企业常常既无主管单位,又大多是非国有经济,而且也与街道或乡镇没有隶属关系,在选举的时候常常被划分为单位选区或以居住地为基础的选区。这种将非国有企业密集的地方单独划分为选区的做法,就在客观上为一些非国有企业的负责人,尤其是一些大型的非国有企业负责人进入代议机构提供了方便。

第三条通道是,选举名额确定的双层操作模式,使得一些基层领导人主动为企业负责人进入代议机

关于人大和政协的更为详细的背景性介绍可参见 Li等(2006)。

作为执政党的中国共产党为了解决代表的广泛性问题,对人大或政协成员的党派构成比例有一定的要求。例如,在1987年中共中央统战部、全国人大常委会办公厅印发《关于县级人大、政协换届中党外人士比例下降情况的报告及意见》的通知中就正式确认:县级人大中党外代表所占比例,原则上应与上届相同(35%);县级政协换届中,应继续按政协委员中国共产党党员最高不超过40%,党外人士不低于60%的规定执行(程子华,1990)。

构提供了更大的方便。所谓名额确定的双层操作模式是指,在某一级的人大代表选举时,该级的人大常委会只负责确定下属各行政区域的代表名额数量和大致的构成比例,下一级的党委和人大常委会则负责具体落实。例如,在选举省级人大代表时,省级人大常委会只是将名额和构成比例分配到下属的各县市。各县市的领导班子在具体落实过程中,在提出候选人环节有比较大的空间。例如,在某县选举省级人大代表的过程中,县级党委和人大常委会只需落实两个方面的指标,一是将上级党委分配到本县的候选人作为组织联合提名的候选人推荐给主席团;二是代表的总体结构符合比例要求。除上级党委要求推荐的人选外,县级党委和人大常委会则主要是根据本地政治和社会经济发展的需求来提名推荐候选人的。正是在这一环节中,一些地方的领导人常常为了留住一些纳税大户,或者是激励那些为本地的社会经济发展做出贡献的企业负责人,而倾向于将他们也作为推荐的候选人。

当然,上述的三条通道并没有完全涵盖企业家进入代议机构的全部渠道。例如,一些不能够单独被划分选区的中小企业,其负责人也有可能在一社区中具有重要影响,而被社区组织或居民推荐为候选人甚至选举为代表。但是,相对于前述的三条主要通道而言,中小企业的负责人显然更加缺少被提名或者被选举为代表的机会,尤其是当一些地方的选举机构将中小企业与大企业捆绑为一个选区时,小企业的负责人常常很难有机会通过选票而进入代议机构。

上述几条通道都在客观上更加有利于在资金和人员规模上占优势的大型企业的负责人参政议政。由于国有企业和非国有企业都存在着相对独立的通道,因此企业本身的所有制属性并不构成影响二者进入代议机构的因素,这一点在我们的研究中也证实。

在企业家个人的政治资本方面,党派属性是决定其能否进入政治系统的重要影响因素。这是因为,具有党派属性的企业家在企业特征之外新增了政治可靠性的特征,同时也更为有利于相关机构处理代表构成比例问题。因此,具有中国共产党党员身份的企业家,就可能会比不具有党派身份的企业家更有可能进入代议机构。但是,由于中国共产党党员在各级人大中有不超过 65%,在各级政协中不超过 40%的比例约束,由此会导致那些具备民主党派身份的企业家进入这些机构的可能性会大于中国共产党党员身份的企业家。

此外,中国的《中华人民共和国全国人民代表大会和地方各级人民代表大会代表法》为代表的身份设定了某些抽象的义务,如模范地遵守宪法和法律,保守国家秘密,在自己参加的生产、工作和社会活动中,协助宪法和法律的实施。在选举过程中也一直就有对候选人的背景进行排队摸底的做法,选举结束之后还有代表的资格审查。这三道门槛的存在可能也会导致资历、年龄和家庭背景等因素成为影响某些企业家能否进入的影响因素。

三 数据

本文使用的数据来自于复旦大学 2006年在广西柳州市展开的企业与企业家调查,问卷由广西柳州市工商联以匿名方式发放与回收。柳州下辖六县四区,此次调研主要集中在 4个城区和柳江、鹿寨、柳城 3个县。在被调研的县区中,4个城区分别发放 250份问卷,3个县的情况是:鹿寨县 20份,柳江县 20份,柳城县 10份,县区总共发放 1050份。县与城区的问卷发放数量按各自企业数量的比例确定,因而并不相同。调查过程共回收 1017份问卷,去除空白问卷后剩余有效问卷共 831份。在问卷中我们收集了有关企业家和相应企业的信息。企业家信息包括性别、年龄、政治面貌(是否党员、民主党派成员)、教育程度、户籍、家庭背景(父亲或母亲是否为官员)等,企业信息包括企业的注册资本、所有制性质、企业

历史、财务表现以及员工的信息等。

根据研究需要,我们将被解释变量设为企业家担任人大代表或政协委员的级别。在作为有效样本的831位企业家中,担任各级人大代表或政协委员的人数为144位,占有效样本的17.33%,其具体分布见表1。

表1 企业家担任各级人大代表或政协委员的人数和比例

是否是各级人大代表或政协委员	全部样本		非国有企业	
	人数	比重 (%)	人数	比重 (%)
不是	687	82.67	628	82.41
乡镇一级	42	5.05	38	4.99
县区一级	56	6.74	53	6.96
地市一级	43	5.17	40	5.25
省级	3	0.36	3	0.39
全国	0	0	0	0
合计	831	100.00	762	100.00

说明:本表全部样本数为831个企业,包括了没有报告所有制类型的企业。

哑变量,男性为1,女性为0;(4)教育,为了表示每一种教育程度的影响,我们根据企业家的教育程度,以小学以下为基准,分别设了6个哑变量,分别表示从小学到研究生的不同教育程度;(5)户籍哑变量,以农村户籍为1,城镇户籍为0;(6)家庭背景,我们分别定义了企业家父母双方的身份哑变量,如果父母迄今为止的级别高于军队中的尉官(排连级)或者行政级别中的县处级以上,则政治身份哑变量为1,否则为0。

在表2中我们对非国有企业家中参政和未参政的样本进行了描述性统计,并比较了两者的均值(或比例)。我们发现,在企业规模、企业历史、企业家政治面貌方面,企业家参政议政的样本均值(或比例)都明显高于全体样本。与未参政议政企业相比,参政议政企业的注册资本与雇用人数将近前者的3倍,企业历史也平均超出3年。参政议政企业家的年龄要比未参政议政企业家大4岁多,特别突出的是,参政议政企业家中党员的数量是未参政议政企业家的将近两倍,而参政议政企业家中政协委员的数量却是未参政议政企业家的10多倍。也就是说,民主党派身份的非国有企业企业家参政议政的可能性相当之高,这很可能是因为,由于对中国共产党党员在各级人大与政协中的比例有所限制,而非国有企业之外已经有相当比例的中国共产党党员参政议政,这就导致非国有企业中,那些具有民主党派身份的企业家比中国共产党党员身份的企业家更可能获得参政议政的机会。

当然,上述粗略的统计描述所包含的信息是有限的,我们将在下一节借助计量模型来考察非国有企业中企业家参政议政的决定因素。

在报告了所有制类型的783个企业中,有762个属于非国有企业,其中,企业家参政议政的比例为17.59%。在非国有企业样本中,有389个企业为私营企业,这些私营企业家参政议政的比例为14.1%,其他非国有企业373个,企业家参政议政比例为21.2%。

表2给出了非国有企业的企业与企业家相关信息。第一组的企业特征变量包括企业的注册资本、雇用人数和企业历史。另一组关于企业家特征的变量包括:(1)企业家的年龄;(2)企业家的政治面貌,我们分别定义了企业家是否是中国共产党党员和是否是民主党派党员两个哑变量;(3)性别

我们的样本中包括了3位外籍或港澳台企业家,这部分样本在做计量模型时没有被包括进去。

表 2 非国有企业企业家参政和未参政样本的比较

变量	参政样本		未参政样本		两组样本比较
	样本量	均值 (比例)	样本量	均值 (比例)	均值 (比例)之差
1. 企业特征					
企业注册资本 (万元) <i>capital</i>	126	645.774	572	234.162	411.611***
企业雇用人数 <i>employment</i>	121	160.141	545	58.958	101.183***
企业历史 <i>year</i>	126	10.524	572	7.371	3.153***
2. 企业家特征					
年龄 <i>age</i>	132	46.152	590	41.608	4.543***
政治面貌					
中国共产党党员 <i>party</i>	143	0.403	628	0.218	0.185***
民主党派 <i>otherparty</i>	134	0.052	628	0.003	0.049***
男性 <i>male</i>	134	0.821	605	0.769	0.052
教育					
小学 <i>edu2</i>	134	0.045	628	0.014	0.030**
初中及初中中专 <i>edu3</i>	134	0.164	628	0.161	0.003
高中及高中中专 <i>edu4</i>	134	0.201	628	0.242	-0.041
大专 <i>edu5</i>	134	0.381	628	0.331	0.049
本科 <i>edu6</i>	134	0.172	628	0.193	-0.021
研究生 <i>edu7</i>	134	0.030	628	0.021	0.009
农村户籍 <i>rural</i>	134	0.075	628	0.083	-0.008
家庭背景					
父亲为官员 <i>fatherrank</i>	134	0.082	628	0.064	0.018
母亲为官员 <i>motherrank</i>	134	0.030	628	0.014	0.016

说明: **和 *分别表示两组样本的均值之差在 1%和 5%水平上显著异于 0。

四 经验结果

本文模型的被解释变量是非公有企业的企业家参政议政的级别。由于问卷收集的数据中,担任人大代表或政协委员的企业家从乡镇一级、县区一级、地市一级到省级的都有,问卷中的级别代码也表明了级别的高低,因此,我们的计量模型采取了用于有序离散被解释变量的 Ordered Probit模型。

根据理论假设,我们的计量模型包含了两类解释变量:一类解释变量衡量企业特征,包括企业注册资本、雇用人数以及企业历史;另一类解释变量衡量企业家的个人及家庭特征,包括企业家的年龄、政治面貌(中国共产党党员或民主党派成员)、性别、教育程度、户籍特征以及家庭背景(父亲或母亲是否为官员)。上述变量在 Li等人的研究中基本都被控制,但也有两个例外。其一是政治面貌,与 Li等人的研究

在李宏彬等人(Li et al., 2006)的研究中,企业历史与企业家经验都显著影响企业家参政议政,但本文选择了企业家工作年限、本行业工作年限、本企业工作年限、本岗位工作年限等多种企业家经验的定义,都没有发现企业家经验对其参政议政有显著影响,因而在以下的计量分析中,我们没有包括企业家经验这一变量。

相比,本文不仅控制了企业家的中国共产党党员身份,而且还控制了民主党派身份,因为民主党派是中国参政议政的一股主要力量。其二,本文还在计量模型中控制了家庭背景,即父母亲是否为一定级别的政府或军队的官员,借此我们想考察企业家的参政议政是否与其父母的政治地位密切相关。

表 3 的方程 (1) 是一个包含了所有样本企业和表 2 所列的所有解释变量的 Ordered Probit 模型,其中,企业注册资本取了对数。惟一被省略的解释变量是企业的雇用人数,因为企业的雇用人数和企业的注册资本都表示企业的规模,同时控制两者使多重共线性问题较为严重。此外,由于年龄的平方项在我们的计量结果中并不显著,因此,没有放入这一变量。方程 (2) 是一个仅包含非国有企业样本的 Ordered Probit 模型。由于性别、教育、户籍、父亲的级别这些变量都不显著,因此,我们检验了所有这些解释变量的系数同时为零的零假说, Wald 检验的结果是 $\chi^2(9) = 9.32, Prob > \chi^2 = 0.4087$, 因此,不能拒绝不显著的解释变量的系数同时为零的零假说。于是,我们将这些解释变量去掉,得到了方程 (3), 剩余的变量均在 10% 水平上显著,而且系数的值与方程 (2) 相比变化也不大。事实上,进一步考察原始数据后,我们发现,凡是母亲是领导干部的家庭,父亲也一定是领导干部。因此,母亲的干部身份事实上也代表了父亲的干部身份,当我们仅控制母亲(事实上也是父母两人)的干部身份时,这一变量在方程 (3) 中是显著的。方程 (4) 仅包含私营企业样本,其他与方程 (3) 相同。

表 3 企业家参政议政的决定因素

	(1)全部企业		(2)非国有企业		(3)非国有企业		(4)私营企业	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<i>lncapital</i>	0.157	0.033***	0.149	0.034***	0.143	0.033***	0.180	0.056***
<i>year</i>	0.015	0.007**	0.018	0.008**	0.018	0.008**	0.057	0.014***
<i>age</i>	0.030	0.007***	0.030	0.008***	0.030	0.007***	0.023	0.010**
<i>party</i>	0.303	0.126**	0.328	0.130**	0.363	0.124***	0.664	0.195***
<i>otherparty</i>	1.313	0.366***	1.251	0.367***	1.239	0.364***	1.128	0.646*
<i>male</i>	-0.064	0.144	0.014	0.151				
<i>edu2</i>	0.966	0.657	1.034	0.681				
<i>edu3</i>	0.277	0.564	0.282	0.581				
<i>edu4</i>	0.159	0.556	0.111	0.572				
<i>edu5</i>	0.371	0.552	0.306	0.567				
<i>edu6</i>	0.193	0.560	0.173	0.575				
<i>edu7</i>	0.808	0.632	0.546	0.661				
<i>rural</i>	0.020	0.229	-0.032	0.241				
<i>fatherrank</i>	0.132	0.258	0.217	0.266				
<i>motherrank</i>	0.717	0.441	0.498	0.466	0.664	0.393*	1.049	0.571*
观察点	700		641		646		343	
对数似然值	-445.908		-413.822		-418.336		-174.5976	
伪 R ²	0.097		0.095		0.088		0.151	

说明: *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 水平上显著。

我们在计量模型中也曾经控制过企业是否是国有企业的所有制哑变量,但我们发现这个变量并不显著,这可能是因为我们的样本中属于国有性质的企业非常少,也可能是因为现实中,企业的所有制的确不是一个重要的影响企业家政治身份的因素。于是,我们在模型中舍去了企业所有制变量。类似的,尽管我们的数据显示,私营企业家和其他非国有企业企业家参政议政的比例相差 7%,但是在我们的回归结果中,加入私营企业哑变量,该变量的显著程度为 0.93 与 0.958 (p 值), 同样说明不同所有制企业的企业家参政议政是由所有制相关的其他因素决定的。

在 Ordered Probit模型中,对于居中的被解释变量取值(在本文中,被解释变量取 2、3或 4),系数的符号并不总是与特定的解释变量取值下某个解释变量的边际效应的方向一致(Wooldridge, 2002),因此,为了能够更为直观地获得每一种因素对民营企业企业家参政议政的影响,我们基于方程(3)计算了每一种显著的影响因素的边际效应,结果参见表 4。

表 4 民营企业企业家参政议政的影响因素的边际效应

	是否是各级人大代表或政协委员				
	不是	乡镇一级	县区一级	地市一级	省级
基准	0.8110	0.0579	0.0807	0.0481	0.0023
资本 = 2 * 均值	0.7830	0.0636 [@]	0.0918 [@]	0.0585 [@]	0.0031 [@]
企业历史 = 均值 + 1	0.8060	0.0589 [@]	0.0827 [@]	0.0499 [@]	0.0024 [@]
年龄 = 均值 + 1	0.8027	0.0596 [@]	0.0840 [@]	0.0511 [@]	0.0025 [@]
中国共产党党员	0.6980	0.0778 [@]	0.1236 [@]	0.0940 [@]	0.0066 [@]
民主党派	0.3605	0.0927 [@]	0.2030 [@]	0.2890 [@]	0.0548 [@]
父母是领导干部	0.5863	0.0901 [@]	0.1594 [@]	0.1494 [@]	0.0148 [@]

说明: 基准是基于资本、企业历史和年龄均取均值,其他哑变量取 0。当资本取均值时, $\ln capital = 5.749$,企业历史的均值是 8.003,年龄的均值是 42.502。这时, $\ln capital = 6.442$ 。@表示数值相对于基准有所上升。

这说明,在成为人大代表或政协委员时,企业与企业家“资历”都是重要的。不过,与资本翻番相比,企业或企业家的“资历”增加一年对于企业家参政议政的作用明显较小。

第二,企业家个人的共产党员或民主党派成员身份显著提高其参政议政的可能性,并且民主党派身份的作用大于共产党员身份的作用。由表 4可知,与基准类型的非党员企业家相比,获得党员身份将使该企业家成为各级人大代表或政协委员的可能性增加 0.43%到 4.59%,而民主党派身份则能够使该企业家成为各级人大代表或政协委员的可能性增加 3.48%到 24.09%。平均来看,民主党派身份的作用相当于党员作用的 5倍。这一结果与现行的政治体制运作机制有关。具体而言,一方面党派属性增加了企业家个人的政治可靠性,另一方面,由于以企业家之外其他身份参政议政的成员中,党员比例已经较高,而作为执政党的中国共产党又对人大或政协代表中党员的比例有所限制,因此民主党派成员要比中国共产党党员更容易以企业家的身份参政议政。

第三,企业家个人的家庭背景是影响其参政议政的重要因素。由图 1可知,父母的干部身份对于企业家参政议政的作用大致介于民主党派成员和党员的作用之间。具体而言,与基准情形相比,父母的干部身份使企业家成为各级人大代表或政协委员的可能性增加 1.25%到 10.13%。综合以上三点,我们不难发现,与企业注册资本翻番、企业历史或企业家年龄增加一年相比,父母的干部身份、个人的中国共产党党员或民主党派成员身份这些与正式政治权力相关的因素对非国有企业企业家参政议政的可能性影响更大。

第四,企业家的性别、教育水平和户籍性质对其参政议政可能性没有显著影响。在李宏彬等人(Li et

图 1更为直观地表述了上述边际效应的大小,其中右图复制并放大了左图中位于下方的三条曲线。基于这些结果,我们可以得到如下结论。

第一,来自历史较长的大企业的企业家更可能成为各级人大代表或政协委员。与参照的基准企业相比,企业注册资本提高 1倍,企业家成为各级人大代表或政协委员的可能性将增加 0.08%到 1.11%。这就在一定程度上验证了 Acemoglu 等人(2005)所提出的,资源分配通过影响实际的政治权力而改变政治制度的观点。企业历史或企业家年龄每增加一年对提高企业家参政议政可能性的作用较为接近

如果我们把父母的干部身份换成父亲的干部身份,这一变量并不显著,尽管其符号还是正的。一个可能的解释是,仅仅父亲一方的干部身份还不足以明显影响下一代参政议政的可能性。

al, 2006)的研究中,民营企业家拥有更高的教育水平会显著增加其成为政协委员的可能性,而农村户口则显著增加其成为人大或政协代表的可能。但是,本文的研究在这一点上却得到不同的结果,企业家的教育水平与户籍性质都对企业家参政议政的作用不显著。

第五,与其他类型的非公有企业相比,私营企业企业家参政议政的影响因素基本相同。如表 3 所示,当我们仅仅选取私营企业样本时,控制变量的显著性与符号均未发生变化。

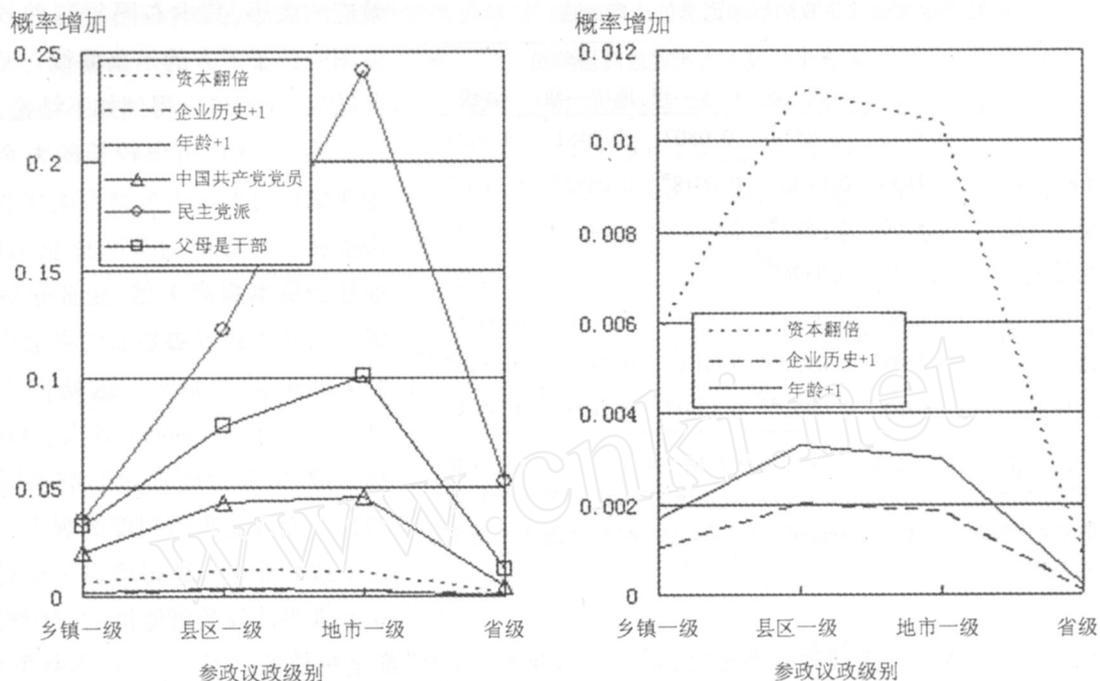


图 1 参政议政影响因素的边际效应

五 结论

中国在转型过程中,非公有企业企业家的参政议政不能仅仅解释为转型国家市场或制度不完善条件下企业家的一种积极应对的行为,这是因为,伴随着中国市场化程度的日益提高,来自非公有企业企业家的参政议政现象却越来越普遍。

本文利用来自广西柳州的企业与企业家调查数据,考察了非公有企业企业家参政议政的决定因素。我们发现:

(1)来自历史较长、规模较大的企业的企业家更有可能成为各级人大代表或政协委员,而企业家的性别、教育水平和户籍性质对其是否参政议政的影响并不显著;

(2)企业家个人的共产党员或民主党派成员身份能显著提高其参政议政的可能性,并且民主党派身份的作用约为共产党员身份作用的 5 倍;

(3)企业家个人的家庭背景也是影响其参政议政的重要因素,父母亲具有领导干部身份的企业家更可能成为各级人大代表或政协委员。

上述结果说明,企业家个人的政治身份和家庭背景作为“正式的政治权力”,以及企业的经济实力和历史作为“实际的政治权力”都有助于他参政议政,从而获得更多的由正式的政治制度所赋予的政治权力。也就是说,非公有企业的企业家参政议政是企业家利用自身权势获取正式政治权力的过程。这就在世界经济 * 2008年第(期) · 48 ·

一定程度上验证了 Acemoglu 等人 (2005) 提出的关于经济与政治互动理论的部分观点, 即正式的政治制度决定正式的政治权力, 资源的分配决定事实的政治权力, 两者又共同决定未来的政治制度。

研究非国有企业企业家参政议政的影响因素, 有助于我们理解这个转型与发展中大国经济、政治的未来走向。企业家参政议政是中国转型与发展中的新生事物。中国在经历了近 30 年的改革之后, 面临着一个非常大的困境, 那就是经济分权加政治集权的体制, 在这个体制下, 地方政府拥有制定经济政策的权力, 同时, 地方政府官员又必须接受来自于上级的考核, 而考核的主要指标是当地的 GDP 增长率, 因此, 这种“对上负责”的体制的负面影响是地方政府的官员忽视了来自于普通百姓的需求 (王永钦等, 2007)。企业家 (特别是非公有企业的企业家) 参政议政是中国在坚持共产党领导的政治体制下出现的积极趋势, 这能够使得政策的制定更多地受到来自于新生力量的影响。通常认为, 教育水平的提高有助于改进民主政治的质量, 但是, 我们的研究发现, 现有的企业家参政议政模式更多地吸纳了来自于大企业的经济精英, 而不是具有高层次教育背景的知识精英, 同时, 我们也发现, 父母一代的政治权力也可以通过子代企业家的参政议政而得以传承。这样的企业家参政议政模式可能使得获得了政治权力的企业家更多地代表在政治和经济上拥有权势的阶层的利益, 这是建设中国特色社会主义的进程中需要加以注意的问题。

参考文献:

- 蔡定剑 (2002): 《中国选举状况的报告》, 北京: 法律出版社。
- 程子华 (1990): 《关于全国县级直接选举工作的总结报告》, 载全国人大常委会办公厅研究室 (编): 《中华人民共和国人民代表大会文献资料汇编: 1949 - 1990》, 中国民主法制出版社。
- 胡旭阳 (2006): 《民营企业家的政治身份与民营企业的融资便利——以浙江省民营百强企业为例》, 《管理世界》第 5 期。
- 王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭 (2007): 《中国的大国发展道路——论分权式改革的得失》, 《经济研究》第 1 期。
- Acemoglu, D.; Johnson, S and Robinson, J. “Institutions as A Fundamental Cause of Long - Run Growth,” in P. Aghion and S N. Durlauf, eds, *Handbook of Economic Growth* Elsevier B. V.: Vol 1A, 2005, pp. 385 - 472.
- Allen, F.; Qian, J. and Qian, M. “Law, Finance, and Economic Growth in China” *Journal of Financial Economics*, 2005, 77, pp. 57 - 116.
- Che, J. and Qian, Y. “Institutional Environment, Community Government, and Corporate Governance: Understanding China's Township - Village Enterprises” *Journal of Law, Economics, and Organization*, 1998, 14(1), pp. 1 - 23.
- Faccio, M. “Politically Connected Firms” *American Economic Review*, 2006, 96(1), pp. 369 - 386.
- Fisman, R. “Estimating the Value of Political Connections” *American Economic Review*, 2001, 91(4), pp. 1095 - 1102.
- Khwaja, A. I and Mian, A. “Do Lenders Favor Politically Connected Firms? Rent Provision in an Emerging Financial Market” *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(4), pp. 1371 - 1411.
- Li, Hongbin; Meng, Lingsheng and Zhang, Junsheng “Why Do Entrepreneurs Enter Politics? Evidence from China” *Economic Inquiry*, 2006, 44(3), pp. 559 - 578.
- Naughton, B. “Chinese Institutional Innovation and Privatization from Below.” *American Economic Review*, 1994, 84(2), pp. 266 - 270.
- Wooldridge, J. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, 2002.

(截稿: 2008年 3月 责任编辑: 李元玉)