

高校扩招如何影响了人力资本配置?

李 勇,段诗宁

(西北大学 经济管理学院,陕西 西安 710127)

摘要:基于全社会受教育水平较低和垄断行业教育过剩并存的人力资本配置错配现象,从供给层面分析高校扩招影响人力资本配置的内生机理,然后对要素错配的计算框架进行扩展,提出一个从企业层面测算人力资本错配的框架。在此基础上,基于1998—2013年中国工业企业数据库的相关数据,并利用双重差分(DID)模型检验高校扩招与人力资本配置之间的关系,结果发现,高校扩招通过降低规模配置效率和技术配置效率加剧人力资本错配。进一步地,三重差分(DDD)检验结果表明,改制可以降低高校扩招对人力资本配置的负面影响。因此,稳步推进国有企业改革,完善公司治理结构,在降低国有企业工资溢价的同时提高创新效率,将有助于提升人力资本配置效率,并最终促进高质量发展。

关键词:高校扩招;国企改革;规模配置效率;技术配置效率;人力资本错配

中图分类号:F421.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2021)04-0054-10

一、引言

改革开放以来,中国的人力资本实现了快速的扩张和积累。《中国人力资本报告(2017)》显示,1985—2015年的30年间,全国大专及以上学历受教育人口比重已经从之前的1.5%快速增加至16.4%。尤其是1999年实行高校扩招以来,中国的高等教育人口增加数量超过5000万人,相当于80年代和90年代具有高等教育水平人口的总和。人力资本的持续扩张虽然对促进创新和产业结构升级起到了良好的推动作用^[1-3],但人力资本供求的结构性矛盾日益突出,配置效率低下。李世刚和尹恒^[4]发现,中国的人力资本在政府和企业间存在着错配,大量的优秀人才配置到政府部门是有损于经济增长的。从行业间的人力资本分布来看,大量的高学历人才进入并过度沉积到国有垄断行业和公共服务部门,生产竞争性部门的人力资本则较为匮乏。在扩招政策的影响下,人力资本扩张可以提升创新绩效,但配置效率低下却对创新绩效产生了消极影响^[5-7]。马颖等^[8]发现,如果能够纠正人力资本错配,实际产出在2013年和2017年将分别提升1.79%和1.63%。鉴于人力资本错配产生的负面影响,党的十九届五中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》明确指出:“要坚持创新驱动和人才强国战略,激发人才创新活力,全面塑造发展新优势”。那么,厘清人力资本错配的形成机理,进一步设计出有效的对策便显得尤为迫切。

对于人力资本错配的原因,一个值得关注的因素便是行政垄断。部分学者^[7-9]发现,行政垄断行

收稿日期:2021-03-31;修回日期:2021-05-31

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青年基金项目“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机理研究”(17YJC790084)

作者简介:李勇(1984—),男,四川南充人,经济学博士,西北大学经济管理学院副教授,硕士生导师,研究方向为人力资本错配与高质量发展;段诗宁(1997—),女,山西太原人,通讯作者,西北大学经济管理学院硕士研究生,研究方向为人力资本配置与创新。

业的人力资本(所有制)错配较为严重,可以解释人力资本错配在行业间差距的60%。葛晶和李勇^[10]研究发现,与竞争行业相比较,行政垄断行业中的企业可以凭借其垄断特权获得超额利润,并在“产权模糊”和“所有者缺位”等条件下将超额利润转化为超额工资,高学历人才则被“工资溢价”所吸引,最终形成人力资本错配。以上讨论为我们提供了很好的借鉴。然而,行政垄断这一因素固然重要,却只是从需求层面对人力资本错配的成因进行了解读,但供给层面的因素——高校扩招也同样不容忽视,其原因在于,中国的高等教育扩张主要由政府的刚性权力驱动,其并不是对产业结构调整 and 劳动力市场需求变动的适时回应,教育扩张与经济发展之间也并未表现出很好的良性循环^[11]。此外,劳动力市场(所有制)分割还导致大量高学历人才被过度配置到国有垄断行业和公共部门中,生产创新性部门的人力资本较少^①。

基于上述认识,本文在梳理现有文献的基础上分析了高校扩招影响人力资本错配的内生机理,并在此基础上利用双重差分法(DID)进行实证检验。与已有文献相比较,本文的边际贡献体现在:(1)构建了从企业层面测算人力资本(所有制)错配的框架,进一步利用1998—2013年中国工业企业数据库的数据进行测算^②;(2)利用DID(双重差分)和DDD(三重差分)模型对高校扩招与人力资本错配的关系进行实证检验。

剩余部分的结构安排如下:第二部分梳理已有文献,分析高校扩招影响人力资本错配的内生机理,提出相应的研究假说;第三部分构建人力资本错配的测算框架、介绍模型和数据处理;第四部分基于以上指标进行实证分析;第五部分是结论与政策建议。

二、文献综述、理论机理与研究假说

要素市场化改革滞后是中国转型时期的一个重要特征,其不仅表现为资本和劳动力错配,还表现为人力资本错配。作为人力资本扩张的一项重要政策,高校扩招虽然使得我国的高学历人才迅速增长,但在劳动力市场所有制分割的前提下,也使得高学历人才被过度配置到国有垄断和公共服务部门中,生产创新性部门的人力资本强度较低。因此,高校扩招对于人力资本错配具有重要影响。

(一) 高校扩招与人力资本规模配置效率

从劳动力的配置方式和分布特征来看,中国的人力资本和高学历劳动力市场存在着明显的所有制分割,配置效率低下。在此背景下,高校扩招主要降低了非国有部门的高等教育“溢价”,其结果导致更多的高学历人才(人力资本)被过度配置到国有垄断和公共服务行业中,人力资本的规模配置效率较低,错配程度较高。对于生产竞争性部门而言,劳动力市场均衡由市场因素决定。高校扩招引起的人力资本扩张使得高学历人才跳跃性增加,然而非国有企业的需求却没有大幅度提升,这将导致人力资本的供求结构失衡,降低高等教育溢价。袁晖光和谢作诗^[14]发现,中国高等教育的收益率在2000年以后逐渐下降,尤其是在扩招政策的冲击下,大学生劳动力的相对工资收益下降更为明显(2003年以后)。马光荣等^[15]也发现,从1997年到2009年,高校扩招首先降低了年轻劳动力的高等教育溢价,随着时间的推移,扩招对于教育溢价的冲击逐渐向所有年龄段扩散。在扩招政策的持续影响下,中国高等教育溢价将累积降低42%。然而,与非国有部门相比较,高校扩招对于国有垄断部门的薪酬溢价影响较小。部分研究学者^[16-17]发现,国有垄断和公共服务部门的工资水平在2000年以后开始迅速增长,并逐渐赶超了非国有部门,两部门工资差距进一步变大,其原因在于:一方面,中国的国有垄断部门可以凭借其行政垄断地位,借助行政手段和其他非市场化的手段赚取超额利润,提高行业工资报酬,与此同时,国有垄断部门凭借其垄断势力控制市场价格,将行业内部的超额工资福利转嫁给普通消费者或政府^[18-20];另一方面,我国的劳动力市场还存在着

^①竞争部门的工资由市场因素决定,国有垄断部门的工资则由非市场因素决定^[12]。

^②从已有的文献来看,除了马颖等^[8]外,还缺乏一个令人信服的关于人力资本错配的计算框架。但这个计算框架仅仅适用于行业层面,本文对Heish and Klenow^[13]的研究进行扩展,将人力资本引入到生产函数,放宽规模报酬不变的假设,提出一个基于企业层面计算行业人力资本(所有制)错配的框架。

明显的所有制分割,在“产权模糊”和“所有者缺位”等因素的影响下,国有垄断部门的工资水平还受到非市场因素的影响,这为垄断行业将超额利润转化为“高工资”提供了便利^[20]。于是,国有垄断部门和非国有部门工资“此消彼长”,使得大量的高学历人才进入并沉积到管制程度较高的国有垄断和公共管理部门中,出现了全社会受教育程度较低和部门行业教育过度并存的现象,人力资本规模配置效率较低,错配程度较高。

(二) 高校扩招和人力资本技术配置效率

从产出市场看,高校扩招实现了人力资本的快速扩张,并提高了创新和TFP水平,但对国有垄断部门和非国有部门的影响是存在着差异的。提升教育水平不仅是劳动者增加人力资本的重要途径,同时也是促进创新、提高TFP、实现高质量发展的重要途径。在此初衷下,教育部于1999年出台了《面向21世纪教育振兴计划》。随着这项政策的实施,中国的人力资本规模实现了迅速扩张,部分学者便在此基础上分析了高校扩招对于经济增长及创新的正面影响。邵宜航和徐箐^[21]发现,通过提升人力资本,高等教育扩张有助于增强总体的创新能力,但同时也会干扰高等教育的信号作用,干扰人力资本的“信号识别”,从而对增长产生负面影响。总体而言,高等教育扩张对增长和创新效率的影响呈现出“先上升、后下降”的倒“U”型特征。近来的研究文献^[3,22]还将高校扩招作为一项准自然实验,利用双重差分模型(DID)检验了高校扩招对于创新和产业升级的影响,结果发现,高校扩招是有利于创新规模提升和制造业升级的。然而,人力资本扩张虽然有利于总体的创新和经济增长,但对国有垄断部门的促进作用则不明显。吴延兵^[23]发现,国有企业的公有产权属性决定了国有企业中存在着生产效率和效率创新效率的双重损失。通过监督和激励体制的设计,国有垄断部门虽然缓解了生产效率损失,但还无法改善创新效率损失。董晓庆等^[24]以及刘和旺等^[25]也发现,国有垄断部门的研发投入和创新产出虽然高于非国有部门,但整体的创新效率较差,远远低于非国有企业。因此,尽管大量的高学历人才进入到国有垄断部门,但受制于产权结构的缺陷,国有垄断部门的人力资本优势无从发挥,人力资本的技术配置效率较低,错配程度较高。

综上所述,高校扩招实现了人力资本的快速扩张,但同时也对劳动力市场产生了严重冲击。一方面,劳动力市场的所有制分割使得大量高学历人才被过度配置到国有垄断部门,规模配置效率较低;另一方面,受制于国有企业产权结构的固有缺陷,国有垄断部门的生产和创新效率较低,即使高学历人才被配置到国有垄断部门,这些行业的人力资本优势也无从发挥,技术配置效率较低。根据以上讨论,本文得出第一个可供验证的研究假说:

假说1:高校扩招将通过降低规模配置效率和技术配置效率加剧人力资本错配。

(三) 国有企业改制的影响

改制是增强国有企业活力、提升国有企业绩效的重要手段。改制将从以下两个方面缓解高校扩招对于人力资本配置的负面影响:一方面,由于具有更加完善的公司治理结构,改制企业的公司股东和所有者有更多的手段监督经理人的决策行为,降低企业经理人将超额利润转化为工资溢价的动机,即使面临人力资本的快速扩张,改制企业也会基于市场原则,根据利润最大化目标和长期发展战略来确定最优的工资水平和人力资本规模,高学历人才过度进入并沉积到改制企业的可能性较低,即改制将缓解高校扩招对于人力资本规模配置效率的负面影响;另一方面,更加合理的公司治理结构意味着改制企业可以设计出更加合理的薪酬体系,缓解经理人自身利益与公司发展不一致的矛盾,这有助于降低代理成本,促使经理人行为长期化,提升企业的生产效率和效率创新效率。相关的经验估计结果^[26-27]也发现,改制可以通过保护知识产权、均衡企业投资水平和增强高管薪酬业绩敏感性等方式改善公司治理水平,提升国有企业的经营绩效和TFP。因此,即使面临人力资本冲击,改制企业的技术配置效率也较高,即改制可以降低高校扩招对人力资本技术配置的负面影响。因此,本文提出第二个可供验证的研究假说:

假说2:改制可以降低高校扩招对人力资本配置的负面影响。

三、人力资本错配的测算框架及数据处理

(一) 人力资本错配的测算框架

由于 Heish and Klenow^[13] 构建的要素错配和 TFP 损失计算框架仅考虑了资本和劳动力,并未考虑人力资本,且本文主要考虑人力资本在不同所有制企业间的错配,故借鉴 Brandt *et al.*^[28] 的研究,将现实中的企业划分为国有部门和非国有部门,生产函数满足:

$$Y_{sij} = TFP_{sij} K_{sij}^{\alpha_s} L_{sij}^{\beta_s} H_{sij}^{\gamma_s} \quad (1)$$

其中, s 表示第 s 个行业, i 表示第 i 个部门, j 表示第 j 个企业, Y_{sij} 、 TFP_{sij} 和 K_{sij} 分别表示各企业的产出、全要素生产率和资本存量水平。 L_{sij} 和 H_{sij} 代表无技能劳动力和平均人力资本。 α_s 、 β_s 和 γ_s 为生产弹性。考虑人力资本后,企业生产函数不再受规模报酬不变的限制,故 $\alpha_s + \beta_s + \gamma_s$ 可以不等于 1。

假定两部门的产出以 CES 加总,那么两部门的产出和行业的生产函数可以表示为:

$$Y_{si} = \left(\sum_{j=1}^{M_{si}} Y_{sij}^\phi \right)^{1/\phi} \quad (2)$$

$$Y_s = (Y_{sn}^\sigma + Y_{sp}^\sigma)^{1/\sigma} \quad (3)$$

其中, ϕ 为企业间产品的替代弹性。

假定 $K_{si} = \sum_{j=1}^{M_{si}} K_{sij}$, $L_{si} = \sum_{j=1}^{M_{si}} L_{sij}$, $H_{si} = \sum_{j=1}^{M_{si}} H_{sij}$ 以及 $K_s = K_{sn} + K_{sp}$, $L_s = L_{sn} + L_{sp}$, $H_s = H_{sn} + H_{sp}$, 并令 $k_{sij} = K_{sij}/K_{si}$, $l_{sij} = L_{sij}/L_{si}$, $h_{sij} = H_{sij}/H_{si}$ 以及 $k_{si} = K_{si}/K_s$, $l_{si} = L_{si}/L_s$, $h_{si} = H_{si}/H_s$, 那么借鉴 Brandt *et al.*^[28] 的做法,行业 s 的全要素生产率(TFP_s) 以及行业 s 部门 i 的全要素生产率(TFP_{si}) 可以被表示为:

$$TFP_s = (Y_{sn}^\sigma + Y_{sp}^\sigma)^{1/\sigma} / K_s^{\alpha_s} L_s^{\beta_s} H_s^{\gamma_s} = [(TFP_{sn} K_{sn}^{\alpha_s} l_{sn}^{\beta_s} h_{sn}^{\gamma_s})^\sigma + (TFP_{sp} k_{sp}^{\alpha_s} l_{sp}^{\beta_s} h_{sp}^{\gamma_s})^\sigma]^{1/\sigma} \quad (4)$$

$$TFP_{si} = \left(\sum_{j=1}^{M_{si}} Y_{sij}^\phi \right)^{1/\phi} / K_{si}^{\alpha_s} L_{si}^{\beta_s} H_{si}^{\gamma_s} = \left(\sum_{j=1}^{M_{si}} (TFP_{sij} k_{sij}^{\alpha_s} l_{sij}^{\beta_s} h_{sij}^{\gamma_s})^\phi \right)^{1/\phi} \quad (5)$$

从式(4)和式(5)可以看出,部门及行业全要素生产率由各要素在部门以及行业内部的均衡配置方式决定。假定资本、无技能劳动力和人力资本的错配程度分别为 τ_{sij}^k 、 τ_{sij}^l 和 τ_{sij}^h , 根据式(1),代表性企业的优化问题可以被表示为:

$$\max \{ P_{sij} TFP_{sij} K_{sij}^{\alpha_s} L_{sij}^{\beta_s} H_{sij}^{\gamma_s} - \tau_{sij}^k R K_{sij} - \tau_{sij}^l \omega L_{sij} - \tau_{sij}^h v H_{sij} \} \quad (6)$$

其中, R 、 ω 和 v 分别表示各生产要素的单位成本, P_{sij} 为产品价格。

根据部门和企业利润最大化的一阶条件可推出对应的定价公式:

$$P_{sij} = (P_{si}^{1/(1-\phi)} Y_{si})^{(\alpha_s + \beta_s + \gamma_s)} T_s \cdot \lambda_s^1 \cdot \overline{TFP}_{sij} \quad (7)$$

$$P_{si} = (Y_{si}^{nor})^{(\alpha_s + \beta_s + \gamma_s)(\phi-1)} \cdot \lambda_s^1 \cdot \overline{TFP}_i^{[1-(\alpha_s + \beta_s + \gamma_s)]} \quad (8)$$

其中, $\lambda_s^1 = \left[\left(\frac{\alpha_s}{R} \right)^{\alpha_s} \left(\frac{\beta_s}{\omega} \right)^{\beta_s} \left(\frac{\gamma_s}{v} \right)^{\gamma_s} \right]^{T_s}$, $T_s = \frac{1-\phi}{\phi(\alpha_s + \beta_s + \gamma_s) - 1}$, $\overline{TFP}_{sij} = TFP_{sij}^{T_s} \cdot (\tau_{sij}^{k-\alpha_s} \tau_{sij}^{l-\beta_s} \tau_{sij}^{h-\gamma_s})^{T_s}$, $\overline{TFP}_{si} = \left(\sum_{j=1}^{M_{si}} \overline{TFP}_{sij}^{\phi(\phi-1)} \right)^{(\phi-1)/\phi}$, P_{sij} 和 P_{si} 分别表示行业 s 部门 i 企业 j 的产品价格。 $Y_{si}^{nor} = P_{si} Y_{si}$, 表示行业 s 部门 i 的名义产出。

进一步地,还可以根据企业和部门利润最大化的一阶条件求得行业和部门的全要素生产率(TFP_{si} 和 TFP_s)^①,而当要素不存在错配时,行业和部门的最优 TFP (TFP_s^* 和 TFP_{si}^*) 为 $\tau_{sij}^k = \tau_{sij}^l = \tau_{sij}^h = 1$ 时的解,那么要素错配引起的 TFP 损失便可以定义为:

$$TFPlost_s = TFP_s^* / TFP_s - 1 \quad (9)$$

(9) 式中, $TFPlost_s$ 即行业 s 不同所有制间企业的要素错配。当 $\tau_{sij}^k = \tau_{sij}^l = 1$ 时,我们便可以根据(9)式计算出人力资本错配引起的 TFP 损失。

①由于篇幅所限,具体结果不再详细列出,有兴趣的读者可以向作者索取。

(二) 数据来源和处理

本文使用的数据来自 1998—2013 年中国工业企业数据库^①,从中提取了包括工业总产值、固定资产净值年平均余额、利息费用支出、注册类型和行业编码等多项指标。对于衡量人力资本的重要指标,本文利用三位数行业中高学历劳动者占总人数的比值(行业人力资本密集度)进行度量^②。同时,为了获得计算人力资本错配的基础数据,本文还参考李勇等^[29]的计算方法对工业企业数据库的数据进行整理,最终保留约 900 个样本,涉及 56 万个企业和 164 个三位数行业。

(三) 模型建立

本文的基准模型为双重差分模型。将我国政府在 1999 年实施的高校扩招政策作为“准自然实验”,并将扩招政策下的第一届毕业生的毕业年份(2003 年)作为政策实际冲击年份。Ciccone and Papaioannou^[30]以及 Che and Zhang^[1]认为,不同人力资本强度的行业受到扩招政策的冲击存在着差别,即行业人力资本密集度越强,扩招政策的负面效应越大。根据这个思路,本文主要通过比较高人力资本强度行业(实验组)和低人力资本强度行业(对照组)在 2003 年前后人力资本(所有制)错配的变化来识别高校扩招对于人力资本错配的影响,具体模型为:

$$TFPlos_H_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 time_t \times Industry_HCI_i + \beta X_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中, i 代表第 i 个行业, t 代表第 t 年; $TFPlos_H$ 代表行业人力资本错配程度; $time$ 为试验期虚拟变量,用来划分高校扩招政策冲击的前后期(2003 年前 = 0,2003 年及以后 = 1); $Industry_HCI_i$ 为行业人力资本密集度,沿用 Ciccone and Papaioannou^[30]以及 Che and Zhang^[1]的计算方法,主要用 1980 年美国各行业中具有大学本科及以上学历就业人数的比重进行衡量; $time_t \times Industry_HCI_i$ 为交乘项(DID),估计系数 α_1 刻画了扩招前后人力资本强度在不同行业间的平均差异,若 $\alpha_1 > 0$,表明高校扩招加剧了人力资本错配; X_n 为第 n 个控制变量,包括 r_kz 、 age_kz 、 hhi 、 $repress$ 、 mon ; λ_i 和 γ_t 分别控制行业以及时间不可观测效应; hhi 代表行业的竞争程度或进入壁垒; $repress$ 代表金融机构对相关行业的信贷偏好程度,是信贷偏好的一个重要度量指标; mon 代表是否属于行政垄断行业(是 = 1);若 $\alpha_3 > 0$,且达到统计意义上显著,则假说 1 得以验证。

(四) 变量选取

除上文测算方法测得的各年份三位数工业行业人力资本错配程度($TFPlos_H$)及行业人力资本密集度($Industry_HCI$)外,下文回归中所涉及的变量主要有:

1. 规模配置错配(dis_sca)和技术配置错配(dis_tec)

如上所述,人力资本错配主要包括规模配置扭曲和技术配置扭曲两个方面,参考李勇等^[29]的研究,本文采用企业平均人力资本与行业平均人力资本的比值衡量规模配置扭曲;采用人力资本对 TFP 的单位贡献度衡量技术配置扭曲。进一步地,为了获得行业规模配置扭曲和技术配置扭曲程度,本文将计算出的这两个指标按照三位数行业简单平均,最终求得行业规模配置扭曲(dis_sca)和技术配置扭曲两个变量(dis_tec)。

2. 行政垄断(mon)

参照陈林等^[31]学者的做法,本文将行政垄断视为一个只具有是和否两个状态的取值空间,具体指标包括:行业内国有份额(国有企业劳动力和固定资产投资占比)、企业个数(行业法人单位数量)、竞争程度(法人单位数量的负对数)。在此基础上,利用主成分分析法构建行政垄断指标,若某行业的指标大于 75 分位点,则视为行政垄断行业($mon = 1$),反之为竞争性行业($mon = 0$)。根据计算结果,本文最终获得了 35 个行政垄断行业。

^①由于统计指标缺失,剔除了 2004 年、2009 年和 2010 年的数据。

^②虽然在工业企业数据库中,包含各企业劳动力受教育程度详细信息的仅有 2004 年,但每个行业本身具有较稳定的人力资本密度特征,因此本文以 2004 年的行业人力资本状况表示该行业的人力资本密集度。

3. 行业壁垒(*hhi*)

行业壁垒是国有垄断部门限制竞争、获得垄断优势、赚取超额利润的重要方式,其方式是通过竞争性企业设置行政性壁垒、征收非正常税收来实现。为了反映行业壁垒的影响,本文主要用赫芬达尔指数(*HHI*)进行度量。

4. 信贷偏好(*repress*)

国有垄断部门获得垄断势力的另外一个重要来源便是信贷偏好,具体表现为金融部门对于国有企业和垄断行业的偏好以及可以以低于市场利率的方式获取廉价信贷资源,是产生人力资本错配的重要原因。根据这个理解,本文用行业利息费用支出占总负债的比值衡量该行业内企业的信贷利率资源获取水平,用总负债占增加值的比重衡量该行业内企业的资源获取水平。在计算出这两个指标后,采用信贷资源获取水平与信贷利率水平的比值衡量金融机构对于该行业的信贷偏好程度。

5. 其他变量

行业层面其他需要控制的指标包括行业资产收益率(*roa*)和行业企业平均年龄(*age*),分别用行业利润除以行业资产规模和行业内企业的平均年龄度量。

四、高校扩招对人力资本配置影响的实证分析

(一) 基准回归:双重差分(DID)

本文采用 DID 研究高校扩招政策对我国人力资本配置状况的影响效应,该方法可以减少需要考虑的干扰因素,克服政策评估中的内生性问题,其唯一前提是平行趋势假定。双重差分的回归结果如表 1 所示,不论是否加入控制变量,*DID* 的估计系数均显著为正,说明高校扩招政策加大了行业人力资本错配程度。然而,只有在满足平行趋势假定时,双重差分模型的估计结果才具有准确性。根据平行趋势的检验结果可以发现,不论是否添加控制变量,*pre_i* 均不显著,表明在高校扩招前,人力资本错配在不同人力资本密集型产业之间没有显著差异。而 *post₂* 至 *post₉* 的系数显著为正,说明在大学扩招政策产生影响后的第 2 年至第 9 年,该政策对该行业的人力资本错配产生了重要影响,即回归结果满足平行趋势假定。

(二) DID 有效性检验

1. 控制产业时间趋势

为了控制产业不可观测因素对于估计结果的影响,本文参照 Liu and Qiu^[32] 的做法,将产业特

表 1 双重差分(DID)模型估计结果

变量	<i>TFPlost_H</i>			
	DID		parallel trend test	
<i>time × Industry_{HCI}</i>	0. 283 1 *** (2. 31)	0. 253 4 ** (2. 04)		
控制变量		control		control
<i>pre₅</i>			0. 038 0 (1. 37)	0. 063 6 (0. 35)
<i>pre₄</i>			0. 013 5 (0. 49)	0. 036 1 (0. 34)
<i>pre₃</i>			0. 052 2 (1. 08)	0. 066 0 (0. 46)
<i>pre₂</i>			0. 080 6 (0. 91)	-0. 095 4 (0. 57)
<i>pre₁</i>			0. 039 8 (1. 43)	0. 055 3 (1. 08)
<i>current</i>			0. 005 2 (0. 19)	0. 014 9 (0. 56)
<i>post₂</i>			0. 016 7 *** (2. 68)	0. 025 0 *** (2. 95)
<i>post₃</i>			0. 021 3 *** (2. 97)	0. 013 0 *** (3. 50)
<i>post₄</i>			0. 031 1 *** (3. 14)	0. 032 4 *** (3. 02)
<i>post₅</i>			0. 038 3 *** (4. 12)	0. 038 8 *** (4. 27)
<i>post₈</i>			0. 039 2 *** (4. 33)	0. 040 1 *** (4. 14)
<i>post₉</i>			0. 041 1 *** (3. 82)	0. 042 3 *** (3. 88)
<i>post₁₀</i>			omitted	omitted
<i>_CONS</i>	0. 248 1 *** (7. 46)	0. 707 1 *** (14. 9)	1. 130 8 *** (36. 32)	0. 390 4 *** (9. 18)
<i>N</i>	900	900	900	900
<i>R²</i>	0. 792 7	0. 797 4	0. 854 3	0. 870 2
<i>F value</i>	28. 11 ***	27. 65 ***	38. 34 ***	41. 73 ***
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes

注:(1)括号内为双尾检验 *t* 值;(2) *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著;(3)2013 年和电力生产行业的数据由于共线性被剔除。

定的线性时间趋势项($\eta_i \times t$)作为额外的控制变量,加入基准模型重新进行回归,从表2第1列的估计结果可以发现,交乘项(*DID*)的估计结果显著为正,说明估计结果不受产业不可观测因素的影响。

2. 两期 DID

为了剔除潜在的序列相关对于估计结果的影响,进一步利用两期倍差法进行估计。具体估计步骤为:首先,以政策实际冲击年份(2003年)作为时间节点,将样本重新划分为两个阶段;其次,对每个阶段每家企业的变量求算术平均值重新构造样本。估计结果如表2第2列所示,结果发现*DID*系数同样显著为正,说明在考虑了序列相关后,高校扩招加剧人力资本错配这一研究结论是可信的。

3. 预期效应

我们使用反事实回归方法检验高校扩招是否存在预期效果,确保政策外生性。由表2第3列结果可知,将政策执行提前一年,回归系数不仅很小,而且不具有统计学意义,表明扩招政策对人力资本错配没有预期效应。同时,表2第4列的滞后效应检验也说明扩招政策对于人力资本错配不具有滞后效应。

4. 安慰剂检验

本文随机生成政策年度进行安慰剂测试,进一步证实该政策在准自然实验中的外生性。从表2第5列中的回归结果可以看出,*DID*系数的估计结果在统计上仍然不显著,表明本文构建的准自然实验通过了安慰剂测试。

5. 剔除其他政策效应

在样本时间窗口内,最具影响力的政策之一是2001年底中国加入WTO。然而,这一政策主要影响到开展对外出口活动的企业。鉴于此,本文与中国海关数据库进行配对,以控制企业是否有对外贸易活动。此外,相关政策还包括以国有企业改革为主要内容的经营责任制。将未改革的国有企业作为对照组,已进行混合所有制改革的国有企业作为实验组,进一步考察了高校扩招政策对人力资本配置的影响。从表2第6列的回归结果可以看出,*DID*的回归结果依然没有发生显著变化。

表2 稳健性检验

变量	<i>TFPlost_H</i>					
	产业时间趋势 (1)	两期 DID (2)	预期效应 (3)	滞后效应 (4)	安慰剂检验 (5)	剔除其他政策效应 (6)
<i>DID</i>	0.2877*** (2.9613)	0.3249*** (2.7714)	0.3332*** (3.1322)	0.3097*** (5.0722)	0.0013 (0.1204)	0.3924*** (4.0174)
产业线性时间趋势	control					
<i>time</i>		-0.1123 (-0.4412)				
政策执行提前一年			-0.0368 (-0.9674)			
政策执行之后一年				-0.0031 (-0.2681)		
控制外贸活动						0.0012 (4.6617)
<i>N</i>		839	900	900	900	900
<i>Time/control variable</i>		control	control	control	control	control
<i>industry × time effect</i>		control	control	control	control	control

注:(1)括号内为双尾检验*t*值;(2)*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著;(3)2013年和电力生产行业的数据由于共线性被剔除。

(三) 进一步讨论

1. 机制检验

根据研究假说1,高校扩招通过降低规模配置效率和技术配置效率加剧人力资本错配,故本文利用规模配置扭曲(*dis_sca*)和技术配置扭曲(*dis_tec*)两个变量识别高校扩招影响人力资本错配的中介机制。估计结果如表3所示,*DID*的估计系数显著为正,说明扩招政策导致规模配置效率降低0.0683个单

位,技术配置效率降低0.0617个单位。再结合表1的估计结果,可以发现高校扩招降低了人力资本在不同所有制企业间的规模配置效率和技术配置效率,进一步加剧了人力资本错配,研究假说1得到验证。

2. DDD 三重差分模型

考虑到改制可以降低高校扩招对人力资本配置的负面影响,本文使用三重差分模型,加入改制变量对样本进一步分析,具体估计模型为:

$$TFP_{lost_H_{it}} = \alpha_0 + \beta_1 \cdot DID + \beta_2 \cdot DDD + \beta_3 (time_t \times gaizhi_j) + \beta_4 (gaizhi_j \times Industry_HCI_i) + \phi X_{ijt} + \lambda_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中, i 代表第*i*个行业, j 代表第*j*个企业, t 代表第*t*年; $gaizhi$ 为企业是否进行国企改制, DDD 则为 $time_t \times Industry_HCI_i \times gaizhi_j$,该变量的构造需要先对工业企业数据库进行合并,接着对数据进行相应处理以避免统计误差^①,最后识别企业是否在样本期内进行了改制(国有及集体企业是否改制成为本国非国企或外资企业)。工业企业数据库的合并部分借鉴杨汝岱^[33]的方法进行匹配,然后根据登记注册类型识别出由国企改为本国非国企或外资企业的改制企业。经过筛选,本文最终识别出122446个样本。式(11)中,若 $\beta_2 < 0$,并达到统计意义上显著,同时 $\beta_1 > 0$,且显著,则假说2得到验证。

表3 中介机制检验

变量	<i>dis_sca</i>	<i>dis_tec</i>	<i>TFPlost_H</i>	<i>TFPlost_H</i>
<i>DID</i>	0.0683*** (4.77)	0.0617*** (5.46)	0.0422*** (5.27)	0.0329*** (6.14)
<i>dis_sca</i>			0.3633** (2.41)	0.2877*** (3.62)
<i>dis_tec</i>			0.4127*** (3.42)	0.3688*** (4.74)
控制变量	Control	Control		Control
_CONS	1.1688*** (5.17)	1.3253** (2.36)	0.0417** (2.36)	0.2684*** (8.77)
R ²	0.7622	0.7488	0.1438	0.6271
<i>F value</i>	42.16***	38.24***	10.22***	32.25***
N	672	672	672	672
Year FE	Yes	Yes	No	Yes
Industry FE	Yes	Yes	No	Yes

注:(1)括号内为双尾检验*t*值;(2)*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著;(3)2013年和电力生产行业的数据由于共线性被剔除。

表4 三重差分(DDD)及其机制估计结果

变量	<i>TFPlost_H</i> (1)	<i>dis_sca</i> (2)	<i>dis_tec</i> (3)	<i>TFPlost_H</i> (4)	<i>TFPlost_H</i> (5)
<i>DID</i>	0.1336*** (27.95)	0.1274*** (27.66)	0.1672*** (20.81)	0.0837*** (38.22)	0.0762*** (30.27)
<i>DDD</i>	-0.0474*** (-4.91)	-0.1077*** (-5.38)	-0.0827*** (-3.99)	-0.0422*** (-4.01)	-0.0213*** (-5.29)
<i>dis_sca</i>				-0.0263*** (3.92)	-0.0178*** (3.25)
<i>dis_tec</i>				-0.0417*** (3.77)	-0.0325*** (3.44)
<i>time × gaizhi</i>	0.0113*** (6.69)	0.0273*** (5.38)	0.0128*** (4.17)	0.0211*** (5.22)	0.0322*** (4.28)
<i>gaizhi × Industry_HCI</i>	0.0162*** (2.56)	0.0222*** (3.01)	0.0177*** (3.22)	0.0146*** (3.67)	0.0214*** (3.52)
控制变量	control	control	control		control
_CONS	0.3907*** (178.58)	0.6228*** (80.99)	0.7264*** (83.58)	0.6284*** (78.92)	0.7422*** (90.33)
N	122446	122446	122446	122446	122446
R ²	0.9245	0.9122	0.9034	0.8422	0.9638
<i>F value</i>	15934.59	10992.74	18294.33	17029.31	19224.43
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注:(1)括号中的值为双尾检验*t*值;(2)*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著;(3)2013年和电力生产行业的数据由于共线性被剔除。

①首先,删除在样本区间内多次变更所有制的企业,以确保每个改制企业只包含改制前后两个时期;其次,删除样本期初或期末变更所有制的企业,以确保企业在改制前后均有观测值,从而比较改制前后盈利能力的变化。

由三重差分的回归结果(表4第1列)可知,*DDD*项的系数显著为正,说明高校扩招加剧了人力资本错配,与基准模型的估计结果相一致,*DDD*的系数显著为负,故改制可以降低高校扩招对人力资本配置的负面影响。为了识别其中的中介机制,我们重复表4的估计步骤,检验其中介机制。通过表4第2列和第3列的估计结果可知,尽管高校扩招降低了人力资本规模配置效率和技术配置效率,但与未改制企业相比较,改制企业人力资本规模配置效率和技术配置效率更高(分别高0.1077和0.0827个单位),假设2得到验证。

五、结论与政策建议

随着中国经济进入中高速增长的新时期,稳步推进要素市场化改革,实现包括人力资本在内的创新要素的有效配置是提高全要素生产率、推进经济高质量发展的关键。然而,中国的要素市场除了资本和劳动力错配外,还存在着人力资本错配现象:大量的高学历人才进入并沉积到国有垄断部门,出现了全社会受教育水平较低和垄断行业教育过剩并存的现象。有鉴于此,本文结合劳动力市场存在着所有制分割的背景,从规模配置效率和技术配置效率两个方面讨论了高校扩招与人力资本错配的关系,进一步基于1998—2013年中国工业企业数据库的数据进行实证检验,结果发现,高校扩招降低了人力资本的规模配置效率和技术配置效率,进而导致人力资本在国有垄断部门和非国有部门间的错配。除此之外,由于改制企业具有更加合理的公司治理结构,在拥有较高创新效率的同时具有较低的工资溢价,故改制可以降低高校扩招对人力资本配置的负面影响。

上述结论意味着,国有垄断部门的工资溢价和创新效率较低是引起人力资本(所有制)错配的根本原因,而工资溢价和创新效率较低均与国有企业经理人创新激励不足、决策行为短期化有关,改制企业因为拥有更加合理的公司治理结构,故人力资本错配的程度较低,高校扩招对人力资本配置的影响也较小。因此,完善国有企业(尤其是垄断行业的国有企业)的公司治理结构,改变现有国有股权过于集中的股权结构,适当引入合理的激励机制,切实履行董事会和监事会的监督职责,将有助于缓解高校扩招对于人力资本配置的负面影响。

参考文献:

- [1] CHE Y, ZHANG L. Human capital, technology adoption and firm performance: impacts of China's higher education expansion in the late 1990s[J]. *The economic journal*, 2017, 128(614): 75-105.
- [2] 毛其淋. 人力资本推动中国加工贸易升级了吗? [J]. *经济研究*, 2019(1): 54-69.
- [3] 周茂, 李雨浓, 姚星, 等. 人力资本扩张与中国城市制造业出口升级: 来自高校扩招的证据[J]. *管理世界*, 2019(5): 64-77.
- [4] 李世刚, 尹恒. 政府-企业间人才配置与经济增长——基于中国地级市数据的经验研究[J]. *经济研究*, 2017(4): 78-91.
- [5] 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.
- [6] 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.
- [7] 李静, 楠玉. 人才为何流向公共部门——减速期经济稳增长困境及人力资本错配含义[J]. *财贸经济*, 2019(2): 20-33.
- [8] 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.
- [9] 葛晶, 李勇. 中国人力资本错配的测算及成因研究——基于行政垄断的视角[J]. *产业经济研究*, 2019(1): 62-74.
- [10] 葛晶, 李勇. 行政垄断视角下人力资本错配的成因及其解释[J]. *中南财经政法大学学报*, 2019(5): 43-52.
- [11] 方超, 黄斌. 中国过度教育测量、趋势及其影响因素的实证研究[J]. *教育科学*, 2018(4): 1-10.
- [12] 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.
- [13] HSIEH C T, KLEINOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *Quarterly journal of economics*, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [14] 袁晖光, 谢作诗. 高校扩招后大学生就业和相对工资调整检验研究[J]. *教育研究*, 2012(3): 27-34.
- [15] 马光荣, 纪洋, 徐建炜. 大学扩招如何影响高等教育溢价? [J]. *管理世界*, 2017(8): 52-63.

- [16] 尹志超,甘犁. 公共部门和非公共部门工资差异的实证研究[J]. 经济研究,2009(4):129-140.
- [17] 李勇. 中国国有部门和非国有部门工资差距研究——基于行政垄断和要素非对称扭曲的视角[J]. 上海经济研究, 2016(6):61-68.
- [18] 岳希明,李实,史泰丽. 垄断行业高收入问题探讨[J]. 中国社会科学,2010(3):77-93+221-222.
- [19] 程锐,马莉莉. 制造业出口高质量升级的内源动力:人力资本的结构演进视角[J]. 商业经济与管理,2020(4):68-87.
- [20] 邢春冰. 经济转型与不同所有制部门的工资决定——从“下海”到“下岗”[J]. 管理世界,2007(6):23-37.
- [21] 邵宜航,徐菁. 高等教育扩张的增长效应:人力资本提升还是信号干扰[J]. 财贸经济,2017(11):5-22.
- [22] 李建强,赵西亮,张响彬. 教育扩招、人力资本与企业创新[J]. 中国经济问题,2019(3):81-94.
- [23] 吴延兵. 国有企业双重效率损失研究[J]. 经济研究,2012(3):15-27.
- [24] 董晓庆,赵坚,袁朋伟. 国有企业创新效率损失研究[J]. 中国工业经济,2014(2):97-108.
- [25] 刘和旺,郑世林,王宇锋. 所有制类型、技术创新与企业绩效[J]. 中国软科学,2015(3):28-40.
- [26] 张辉,黄昊,闫强明. 混合所有制改革、政策性负担与国有企业绩效——基于1999—2007年工业企业数据库的实证研究[J]. 经济学家,2016(9):32-41.
- [27] 祁怀锦,刘艳霞,王文涛. 国有企业混合所有制改革效应评估及其实现路径[J]. 改革,2018(9):66-80.
- [28] BRANDT L, BIESEBROECK J V, WANG L, et al. WTO accession and performance of Chinese manufacturing firms [J]. American economic review, 2017, 107(9): 2784-2820.
- [29] 李勇,葛晶,李佩. 混合所有制改革是否有助于缓解人力资本配置扭曲[J]. 南京审计大学学报,2020(6):101-110.
- [30] CICCONE A, PAPAIOANNOU E. Human capital, the structure of production, and growth[J]. Review of economics and stats,2009,91(1):66-82.
- [31] 陈林,罗莉娅,康妮. 行政垄断与要素价格扭曲——基于中国工业全行业数据与内生性视角的实证检验[J]. 中国工业经济,2016(1):52-66.
- [32] LIU Q, QIU L. Intermediate input imports and innovations: evidence from Chinese firms' patent filings[J]. Journal of international economics, 2016, 103: 166-183.
- [33] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究,2015(2):61-74.

(责任编辑:王顺善;英文校对:葛秋颖)

How China's College Enrollment Expansion Affect the Allocation of Human Capital?

LI Yong, DUAN Shining

(School of Economics and Management, Northwestern University, Xi'an 710127, China)

Abstract: Based on the misallocation of human capital allocation in which whole society's education is low and monopoly industries' education surplus coexist, this paper firstly analyzes the endogenous mechanism of the influence of college enrollment expansion on human capital allocation. Secondly, the paper extends calculation framework of factor misallocation, and puts forward a calculation framework for calculating human capital misallocation from the enterprise level. Based on relevant data of China's industrial enterprise database from 1998 to 2013, the relationship between college enrollment expansion and human capital misallocation is examined by using DID model, and the result shows that university enrollment expansion will aggravate human capital misallocation. Further triple difference (DDD) results also show that restructuring of SOE will reduce the negative impact of college enrollment expansion on human capital allocation. Therefore, steadily promoting reform of state-owned enterprises, and improving innovation efficiency while reducing wage premium of state-owned enterprises will help to improve the efficiency of human capital allocation and ultimately promote high-quality development.

Key words: college enrollment expansion; restructuring of SOE; scale allocation efficiency; technology allocation efficiency; misallocation of human capital