

高管政治身份影响民营企业加成率吗？

——来自中国上市企业的微观证据

李宏亮¹ 谢建国²

(1.南京财经大学 国际经贸学院,江苏 南京 210023;2.南京大学 经济学院,江苏 南京 210093)

摘要:本文利用1999~2007年中国工业企业与上市企业匹配数据探究高管政治身份对民营企业加成率的影响。研究发现:高管政治身份有助于民营企业获取更多的稀缺资源并改善契约实施环境,从而对外部融资依赖度和契约密集度较高行业中的企业加成率有促进作用;但高管政治身份也存在阻碍研发投入等效率减损效应进而对企业加成率有抑制作用;两种截然相反的作用效果导致高管政治身份对民营企业加成率的综合影响不确定且呈现明显的行业差异。此外,人大代表类和省级以上政治关联对民营企业加成率的影响显著,而政府官员类和市县级政治关联的影响不稳健。进一步的中间机制检验表明,边际成本和研发创新变动是高管政治身份影响民营企业加成率的可能渠道。本文研究为高质量发展背景下构建新型政商关系提供了一定的理论依据。

关键词:政治关联;加成率;民营企业;资源获取;契约保护

中图分类号:F272.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2020)06-0035-12

一、引言

改革开放四十多年来,中国经济持续快速发展,目前经济总量已稳居世界第二位。然而,在经济迅猛增长的同时,中国的法律、产权保护和金融等制度体系建设相对滞后,并且在市场化改革过程中,中国选择了以政府为主导的市场化改革模式^[1],政府对市场的行政干预较多,各级政府控制和掌握着重要资源的分配权,导致企业在经营发展过程中面临产权契约难以得到有效保护、融资困难以及关键生产要素稀缺等诸多困扰^①。在此背景下,企业纷纷热衷于建立与政府的密切联系。与国有企业高管大多由各级政府任命或官员担任方式不同,越来越多的民营企业通过争取当人大代表或政协委员、邀请离退休官员进入高管团队或担任企业顾问、社会捐赠等方式以获得政治身份及政府的关注。据统计,在新一届全国政协委员工商联代表65人中,有超过半数的代表来自民营企业;在全国工商联副主席21人的任职名单中,有11人是民营企业家^②。作为对正式制度体系不足的一种非正式替代机制,民营企业希望通过密切与政府的联系以获得政府在资源分配、产权契约以及政策扶持上额外的关注与保护,以此克服法律和契约制度不完善、产权保护欠缺以及市场准入歧视等阻碍企业发展的市场不

收稿日期:2020-01-07

作者简介:李宏亮(1985—),男,安徽合肥人,南京财经大学国际经贸学院讲师,博士;

谢建国(1973—),男,湖南耒阳人,南京大学经济学院教授,博士生导师。

完备因素,获取重要政治资源^{[2][3]}。那么,民营企业利用高管政治身份获得的关键资源和契约保护是否会对企业经营活动和竞争能力产生影响?其影响机理与路径如何?为此,本文从加成率视角探讨高管政治身份与民营企业经营发展的内在联系。在中国持续推进经济转型的背景下,本文研究对于进一步深化经济体制改革以及提升民营企业竞争力具有较强的理论意义和实践价值。

世界上许多国家尤其是经济转型国家都普遍存在政治关联现象^[2]。学术界对此进行了大量研究。一部分研究发现,与发达国家相比,经济转型国家由于在市场准入、产权保护以及司法等制度体系建设方面相对滞后,因此,建立和强化与政府的紧密联系成为企业消除制度障碍、降低经营风险以及获取稀缺生产要素的重要手段^[4]。更多的研究围绕政治关联与企业经营业绩、融资便利和政策优惠等方面的关系展开。Fisman(2001)利用上市公司数据建立政治关联指标研究高管从政经历对企业经营业绩的影响,研究发现高管的从政经历显著提高了公司价值^[5];Li等(2008)研究发现政治联系为中国民营企业获得了更多的银行贷款和司法保护,从而对企业经营业绩有促进作用^[6];余明桂和潘红波(2008)的研究表明,政治关联有利于民营企业获得银行贷款,并且在制度环境越落后的地区,这种促进效应越明显^[7];余明桂等(2010)、于蔚等(2012)的研究认为,与政府建立密切联系的民营企业能够获得更多的融资、税收优惠和补贴等政策扶持,从而可以缓解融资约束、改善经营业绩^{[8][9]};陈爽英等(2020)的研究发现,因政治关联获取的信贷融资等关键资源对民营企业研发投资具有U型影响^[10]。近期的文献考察了政治关联对企业契约实施环境和贸易的影响。王永进和盛丹(2012)利用世界银行调查数据研究发现,政治关联能够改善企业的契约实施环境进而促进企业经营发展^[11];Ding等(2018)利用中国上市企业和海关贸易合并数据研究表明,政治关联有助于企业获得外部融资、提高契约执行效率,进而对外部融资和制度依赖性较高行业中的企业出口有促进作用^[12]。

与本文密切相关的另一部分文献是关于企业加成率决定及其影响因素的研究。早期的研究大多从市场竞争角度讨论企业需求优势与加成率之间的关系,并且一致认为市场竞争程度加剧将显著降低企业加成率^[13]。随着企业层面投入产出数据的可获得性增强,更多的文献从供给角度研究企业加成率的测算及其影响因素。例如,Hall(1988)利用投入产出数据测算了行业层面的加成率^[14];De Loecker和Warzynski(2012)在此基础上通过构建超越对数生产函数,测算了企业层面的成本加成率^[15];Kugler和Verhoogen(2012)分析了产品质量对企业加成率的影响,研究发现,产品质量有利于企业获得竞争优势进而促进加成率提升^[16]。针对中国企业的研究,一部分学者如盛丹和王永进(2012)、刘啟仁 and 黄建忠(2015)等研究发现,中国出口企业的加成率水平普遍低于非出口企业,并且认为贸易政策扭曲、市场分割以及企业内部过度竞争是产生这一“悖论”的重要原因^{[17][18]}。此后,学者们围绕贸易自由化、劳动力成本等视角对企业加成率的影响因素展开研究并得出诸多有益的结论^{[19][20]}。

上述有关政治关联与企业经营绩效的关系以及企业加成率决定因素的文献为本文研究奠定了深厚的基础。但是,当前研究仍存在进一步拓展和改进的空间,主要表现在:首先,已有文献大多从稀缺资源获取、产权契约保护或效率损失等单一角度考察政治关联对企业绩效的影响,鲜有研究同时将三者纳入统一分析框架并进行量化考察;其次,大多文献使用公司价值、资产报酬率、技术创新以及生产效率等指标衡量企业经营绩效,鲜有研究剖析政治关联对民营企业竞争能力的影响及其作用机理。鉴于此,本文利用1999~2007年中国工业企业与上市企业匹配数据,以高管团队中现在或者曾经担任各级政府官员或人大政协委员以及在军队任职来识别民营企业高管是否具有政治身份,实证分析高管政治身份与民营企业加成率之间的关系。本文可能的边际贡献在于:(1)在研究视角上,当前从政企关系视角探究对企业成本加成率的影响文献较为缺乏,由于加成率反映了企业的市场地位和竞争状况,因此,分析二者的内在联系对于提高企业竞争能力具有重要意义;(2)在研究内容上,本文构建行业外部融资依赖度和契约密集度指标,同时考察高管政治身份的资源获取和契约保护效应对民营企业加成率的综合作用,并且从多个角度进行稳健性分析,从而使得研究结论更为丰富,拓展和深化了现有研究;(3)在研究策略上,本文选用中国工业企业与上市企业匹配数据,综合运用倾向得分匹配和工具变量等方法处理内生性问题,较为准确地识别高管政治身份与民营企业加成率之间的因果

关系,使得研究结论更为可信。

本文余下安排为:第二部分是理论分析与研究假设;第三部分是研究设计与数据说明;第四部分是实证结果与分析;第五部分是稳健性分析;第六部分是影响机制检验;最后一部分是全文总结及政策启示。

二、理论分析与研究假设

当前中国正处于经济转型和市场化改革攻坚期,相对于市场经济发达国家而言,在法律制度、产权保护以及金融体系建设等方面仍然不够完善,制约了民营企业的经营发展。大量文献研究表明,民营企业寻求建立政治关联的目的在于获取更多的信贷融资等重要经济资源以及克服法律、产权保护等不完善带来的契约保护缺失和发展瓶颈,以期改善企业经营业绩、提高市场竞争力。作为反映企业动态竞争能力的重要标志,企业加成率的外在表现为产品价格对其边际成本的偏离,从理论上来说,任何引起产品价格或者边际生产成本变动的因素都有可能引起企业加成率的变化。本文认为,高管政治身份对民营企业加成率的影响主要表现在以下三个方面:

首先,高管政治身份通过促进民营企业获取更多的稀缺资源影响企业加成率。既有研究表明,高管政治身份能够为民营企业带来融资便利和税收优惠等发展所需的关键资源^{[2][8]},缓解企业融资约束,即资源获取效应。由于融资约束的存在,即使面临良好的投资机会,企业也无法为其研发和固定资产投资提供有效的融资支持,由此产生资源配置扭曲并制约企业研发创新以及生产效率提升。高管政治身份的资源获取效应可以为民营企业获得廉价的信贷和财税资金支持,有利于企业扩大生产规模和研发投资,促进生产效率提高和单位生产成本下降,进而有助于政治关联企业获得较高的市场地位和加成率水平。

其次,高管政治身份通过提高产权保护和改善司法执行效率影响民营企业加成率。研究表明,政治关联有助于改善司法执行环境,使得企业产权和契约能够得到有效保护,进而促进企业经营发展,即契约保护效应。长期以来,我国民营企业的产权和契约一直未得到有效保护^{[11][21]},容易造成投资的无效率从而阻碍企业发展。通过高管政治身份建立与政府的密切关系,一方面,能够减少和避免企业在生产经营过程中可能遭受的诸如政府乱摊派、市场竞争者非法侵犯产权等的权益侵害;另一方面,能够通过改善契约实施环境降低契约签订后被“敲竹杠”的风险以及中间产品的投入成本,促进企业增加资本等专用性投资,进而有利于企业改进生产技术、获得比较优势^[22],以此提高生产效率和竞争能力。

最后,高管政治身份在对民营企业加成率产生正向影响的同时,也存在引起加成率下降的负向效应,主要表现为管理效率下降和抑制研发投入,即效率减损效应。为了建立和维护与政府官员的密切联系,民营企业往往需要承担诸如过度就业等政策性负担以及寻租等政治关联成本,导致企业的非生产性支出大幅增加,对企业研发投入等生产性活动具有挤出效应^[23],进而引起民营企业创新乏力。此外,民营企业高管还需耗费大量的时间和精力用于维持与政府官员的“良好关系”,导致高管团队无暇顾及企业的日常经营管理,这无疑也会引起企业管理效率下降。因此,效率减损效应不利于民营企业研发投入和管理效率提高,进而抑制民营企业加成率提升。综上分析,本文提出待检验假设:

H1:高管政治身份对民营企业加成率存在资源获取、契约保护和效率减损三种效应,其综合影响取决于上述效应的共同作用。

由以上分析可知,高管政治身份带来的资源获取和契约保护效应能够通过缓解融资约束和改善契约环境激励民营企业加大研发投入和改进生产技术,促进企业创新产出和生产效率提高。Melitz和Ottaviano(2008)等的研究表明,生产效率越高的企业通常具有越低的边际生产成本^[24],进而对民营企业加成率具有正向促进作用;而效率减损效应则通过研发投入的“挤出效应”和管理效率下降抑制民营企业加成率提升。可见,高管政治身份的上述三种效应可以通过边际成本和研发创新等路径影响民营企业加成率。据此,本文提出待检验假设:

H2:高管政治身份通过边际成本和研发创新渠道影响民营企业加成率。

三、研究设计与数据说明

(一) 计量模型设定

为检验研究假设 H1, 即高管政治身份对民营企业加成率的具体影响, 本文将计量模型设定为:

$$\ln mkp = \beta_0 + \beta_1 pc + \beta_2 finance + \beta_3 contract + \beta_4 pc \times finance + \beta_5 pc \times contract + \Phi X + \gamma \sum firm + \lambda \sum province + \varphi \sum year + \epsilon \quad (1)$$

模型(1)中, 被解释变量 mkp 为民营企业加成率指标, pc 为民营企业高管政治身份指标, $finance$ 为行业外部融资依赖度指标, $contract$ 为行业契约密集度指标, 具体测算方法见下文。此外, 影响企业加成率的控制变量集合 X 主要包括: (1) 企业规模 ($size$), 使用企业年均从业人数表示; (2) 企业经营年限 (age), 使用“观测年份-企业成立年份+1”表示; (3) 资本劳动比 (kl), 用企业固定资产年均余额与年均从业人数的比值表示; (4) 资本产出比 (kc), 用固定资产合计与工业总产值的比值表示; (5) 资产负债率 (lev), 用总负债与总资产之比表示; (6) 人均工资水平 ($pwage$), 用本年应付工资总额与年均从业人数之比表示; (7) 出口密集度 ($expint$), 用企业出口额占销售额比重表示; (8) 市场集中度 (hhi), 采用四分位行业的赫芬达尔指数表示, 具体公式为: $hhi = \sum_{j=1}^n (sale_{ij} / \sum_{i=1}^n sale_{ij})^2$ 。本文将所有控制变量以 $\ln(1 + var)$ 形式取自然对数表示。此外, $firm$ 、 $province$ 、 $year$ 分别表示企业、地区和年份固定效应, ϵ 为随机扰动项。

(二) 关键指标测算

1. 企业加成率指标的测算。本文利用 De Loecker 和 Warzynski^[15] (2012) (以下简称 DLW) 生产函数估计法测算企业加成率, 其基本思路为: 利用市场一般均衡分析框架, 构造不完全竞争市场的企业生产函数, 通过估计企业总产出和可变要素的产出弹性实现对企业加成率的测算, 从而无需使用企业生产成本等微观数据, 并且能够保证估计参数具有较好的稳定性。由于中国的劳动力要素尚未实现完全流动, 本文选用中间投入品作为可变要素进行加成率估计, 具体表达式为:

$$mkp = \rho(\vartheta)^{-1} \quad (2)$$

式(2)中, ϑ 表示中间投入占企业销售收入的比重, 企业销售收入可从匹配数据库中直接获得, 这里需要对中间投入产出弹性 ρ 以及该要素投入占企业销售收入的比重 ϑ 进行估算。DLW 法提供了利用生产函数法测算的具体步骤:

第一步, 将函数形式设定为超越对数生产函数形式, 即:

$$\ln y = \beta_l \ln l + \beta_k \ln k + \beta_m \ln m + \beta_{ll} (\ln l)^2 + \beta_{kk} (\ln k)^2 + \beta_{mm} (\ln m)^2 + \beta_{lk} \ln l \ln k + \beta_{lm} \ln l \ln m + \beta_{km} \ln k \ln m + \beta_{lkm} \ln l \ln k \ln m + tfp + v \quad (3)$$

式(3)中, 被解释变量 $\ln y$ 为企业工业总产值的对数, tfp 为企业生产率, l 、 k 、 m 分别为劳动、资本和中间投入要素, v 为随机误差项。

第二步, 对生产函数进行估计并得到企业产出的估计值。利用中间投入要素与资本、生产率和其他投入要素之间的关系, 得到关于中间投入要素的函数表达式 $m = m(k, tfp, Z)$, 此时根据希克斯中性假定, 通过求逆函数方法得到关于企业生产率的函数 $tfp = \varphi(k, m, Z)$, 将二者代入式(3)进行参数逼近拟合, 即可得到企业总产出的估计值。

第三步, 利用广义矩估计(GMM)方法对式(3)进行参数估计, 即可得到中间投入的产出弹性: $\rho = \beta_m + 2\beta_{mm} \ln m + \beta_{lm} \ln l + \beta_{km} \ln k + \beta_{lkm} \ln l \ln k \ln m$ 。将企业总产出和中间投入产出弹性的估计值代入式(2), 可估计得到企业加成率 mkp 。

2. 高管政治身份指标的测算。本文通过构建政治关联(pc)作为高管政治身份的替代指标^③, 具体做法为: 如果民营企业的高管人员现在或者曾经担任各级政府官员或人大政协委员, 或者曾经在军队任职, 则将其识别为政治关联企业, 即 $pc = 1$, 否则 $pc = 0$ 。在异质性分析中, 首先, 根据任职类型不同, 将高管成员中现在或者曾经担任人大代表或政协委员的企业识别为人大代表类政治关联企业, 记

为 $pcdb=1$, 反之, $pcdb=0$; 将高管成员中现在或者曾经担任各级政府官员或在军队任职的企业识别为政府官员类政治关联企业, 记为 $pcgov=1$, 反之, $pcgov=0$ 。其次, 根据任职级别不同, 将高管成员中现在或曾经担任省级及以上政府官员或人大政协委员以及曾经在军队任职的企业识别为省级以上政治关联企业, 记为 $pcnational=1$, 反之, $pcnational=0$; 将高管成员中现在或者曾经担任市县级政府官员或人大代表或政协委员的企业识别为市县级政治关联企业, 记为 $pclocal=1$, 反之, $pclocal=0$ 。

3. 外部融资依赖度和契约密集度指标的测算。为了使实证分析顺利进行, 本文构建融资约束和契约密集度指标用于识别高管政治身份的资源获取效应和契约保护效应。首先, 对于融资约束的衡量是一个难点, 学者们利用不同方法对其进行了测算。本文参考 Ding 等(2018)的做法^[12], 直接利用 Rajan 和 Zingales(1998)构建的行业外部融资依赖度指标(finance)作为融资约束的替代指标^[25]。该指标基于美国制造业行业数据并利用“未使用营运现金流融资的资本支出占总资本支出的比重”表示, 本文直接使用该数据衡量中国制造业行业外部融资需求状况^④, 该数值越大, 表明行业内的企业对外部融资依赖度越高。其次, 针对契约密集度的测算, 考虑到数据的可获得性, 本文使用 Nuun(2007)构建的行业契约密集度(contract)指标表示^[22], 计算公式为: $contract = \sum_l \theta_{jl} \times (I_{jl}^{neither} + I_{jl}^{refprice})$ 。其中, θ_{jl} 表示行业 j 使用的来自行业 l 的投入量占行业 j 总投入量的比重; $I_{jl}^{neither}$ 表示行业 l 中既非按“机构交易”也非按“参考价格”交易的产品所占比重, $I_{jl}^{refprice}$ 表示行业 l 中按“参考价格”交易的产品所占比重。contract 数值越大, 表明行业的契约密集度越高。

(三) 数据说明及处理过程

本文使用的数据主要有两套: 中国上市企业数据库和中国工业企业数据库。中国上市企业数据库虽然披露了高管人员简历信息, 但是缺乏工业增加值和中间投入等关键指标, 无法实现对企业加成率的测算; 中国工业企业数据库提供了工业增加值和中间投入等关键指标从而可以测算企业加成率指标, 但是该数据库并未提供高管人员简历等信息, 因而也不能满足本文的研究需要。为此, 本文选用 1999~2007 年中国上市企业和工业企业数据库的匹配数据。其中, 高管人员简历信息等指标来自国泰安(CSMAR)上市企业数据库; 企业相关财务指标来自中国工业企业数据库。数据处理方法为: 首先, 根据“企业名称”和“法定代表人+邮政编码+电话号码”等方法从工业企业数据库中匹配出民营上市企业样本; 其次, 针对 2004 年之前缺失的高管数据, 根据“企业名称+法定代表人”的方法从百度、谷歌以及新浪财经等专业性网站手工收集; 最后, 剔除数据不全以及被特别处理(ST 和 * ST 类)的企业样本。

针对中国工业企业数据存在的部分数据缺失和数值异常等问题, 本文按照既有文献普遍的做法予以处理并根据 Brandt 等(2012)的方法对原始数据进行了匹配^[26]。此外, 对于文中出现的主要变量, 我们选择以 1999 年为基期的价格指数进行平减, 同时为了剔除异常值的影响, 本文对关键变量在 1% 和 99% 分位上进行了 Winsorize 处理。经过上述处理, 最终获得一个包含 612 家民营企业 4009 个观测值的非平衡面板数据。在实证分析中, 本文采用的数据处理软件是 Stata 14.0。表 1 列出了主要变量的描述性统计结果。

表 1 主要变量描述统计

变量名称	变量符号	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
企业加成率	mkp	4009	1.154	0.170	0.833	1.580
高管政治身份	pc	4009	0.736	0.441	0.000	1.000
外部融资依赖度	finance	4009	0.421	0.295	0.029	1.140
契约密集度	contract	4009	0.919	0.082	0.557	0.995
企业经营年限	age	4009	2.125	0.462	0.408	4.953
企业规模	size	4009	0.404	0.123	0.000	0.712
资本劳动比	kl	4009	4.737	1.232	0.000	6.472
资本产出比	kc	4009	0.521	0.469	0.032	2.543
资产负债率	lev	4009	0.513	0.171	0.111	0.896
平均工资	pwage	4009	0.102	0.154	0.000	1.033
出口密集度	expint	3511	0.147	0.235	0.000	0.983
市场集中度	hhi	4009	0.013	0.922	0.000	0.534

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果

本文对模型(1)进行固定效应模型估计,通过控制企业固定效应可以减少一部分由于个体异质性特征等非观测因素引起的内生性影响。表2列出了基准回归结果,其中,第(1)列仅加入政治关联及其与行业外部融资依赖度($pc \times finance$)和契约密集度($pc \times contract$)的交互项;第(2)列在此基础上加入年份和地区固定效应。实证结果发现:首先,政治关联在5%的水平上显著为负,说明从总体上来看,高管政治身份由于存在效率减损效应不利于民营企业加成率提升。这是因为,民营企业高管为获得政治身份往往需要支付高昂的政治关联成本,导致研发投入下降进而抑制企业加成率和竞争能力提升。其次,交互项系数均显著为正,即高管政治身份对外部融资依赖度和契约密集度较高行业中

表 2 基准估计结果

	(1) mkp	(2) mkp	(3) mkp	(4) mkp	(5) mkp
pc	-0.039 ** (-2.05)	-0.039 ** (-2.08)	-0.035 ** (-2.03)	-0.037 * (-1.95)	-0.037 * (-1.96)
finance	0.057 *** (8.47)	0.057 *** (8.34)	0.066 *** (10.72)	0.062 *** (9.09)	0.062 *** (9.09)
contract	0.174 *** (8.20)	0.174 *** (8.20)	0.168 *** (8.67)	0.162 *** (7.79)	0.162 *** (7.79)
pc×finance	0.002 ** (2.29)	0.001 ** (2.23)	0.001 ** (2.20)	0.002 ** (2.35)	0.002 ** (2.31)
pc×contract	0.043 ** (1.98)	0.044 ** (2.01)	0.039 ** (1.98)	0.041 * (1.89)	0.042 * (1.90)
size			0.002 * (1.75)	0.003 *** (3.07)	0.003 *** (3.07)
age			0.001 (1.45)	0.001 (1.03)	0.001 (1.02)
kl			-0.001 (-1.46)	-0.001 (-1.12)	-0.001 (-1.11)
kc			0.059 *** (21.74)	0.058 *** (19.32)	0.058 *** (19.31)
lev			-0.012 ** (-2.56)	-0.013 *** (-2.71)	-0.013 *** (-2.72)
pwage			-0.003 ** (-2.38)	-0.002 * (-1.85)	-0.002 * (-1.86)
expint				0.013 ** (2.49)	0.013 ** (2.49)
hhi					0.216 (0.26)
常数项	0.630 *** (33.31)	0.633 *** (33.47)	0.621 *** (31.24)	0.614 *** (28.64)	0.614 *** (28.63)
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	是	是	是
地区固定效应	否	是	是	是	是
F 统计量	791.44	688.71	621.17	573.10	546.86
N	4009	4009	4009	3511	3511
R ²	0.767	0.768	0.807	0.821	0.821

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内数值为 t 值并在地区层面进行聚类,下表同。

的民营企业加成率具有正向促进作用。这表明,对外部融资依赖度较高的企业通常面临大量的融资需求,高管政治身份带来的稀缺性资源有利于缓解融资约束,从而促进该类企业提高研发创新和加成率;而高管政治身份引起的契约实施环境改善有利于企业产权免遭侵害,降低契约合同被“敲竹杠”的风险,从而为企业增加资本投资和改进技术提供非正式制度保护,这也有助于提高契约密集度较高行业中的民营企业加成率。以上结果意味着,高管政治身份对民营企业加成率存在两种截然相反的作用效果并且具有明显的行业差异。

第(3)~(5)列中逐步加入企业和行业层面控制变量,从表中数据可以看出,在控制了其他因素后,关键解释变量的回归结果与前两列保持一致,但对加成率的抑制作用在逐渐降低;并且第(5)列完整的估计结果表明,在资源获取、契约保护以及效率减损效应的共同作用下,高管政治身份对不同行业中的民营企业加成率综合影响不确定。以木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业(C20)和通信设备、计算机及其他电子设备制造业(C40)为例,前者具有较低的外部融资依赖度(0.284)和契约密集度(0.669),后者具有较高的外部融资依赖度(0.961)和契约密集度(0.960),根据第(5)列估计系数可计算得到,政治关联每增加一个标准差单位,将会引起C20行业中的民营企业加成率平均下降0.37%,而C40行业中的民营企业加成率平均提高0.23%^⑤。以上估计结果初步支持了研究假设H1。

(二)异质性分析

接下来,本文进一步考察政治关联类型对民营企业加成率的异质性影响,具体结果如表3所示。

首先,从高管任职类型来看,第(1)和第(2)列的结果显示,无论是人大代表类还是政府官员类政治关联,其系数均显著为负,说明高管政治身份引起的效率减损效应对民营企业加成率仍然有抑制作用;从交互项系数来看,人大代表类政治关联的回归系数显著,说明高管成员通过担任人大代表或政协委员等方式建立的政治关联能够提高外部融资依赖度和契约密集度较高行业中的民营企业加成率,而政府官员类政治关联对外部融资依赖度较高的民营企业加成率影响不明显。可能的原因在于:其一,根据公务员法规定,在职的党政领导干部不得在企业任职(兼职),民营企业通常以聘请离退休官员方式建立政府官员类政治关联,由于这类官员已经离开领导岗位并且没有决策权,因而对企业获取融资和财税等政策支持的影响力度有限;其二,政府官员进入民营企业高管团队可能并非真正帮助

表 3 异质性检验结果

	(1) 人大代表类政治关联	(2) 政府官员类政治关联	(3) 省级以上政治关联	(4) 市县级类政治关联
pc	-0.038 ** (-2.15)	-0.026 * (-1.76)	-0.026 * (-1.78)	-0.017 (-0.97)
finance	0.067 *** (12.40)	0.062 *** (11.30)	0.058 *** (10.06)	0.066 *** (11.97)
contract	0.174 *** (9.77)	0.186 *** (11.09)	0.177 *** (10.03)	0.190 *** (10.84)
pc×finance	0.009 *** (3.44)	0.013 (1.21)	0.011 ** (2.07)	0.002 * (1.70)
pc×contract	0.044 ** (2.12)	0.025 ** (2.13)	0.024 ** (2.40)	-0.014 (-0.73)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.606 *** (31.66)	0.597 *** (32.16)	0.601 *** (31.38)	0.593 *** (30.83)
F 统计量	549.50	551.37	549.05	548.19
N	3511	3511	3511	3511
R ²	0.819	0.820	0.821	0.819

注:所有回归均控制了企业、地区及年份固定效应。限于篇幅,这里仅报告关键解释变量估计结果,其他变量的估计结果留存备索,下表同。

企业发展,甚至会加剧对企业的掠夺^[11],不利于企业获得发展所需的重要资源,从而导致政府官员类政治关联的影响不稳健。

其次,从任职级别来看,第(3)和第(4)列的估计结果显示,省级以上政治关联及其交互项的回归结果通过了显著性检验,而市县级政治关联及其与行业契约密集度交互项的回归结果未通过显著性检验。该结果表明,官员地位与企业的契约实施环境正相关^[11],与省部级官员相比,市县级官员通常其决策影响力较低,对契约实施环境的改善作用有限,因而对契约密集度较高行业的民营企业加成率的影响效果不明显。

五、稳健性分析

上述基准估计初步验证了研究假设 H1,为了进一步检验估计结果是否可靠和稳定,本部分从以下方面进行稳健性检验。

(一)内生性检验

虽然基准回归使用的面板固定效应模型能够减少一部分由于企业个体非观测因素引起的估计偏差,但是仍然存在样本选择偏差和遗漏变量等因素的干扰,主要表现在:首先,民营企业高管是否具有政治身份并不是随机选择的,这可能会引起样本自选择问题;其次,民营企业加成率还可能受到市场需求等其他诸多因素的影响。为了解决上述内生性问题可能产生的影响,本文采用以下方法进行检验。

1.倾向得分匹配估计。针对模型中可能存在的样本选择偏差和因果关系识别问题,我们利用倾向得分匹配估计(PSM)进行检验。其基本思路为:根据高管是否具有政治身份将民营企业分为政治关联企业(处理组)和无政治关联企业(初步控制组),然后通过倾向得分匹配筛选初步控制组中与处理组企业特征最相近的样本作为实验控制组,在此基础上比较样本匹配后一家企业在“建立政治关联”和“未建立政治关联”状态下的加成率差异。具体分三步进行:

第一步,利用 Rosenbaum 和 Rubin(1983)的方法对处理组和控制组样本进行匹配^[27],并使用 Logit 概率模型进行倾向值预测:

$$P = \Pr\{pc = 1 | \Omega\} = E(pc | \Omega) \quad (4)$$

式(4)中,P表示民营企业高管建立政治关联的概率, Ω 是影响高管建立政治关联的因素或匹配变量,参考 Ding 等(2018)的研究^[12],主要包括:企业规模(size)、企业年龄(age)、资产负债率(lev)、就业人数(worker)、平均工资(pwage)、行业集中度(hhi)、董事会规模(ggsize)、税收负担(tax)等,同时在模型中控制了年份固定效应。

第二步,对式(4)进行倾向得分估计并利用最近邻匹配法对样本进行匹配,找出与政治关联企业“最接近”的无政治关联企业。

第三步,进行平衡性检验和匹配结果分析。在匹配结果报告之前,需要对匹配样本进行平衡性检验。结果发现,大多数变量匹配后的标准偏差在 10%以下,并且均值检验显示多数变量不显著,说明匹配变量与方法的选择较为恰当^⑥。

表 4 第(1)列报告了倾向得分匹配估计结果。从表中数据可以看出,在样本匹配后,估计结果与基准回归保持一致。这表明,在控制了样本自选择可能引起的估计偏差后,高管政治身份对民营企业加成率的影响仍然取决于上述效应的综合作用。

2.工具变量回归。参照于蔚等(2012)的做法^[9],构造政治关联的行业一省份均值作为该变量的工具变量进行面板工具变量估计,表 4 第(2)列报告了工具变量估计结果。数据显示,工具变量通过了不可识别和弱工具变量检验,即工具变量满足外生性条件,说明使用政治关联的行业一省份均值作为工具变量合理有效;从具体估计系数来看,政治关联及其与外部融资依赖度和契约密集度的交互项系数符号和显著性水平与基准估计基本一致,说明在缓解了关键变量的内生性问题后,研究假设 H1 依然成立。

表 4

稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	PSM 估计	面板 IV 估计	pcbl	SA 指数	lerner
pc	-0.037 * (-1.85)	-0.083 * (-1.83)	-0.145 *** (-2.61)	-0.234 * (-1.95)	-0.279 * (-1.84)
finance	0.067 *** (13.22)	0.007 (0.53)	-0.007 (-0.73)		0.384 ** (2.00)
contract	0.004 (0.21)	-0.089 ** (-1.97)	0.180 *** (8.84)	0.050 (1.24)	0.897 * (1.84)
pc×finance	0.005 *** (3.75)	0.087 *** (5.14)	0.029 * (1.85)		0.022 ** (2.37)
pc×contract	0.048 ** (2.00)	0.028 ** (2.33)	0.160 ** (2.37)	0.002 (0.04)	0.352 ** (1.98)
pc×SA				0.065 * (1.87)	
SA				0.207 *** (2.61)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.761 *** (40.48)	0.941 *** (23.19)	0.713 *** (30.35)	0.611 *** (4.94)	-0.562 * (-1.87)
F 统计量	194.29	137.95	348.04	56.39	8.96
不可识别检验		769.494		409.674	880.918
弱工具变量检验		326.528		152.395	341.692
N	4958	3511	1743	3511	5769
R ²	0.475	0.430	0.863	0.426	0.104

注:第(1)列中另外加入了就业人数(worker)、税收负担(tax)、销售增长率(saleratio)、董事会规模(ggsiz)等控制变量。

(二)替代变量回归

1.更换核心解释变量。考虑到基准回归中构建的政治关联虚拟变量未能反映民营企业建立政治关联的强度,这里采用比例法测算政治关联指标(pcbl)作为高管政治身份的替代指标,用董事会成员中现在或者曾经担任各级地方政府官员或人大政协委员以及曾经在军队任职的董事人数占董事总数的比重表示。第(3)列的结果显示,关键变量及其与交互项的回归结果均显著并且估计系数的绝对值大于基准回归的系数(表2第(5)列),即随着民营企业高管不断强化与政府的密切联系,其对加成率的影响作用也在不断增强。这一结果表明,高管政治身份的扩展边际(是否建立政治关联)以及集约边际(建立政治关联的强度)对民营企业加成率都有显著影响。

2.更换融资约束指标。考虑到基准回归中使用的外部融资依赖度指标是基于美国制造业数据测算的,然而这一数据并不一定适用于中国企业,本文借鉴 Hadlock 和 Pierce(2010)的方法构建 SA 指数作为融资约束的替代变量^[28]: $SA = 0.043 \times (\text{size})^2 - 0.737 \times \text{size} - 0.04 \times \text{age}$,其中, size 为企业规模, age 为企业经营年限。SA 指数的绝对值越大,说明企业融资约束程度越低。表 4 和第(4)列报告了具体结果,从中可以发现政治关联及其与融资约束的交互项的回归结果均通过显著性检验且符合预期,说明对外部融资需求较高的民营企业,通过高管政治身份获取更多的融资等稀缺资源能够显著促进该类企业加成率水平的提高;政治关联与契约密集度的交互项系数未通过显著性检验,这可能与样本量较少以及行业契约密集度无法体现随时间变化的差异有关。

(三)更换估计样本

在基准回归中,本文主要使用 1999~2007 年中国工业企业与上市企业匹配数据。接下来,我们进一步拓展样本期间,即使用 1999~2013 年的匹配数据再次进行检验。由于中国工业企业数据库自 2008 年之后缺失工业增加值、中间投入等关键指标,我们无法利用 DLW 法估算企业加成率,这里参

考 Aghion 等(2012)的做法^[29],测算勒纳指数(lerner)作为企业加成率的替代指标,计算公式为: $lerner=(profit-cost)/sale$,其中,profit 为企业营业利润, cost 为资本性支出,使用上市企业的“购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金”指标表示, sale 为产品销售收入。若该值越大,表明价格偏离边际成本的程度越大,其加成率也就越大。表 4 第(5)列的估计结果显示,政治关联及其交互项的估计系数均通过了显著性水平检验,且系数符号方向与基准回归保持一致,再次说明本文研究结论较为稳健。

六、影响机制检验

至此,本文已经分析了高管政治身份与民营企业加成率之间的关系,并且验证了研究假设 H1。接下来,我们进一步利用中介效应模型检验研究假设 H2,即高管政治身份对民营企业加成率的具体影响机制。理论分析已表明,高管政治身份带来的上述效应能够通过边际成本和研发创新等渠道改变企业加成率水平。为此,本文选用边际成本和研发创新强度作为中介变量进行影响机制检验。由于中国工业企业和上市企业数据库中未提供生产成本等信息,本文参考 Lu 和 Yu(2015)等的做法^[30],使用全要素生产率(tfp)作为边际成本替代指标并利用 Levinsohn 和 Petrin(2003)的半参数估计方法测算得到^[31];研发创新强度使用新产品产值占工业总产值的比重(innov)表示。

表 5 列出了中间机制检验的具体结果。其中,第(1)列为高管政治身份对企业加成率的基准估计(同表 2 第(5)列),第(2)和第(3)列单独检验边际成本效应。第(2)列的估计结果表明,政治关联系数显著为负,而外部融资依赖度和契约密集度的交互项均通过显著性检验,说明在控制了其他变量以及时间、地区等固定效应后,政治关联的效率减损效应对民营企业生产效率有负向效应,而资源获取效应和契约保护效应对企业生产效率有正向促进效应;第(3)列则在第(1)列基础上加入边际成本中介变量,估计结果发现,全要素生产率(tfp)的系数显著为正,即生产效率提高(边际成本降低)对民营企业加成率有显著促进作用,说明高管政治身份可以通过边际成本路径影响民营企业加成率。

表 5 影响机制检验结果

	(1) mkp	(2) tfp	(3) mkp	(4) innov	(5) mkp	(6) mkp
pc	-0.037* (-1.96)	-0.158*** (-3.03)	-0.031* (-1.67)	-0.015 (-0.12)	-0.037* (-1.95)	-0.031* (-1.67)
finance	0.062*** (9.09)	0.037* (1.95)	0.061*** (8.94)	0.003 (0.07)	0.062*** (9.09)	0.061*** (8.94)
contract	0.162*** (7.79)	-0.055 (-0.96)	0.164*** (7.92)	-0.038 (-0.28)	0.162*** (7.79)	0.164*** (7.92)
pc×finance	0.002** (2.31)	0.021** (2.18)	0.003** (2.42)	0.049 (1.16)	0.002 (0.30)	0.003** (2.42)
pc×contract	0.042* (1.90)	0.186*** (3.06)	0.035** (2.61)	0.034* (1.73)	0.042* (1.90)	0.035** (2.61)
tfp			0.035*** (4.96)			0.035*** (4.96)
innov					0.001* (1.79)	0.001* (1.80)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.614*** (28.63)	1.464*** (24.66)	0.563*** (23.77)	-0.171 (-1.20)	0.614*** (28.63)	0.563*** (23.76)
F 统计量	546.86	116.25	528.85	16.51	522.89	506.63
N	3511	3511	3511	3511	3511	3511
R ²	0.821	0.493	0.822	0.052	0.822	0.823

表5第(4)~(5)列单独检验研发创新效应,从第(5)列的估计结果可以发现,高管政治身份的上述效应能够通过研发创新路径影响企业加成率。第(6)列为同时加入边际成本和研发创新中介变量的回归结果,从中发现边际成本降低和研发创新强度提高均有利于企业成本加成率的提升,但具体影响效果仍然取决于资源获取效应、契约保护效应以及效率减损效应的共同作用。这意味着,边际成本和研发创新变动是高管政治身份影响民营企业加成率的两个可能渠道,研究假设 H2 得到验证。

七、结论与启示

作为对正式制度体系不足的一种非正式替代机制,政治关联已成为经济转型国家的企业尤其是民营企业获取稀缺资源和产权保护的重要手段。本文在分析高管政治身份影响民营企业加成率的理论机制的基础上,利用1999~2007年中国工业企业和上市企业匹配数据,以高管成员中现在或曾经担任各级政府官员或人大政协委员以及在军队任职来识别民营企业高管是否具有政治身份,实证检验高管政治身份与民营企业加成率的内在联系。结果发现:首先,高管政治身份一方面会引起企业生产效率下降和抑制研发投入,这些效率减损效应对民营企业加成率有抑制作用;另一方面高管政治身份能够帮助企业获取更多的稀缺资源并改善契约实施环境,从而对外部融资依赖度和契约密集度较高行业中的民营企业加成率有促进作用。其次,从影响方向及大小来看,高管政治身份对民营企业加成率的综合影响不确定并且具有明显的行业差异。再次,从异质性检验结果来看,人大代表类和省级以上政治关联对民营企业加成率的影响显著,而政府官员类和地市级政治关联的影响不稳健。最后,影响机制检验表明,高管政治身份带来的上述三种效应可以通过边际成本和研发创新渠道影响民营企业的加成率。

本文研究结论具有较强的政策含义。首先,研究发现建立与政府的密切关系能够为民营企业获取更多稀缺资源,这说明当前资源的市场化配置体系还不够完善,政府对市场的干预仍然存在。因此,在进入到高质量发展阶段后,中国仍需进一步深化国内经济体制和市场化改革,减少政府对市场的过度干预,破除阻碍企业发展的各类歧视性政策,为企业发展创造公平高效的市场环境,特别是要给予民营企业同等的资源获取机会,促进民营企业研发创新,增强其市场竞争力。其次,本文研究表明契约实施环境改善有利于民营企业获得竞争优势,为此,政府应加快完善产权和契约保护等相关制度体系建设,采取有效措施不断提高各地司法部门的执法效率和执法水平,为企业产权和契约提供有效的制度和执法保障,激发企业技术创新活力,增强其竞争能力。最后,政府还应加强政策设计和引导,采取有效措施扩大外部信贷供给渠道,努力解决企业融资难融资贵等问题,引导资金重点支持民营企业的研发创新活动,促进民营企业提高生产效率和市场竞争能力,推动中国经济持续健康发展。

注释:

①《2020全球营商环境报告》数据显示,中国的整体营商环境便利度在190个国家和地区中排名跃升至第31位,但是在“获得信贷”和“保护少数投资者”两个分项指标分别排名第80位和第28位,与美国、日本、南非等发达国家和新兴经济体国家仍有明显的差距,说明中国企业的营商环境仍需进一步改善。

②数据来源于中国人民政治协商会议全国委员会:<http://www.cppcc.gov.cn/zxww/2018/03/16/ART11521209-408981843.shtml>。

③也有一部分文献认为仅构建政治关联虚拟变量不能准确反映政治关联强度,他们尝试利用比例法、赋值法等构建衡量政治关联强度的指标。本文在基准回归中仍选用政治关联虚拟变量的做法,原因在于:本文的样本期间为1999~2007年,有较多的年份(1999~2003年)上市企业并未披露企业高管简历等资料,我们只能通过企业名称或法定代表人等信息从百度等专业网站上手工收集,从而无法使用比例法或者赋值法测算企业政治关联强度。本文的高管人员主要包括董事长、总经理、执行董事、独立董事以及财务总监,但不包括监事会成员。另外,本文也利用2004~2007年数据按比例法测算的政治关联指标用于稳健性分析。

④直接使用该数据基于以下两点:第一,相对而言,美国的金融制度及体系健全,金融市场成熟,这一指标能够较好地反映制造业各行业对外部融资的需求状况;第二,使用美国数据测算的外部融资指标也能在一定程度上避免内生性问题。

⑤政治关联每增加一个标准差单位对企业加成率的综合影响的计算方法为: $\exp[0.441 \times (-0.037 + 0.002 \times \text{finance} + 0.042 \times \text{contract})] - 1$ 。此外,本文根据delta方法计算得到政治关联综合影响的标准差为0.041,对应的P值为0.000,说明政治关联的综合影响在统计上显著。

⑥限于篇幅,这里未报告平衡性检验结果,留存备索。

参考文献:

[1] 侯方宇,杨瑞龙.新型政商关系、产业政策与投资“潮涌现象”治理[J].中国工业经济,2018,(5):62—79.

- [2] Faccio, M. Politically Connected Firms[J]. *American Economic Review*, 2006, 96(1): 369—386.
- [3] Claessens, S., Feijen, E., Laeven, L. Political Connections and Preferential Access to Finance: The Role of Campaign Contributions[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88(3): 554—580.
- [4] Su, J., He, J. Does Giving Lead to Getting? Evidence from Chinese Private Enterprises[J]. *Journal of Business Ethics*, 2010, 93(1): 73—90.
- [5] Fisman, R. Estimating the Value of Political Connections[J]. *American Economic Review*, 2001, 91(4): 1095—1102.
- [6] Li, H., Meng, L., Wang, Q., Zhou, L. Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence from Chinese Private Firms[J]. *Journal of Development Economics*, 2008, 87(2): 283—299.
- [7] 余明桂, 潘红波. 政治联系、制度环境与民营企业银行贷款[J]. *管理世界*, 2008, (8): 9—21.
- [8] 余明桂, 回雅甫, 潘红波. 政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性[J]. *经济研究*, 2010, (3): 65—77.
- [9] 于蔚, 汪淼军, 金祥荣. 政治联系和融资约束: 信息效应与资源效应[J]. *经济研究*, 2012, (9): 125—139.
- [10] 陈爽英, 傅锋, 井润田. 政治关联对研发投资的影响: 促进还是抑制[J]. *科研管理*, 2020, (1): 184—192.
- [11] 王永进, 盛丹. 政治联系与企业的契约实施环境[J]. *经济学(季刊)*, 2012, (4): 1193—1218.
- [12] Ding, H., Fan, H.C., Lin, S. Connect to Trade[J]. *Journal of International Economics*, 2018, 110(1): 50—62.
- [13] Feenstra, R.C. Measuring the Gains from Trade under Monopolistic Competition[J]. *Canadian Journal of Economics*, 2010, 43(1): 1—28.
- [14] Hall, R.E. The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry[J]. *Journal of Political Economy*, 1988, 96(5): 921—947.
- [15] De Loecker, J., Warzynski, F. Markups and Firm-Level Export Status[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(6): 2437—2471.
- [16] Kugler, M., Verhoogen, E. Prices, Plant Size, and Product Quality[J]. *Review of Economic Studies*, 2012, 79(1): 307—339.
- [17] 盛丹, 王永进. 中国企业低价出口之谜——基于企业成本加成率的视角[J]. *管理世界*, 2012, (5): 8—23.
- [18] 刘敬仁, 黄建忠. 异质出口倾向、学习效应与“低加成率陷阱”[J]. *经济研究*, 2015, (12): 143—157.
- [19] 钱学锋, 范冬梅, 黄汉民. 进口竞争与中国制造业企业的成本加成[J]. *世界经济*, 2016, (3): 71—94.
- [20] 诸竹君, 黄先海, 宋学印, 胡馨月, 王煌. 劳动力成本上升、倒逼式创新与中国企业加成率动态[J]. *世界经济*, 2017, (8): 53—77.
- [21] Che, J., Qian, Y. Institutional Environment, Community Government, and Corporate Governance: Understanding China's Township-Village Enterprises[J]. *Journal of Law Economics & Organization*, 1998, 14(1): 1—23.
- [22] Nunn, N. Relationship-Specificity, Incomplete Contracts, and the Pattern of Trade[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(1): 569—600.
- [23] Murphy, K. M., Shleifer, A., Vishny, R. W. Why is Rent-Seeking So Costly to Growth? [J]. *American Economic Review*, 1993, 83(2): 409—414.
- [24] Melitz, M.J., Ottaviano, G.I.P. Market Size, Trade, and Productivity[J]. *Review of Economic Studies*, 2008, 75(1): 295—316.
- [25] Rajan, R.G., Zingales, L. Financial Dependence and Growth [J]. *American Economic Review*, 1998, 88(3): 559—586.
- [26] Brandt, L., Biesebroeck, J. V., Zhang, Y. F. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339—351.
- [27] Rosenbaum, P., Rubin, D. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects[J]. *Biometrika*, 1983, 70(1): 41—55.
- [28] Hadlock, C.J., Pierce, J.R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index [J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 1909—1940.
- [29] Aghion, P., Dewatripont, M., Du, L.S., Harrison, A., Legros, P. Industrial Policy and Competition[Z]. NBER Working Paper, No.18048, 2012.
- [30] Lu, Y., Yu, L.H. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7(4): 221—253.
- [31] Levinsohn, J., Petrin, A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317—341.

(责任编辑: 胡浩志)