

行政垄断视角下人力资本错配的成因及其解释

葛晶¹ 李勇²

(1,北京大学 新结构经济研究院,北京 100871;2,西北大学 经济管理学院,陕西 西安 710127)

摘要:在中国经济发展逐步由投资驱动向创新驱动转型的关键期,如何有效配置创新资源,成为中国新常态下经济可持续增长亟需解决的问题之一。本文从行政垄断视角分析了中国人力资本错配的成因:行政垄断行业长期享有政府补贴、信贷资源等隐形补贴和保护,却未将这部分“超额利润”转化为创新产出。但在“产权模糊”“所有者缺位”的影响下,行政垄断行业内部具有“工资溢价”,从而吸引人力资本进入形成人力资本错配。进一步地,本文基于中国工业企业数据的实证检验验证了上述推断,行政垄断行业的人力资本错配程度比非行政垄断行业平均高出约0.7119。研究结果表明打破行政垄断对于矫正人力资本错配、提高全要素生产率具有重要意义。

关键词:行政垄断;创新效率;工资溢价;人力资本错配

中图分类号:F427 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2019)05-0043-10

一、引言

新古典增长理论在技术外生的假定下解释了资本和劳动力的长期动态关系,但却无法解释各个快速增长国家间存在的增长率差异。对此,Jones和Romer通过构建“新卡尔多事实”强调了人力资本积累所引发的全要素生产率(TFP)提升对突破增长减速的决定性作用^[1]。就中国实际情况而言,自改革开放以来的近30年里,中国保持了年均10%以上的经济增长速度,创造了人类经济增长史上的“奇迹”。随着近年来经济增长回归中高速,如何突破增长减速这一问题引起了社会各界的广泛关注。有学者研究发现中国的人力资本尽管完成了快速的扩张和积累^①,但却对技术创新(尤其是自主创新)的促进作用不显著,这也是长期以来全要素生产率(TFP)在低水平波动、制约经济长期增长的主要原因^[2]。

对于人力资本积累与经济增长的关系,Baumol较早地提出了人力资本配置形成增长差距假设,其放松了熊彼特模型中关于人力资本一定从事生产性活动的假定,认为各国之间虽然存在着较大的人力资本存量差距,但人力资本配置引发的创新水平差异才是增长差距形成的根本性原因^[3]。Heish和Klenow创新性地提出要素错配与TFP的分析框架,将要素错配定义为由于要素价格扭曲

收稿日期:2019-03-27

基金项目:国家自然科学基金青年项目“行政垄断下人力资本错配对企业创新效率损失的影响研究”(71704141);教育部人文社会科学基金青年项目“行政垄断背景下中国人力资本配置扭曲影响自主创新的内生理理研究”(17YJC790084)

作者简介:葛晶(1991—),男,安徽淮北人,北京大学新结构经济研究院博士后;

李勇(1984—),男,四川南充人,西北大学经济管理学院副教授,本文通讯作者。

引发的TFP损失^[4]。根据这一思路,一些学者研究了人力资本错配和TFP的关系。Vollrath收集了14个发展中国家的个体工资数据,基于Mincer工资方程估算了人力资本价格扭曲对于经济体TFP损失的影响,结果显示,若消除人力资本价格扭曲,大部分发展中国家的产出将增长5%左右^[5]。赖德胜和纪雯雯通过构建人力资本三部门配置模型在宏观层面上利用中国1997~2012年30个省市的相关数据进行了实证检验,结果发现市场部门集中的人力资本对创新具有促进作用,而政府和垄断部门的人力资本对创新具有阻碍作用。相对报酬的差异导致人力资本在市场部门和政府(以及垄断部门)之间的错配,并进一步引起创新规模和效率的差异^[6]。部分学者针对性地测算了人力资本职业错配引发的经济后果。李静和楠玉指出在如同中国这类转型期国家中,高等教育在人力资本培养上需兼顾市场需求和长远利益两个方面,这意味着人力资本市场可能出现所受教育供给与需求不匹配的问题,他们利用2011年、2014~2016年这4年中国大学生就业相关数据,发现我国人才市场的供需错配问题不断恶化,其中,历史学、法学和医学的错配程度最低而工学和管理学最高^[7]。部分学者则关注到人力资本在行业间的错配问题。李世刚和尹恒利用异质性个体的OLG模型研究发现职位寻租导致人力资本大量流向政府等非生产性部门,在非货币吸引力较为正常的区域内,职位寻租所导致的人力资本错配引发了大约10%~20%的产出损失^[8]。纪雯雯和赖德胜构建出“人力资本沉淀系数”以考察人力资本在行业间的沉淀状态,研究发现在2005~2015年样本窗口期内,人力资本在部门间的配置效率低下,主要源于公共部门和垄断部门存在严重的人力资本冗余^[9]。马颖等则从微观层面测算了我国人力资本在行业间的错配程度。他们基于Mincer工资方程,利用中国家庭收入研究项目(CHIP)2007年和2013年数据进行测算,结果显示,我国第一产业和第三产业中的生活性、公共性服务业的人力资本供给相对过剩,而第二产业人力资本供给相对短缺,并导致2007年和2013年我国实际总产出分别损失了1.79%和1.63%^[10]。

上述研究为我们认识我国人力资本错配程度提供了一个框架,但研究缺乏对人力资本错配的形成机制、根本性原因探讨。对此,纪雯雯和赖德胜进行了详细的阐述,他们认为劳动力市场中相对报酬差异使得体制内到体制外劳动力市场人力资本呈现逐渐减少的垂直化特征,而国有企业在政府干预下人力资本的创新绩效较低,这种劳动力市场和生产过程的共同作用导致社会创新绩效损失^[11]。李静等在全社会信息共享和知识传递的人力资本匹配效应的视角下,发现在中国经济转轨时期,人力资本市场可能会出现失灵,从而导致人力资本在技术密集部门和最终产品部门间的错配,进而切断人力资本外溢渠道,导致社会整体创新动力不足^[12]。部分学者则认为所有制本身是导致人力资本错配的重要原因:一方面,国有企业产权结构的天然缺陷导致其短视化现象严重。与非国有企业的经理人相比,国有企业面临着生产效率和创新效率的双重损失,且创新效率损失大于生产效率损失^[13];另一方面,国有企业与非国有企业的工资决定机制存在着显著的差异:非国有企业的工资主要由市场因素决定,国有企业在产权模糊和所有者缺位等因素的影响下,其工资水平还受到非市场因素的干扰。因此,所有制分割决定了国有部门劳动力在教育、人力资本、经验以及技能回报率存在着溢价,这是不同所有制企业间工资差距大的重要原因^[14]。诚然,所有制为理解人力资本在不同所有制企业间的错配提供了很好的思考方向,但值得关注的是,既然国有企业的生产效率和创新效率偏低,国有企业用以支付工资溢价的利润从何而来?本文认为国有产权和政府权力的结合——行政垄断,是导致人力资本错配的重要原因,这主要是因为:(1)国有企业产权结构的天然缺陷导致国有企业经理人的目标更加多元化,创新效率较低;(2)尽管国有企业的创新效率较低,但行政垄断保证了国有企业可以通过行业壁垒、信贷所有制歧视和政府补贴等渠道享有超额利润,这不仅挤出了非国有企业的投资和利润,使得非国有部门的人力资本回报率较低,同时还导致国有企业可以利用超额利润来支付人力资本溢价,以确保其人力资本优势。

为了证实以上推断,本文在分析行政垄断影响人力资本错配机制的基础上,对行政垄断与人力资本错配之间的关系及其内生机制进行实证检验。与以往研究不同的是,本文的边际贡献主要体现在:第一,利用《中国工业企业数据库》1998~2007年的相关数据构建了相关指标,从行政垄断视角剖析

了中国人力资本在不同所有制企业间错配的成因；第二，Heish 和 Klenow 的错配测算框架中以美国的要素生产弹性为唯一标准^[4]，忽略了各个国家间的产业结构差异。本文采用 Levinsohn-Petrin(简称 LP)半参数估计方法对中国 164 个三位数工业行业的生产弹性分别进行估算^②，在此基础上计算人力资本在所有制间的错配程度，尽可能避免了行业特性差异对测算结果带来的影响。

本文剩余部分的结构安排如下：第二部分阐述了本文的理论机制并提出研究假设；第三部分介绍了本文的实证模型、变量选取和数据来源；第四部分进行实证检验；第五部分是结论及建议。

二、理论分析与研究假设

当市场处于完全竞争时，企业最优产出条件要求各要素的边际产出与边际成本相一致。但对于广大的发展中国家而言，在市场分割、政策扭曲等多种因素下，要素的边际产出和边际成本往往表现出不一致，从而产生要素错配。本文认为，行政垄断是引起中国的人力资本在不同所有制企业间出现错配的重要原因，具体表现在：

人力资本错配的第一个表现是国有企业面临生产效率和效率创新效率的双重损失，人力资本的边际产出较低。国有企业从其产生之初便面临着产权界定不清、所有者缺位、软预算约束以及政策性负担等问题，这使得国有企业的生产经营活动面临严重的代理成本，全要素生产率和企业绩效较差^[15]。改制虽然部分缓解了生产剩余索取权与控制权的矛盾，却无法实现创新剩余索取权与控制权的匹配，从而导致国有企业面临着生产效率和效率创新效率的双重损失，且创新效率损失较大。这种固有缺陷使得国有企业经理人行为短视化现象较为严重，价值目标更加多元化，其将更多的精力用于增加控制权收益、在职消费和寻租等非生产性活动中，而对一般经营和创新活动的兴趣较小^[16]。与之相对应的是，非国有企业经理人的利润约束则更强(更多受市场因素影响)，生产效率和效率创新效率也较高。因此，与非国有企业相比较，国有企业面临着生产效率和效率创新效率损失，与之相关的人力资本边际产出也较小。

人力资本错配的第二表现是国有企业内部出现“租金分享”，形成人力资本优势。这便不得不考虑中国转型时期国有企业独特的生存环境——行政垄断。单纯的垄断(自然垄断)是建立在市场竞争机制下，由技术进步、规模效应等导致。虽然垄断部门享有超额利润，但也拥有更高的生产效率，因而人力资本错配有限。而我国的垄断行业主要是国有企业与政府行为相结合的产物，表现出强烈的行政垄断特征^[17]，这主要源于中国 20 世纪 50 年代开始推行的重工业优先发展战略。重工业企业所需要的生产要素和技术都是与当时中国经济的要素禀赋(比较优势)相违背的，这类企业在市场竞争环境下缺乏自生能力，只能通过人为压低利率、原材料价格等以降低重工业企业的生产成本，通过设置行业壁垒确保其垄断地位提高产品价格^[18]：一方面，在国家发展战略的影响下，行政垄断领域内的企业从产业分布来看主要分布于生产周期长、投资风险高的行业或者能源、资本和技术较为密集的行业，这些行业通常与中国现阶段的比较优势相违背，其配套设施、人力资本等方面往往都不足以支撑其进行大规模技术创新，企业进行技术创新或升级的难度本身较大；另一方面，随着中国市场化改革的不断深化，逐步形成了以市场为主导的产品定价机制，行政垄断企业在市场中无法盈性的问题由隐性转为显性，即战略性负担^[19]，政府为补偿战略性负担所造成的损失给予了相关企业多种形式的隐性保护和补贴，但由于信息不对称问题的存在，企业实际所得的超额利润与承担的战略负担无法匹配，在“所有者缺位”等因素的影响下，企业内部出现“租金分享”^[20]，最终形成人力资本错配。

综上所述，所有制仅仅可以解释人力资本边际产出较低，却无法解释国有企业的人力资本优势及其溢价，而离开了所有制，技术进步和规模效应所导致的自然垄断对人力资本错配的影响也很有限，事实上，国有企业与政府权力相结合产生的行政垄断可能是人力资本错配的根本原因：(1)国有企业产权结构的天然缺陷导致人力资本的边际产出较低；(2)凭借行政垄断特权，我国国有企业获得了非国有企业所无法匹配的特殊竞争优势，使其可以在创新效率较低和经济效益较差的情况下获得超额垄断利润，进一步，在产权模糊和所有者缺位等条件下转化为“高工资、高福利”，吸引人力资本进入，结果导致人力资本错配。据此本文提出第一个研究假设：

假设 1:行政垄断对人力资本错配具有显著的正向影响。

垄断领域的国有企业具有行政垄断特征,能够凭借其行政垄断特权获取超额利润,主要获取的手段体现在以下三个方面:一是行业壁垒。作为政府战略的具体执行者,国有企业从其诞生之初便与地方政府来往密切,关系错综复杂。改制以来,尽管国有企业在完善公司治理结构等方面做出了很大努力,但时至今日,国有企业的生产决策仍然受到地方政府或多或少压力的影响。地方政府出于就业、税收和其他非经济目标的考虑也往往通过行政命令方式设置行业壁垒,限制其他企业进入相应的行业和领域,进一步维持其垄断地位和超额利润^[21]。二是信贷竞争优势。我国当前的金融体系仍然是以银行业为主导,银行的信贷构成了当前企业融资的重要来源。然而,由于要素市场化改革相对滞后,中国的信贷市场仍然是政府、国有银行和国有企业共同主导的信贷市场结构。在这种环境下,信贷市场存在着“所有制歧视”,即国有企业虽然生产效率低,绩效较差,但仍然可以获得低于市场价格的廉价信贷资源,非国有企业(中小企业)则面临着融资约束。新近的研究文献对于信贷所有制歧视重新进行了解释:白俊和连立帅认为我国的信贷市场并不存在人为的干预和影响,现阶段我国信贷资源的配置主要受企业规模、盈利状况等因素决定,当前信贷资源对于国有企业的偏好仍然是由银行信贷自身的属性和市场因素决定^[22]。景麟德等也认为,银行对于国有企业的信贷偏好主要是由于国有企业在融资过程中具有信息优势,即与非国有企业相比,国有企业具有更低的风险偏好,市场的信息也更加真实,这导致国有企业在银行信贷决策中具有预期损失更低、交易成本更节约、隐形合约收益更大等特点^[23]。但本文认为,国有企业的自身禀赋优势正是由于其国有身份所决定,并进一步转化成为信贷资源竞争优势。不仅如此,这种优势不仅使得国有企业的资本规模可以无限制扩大,还在边际技术替代率为 0 和人力资本溢价的条件下导致人力资本规模同步提高,从而强化了国有企业的人力资本优势^⑧。三是政府补贴。地方官员在过去的经济增长中倾注了巨大的热情,具有“晋升锦标赛”特征。在“锦标赛”模式下,相较研发补贴这种总量小、时效性差的补贴方式,地方官员更偏好向大型国有企业提供税收和出口补贴^[24]。在政府补贴的保护下,相对于中小企业,国有企业的信贷风险更小,金融机构也倾向于向国有企业提供信贷服务,这同样确保了国有企业的超额利润,进一步加剧了人力资本错配程度。综上所述,本文提出第二个研究假设:

假设 2:行政垄断通过行业壁垒、政府补贴和信贷偏好三个方面提高了人力资本错配程度。

三、研究设计、数据来源与变量选取

(一)模型建立

本文采用双向固定效应模型检验行政垄断对人力资本错配的影响作用和影响机制,回归方程如式(1)和式(2)所示:

$$TFPlos_H_{st} = \alpha_0 + \alpha_1 state_{st} + \alpha_2 mon_{st} + \alpha_{3n} X_{n,st} + \epsilon_s + \lambda_t \quad (1)$$

式(1)中,s表示第s个行业,t表示第t年,TFPlos_H表示所有制间的人力资本错配程度,state表示国有成分比重,mon表示是否属于行政垄断行业(是=1), X_n 为第n个控制变量, ϵ 和 λ 分别为行业固定效应和时间固定效应。若 $\alpha_2 > 0$,且达到统计意义上显著,则假设1得证。

$$TFPlos_H_{st} = \beta_0 + \beta_{1n} spro_{n,st} * mon_{st} + \beta_{2n} spro_{n,st} + \beta_3 mon_{st} + \alpha_{3n} X_{n,st} + \epsilon_s + \lambda_t \quad (2)$$

式(2)中,spro_n表示行政垄断行业的第n个超额利润来源,包括行业壁垒、政府补贴和信贷偏好三个方面,若 $\beta_{1n} > 0$,且达到统计意义上显著,则假设2得证。

(二)变量选取

本文回归中所涉及变量主要有:

1.人力资本错配程度(TFPlos_H)。本文在 Brandt 等的研究基础上^[25],测算中国 164 个三位数行业内所有制间的人力资本错配程度。首先,将企业生产函数拓展为: $Y_{sij} = TFP_{sij} K_{sij}^{\alpha_s} L_{sij}^{\beta_s} H_{sij}^{\gamma_s}$ 。其中,s表示第s个行业,i表示第i个部门(国有部门和非国有部门),j表示第j个企业, Y_{sij} 、 TFP_{sij} 和 K_{sij} 分别表示企业的真实产出、全要素生产率、资本存量(利用固定资产净值年平均余额衡量)。L_{sij}和H_{sij}分

别表示无技能劳动力规模(利用年平均职工人数衡量)和人力资本,衡量了企业的劳动力数量和劳动力质量, α_s 、 β_s 和 γ_s 为对应要素的生产弹性;其次,采用 LP 方法估算各行业的生产弹性 α_s 、 β_s 和 γ_s ^④, 以工业增加值作为产出变量,以劳动力数量和人力资本作为自由变量,固定资产年平均余额作为资本变量,中间品投入作为代理变量进行估算;再次,根据企业利润最大化的一阶条件可得: $\tau_{sij}^h = \frac{\gamma_s Y_{sij}^{nor}}{w_h H_{sij}} \propto$

$\frac{\gamma_s Y_{sij}^{nor}}{H_{sij}}$, 其中, τ_{sij}^h 表示人力资本价格扭曲程度, Y_{sij}^{nor} 表示企业名义产出, w_h 表示人力资本价格;最后,与 Heish 和 Klenow 以及 Brandt 等的做法一致^{[4][25]}, 将人力资本错配归结为全要素生产率的损失。当存在人力资本价格扭曲 τ_{sij}^h 时, 行业全要素生产率为 TFP_s ; 当不存在要素错配的情况时 ($\tau_{sij}^h = 1$), 行业全要素生产率达到最优 TFP_s^* , 则各行业内所有制间的人力资本错配可表达为: $TFP_{los_s} = TFP_s^* / TFP_s - 1$ ^⑤。

2. 人力资本存量 (h_{ij})。中国工业企业数据库并没有完整地提供有关企业人力资本的信息(仅有 2004 年数据具有劳动力受教育程度相关信息)。本文借鉴 Mabe 提出的人力资本测度方法, 用劳动者所获得的实际工资除以基本工资表示该劳动者的人力资本水平^[26]。具体利用中国工业企业数据库 2004 年度数据估算工业行业的 Mincer 工资方程, 为尽可能避免由于行业、地区等经济环境的异质性对基本工资和教育收益率的影响, 方程中对行业和地区特征进行了控制。参照巫强和葛玉好对工资方程的设定方法^[27], 建立如下工资方程^⑥:

$$Ave_wage_{sij} = \alpha_0 + \alpha_1 edu_{sij} + \beta_n X_{n,sij} + \gamma_n X_{n,sij} * edu_{sij} + \lambda_j + \epsilon_{ij} \quad (3)$$

式(3)中, s 表示第 s 个省市, i 表示第 i 个企业, j 表示第 j 个行业, α 为截距项, 可认为是企业的最低工资保障, Ave_wage 表示企业平均工资, edu 表示企业职工平均受教育年限^⑦, $X_{n,sij}$ 为控制变量^⑧, λ_j 为行业固定效应, ϵ 表示残差项。另外, 考虑到控制变量也可能会影响到教育收益率, 因此, 本文在工资方程中引入了企业劳动力平均受教育年限与控制变量的交互项。则企业基本工资为: $Basic_wage = \alpha_0 + \beta_n X_{n,sij} + \lambda_j + \epsilon_{ij}$ 。据此可计算企业的人力资本存量: $h_{ij} = Ave_wage_{ij} / Basic_wage_{ij}$ 。

3. 行政垄断 (mon)。目前, 关于行政垄断的衡量方法中使用率较高的主要包括国有经济比重衡量法和指标体系法^{[28][29]}。由于国有经济比重衡量法过于单一, 无法反映政府行为和市场环境的影响, 而指标体系的量化结果易受到指标选取的主观性影响, 鉴于此, 本文借鉴聂海峰和岳希明、陈林对行政垄断的量化方法^{[30][31]}, 在行政垄断企业主要分布在控制国有经济命脉的基本前提下, 将行政垄断视为一个只具有“是”和“否”两个状态的取值空间。最终选取了 35 个行政垄断行业, 用 mon 表示, 当 $mon = 1$ 时为行政垄断行业, 反之为非行政垄断行业。

4. 行业壁垒 (hhi)。行业壁垒是地方政府为了避免辖区企业受到外来企业竞争影响所采取的一种干预措施, 往往通过对外地竞争性企业征收高昂的税收、设置行政性壁垒等对本地企业进行保护, 本质上是由于辖区内企业效率低下, 在市场竞争环境中不具有自生能力。本文以赫芬达尔指数 HHI 衡量行业的竞争程度或进入壁垒, 该指数越高表明行业竞争程度越低, 进入壁垒越大:

$$HHI_{ijt} = \sum_{i=1}^{M_{jt}} (income_{ijt} / \sum_{i=1}^{M_{jt}} income_{ijt})^2 \quad (4)$$

式(4)中, j 表示第 j 个行业, t 表示第 t 年, i 代表第 i 个企业, M 表示行业内企业个数, $income$ 为产品销售收入, $income_{ijt} / \sum_{i=1}^{M_{jt}} income_{ijt}$ 表示第 t 年第 j 个行业的第 i 个企业的市场份额占有率。

5. 信贷偏好 (fin)。良好的金融环境有利于提高资源配置效率, 信贷资源向国有部门的倾斜和利率歧视是导致人力资本错配的重要原因。因此, 本文采用行业利息费用支出占总负债的比重衡量该行业企业信贷利率水平, 利用负债占增加值的比重衡量该行业企业的信贷资源获取水平, 并采用信贷资源获取水平与信贷利率水平的比值来衡量金融机构信贷服务对该行业企业的偏好程度。

6. 政府补贴 (gov)。刘瑞明和石磊认为, 政府补贴在保护低生产效率企业的同时, 挤占了生产效率相对较高的中小企业的资源, 降低了社会整体的生产效率^[15]。本文将中国工业企业数据库中各企业的财政补贴加总, 得到各行业的财政补贴总额, 以补贴收入占行业生产总值的比重衡量该行业对补贴收入的依赖程度。该指标利用中国工业企业数据库计算得到。

7.控制变量。包括行业资产收益率(行业利润除以行业资产规模,roa)、行业规模(行业总资产规模的对数,scale)和行业企业平均年龄(行业内企业的平均年龄,age)。上述指标均利用中国工业企业数据库计算得到。

(三)数据来源和处理

本文使用的是1998~2007年中国工业企业数据库^⑤。该数据库由国家统计局提供,包括全部国有企业和主营业务收入大于500万元的民营工业企业,覆盖全国31个省市自治区。本文测算用到的指标包括工业总产值、工业增加值、固定资产净值年平均余额、年度应付工资总额、年平均职工人数、注册类型、行业编码、县市编码等。在利用工业企业数据库进行人力资本测算前,需对数据进行以下处理:(1)为消除2003年国家统计局对四位数行业代码调整所产生的影响,对1998~2002年行业代码进行调整,并选取三位数行业代码对各年企业样本进行分类和匹配;(2)以1991年为基期,利用CPI对企业年度应付工资总额进行平减,利用原材料、燃料、动力购进价格指数对中间品投入进行平减,利用固定资产价格指数对固定资产净值年平均余额进行平减;(3)参照Cai和Liu的处理方法^[32],剔除样本中的异常值:删除工业总产值、工业增加值、全部从业人员年平均人数、固定资产净值年平均余额、流动资产净值年平均余额、全年营业收入、主营业务收入、资产总计为负的样本;删除年平均从业人员人数8以下的样本;删除固定资产净值年平均余额小于资产总计、流动资产净值年平均余额小于资产总计、全年营业收入小于主营业务收入的样本;(4)剔除企业TFP前后0.5%企业,最终保留约174万个样本,涉及约56万个企业,164个行业,并根据企业登记注册类型将其分为国有企业和非国有企业。

表1为各变量的说明与描述性统计。可以发现,行政垄断行业在人力资本存量、人力资本错配程度、行业壁垒、信贷偏好、政府补贴、行业规模、行业企业平均年龄方面都要高于非行政垄断行业,尤其是政府补贴和信贷偏好,要远高于非行政垄断行业,但行政垄断行业的资产收益率却与非行政垄断行业存在较大差距,这同样反映出我国社会生产资源存在着较严重的错配问题。

表1 变量说明与描述性统计

变量	样本		总样本		行政垄断行业		非行政垄断行业	
	符号	样本量	均值	方差	均值	方差	均值	方差
人力资本存量(万)	h _{ij}	174	1.244	0.831	1.353	1.022	1.222	0.788
人力资本错配	TFPlos_H	1476	0.321	0.041	0.370	0.091	0.332	0.052
行政垄断	mon	1476	0.000	0.000	1.000	0.000	0.213	0.168
行业壁垒	hhi	1476	0.024	0.002	0.025	0.001	0.024	0.002
信贷偏好	fin	1476	115	6801	208	31184	135	13429
政府补贴	gov	1476	0.009	0.000	0.026	0.002	0.013	0.001
行业资产收益率	roa	1476	0.152	0.007	0.114	0.007	0.144	0.007
行业规模	scale	1476	15.243	2.141	16.502	1.777	15.512	2.329
行业企业平均年龄	age	1476	11.058	19.079	14.125	36.323	11.713	24.317

四、回归结果分析

(一)人力资本错配程度测算结果

本文首先计算了人力资本(所有制)错配,表2为1998~2007年各年度要素错配的计算结果(行业均值)。通过计算结果可以发现,如果各生产要素在国有企业、非国有企业间实现有效配置,行业TFP将在1998年和2007年分别提升100.14%和74.37%;如果仅仅人力资本在不同所有制企业间实现有效配置,行业TFP将在1998年和2007年分别提升36.67%和29.51%,说明与物质资本错配(TFPlos_K)和劳动力错配(TFPlos_L)相比较,人力资本错配的程度更为严重。从时间趋势来看,1998年以来,总体资源错配和各生产要素错配程度逐年下降(与1998年相比较,2007年总体资源错配程度下降了34.65%,物质资本、劳动力和人力资本错配分别下降了13.88%、35.92%和24.26%)。

从截面趋势来看,对比行政垄断和非行政垄断行业样本的计算结果,可以发现 1998 年以来行业人力资本配置优化主要由非行政垄断行业引起(与 1998 年相比较,2007 年人力资本错配下降 29.89%),行政垄断行业内的人力资本错配并未得到明显改善(相比较 1998 年,2007 年人力资本错配下降 8.62%)。除此之外,两类行业的人力资本错配程度差异正在不断加大(在 1998 年,相对于非行政垄断行业,行政垄断行业仅高出 11.23%,而 2007 年则达到 33.01%),表明对于整个工业行业来说,行政垄断行业的人力资本错配问题更严重。

表 2 各年度资源错配测算结果(行业均值)

年份	总样本				非行政垄断行业	行政垄断行业
	TFPlos	TFPlos_K	TFPlos_L	TFPlos_H	TFPlos_H	TFPlos_H
1998	1.0014	0.1534	0.1824	0.3667	0.3581	0.3983
1999	0.9800	0.1588	0.1731	0.3465	0.3412	0.3657
2000	0.9433	0.1576	0.1640	0.3511	0.3373	0.4021
2001	0.9273	0.1659	0.1546	0.3409	0.3338	0.3670
2002	0.8810	0.1520	0.1491	0.3360	0.3314	0.3532
2003	0.8684	0.1506	0.1491	0.3246	0.3168	0.3535
2005	0.8134	0.1416	0.1420	0.3190	0.3059	0.3674
2006	0.7869	0.1357	0.1416	0.3060	0.2927	0.3549
2007	0.7437	0.1347	0.1342	0.2951	0.2757	0.3667

(二)人力资本错配的成因检验

在计算出人力资本在不同所有制行业的错配程度(TFPlos_H)后,我们便可以利用式(1)对行政垄断与人力资本错配的关系进行实证检验,结果如表 3 所示。根据表 3 的估计结果可以发现,核心变量的估计系数在引入控制变量前后基本一致,说明模型的结果可信度是较高的。具体的回归结果中,国有成分的估计系数不显著,但行政垄断的回归系数显著为正(以第(6)列的回归结果为准),行政垄断行业中所有制间的人力资本错配程度平均比非行政垄断行业高出约 0.7119,说明行政垄断是不同所有制间人力资本错配形成的根本原因,假设 1 得证。

表 3 行政垄断对所有制差异产生的人力资本错配的影响检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
state	0.0213 (0.4903)	-0.0193 (-0.3987)			0.0213 (0.49)	0.0294 (0.67)
mon			0.7114*** (13.5504)	0.5698*** (8.1599)	0.7049*** (13.00)	0.7119*** (13.13)
截距项	1.1412*** (26.5528)	0.6922*** (4.2794)	0.4395*** (11.5607)	0.1258 (1.0723)	0.4363*** (11.30)	0.4709*** (11.51)
观测值	1476	1476	1476	1476	1476	1476
R ²	0.7897	0.7919	0.7897	0.7919	0.7897	0.7907
控制变量		控制		控制		控制

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内数值为 t 检验值。下表同。

进一步,我们还尝试对行政垄断影响人力资本错配的机制进行检验。具体的做法是分别引入行政垄断(mon)与行业壁垒(hhi)、政府补贴(gov)和信贷优势(fin)的交互项,检验行政垄断对人力资本错配的影响路径,回归结果如表 4 所示。具体的回归结果中,模型的稳健性和拟合优度均较高。hhi、gov 和 fin 的估计系数反映了其对非行政垄断行业(mon=0)人力资本错配的影响作用,交互项(mon * hhi、mon * gov 和 mon * fin)的回归系数反映了其对于行政垄断行业(mon=1)人力资本错配的影响,具体来说:hhi 的回归系数显著为正,但 mon * hhi 的回归系数却不显著,说明行业壁垒对行业人力资本错配具有显著的促进作用,但对行政垄断和非行政垄断行业的影响没有显著差异;gov 和 fin 的回归系数显著为负,这主要是因为当前非行政垄断行业企业创新资源匮乏,且面临着“融资难、融资贵”等困境,政府补贴和信贷资源有利于这些行业获取创新资源和条件,降低行业内的人力资本错配;mon * gov 和 mon * fin 的回归系数均显著为正,表明政府补贴和信贷偏好是引起行政垄断行业内部人力资本错配程度较高的重要因素,其原因在于在无法实现创新剩余索取权与控制权匹配的条件下,

行政垄断行业内的企业面临着创新效率损失。不仅如此,其还将获取的政府补贴和信贷资源转换为超额利润,并在“所有权虚置”和“内部人控制”等条件下转化为工资溢价,形成人力资本优势,从而与非行政垄断行业企业在人力资本规模上拉开了差距,造成人力资本错配,即行政垄断通过政府补贴和信贷(所有制)偏好加剧了人力资本错配,第二个研究假设得证。

表 4 行政垄断对人力资本错配影响机制的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
mon * hhi	-0.2272 (-0.4398)	-0.1685 (-0.3270)				
mon * gov			0.9960 ** (2.1015)	1.0878 ** (2.2887)		
mon * fin					0.0001 * (1.9327)	0.0002 ** (2.0854)
mon	0.7181 *** (13.5914)	0.5758 *** (8.2346)	0.6944 *** (12.9703)	0.5562 *** (7.9060)	0.6988 *** (13.0634)	0.5464 *** (7.7079)
hhi	0.2423 ** (2.0231)	0.3019 ** (2.4918)				
gov			-0.8205 ** (-1.9793)	-1.0075 ** (-2.3877)		
fin					-0.0002 *** (-3.1285)	-0.0002 *** (-3.4020)
截距项	0.4321 *** (11.3230)	0.1195 (1.0201)	0.4496 *** (11.7245)	0.1496 (1.2725)	0.4555 *** (11.9069)	0.1280 (1.0949)
观测值	1476	1476	1476	1476	1476	1476
R ²	0.7903	0.7929	0.7904	0.7928	0.7913	0.7938
控制变量		控制		控制		控制

(三)关于垄断异质性的讨论

自然垄断企业具有规模经济和正向的外溢性,其不仅矫正了市场失灵(外溢性)所导致的人力资本价格“低估”,还可以促进相关行业的绩效和 TFP 提升。因此,政府对于自然垄断行业的支持和补贴便显得尤为必要,其所产生的人力资本错配和 TFP 损失也较小。因此,本文的稳健性检验主要检验自然垄断行业政府干预及其相关手段对于人力资本错配的影响。

事实上,即使是依靠规模优势形成的自然垄断企业也无法避免行政干预和垄断特权,严格的区分行政垄断行业和自然垄断行业是较为困难的,故一个可行的思路便是根据行业特性和一般性认识进行分类。参照陈林的研究结论^[31]并结合样本有效性,本文选取电力生产、电力供应、热力生产和供应、燃气生产和供应业这 4 个三位数行业作为自然垄断代表性行业^⑥,用 mon1 表示,其余行政性垄断行业用 mon2 表示。重复表 3 和表 4 的估计步骤,具体结果如表 5 所示。

表 5 中,第(1)列为自然垄断代表性行业对人力资本错配的影响,第(2)~(4)列为进一步的机制检验结果。回归结果显示,估计系数与表 3 和表 4 的方向几乎一致,但自然垄断代表性行业

表 5 区分垄断性质的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
mon1	0.3338 *** (6.3537)	0.1647 (1.4783)	0.2657 *** (3.0981)	0.4174 *** (4.2814)
mon2	1.0108 *** (19.1340)	1.0135 *** (19.2137)	0.9062 *** (13.1325)	0.9440 *** (16.4864)
mon1 * hhi		6.1973 * (1.6941)		
mon1 * gov			0.6817 ** (2.4008)	
mon1 * fin				0.0001 (0.7852)
mon2 * hhi		-0.3107 (-0.5930)		
mon2 * gov			1.3984 ** (2.3489)	
mon2 * fin				0.0002 ** (2.1754)
截距项	0.1304 *** (2.8391)	0.1373 *** (3.6072)	0.2169 *** (3.8604)	0.2061 *** (4.7935)
观测值	1476	1476	1476	1476
R ²	0.7897	0.7908	0.7906	0.7917
交互项单向效应	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制

对人力资本错配的估计系数要小于其余行政垄断行业,说明即使在自然垄断行业中,政府的干预也同样导致了一定的人力资本错配,但由于规模经济和外溢性等因素的存在,其对人力资本错配的影响要小于单纯的行政垄断行业,说明本文的结论是较为稳健的。

五、结论及建议

本文在对行政垄断影响人力资本(所有制)错配的内生机理进行分析的基础上,进一步利用1998~2007年中国工业企业数据库构建指标进行实证检验,结果发现:(1)行政垄断是人力资本错配产生的重要原因,行政垄断行业的人力资本错配程度比非行政垄断行业平均高出约0.7119;(2)行政垄断行业内企业本身在市场环境中不具有自生能力,只能在政府保护下维持生存,且生产和创新效率较低。政府通过信贷资源(所有制)偏向和政府补贴等方式将资源向行政垄断企业过度配置,并在“所有者缺位”的条件下实现了超额利润的分享,形成工资溢价和人力资本优势,最终造成人力资本错配。上述结论表明,打破行政垄断对于矫正人力资本错配,提升全要素生产率和实现高质量发展具有重要影响,由此本文提出以下参考建议:

第一,降低行业壁垒,优化信贷和补贴资源配置。对于行政垄断行业而言,由于其大多为承担着重要的战略性负担、不具备比较优势的产业,行业内企业在市场环境下没有自生能力,盈利能力较差,需依靠政府补贴和偏向性强的信贷资源配置来获取超额利润,这导致国有垄断部门人力资本的创新效率较差。因此,降低垄断行业壁垒,实现信贷和补贴资源的优化配置,不仅有助于扭转资源的错配,创造公平合理的竞争环境,还有助于提高垄断部门的创新动力。

第二,改善垄断部门的公司治理结构,消除工资溢价。从本文的分析结果来看,垄断部门依靠行业壁垒、偏向性的信贷和补贴资源获得超额利润,并在所有者缺位等条件下转化为工资溢价,是垄断部门具有人力资本优势的重要原因。从性质上来说,国有企业属于全民所有制企业,理应归全体国民所有,那么垄断领域内的国有企业改革应把重点放在优化垄断利润分配的合理性上,具体可结合企业政府补贴、信贷获取规模和盈利水平等实际情况,合理提升行政垄断行业企业的纳税比例,对垄断部门的超额利润进行重新分配。这样便可以消除工资溢价,缓解垄断部门人力资本的盲目扩张,并最终实现人力资本的有效配置,从而更好地促进国有企业的发展。

注释:

①根据《中国人力资本报告(2017)》的调查结果:截至2015年,中国的人力资本总量已经达到1747.1万亿元。1985~2015年间,全国劳动力人口的平均年龄从31.9岁上升到35.9岁,平均受教育年限从6.2年上升到10.1年;高中及以上受教育程度人口占比从13.5%上升到37.2%,大专及以上学历人口占比从1.5%上升到了16.4%。自1999年扩大高等教育规模以来,16年间具有高等教育水平的人口增加数量超过5000万人,相当于20世纪80年代和90年代具有高等教育水平人口的总和。总而言之,人力资本规模在这一时期得到了显著的增长。

②现有有关人力资本错配的讨论都是在规模报酬不变这个假定前提的基础上进行的,而本文则放宽了这个假定,并根据实际数据的计算结果(由LP方法)确定规模报酬性质。

③吴延兵认为,由于无法实现创新剩余索取权与控制权的匹配,国有企业的边际技术替代率长期为0^[13]。

④相对于OP法,Levinsohn-Petrin(简称LP)半参数估计方法在解决内生性问题和代理变量有效性方面更具有优势。

⑤限于篇幅,具体测算过程在此省略报告,如有兴趣请向作者索取。

⑥为了保证估计结果的稳健性,我们还利用分层贝叶斯模型重新估计了各行业的工资方程(以行业为组,通过识别组间方差得到各行业工资方程的回归系数),并在此基础上核算各企业的基本工资和人力资本存量,结果同样说明国有企业具有人力资本优势,证明了本文估算结果的准确性,但鉴于篇幅所限,结果不再单独列出,有兴趣的读者可以向作者索取。

⑦这里将劳动力所具有的不同学历处理为定距变量,其中:初中及以下学历=6,高中学历=9,大专学历=15,大学本科学历=16,研究生及以上学历=19。

⑧包括企业年龄、资产收益率、企业规模、是否是国有绝对控股、是否是国有相对控股、企业所在地区国民生产总值的对数、是否处于中部地区、是否处于西部地区。

⑨由于中国工业企业数据库仅统计规模以上工业企业,这就可能导致“样本选择偏差(幸存者偏差)”问题。我们在回归中使用的数据是工业企业三位数行业层面的加总数据(包括人力资本错配),样本选择偏差对于本文的结果影响较小,其原因在于:第一,相比较规模以上企业,小规模企业对整个行业的影响较小;第二,小规模企业的劳动力吸纳能力较弱,对整个行业的人力资本错配影响很有限,加以本文剔除了企业TFP前后0.5%数据,进一步减小了样本选择偏差对本文回归结果的影响;第三,根据本文统计2004年数据不包含“工业总产值”,因而在下文测算中剔除了该年度数据。

⑩这4个行业仍然包含在上文所界定的行政垄断行业中,主要是由于中国的自然垄断行业仍然存在着大量的政府干预。

参考文献:

[1] Jones, C.I, Romer, P.M. The New Kaldor Facts; Ideas, Institutions, Population, and Human Capital[J]. Nber

[2] Whalley,J.,Zhao,X.The Relative Importance of the Chinese Stimulus Package and Tax Stabilization during the 2008 Financial Crisis[J].Applied Economics Letters,2013,20(7):682—686.

[3] Baumol,W.J.Research on High School Economic Education:Discussion[J].Journal of Economic Education,1990,21(3):248—253.

[4] Hsieh,C.T.,Klenow,P.J.Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J].Quarterly Journal of Economics,2009,124(4):1403—1448.

[5] Vollrath,D.The Efficiency of Human Capital Allocations in Developing Countries[Z].Working Papers,2014.

[6] 赖德胜,纪雯雯.人力资本配置与创新[J].经济学动态,2015,(3):22—30.

[7] 李静,楠玉.中国就业供需错配——基于高校专业设置与市场岗位需求的测算[J].统计与信息论坛,2018,33(11):45—50.

[8] 李世刚,尹恒.寻租导致的人才误配置的社会成本有多大? [J].经济研究,2014,49(7):56—66.

[9] 纪雯雯,赖德胜.人力资本、配置效率及全要素生产率变化[J].经济与管理研究,2015,36(6):45—55.

[10] 马颖,何清,李静.行业间人力资本错配及其对产出的影响[J].中国工业经济,2018,(11):5—23.

[11] 纪雯雯,赖德胜.人力资本配置与中国创新绩效[J].经济学动态,2018,(11):19—31.

[12] 李静,楠玉,刘霞辉.中国经济稳增长难题:人力资本错配及其解决途径[J].经济研究,2017,(3):18—31.

[13] 吴延兵.国有企业双重效率损失研究[J].经济研究,2012,47(3):15—27.

[14] 岳希明,蔡萌.垄断行业高收入不合理程度研究[J].中国工业经济,2015,(5):5—17.

[15] 刘瑞明,石磊.国有企业的双重效率损失与经济增长[J].经济研究,2010,(1):127—137.

[16] 杨洋,魏江,罗来军.谁在利用政府补贴进行创新? ——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J].管理世界,2015,(1):75—86.

[17] 褚敏,靳涛.政府悖论、国有企业垄断与收入差距——基于中国转型特征的一个实证检验[J].中国工业经济,2013,(2):18—30.

[18] Lin,J.Y.Development Strategy,Viability,and Economic Convergence[J].Economic Development & Cultural Change,2002,51(2):277—308.

[19] 林毅夫,李志赞.政策性负担、道德风险与预算软约束[J].经济研究,2004,(2):17—27.

[20] 叶林祥,李实,罗楚亮.行业垄断、所有制与企业工资收入差距——基于第一次全国经济普查企业数据的实证研究[J].管理世界,2011,(4):26—36.

[21] 靳来群,林金忠,丁诗诗.行政垄断对所有制差异所致资源错配的影响[J].中国工业经济,2015,(4):31—43.

[22] 白俊,连立帅.信贷资金配置差异:所有制歧视抑或禀赋差异? [J].管理世界,2012,(6):30—42.

[23] 景麟德,李金城,顾国达.信贷所有制歧视:政治关联效应和信息释放效应[J].中国经济问题,2018,(3):80—92.

[24] 罗宏,温晓,刘宝华.政绩诉求与地方政府财政补贴行为研究[J].中国经济问题,2016,(2):16—28.

[25] Brandt,L.,Tombe,T.,Zhu,X.Factor Market Distortions across Time,Space and Sectors in China[J].Review of Economic Dynamics,2013,16(1):39—58.

[26] Mabee,C.A Labor-Income-Based Measure of the Value of Human Capital:An Application to the United States[J].Japan & the World Economy,1997,9(2):159—191.

[27] 巫强,葛玉好.工资增长与岗位创造——基于中国上市公司数据的实证研究[J].世界经济文汇,2014,(3):26—38.

[28] 丁启军.行政垄断行业高利润来源研究——高效率,还是垄断定价? [J].产业经济研究,2010,(5):36—43.

[29] 于良春,余东华.中国地区性行政垄断程度的测度研究[J].经济研究,2009,(2):119—131.

[30] 聂海峰,岳希明.行业垄断对收入不平等影响程度的估计[J].中国工业经济,2016,(2):5—20.

[31] 陈林.自然垄断与混合所有制改革——基于自然实验与成本函数的分析[J].经济研究,2018,(1):81—96.

[32] Cai,H.,Liu,Q.Competition and Corporate Tax Avoidance:Evidence from Chinese Industrial Firms[J].Economic Journal,2010,119(537):764—795.

(责任编辑:陈敦贤)