

企业家出身造成了产能过剩吗*

——来自中国企业—劳动力匹配调查（CEES）的经验证据

程虹 白云

〔摘要〕 多年来，产能过剩一直是制约我国经济迈向高质量发展的重要障碍。与现有文献多从宏观产业政策层面研究上述问题有所不同，本文选取企业家公共部门出身这一微观视角，运用政治关联理论，就企业家出身造成我国企业产能过剩的微观机理进行了创新性的实证解释。运用“中国企业—劳动力匹配调查”（CEES）数据，本文的基准回归表明，为获取政治关联所带来的非市场回报，在其他因素既定的前提下，对于出身公共部门的企业家而言，其所在企业的产能过剩程度平均偏高13.9%，出现产能过剩问题的边际概率则平均偏高5.3%。内生性检验、中介效应模型的估计结果发现，与宏观产业政策相比，企业家公共部门出身对于产能过剩的影响效应具有更高的经济显著性，而过度投资则是其中的重要影响途径。运用上市公司的微观面板数据，同源性误差检验进一步支持了本文的主要实证发现。为此，本文的政策建议是：政府应该将政策重心从产业政策转向竞争性政策，通过构建公平竞争的市场环境，厘清政府与市场二者的边界，避免企业家依靠政治关联对政府资源的“俘获”。只有构建公平竞争的市场经济秩序，企业家的创新潜能才能得到充分释放，并从微观机理上解决我国的产能过剩问题。

〔关键词〕 企业家出身；过度投资；产能过剩；“中国企业—劳动力匹配调查”；中介效应

一、问题的提出

产能过剩会导致市场供给—需求失衡、要素资源错配、降低全要素生产率增长率等问题，是制约我国经济迈向高质量发展的重要障碍。多年来，我国政府先后出台了以淘汰落后产能为目标的宏观调控政策，但其效果并不理想，反而引发了新一轮更大规模的过度投资，从而造成产能过剩问题更加严重。医治中国产能过剩的顽疾，探寻引致产能过剩问题背后的经济机理，仍然是摆在经济研究者面前

一个亟待解决的重要课题。并且在当前供给侧结构性改革的趋势下，如何有效实现以“去产能”为核心的改革目标，对于实现我国经济高质量发展具有重要的政策意义。

对于产能过剩问题，现有文献多从宏观政策层面进行理论与实证研究。本文试图从企业家出身的微观视角出发，探究企业家在面对政府宏观政策时的投资行为选择差异，并进而分析上述投资行为差异对产能过剩问题的潜在影响，从中提出针对性的政策建议。和现有研究相比，本文的贡献在于：一是丰富了现有文献对于产能过剩问题的研究。与现

* 程虹，武汉大学质量发展战略研究院中国企业调查数据中心，宏观质量管理湖北省协同创新中心，邮政编码：430072，电子邮箱：853637578@qq.com；白云，武汉大学质量发展战略研究院中国企业调查数据中心。本文得到教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目（15JZD023）、国家科技支撑计划课题（2015BAH27F01）和国家社科基金重大项目（16ZDA045）的资助。感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

有文献多从宏观结构性因素就产能过剩问题形成的原因进行探讨有所不同,本文从微观机制出发,研究了不同企业家出身对于产能过剩的异质性影响,并剖析了引发产能过剩问题背后的内在经济动机。二是增加了来自微观企业层面研究产能过剩问题的经验证据。本文主要使用的“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)是基于2013年第三次经济普查制造业企业清单为总体而进行随机抽样的大型微观企业数据库,上述研究样本弥补了现有文献多从宏观结构层面就产能问题进行研究、无法获知其内在微观机制的缺憾。

二、文献综述

自改革开放以来,产能过剩就是理论研究者 and 政策制定者的热议话题。虽然多年来,我国出台了一系列政策以解决产能过剩问题,但效果并不明显。尤为值得注意的是,现有文献对于产能过剩的形成原因,并未得出一致的看法。部分文献认为,产能过剩是市场存在非均衡的重要表现,这一现象存在的背后,与我国市场体制不完善、市场失灵有一定关系。在不完全信息竞争的前提下,单个企业在进行投资决策时难以清楚了解其他企业的行为决策,从而造成“潮涌型”过度投资,进而引发产能过剩问题。^[1]

除市场体制不完善的原因之外,部分文献认为,政府宏观政策的过度干预也是造成产能过剩的重要原因。出于GDP锦标赛之下的政治晋升激励,各地政府往往会通过投资驱动方式实现地区GDP的快速增长。在上述理性动机下,为促进企业投资,政府官员往往会给予企业较多优惠,甚至出台各类产业政策直接引导企业进行大量投资。由于政府干预,市场“看不见的手”的正常机制受到了扭曲,造成企业内部成本外部化,这就驱动了过度投资并进而形成产能过剩风险。^[2]

此外,部分文献认为,信贷约束、退出机制不完善等问题也是造成产能过剩问题存在的重要原因。一方面,对于现阶段中国经济而言,国有主导的金融机构在进行投资决策时,往往倾向于选择大型国有企业、国家重点支持企业,并给予这些企业

较低的融资利率,从而使得上述企业所需的投资成本低于均衡水平,驱动了以国有企业为代表的一部分大型企业进行过度投资,并形成过剩产能。^[3]另一方面,由于退出机制不完善,政府在淘汰落后产能时并不能真正选择淘汰低效率的企业,而是通过“汰小上大”“汰低端上高端”等行政性手段进行干预。^{[4][5]}因此,企业家在应对政府下达的淘汰落后产能政策时,不是考虑企业生产的产品是否真的具有市场需求,而是希望通过将企业规模不断做大而使之免受政府产业政策不断调整所造成的干扰。^{[6][7]}

从宏观结构性因素的角度,现有文献对产能过剩的形成机理进行了较为详细的论述。但是,上述研究仅能就不同地区之间、不同行业之间产能过剩现象的差异性进行解释,但是上述研究仅剖析了产能过剩的外部诱因,并没有回答该现象背后的内部微观机制问题。为什么在同一地区、同一行业内部,并非所有企业都存在过度投资和产能过剩?哪些微观因素决定了企业在面临相同宏观结构性因素时的行为差异?为什么有的企业受到政府政策的干预,从而进行过度投资、诱发产能过剩风险?而另外的企业却可以专注于真实的市场需求,从而实现企业生产、投资的良性互动?

结合转型经济的特殊背景来观察,笔者认为,不同企业之间在政商关系、政府资源禀赋上的差异,有可能是造成其在过度投资、产能过剩上存在差异的重要微观因素。这是因为,对于处于转型阶段的经济体而言,政府不仅可以制定和执行制度规则,也拥有一系列稀缺要素资源的配置权力,政商关系有可能会影响企业在筹资、运营和投资等方面的一系列决策,甚至对企业的经营绩效产生长期性、持续性的影响。^{[8][9]}在改革开放初期,政商关系在企业经营发展中起到了重要作用,为突破制度性交易瓶颈,很多企业家都积极参与政商关系的构建。在这一时期,具有政商关系比较优势的企业家往往采取“戴红帽”的方式进入民营经济难以涉足的部分产业领域,通过企业与政府的紧密互动形成“制度突破能力”,从而驱动市场主体的快速发展。^[10]然而,随着市场化改革进入“深水区”,政治关联对企业经营发展的弊端则不断凸显,政商资

源的比较优势在一定程度上有可能成为“比较劣势”。运用微观数据,部分实证文献发现,对于具有政治关联的企业而言,企业家在进行投资决策时更容易受到政府政策干预的影响。^[11]经验证据表明,对于出身于政府部门、具有人大代表或政协委员等政治身份的企业家而言,其在进行企业投资决策时往往不仅单纯考虑市场回报,而且还需要考虑投资项目在累积声誉资本上的重要作用。^[12]为巩固和保持其在政治关联上的比较优势,这一部分企业家更有可能通过“迎合投资”以获得短期政策优惠,从而忽略了项目本身的市场风险,这就更容易造成过度投资并形成产能过剩。^[13]进一步地,由于风险规避动机的存在,企业家通过政治关联获取政策优惠后,往往会由于单一取舍短期、确定性的非市场回报而陷入路径依赖之中,这就造成企业资源更加难以向风险较高、回报周期较长、市场需求不确定的创新活动投入。^[14]

因此,通过对政治关联现有文献的梳理,笔者可以提出如下理论猜测:与不具有公共部门工作背景的企业家相比,出身公共部门的企业家更容易引致产能过剩风险。这是因为,一方面,与非出身于公共部门的企业家相比,具有公共部门工作经历的企业家在政商关系、政府资源等方面具有更为明显的比较优势。因此,通过政治关联上的比较优势,公共部门出身的企业家有更大可能获取政府在税收、土地和信贷等方面的一系列优惠,享受更高的来自政府“看得见的手”的非市场回报。另一方面,作为追求利益最大化的理性经济人,并考虑到风险规避动机的存在,出身于公共部门的企业家不得不通过迎合政府产业政策的投资策略来进一步巩固其在政治关联上的比较优势。与之相对,由于不具有政治关联的比较优势,非公共部门出身的企业家则只能通过创新活动以获得基于真实需求的市场回报,从而并不存在迎合式投资的理性经济人动机,其所在企业的产能过剩风险则相对偏低。

综上所述,基于现有文献,本文从微观机制上就企业家出身对于产能过剩的影响效应、影响途径等问题进行了合理的理论猜测。笔者认为,由于理性经济人的内在动机,公共部门出身的企业家进行过度投资的边际概率将明显偏高,在其他因素既定

的前提下,其所在企业也将具有更大的产能过剩风险。在后面章节,笔者将运用“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)数据,就上述理论假设进行充分的实证验证。

三、模型构建

(一) 变量选取

为从企业家是否出身于公共部门的微观视角分析其对于产能过剩的影响效应,并从过度投资角度探寻企业家出身对于产能过剩的影响路径,本文首先就企业家出身、产能过剩和过度投资等关键变量进行识别。

首先,本文采用企业家是否具有国有企业、事业单位或政府部门的工作经历作为企业家出身的代理变量。一方面,与现有文献多运用企业家是否具有人大代表、政协委员等政治身份作为代理变量有所不同,^[12]企业家是否具有公共部门的工作经历是一个前定变量,能够更好地规避逆向因果效应所引致的内生性问题,剥离企业家出身对于产能过剩的因果效应。另一方面,与现有文献多从企业家当前社会身份、政治身份等角度研究上述变量对于企业创新、资源配置效率、声誉投资等行为的即期影响有所区别,^{[11][15]}企业家是否具有公共部门的工作经历不仅是一个有效测度企业家政治关联、社会资本的代理变量,更是一个相对独立于企业当前投资、生产、经营等行为的外生变量,能够更好地就企业家政治关联、社会资本对于产能过剩的长期影响进行深入剖析。

其次,本文采用企业固定资产收入比与地区一行业均值的比值、固定资产收入比是否大于同一行业的75%分位值等两个变量作为产能过剩的代理变量。现有文献对于产能过剩的衡量有多种方法,主要有峰值法、生产函数法和数据包络法。由于在资本、劳动力权重选择上存在一定的模型敏感性,峰值法、生产函数法难以规避估计值的测度误差问题。^[16]数据包络法虽然避免了投入变量之间的权重估计,但是由于不允许出现非负值,^[17]难以就停产企业的产能过剩程度进行测度而存在选择性偏误问题。考虑到微观数据的适用性,本文采用固定资产

收入比（即固定资产净值除以销售收入的比值）衡量企业产能过剩。因为企业购买机器、投资建厂等固定资产投资行为是产能扩张的关键投入要素。固定资产收入比越高，企业固定资产利用效率也即产能利用率越低，^[18]产能过剩问题有可能更加严重。进一步地，考虑到产能过剩是衡量产能实际利用状况与期望值差距的统计定义，^[16]本文选择企业自身的固定资产收入比与除本企业外同一地级市、同一制造业行业的企业固定资产收入比的均值作为企业产能过剩的代理变量。采用上述方法，能够较好地反映地区—行业的差异性对企业样本产能利用状况的影响，从而更好地规避测度误差对产能过剩的干扰。相似地，为对实证结果进行稳健性检验，本文采用企业固定资产收入比是否大于同一行业其他企业的75%分位值作为产能过剩的另一代理变量，以考虑变量测度方式不同是否会对估计结果的敏感性造成影响。^[17]

再次，本文采用残差法所得出的企业固定资产投资实际值与预测值的差额作为过度投资的测度指标。根据现有文献的理解，^[19]考虑到正常生产经营情况下企业的正常投资需求，就企业固定资产投资的最优投入做如下预测，回归方程为式（1）：

$$\begin{aligned} \hat{invest}_{ijdt} = & \beta_0 + \beta_1 growth_{ijd,t-1} \\ & + \beta_2 leverage_{ijd,t-1} + \beta_3 cash_{ijd,t-1} \\ & + \beta_4 size_{ijd,t-1} + \beta_5 invest_{ijd,t-1} + D_i \end{aligned} \quad (1)$$

式中，模型左侧的被解释变量 \hat{invest}_{ijdt} 代表第 j 个行业、第 d 个城市的第 i 个企业在第 t 期的最优固定资产投资预测值。考虑到回归过程中解释变量与被解释变量的同期相关性，模型右侧的被解释变量均为滞后一期的前定变量，分别为销售收入增长率（ $growth_{ijd,t-1}$ ）^①、资产负债率（ $leverage_{ijd,t-1}$ ）、现金比率（ $cash_{ijd,t-1}$ ）^②、企业规模（ $size_{ijd,t-1}$ ）^③，以及上一期企业的实际固定资产投资额（ $invest_{ijd,t-1}$ ）。进一步地，为剔除企业不随时间变化的其他因素对模型预测值的潜在干扰，将企业固定效应（ D_i ）引入式（1），并运用微观面板数据估计企业最优固定资产投资水平的预测值（ $\hat{invest}_{ijd,t-1}$ ）。基于上文式（1），残差项可表达为 $\hat{\mu}_{ijdt} = invest_{ijd,t} - \hat{invest}_{ijd,t}$ ，即当期企业固定资产投资的实际值与最优预测值的差额。根据过度投资的定义，通过残差项 $\hat{\mu}_{ijdt}$ 是否大于0作为企业是否存在过度投资的判定标准。因此，过度投资的0—1虚拟变量 $overinvest_{ijdt}$ 可表述为：

$$overinvest_{ijdt} = \begin{cases} 1, & \text{if } \hat{\mu}_{ijdt} > 0 \\ 0, & \text{if } \hat{\mu}_{ijdt} \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

最后，表1和表2分别给出了本文基于“中国企业—劳动力匹配调查”（CEES）所测算的产能过剩、过度投资及其相关指标的描述性统计结果。

表1 产能过剩及其相关指标的描述性统计（中国企业—劳动力匹配调查，CEES）

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
产能过剩指标					
固定资产收入比/地区—行业均值	2 908	1.00	1.08	0.07	4.79
固定资产收入比>行业75分位值（0—1 dummy）	2 908	0.25	0.43	0	1
其他指标					
固定资产净值（万元）	2 908	11 084.03	43 562.43	3.91	1 120 353
销售收入（万元）	2 908	40 591.90	118 877.90	5	1 292 827

说明：根据“中国企业—劳动力匹配调查”（CEES）数据进行整理。

① 销售收入增长率，采用企业当前销售收入的自然对数值（ $\ln y_{ijd,t}$ ）与滞后一期销售收入自然对数值（ $\ln y_{ijd,t-1}$ ）的差分作为代理变量。

② 现金比率采用企业年度经营活动产生的现金流量净额与资产总额的比值作为代理变量。

③ 企业规模采用企业年底雇用的劳动力人数作为代理变量。

表2 过度投资及其相关指标的描述性统计(中国企业—劳动力匹配调查, CEES)

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
过度投资指标					
是否过度投资(0—1 dummy)	1 938	0.26	0.44	0	1
其他指标					
固定资产投资总额(万元)	2 908	3 250.89	12 598.26	0.20	220 000
销售收入增长率	1 938	0.05	0.28	-0.50	0.69
资产负债率(ratio)	2 908	0.53	0.27	0.13	0.95
现金比率(ratio)	2 908	0.12	0.14	0.00	0.50
劳动力人数(人)	2 908	888	2 812.97	20	48 000

说明:根据“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)数据进行整理。

(二) 影响效应分析

与现有文献多从宏观角度对产能过剩的影响因素进行研究有所不同,^[20]本文选择企业家是否出身于公共部门这一微观视角,就其对于产能过剩的影响效应进行实证研究。根据上述研究目的,本文构建基准模型式(3):

$$overcapacity_{ijdt} = \alpha_0 + \alpha_1 G_{ijdt} + Z'_{ijdt} \alpha + D_j + D_d + D_t + \epsilon_{ijdt} \quad (3)$$

式中,根据OLS模型和Probit模型的设定要求,被解释变量 $overcapacity_{ijdt}$ 为上一节所介绍的产能过剩代理指标;核心解释变量 G_{ijdt} 表示企业家是否具有公共部门(国企、事业单位或政府机关)工作经历。基于前文理论分析,笔者认为,作为测度企业家政治关联、社会资本的前定变量,企业家公共部门出身或是引致产能过剩的一个重要原因。因此,核心待估参数 α_1 的预期符号为正。

与不出身于公共部门的企业家相比,具有公共部门工作经历的企业家有可能在企业生产管理、经营绩效、行业分布、市场竞争力等一系列方面存在较大差异。因此,选择性偏误与遗漏变量偏误有可能会对核心解释变量 G_{ijdt} 对于产能过剩影响效应的参数估计值产生干扰。

为此,式(3)的控制变量向量组 Z'_{ijdt} 涵盖企业所有制特征(ownership)^①、出口状况($export\ dummy$)以及企业存续年限($firm_age$),并将

不随时间变化的行业特征(D_j)、地区特征(D_d)和不随横截性单位变化的时间特征(D_t)同时引入回归方程右侧。 ϵ_{ijdt} 为随机误差项。

(三) 影响途径分析

现有文献发现,过度投资是造成产能过剩的重要原因。^{[17][21]}基于前文理论分析,本文试图进一步验证如下假设:过度投资是否是企业家出身引致产能过剩的重要渠道。为此,本文采用中介效应模型对企业家出身对于产能过剩的影响途径进行实证检验,具体回归模型为式(4):

$$overcapacity_{ijdt} = \gamma_0 + \gamma_1 G_{ijdt} + \gamma_2 overinvest_{ijdt} + Z'_{ijdt} \gamma + D_j + D_d + D_t + \nu_{ijdt} \quad (4)$$

与式(3)相比,式(4)的主要差别在于引入过度投资的虚拟变量 $overinvest_{ijdt}$ 。如果不引入过度投资变量的前提下,企业家公共部门出身对于产能过剩的参数估计值($\hat{\gamma}_1$)统计为正,这表明:企业家公共部门出身对于产能过剩具有正向的影响效应。尤为值得注意的是,如果在公共部门工作经历、过度投资两个变量同时引入回归方程的前提下,企业具有公共部门的工作经历对于产能过剩的参数估计值($\hat{\gamma}_1$)虽然仍符号为正,但无法在至少10%显著性水平上满足统计推断的要求,并且过度投资对于产能过剩的影响系数($\hat{\gamma}_2$)显著

① 所有制根据控股类型具体划分为国有(SOE)、民营(Private)、港澳台(HTM)和外资(Foreign)等4个虚拟变量。

为正,这表明企业家公共部门的工作经历对于产能过剩或不具有显著的直接性影响,其主要是通过引致过度投资而对产能过剩产生间接性影响。因此,过度投资是企业家公共部门出身对于产能过剩造成影响的重要中介渠道。

四、数据来源与统计分析

(一) 数据来源

为从企业家是否具有公共部门的工作经历这一微观视角就其对于产能过剩的影响效应、影响途径进行分析,本文选择“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)这一重要的微观数据库进行实证研究。“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)是一项中国制造业企业发展趋势的大型调查项目。该调查项目由武汉大学牵头,并由斯坦福大学、中国社科院、香港科技大学等境内外知名科研机构联合开展,分别于2015年和2016年成功完成前两轮调查,受访样本涵盖我国制造业规模最大的广东省与华中地区制造业高速增长湖北省。^①为保证样本的代表性,CEES严格遵循随机分层抽样的科学方法,以“第三次经济普查制造业企业清单”作为抽样框,依据广东、湖北两省的制造业人数从中随机抽取广东、湖北两省的26个地级市(含广州、深圳、武汉3个副省级城市)。基于上述严格的抽样方法,共获取了1207家企业、11366名员工2013—2015年的面板数据。

值得注意的是,与国内现有入企调查项目相比,CEES的企业问卷、员工问卷得到了全球30余位知名学者的严格设计。企业问卷不仅包括企业家性别、年龄、受教育程度等人口学特征,还包括企业家工作经历、工作经验、当前政治关联与社会网络等40项调查指标。除企业家部分之外,CEES还涵盖企业基本情况(财务绩效)、管理、生产、销售与出口、创新、质量控制、人力资源等7个维

度的990种不同类型的调查指标。丰富的调查内容为本文从微观视角研究企业家出身对于产能过剩的影响效应、影响途径提供了便利。

(二) 统计分析

在进行实证检验之前,本文就企业家的公共部门工作经历对产能过剩的影响效应、影响途径进行初步的统计分析。

第一,运用CEES数据,表3给出了2013—2015年间我国制造业企业在产能过剩、过度投资与企业家出身等方面的整体特征。一方面,对于制造业规模较大、发展程度较高的广东省而言,受访企业的产能过剩指标均显著偏低。以固定资产收入比与地区—行业均值的比值作为代理变量,广东省企业样本2013—2015年的平均值与同期湖北省受访企业相比偏低26.7%。以固定资产收入比是否大于行业75%分位值水平作为代理变量,广东省全部受访企业中有19%存在产能过剩问题,较湖北偏低22个百分点。另一方面,统计分析表明:两省企业样本在过度投资、企业家是否具有公共部门工作经历等指标上也存在较为明显的地区间差异。对于广东省而言,其有22%的企业存在过度投资问题,并有18%的企业家在从事企业经营管理活动前有过公共部门(国企、事业单位或政府机关)的工作经历,两项指标分别较湖北省企业样本偏低7个百分点和2个百分点。笔者初步发现:上述三个变量之间存在一定程度的正向关系,从逻辑关系的次序上进行推断,企业家出身于公共部门有可能通过引发过度投资而对产能过剩造成影响。

第二,运用CEES数据,表4给出了不同企业家出身分组条件下的描述性统计结果。笔者发现,一方面,对于具有公共部门(国企、事业单位或政府机关)工作经历的企业家而言,其所经营的企业存在更为严重的产能过剩问题。以固定资产收入比与地区—行业均值的比值作为代理变量,对于企业家具有公共部门工作经历的企业分组而言,其2013—

^① 第三次经济普查公报数据显示:截止到2013年,广东省共有各类制造业企业30万家,制造业企业数量占全国的13.4%;制造业从业人数为930万人,占全国制造业人数总额的19.4%;进出口总额则占全国的25.9%。与之对应,湖北省的工业总产值约为4.6万亿元,制造业从业人数约为340万人,制造业规模增速在中部地区排名第一。

表3 主要变量描述性统计 (中国企业—劳动力匹配调查 (CEES), 2013—2015年)

分类	所有企业 (N=2 908)		广东省 (N=1 483)		湖北省 (N=1 425)	
	Mean	Std. .	Mean	Std. .	Mean	Std.
(1) 产能过剩指标						
固定资产收入比/地区—行业均值	1. 00	1. 08	0. 85	1. 04	1. 16	1. 10
固定资产收入比>行业 75 分位值 (0—1 dummy)	0. 25	0. 43	0. 19	0. 39	0. 31	0. 46
(2) 过度投资指标						
是否过度投资 (0—1 dummy)	0. 26	0. 44	0. 22	0. 41	0. 29	0. 45
(3) 企业家出身						
是否曾在公共部门工作 (0—1 dummy)	0. 19	0. 40	0. 18	0. 39	0. 20	0. 40
(4) 企业主要结构性特征						
企业存续年限 (年)	11. 58	7. 49	12. 40	7. 12	10. 68	7. 77
国有企业 (0—1 dummy)	0. 12	0. 33	0. 07	0. 25	0. 18	0. 38
民营企业 (0—1 dummy)	0. 62	0. 48	0. 50	0. 50	0. 76	0. 43
港澳台投资企业 (0—1 dummy)	0. 18	0. 38	0. 31	0. 46	0. 04	0. 19
外商投资企业 (0—1 dummy)	0. 08	0. 26	0. 12	0. 32	0. 02	0. 17
出口企业 (0—1 dummy)	0. 42	0. 49	0. 63	0. 48	0. 22	0. 42

说明: 根据“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)相关指标进行统计整理。除是否过度投资变量(0—1 dummy)的样本数量为1 938之外(广东、湖北分别为988和950),本表其他指标的样本数量均为2 908。

表4 不同企业家出身分组企业的主要特征差异 (中国企业—劳动力匹配调查 (CEES), 2013—2015年)

分类	公共部门出身 (N=554)		非公共部门出身 (N=2 354)	
	Mean	Std. .	Mean	Std.
(1) 产能过剩指标				
固定资产收入比/地区—行业均值	1. 14	1. 18	0. 97	1. 05
固定资产收入比>行业 75 分位值 (0—1 dummy)	0. 30	0. 46	0. 24	0. 43
(2) 过度投资指标				
是否过度投资 (0—1 dummy)	0. 28	0. 45	0. 26	0. 44
(3) 企业主要结构性特征				
企业存续年限 (年)	12. 08	7. 18	11. 45	7. 57
国有企业 (0—1 dummy)	0. 09	0. 29	0. 13	0. 34
民营企业 (0—1 dummy)	0. 67	0. 47	0. 63	0. 48
港澳台投资企业 (0—1 dummy)	0. 20	0. 40	0. 17	0. 37
外商投资企业 (0—1 dummy)	0. 04	0. 19	0. 07	0. 27
出口企业 (0—1 dummy)	0. 38	0. 48	0. 42	0. 49

说明: 根据“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)相关指标统计整理。除是否过度投资变量(0—1 dummy)的样本数量为1 938之外(公共部门出身、非公共部门出身分别为369和1 569),本表其他指标的样本数量均为2 908。

2015年的平均值为1.14,较对照组企业偏高17.5%。而以固定资产收入比是否大于行业75%分位值作为代理变量,较对照组企业偏高6个百分点。这表明,在不考虑其他因素的前提下,企业家公共部门的工作经历与产能过剩之间存在较为显著的正向关系。另一方面,对于出身于公共部门(国企、事业单位或政府机关)的企业家而言,其所属企业的过度投资问题也更为突出。对于企业家具有公共部门工作经历的企业分组而言,较对照组企业偏高2个百分点。因此,分组统计进一步发现企业家的公共部门出身有可能是造成产能过剩的重要微观原因,而过度投资或是上述两者之间重要的影响途径。

五、实证检验

前文表明,企业家公共部门出身、产能过剩与过度投资三者之间存在一定的正相关性。但是,由于无法有效规避选择性偏误、遗漏变量偏误问题的干扰,简单的统计分析难以测度企业家出身对于产能过剩的影响效应。为此,本节分别从基准回归、内生性检验两个部分出发,就企业家出身对于产能过剩的影响效应进行实证分析。

(一) 基准回归

表5给出了本文的基准回归估计结果,对应的估计方程为模型式(3)。从中,笔者得出了如下三个方面的重要发现。

第一,企业家公共部门出身对于产能过剩具有显著的正向效应。以固定资产收入比与地区一行业均值的比值作为被解释变量,表5的列(1)~列(3)给出了OLS模型的基准回归结果。在依次引入行业、地区固定效应和企业存续年限、所有制、出口特征的结构差异变量的前提下,对于企业家具有公共部门工作经历的分组样本而言,其所在企业的产能过剩更为严重。列(3)表明,在全部控制变量充分引入的前提下,企业家公共部门出身将造成所在企业产能过剩程度显著偏高13.9%,并且上述估计值在1%的显著性水平上统计为正。

第二,公共部门出身的企业家所在企业发生产能过剩问题的边际概率将显著偏高。以企业固定资

产收入比是否大于75%分位值作为被解释变量,表5的列(4)~列(6)给出了Probit模型的基准回归结果。在逐渐控制结构性差异变量的前提下,对于企业家具有公共部门工作经历的分组样本而言,其所在企业出现产能过剩问题的边际概率将明显提升。列(6)表明,在全部控制变量充分引入的前提下,企业家公共部门出身将造成所在企业发生产能过剩问题的边际概率显著偏高5.3%,并且上述估计值在1%的显著性水平上统计为正。

第三,基准回归仍存在一定的遗漏变量偏误问题。表5的基准回归表明,与未引入任何控制变量的简单回归相比(列(1)、列(4)),在加入控制变量之后,对于核心变量的参数估计值而言,其绝对值平均而言将下降24.3%~29.8%(列(3)、列(6))。这表明,虽然模型的主要结构性差异得到了有效控制,但是基准回归模型仍有可能由于未能剔除其他关键变量所引致的遗漏变量问题,而对企业家出身对于产能过剩的影响效应造成高估。

综上所述,在选择性偏误得到有效控制的前提下,企业家的公共部门(国企、事业单位或政府机关)工作经历是引致企业产能过剩的重要原因。结合现有文献的理论与实证发现:^{[4][5][22]}企业家在公共部门的工作经历有可能造成其在政商关系、社会网络上具有比较优势,并使得企业的经营策略选择上更加偏重于通过“政商互动”的迎合式投资,以此获取更多的非市场回报。

(二) 内生性检验

前文提到,基准回归模型有可能由于未能充分剔除遗漏变量偏误而对核心变量的参数估计值产生高估。为此,本文提出若干有可能会对企业产能过剩具有影响的潜在路径,以便更好地判断企业家出身对于产能过剩是否具有稳健的正向影响。

第一,现有文献认为,企业家能力、当前的政治身份、社会网络将对企业的资源配置效率具有影响效应。^[23]一方面,如果企业家具有更多的工作经验和更高的受教育程度,其更有能力优化企业的资源配置状况,从而减少企业产能过剩的程度,降低发生的概率。另一方面,如果企业家当前具有更多的政商资源与社会网络,其往往在更大可能性上通过“政商互动”的迎合式投资以获取非市场回报,

表5 企业家公共部门出身对于产能过剩的影响效应(中国企业—劳动力匹配调查(CEES), 2013—2015年)

项目	被解释变量: 产能过剩					
	固定资产收入比/地区—行业均值 (in log, OLS)			固定资产收入比>75分位值 (0—1 dummy, Probit)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
企业家公共部门出身 (0—1 dummy)	0.198*** (0.055)	0.157*** (0.053)	0.139*** (0.053)	0.070*** (0.021)	0.056*** (0.021)	0.053*** (0.021)
企业存续年限(年)	—	-0.005* (0.003)	-0.004 (0.003)	—	-0.003** (0.001)	-0.003** (0.001)
国有企业(0—1 dummy)	—	—	-0.088 (0.066)	—	—	-0.028 (0.029)
港澳台投资企业(0—1 dummy)	—	—	0.071 (0.065)	—	—	-0.008 (0.028)
外商投资企业(0—1 dummy)	—	—	-0.359*** (0.089)	—	—	-0.061* (0.037)
出口企业(0—1 dummy)	—	—	-0.015 (0.050)	—	—	-0.023 (0.021)
行业固定效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
地区固定效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
年份固定效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
样本数量	2 908	2 908	2 908	2 908	2 908	2 908
R ²	0.005	0.142	0.150	0.004	0.054	0.056

说明:列(1)~列(3)括号外数值为OLS回归的参数估计值,括号内数值为对应于T统计量的稳健标准误(robust standard error)。列(4)~列(6)括号外数值为Probit模型经边际调整的参数估计值,括号内为对应于Z统计量的稳健标准误。*,**,***分别表示在10%,5%,1%水平上统计显著。

从而诱发更高的企业产能过剩风险。

为此,首先将企业家能力、政商资源与社会网络等因素的相关观测变量引入回归方程。表6给出了分组企业样本的描述性统计结果。对于公共部门出身的企业家而言,其自身的工作经验较对照组高出13.5%。进一步地,有过EMBA学习经历和人大代表身份,较未从事过公共部门工作的企业家分组分别偏高5个百分点和3个百分点。表7给出了引入以上变量的实证检验结果。与基准回归估计结果相比(表5列(3)、列(6)),在引入企业家能力、当前政商资源和社会网络等变量后,OLS模型、Probit模型的核心变量的参数估计值分别提升

了4.3%和15.1%。这表明,企业家能力、当前政商资源和社会网络等因素并不会对本文的基准回归结论产生严重干扰。

第二,现有文献认为,政府产业政策过度干预有可能是造成产能过剩的宏观因素。^{[20][24]}对于具有公共部门工作经历的企业家而言,其往往更有可能通过“政商互动”的迎合式投资而获取非市场回报,从而使其所在企业在经营发展上更偏重于政府政策引导、扶持的相关产业。

为此,将企业所在行业是否受到政府扶持、引导这一重要的宏观政策因素引入回归方程。表6的统计结果发现,对于公共部门出身的企业家而言,

58%的受访企业的所在行业受到了政府“十二五”期间(2011—2015年)产业政策的扶持和引导,该比例较对照组样本偏高3个百分点。表7给出了引入以上变量的实证检验结果。与基准回归估计结果相比(表5列(3)、列(6)),OLS模型和

Probit模型的核心变量的参数估计值分别下降了5.8%和5.7%,但均在5%的水平上显著为正。这说明,虽然宏观政策对产能过剩具有一定程度的正向影响,但企业家的公共部门出身对于产能过剩风险的诱发作用则更具有经济显著性。

表6 其他控制变量的描述性统计(中国企业—劳动力匹配调查(CEES),2013—2015年)

分类	公共部门出身 (样本量=554)		非公共部门出身 (样本量=2354)	
	Mean	Std.	Mean	Std.
(1) 企业家能力				
企业家工作年限(年)	29.36	8.70	25.92	9.41
企业家受教育程度(初中及以下,0—1 dummy)	0.05	0.23	0.11	0.31
企业家受教育程度(高中/中专/职高,0—1 dummy)	0.22	0.41	0.30	0.46
企业家受教育程度(大专,0—1 dummy)	0.24	0.43	0.20	0.40
企业家受教育程度(本科及以上,0—1 dummy)	0.49	0.50	0.39	0.49
(2) 企业家当前政商资源、社会网络				
企业家参加EMBA学习(0—1 dummy)	0.30	0.46	0.25	0.43
企业家的人大代表身份(0—1 dummy)	0.15	0.36	0.12	0.32
(3) 宏观政策				
“十二五”产业政策的扶持、引导(0—1 dummy)	0.58	0.49	0.55	0.50

说明:根据“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)相关指标进行统计整理。括号外数值为平均值(mean),括号内数值为标准差(standard deviation)。

最后,表7的列(3)、列(6)给出了全部因素控制之后的实证检验结果。研究发现,与基准回归估计结果相比(表5的列(3)、列(6)),将企业家能力、当前政商资源和社会网络、宏观政策因素充分引入回归方程之后,OLS模型和Probit模型的核心变量的参数估计值分别提升了2.9%和13.2%,并在至少5%的水平上显著为正。综上,内生性检验结果表明:遗漏变量偏误对于基准回归参数估计值的高估风险并不严重。并且,与企业家能力、当前政商资源和社会网络、宏观政策等因素相比,企业家出身对于产能过剩的影响效应更具有经济显著性。

六、进一步分析

实证检验结果表明,企业家公共部门出身是诱发我国产能过剩的重要微观原因。在此基础上,本节将进一步引入中介效应模型,就过度投资在企业家公共部门出身引致产能过剩的影响渠道作用进行回归分析。同时,考虑到微观调查数据或存在同源性问题,将进一步引入我国上市企业的微观面板数据,就企业家出身对于产能过剩的影响效应进行稳健性检验,并考察这一影响效应的时序变化。^①

^① 本文所用的上市公司面板数据,根据国泰安数据库进行统计整理。考虑到企业家的工作经历数据是从2008年以后才存在记录,本文所构建的上市公司面板数据时间跨度为2008—2017年,并均为A股上市公司样本。为与“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)的受访企业类型相对应,剔除了非制造业的A股上市企业,并将ST企业进行了剔除。综上,本文所用的全部上市公司有效样本数量为8427个。由于篇幅限制,本文未报告基于上市公司面板数据的描述性统计结果,有兴趣的读者可向笔者索取。

表7 内生性检验 (中国企业—劳动力匹配调查 (CEES), 2013—2015年)

项目	被解释变量: 产能过剩					
	固定资产收入比/地区—行业均值 (in log, OLS)			固定资产收入比>75分位值 (0—1 dummy, Probit)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
企业家公共部门出身 (0—1 dummy)	0.145** (0.056)	0.131** (0.055)	0.143** (0.057)	0.061*** (0.022)	0.050** (0.022)	0.060*** (0.023)
企业家工作年限 (年)	0.023** (0.010)	—	0.023** (0.010)	0.009** (0.004)	—	0.009** (0.004)
企业家工作年限—平方项	-0.046** (0.019)	—	-0.046** (0.019)	-0.019** (0.008)	—	-0.019** (0.008)
企业家教育程度 (高中/中专, 0—1 dummy)	-0.220*** (0.080)	—	-0.218*** (0.080)	-0.115*** (0.035)	—	-0.113*** (0.035)
企业家教育程度 (大专, 0—1 dummy)	-0.183** (0.086)	—	-0.182** (0.086)	-0.098*** (0.038)	—	-0.096** (0.038)
企业家教育程度 (本科及以上, 0—1 dummy)	-0.229*** (0.082)	—	-0.227*** (0.083)	-0.124*** (0.036)	—	-0.122*** (0.036)
企业家 EMBA 学习 (0—1 dummy)	0.078 (0.052)	—	0.079 (0.052)	0.033 (0.022)	—	0.034 (0.022)
人大代表 (0—1 dummy)	0.169*** (0.061)	—	0.169*** (0.061)	0.008 (0.027)	—	0.008 (0.027)
宏观产业政策 (0—1 dummy)	—	0.045 (0.057)	0.037 (0.057)	—	0.056* (0.024)	0.042* (0.024)
主要控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数量	2 908	2 908	2 908	2 908	2 908	2 908
R ²	0.158	0.148	0.158	0.065	0.058	0.066

说明: 列 (1) ~ 列 (3) 括号外数值为 OLS 回归的参数估计值, 括号内数值为对应于 T 统计量的稳健标准误 (robust standard error)。列 (4) ~ 列 (6) 括号外数值为 Probit 模型经边际调整的参数估计值, 括号内为对应于 Z 统计量的稳健标准误。*, **, *** 分别表示在 10%, 5%, 1% 水平上统计显著。

第一, 表 8 给出了中介效应模型的实证检验结果, 待估方程为模型式 (4)。研究表明, 将企业家

公共部门出身、过度投资变量同时引入计量方程的前提下, 企业家出身对于产能过剩虽然存在正向的

影响效应，但这一影响效应随着主要控制变量、其他控制变量的逐渐引入而变得不再稳健地满足统计显著性的推断要求。考虑到企业家出身、过度投资与产能过剩三者之间的逻辑次序，中介效应模型的实证结果表明：企业家公共部门（国企、事业单位或政府机关）的工作经历对于产能过剩或不具有显著的直接性影响，其主要是通过引致过度投资而对产能过剩产生间接性影响。因此，过度投资是企业家公共部门出身对于产能过剩造成影响的重要中介渠道。

第二，表9给出了基于上市公司面板数据的实证检验结果。研究表明，与“中国企业—劳动力匹配调查”的基准回归结果相似，基于上市公司的微

观面板数据，企业家公共部门出身对于产能过剩同样具有稳健的正向效应（列（1）~列（3）），并且中介效应模型的估计结果表明，过度投资是企业家出身对于产能过剩存在影响的重要中介渠道（列（3））。因而，本文的主要研究结论并不会受到调查数据同源性误差的潜在干扰。此外，对企业家出身对于产能过剩影响效应的时序变化进行检验，笔者发现，企业家的公共部门出身对于产能过剩风险的诱发作用主要体现在2012年之后，这或与上述阶段中国经济从高速增长向中高速增长转型、“稳增长”动机下各级政府产业政策频繁出台、企业家群体对“政商互动”的迎合式发展模式存在更强的路径依赖等因素有关。^[25]

表8 中介效应检验（中国企业—劳动力匹配调查（CEES），2013—2015年）

项目	被解释变量：产能过剩					
	固定资产收入比/地区—行业均值 (in log, OLS)			固定资产收入比>75分位值 (0—1 dummy, Probit)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
企业家公共部门出身 (0—1 dummy)	0.124* (0.074)	0.088 (0.072)	0.101 (0.074)	0.028 (0.030)	0.020 (0.029)	0.027 (0.030)
过度投资 (0—1 dummy)	0.371*** (0.066)	0.269*** (0.064)	0.269*** (0.064)	0.083*** (0.026)	0.045* (0.026)	0.043* (0.026)
主要控制变量	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
其他控制变量	No	No	Yes	No	No	Yes
行业固定效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
地区固定效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
年份固定效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
样本数量	1 938	1 938	1 938	1 938	1 938	1 938
R ²	0.028	0.164	0.175	0.008	0.075	0.088

说明：列（1）~列（3）括号外数值为 OLS 回归的参数估计值，括号内数值为对应于 *T* 统计量的稳健标准误（robust standard error）。列（4）~列（6）括号外数值为 Probit 模型经边际调整的参数估计值，括号内为对应于 *Z* 统计量的稳健标准误。*，**，*** 分别表示在 10%，5%，1%水平上统计显著。

七、结论

与现有文献多从宏观层面就产能过剩的形成原因进行研究有所不同，本文选择企业家公共部门出

身这一独特的微观视角，对我国产能过剩问题背后的微观机理做了创新性实证研究。基于“中国企业—劳动力匹配调查”（CEES）数据，研究表明：与不具有公共部门工作经历的企业家相比，对于具有公共部门工作经历的企业家而言，其所在企业的

表9 同源性误差检验(上市公司样本, 2008—2017年)

项目	被解释变量: 固定资产收入比/地区—行业均值 (in log, OLS)				
	全样本			Year \leq 2012	Year $>$ 2012
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
企业家公共部门出身 (0—1 dummy)	0.064* (0.038)	0.093** (0.038)	0.077** (0.037)	0.026 (0.080)	0.117*** (0.042)
过度投资 (0—1 dummy)	—	—	0.309*** (0.019)	—	—
行业固定效应	No	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	No	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	No	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数量	8 427	8 427	8 427	2 824	5 603
R ²	0.000	0.096	0.120	0.120	0.101

说明: 括号外数值为 OLS 回归的参数估计值, 括号内数值为对应于 T 统计量的稳健标准误 (robust standard error)。*, **, *** 分别表示在 10%, 5%, 1% 水平上统计显著。

产能过剩程度平均偏高 13.9%, 出现产能过剩问题的边际概率平均偏高 5.3%。进一步, 中介效应模型估计结果表明, 过度投资是企业家公共部门工作经历诱发产能过剩问题的重要中介途径。此外, 本文还分别采用内生性检验与上市公司微观数据对实证结果进行了稳健性分析。

本文的实证结果从一个较新的侧面反映了企业家创新精神对于企业绩效的重要促进作用。作为理性经济人的企业家, 之所以选择看似不具有市场竞争收益的过度投资, 并进而造成产能过剩, 实际上背后与制度扭曲所造成的企业家精神不足有很大关系。毋庸置疑, 公共部门的早期工作经历可以为企业带来许多短期的好处, 例如: 公共部门的工作经历往往使得企业家在政商关系、社会网络上具有更高的先发优势, 并可以使其通过“政商互动”获取更多的税收减免和政府补贴, 能够得到更加优惠的信贷支持, 能够获得产业扶持的相关政策, 从而减少进入壁垒所引致的制度性交易成本。但是, 上述利益多为短期性的局部利益, 实际上基于“政商互动”的迎合式投资所获得的回报只能视作市场收益的转移支付, 即将资源从一部分不具有政商关系的企业转移到另一部分具有政商关系的企

业。在这种转移支付过程中, 新增的投资往往不是针对真实市场需求而做出的有效投入, 从而造成了严重的产能过剩问题, 并进而触发了更高的产能过剩风险。实际上, 企业家对于这种短期、局部利益的追寻, 将会对整体经济的持续性发展造成困扰。

针对上述问题, 本文的政策建议如下: 首先, 政府应该将经济政策的重心从传统的产业政策切实转到竞争性政策上来。各级政府应充分意识到, 在具体政策实施过程中, 产业政策无法真正理清政府、市场二者的合理边界, 从而难以避免企业家依靠政治关联而对政府资源的“俘获”。因此, 只有切实推进竞争性政策, 充分发挥市场在资源配置中的决定性作用, 政府才能真正扮演好公平、公正市场竞争环境的捍卫者角色, 从而切断企业通过“政商互动”、迎合式投资而进行短期套利的连接链条。其次, 政府应该加大知识产权的保护力度, 不断降低制度性交易成本, 积极构建良好的营商环境。通过上述举措, 将有效根除拥挤型投资、潮涌型投资所依存的制度环境, 使市场这只“看不见的手”独立地、不受干预地引导企业进行创新投资, 夯实企业的内生增长动力。最后, 要通过企业家创新培训

等手段充分激发我国现有企业家群体的创新精神,要使企业家充分意识到:创新是企业长期持续发展的唯一驱动力,企业的经营发展不能过度依赖于政

治关系所取得的短期利益。只有通过上述措施,才能从微观机理上有效解决我国的产能过剩问题,推动我国经济迈向高质量发展的新时代。

参考文献

- [1] R. J. Gilbert, M. Lieberman Investment and Coordination in Oligopolistic Industries [J]. *Rand Journal of Economics*, 1987, 18 (1).
- [2] B. A. Blonigen, W. W. Wilson. Foreign Subsidization and Excess Capacity [J]. *Journal of International Economics*, 2010, 80 (2).
- [3] 王克敏, 刘静, 李晓溪. 产业政策、政府支持与公司投资效率研究 [J]. *管理世界*, 2017, (3).
- [4] 刘锦, 张三保. 企业腐败、劳动收入份额与工资差距——基于中国营商环境调查的证据 [J]. *宏观质量研究*, 2016, (4).
- [5] 陆瑶, 施新政. 企业治理改革、产品市场竞争与公司价值 [J]. *宏观质量研究*, 2016, (4).
- [6] 李旭超, 罗德明, 金祥荣. 资源错置与中国企业规模分布特征 [J]. *中国社会科学*, 2017, (2).
- [7] R. J. Caballero, T. Hoshi, A. K. Kashyap. Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan [J]. *China Economic Review*, 2008, 98 (5).
- [8] J. Lu, Z. Tao, Z. Yang. The Costs and Benefits of Government Control: Evidence from China's Collectively-owned Enterprises [J]. *China Economic Review*, 2010, 21 (2).
- [9] H. Li, L. Meng, Q. Wang, L. A. Zhou. Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence from Chinese Private Firms [J]. *Journal of Development Economics*, 2008, 87 (2).
- [10] L. Chernykh. Profit or Politics? Understanding Renationalizations in Russia [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2011, 17 (5).
- [11] J. Fan, T. J. Wong, T. Zhang. Politically Connected CEOs, Corporate Governance and Post-IPO Performance of China Newly Partially Privatized Firms [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 84 (2).
- [12] 高勇强, 何晓斌, 李路路. 民营企业社会身份、经济条件与企业慈善捐赠 [J]. *经济研究*, 2011, (12).
- [13] 中国人民银行营业管理部课题组. 预算软约束、融资溢价与杠杆率——供给侧结构性改革的微观机理与经济效益研究 [J]. *经济研究*, 2017, (10).
- [14] 陈圻, 陈佳. 成本外部化陷阱: 创新与经济转型最大的制度性障碍——“去外部化”的政策选择 [J]. *中国软科学*, 2016, (2).
- [15] S. Claessens, E. Feijen, L. Laeven. Political Connections and Preferential Access to Finance: The Role of Campaign Contributions [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88 (3).
- [16] 周劲, 付保宗. 产能过剩的内涵、评价体系及在我国工业领域的表现特征 [J]. *经济学动态*, 2011, (10).
- [17] 修宗峰, 黄健柏. 市场化改革、过度投资与企业产能过剩——基于我国制造业上市公司的经验证据 [J]. *经济管理*, 2013, (7).
- [18] E. R. Berndt, C. J. Morrison. Capacity Utilization Measures: Underlying Economic Theory and an Alternative Approach [J]. *American Economic Review*, 1981, 71 (2).
- [19] S. Richardson. Over-investment of Free Cash Flow [J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11 (2-3).
- [20] 席鹏辉, 梁若冰, 谢贞发, 苏国灿. 财政压力、产能过剩与供给侧改革 [J]. *经济研究*, 2017, (9).
- [21] A. Banerjee. A Simple Model of Herd Behavior [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107 (3).
- [22] B. Schmidt. Costs and Benefits of Friendly Boards during Mergers and Acquisitions [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 117 (2).
- [23] D. Chen, S. Khan, X. Yu, Z. Zhang. Government Intervention and Investment Comovement: Chinese Evidence [J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2013, 40 (3-4).

[24] 梅建华. 把经济社会发展推向质量时代——学习领会习近平同志的质量观 [J]. 宏观质量研究, 2016, (1).

[25] 程虹. 管理提升了企业劳动生产率吗?——来自中国企业—劳动力匹配调查的经验证据 [J]. 管理世界, 2018, (2).

(责任编辑: 杨万东)

DOES ENTREPRENEUR IDENTITY CAUSE EXCESS CAPACITY

——Empirical Evidence from China Employer-employee Survey

CHENG Hong BAI Yun

(Institute of Quality Development Strategy, Wuhan University)

Abstract: Over the years, excess capacity has always been an important obstacle which restricts the economy of China developing towards high quality. Different from the existing literature which explains excess capacity from structural perspective, this paper selects the microscopic perspective which is about CEO coming from the public sector. Using the theory of political relevance, this paper empirically explains the influence of CEO coming from the public sector on excess capacity. Under the control of other factors, the basic regression, with the data from China Employer-employee Survey (CEES), empirically considers that the enterprises whose CEO coming from the public sector have higher degree and marginal probability of excess capacity, which are about 13.9% and 5.3% respectively. That is because the enterprises themselves are willing to obtain non-market returns through political connections. In addition, endogenous test and the mediating effect model find that compared with the macroscopic structural factors, the influence of CEO coming from the public sector on excess capacity has higher economic significance and over-investment is one of the important ways of influence during this process. Finally, using the micro-panel data of listed companies, the common variance tests further support the main empirical findings of this paper. Therefore, the policy recommendations are as follows: The government should shift the focus of policy from industrial policy to competitive policy and clarify the boundary between the government and the market by constructing a fair competition market environment, which can prevent CEO to [WWZ] “capture” [WWH] government resources relying on political connections. Only in this way, can the innovative potential of CEO be fully released and the problem of excess capacity in China be solved from microscopic mechanism.

Key words: entrepreneur identity; over-investment; excess capacity; CEES; mediating effect