

# 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

葛晶,李勇

(西北大学 经济管理学院, 陕西 西安 710127)

**摘要:** 首先提出了一个全新的人力资本错配测算框架,其次,基于分层贝叶斯模型,利用中国家庭追踪调查数据(CFPS)和行业中观数据测算了我国2009—2015年期间19个行业的人力资本错配程度,最后,从行政垄断视角解释了其成因。研究发现:(1)我国人力资本错配程度较为严重,人力资本边际产出已出现“倒置的门槛效应”;(2)行政垄断解释了人力资本错配在行业间差距的59.65%;(3)事业单位和公共服务部门的人力资本错配问题尤为严重。研究结果对于我国坚持社会主义市场化道路,消除行政垄断,建立以人力资本价格为基础的人力资本配置机制具有很大的现实意义。

**关键词:** 人力资本错配;人力资本边际产出;分层贝叶斯模型;行政垄断;公共服务部门

**中图分类号:** F062.9      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1671-9301(2019)01-0062-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.01.006

### 一、引言

自1999年高校扩招,我国人力资本规模得到了显著提升,根据《中国人力资本报告(2017)》的调查显示,1985—2015年间,全国劳动力人口的平均受教育年限从6.2年上升到10.1年,1999—2015年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和90年代具有高等教育水平人口的总和。但遗憾的是,迅速增长的人力资本规模并未对社会生产技术水平产生显著的促进作用,这也是导致我国全要素生产率(TFP)长期以来在低水平波动的主要原因<sup>[1]</sup>。

事实上,改革开放以来,稳步推进的市场化改革使得产品市场的扭曲和错配得到了极大的缓解,但时至今日,要素市场的扭曲和错配仍然普遍存在,进一步对提升全要素生产率(TFP),实现新常态时期的中高速增长经济增长构成了严重挑战。Heish and Klenow<sup>[2]</sup>开创性地构建了要素错配与TFP损失的分析框架,结果发现,如果按照等边际收益原则改善中国和印度的要素错配情况,可以使中国和印度的TFP分别提升25%~40%和50%~60%。在此背景下,国内的相关学者还分析了资本<sup>[3-4]</sup>和劳动力<sup>[5-6]</sup>错配产生的TFP损失。然而,在要素市场化改革滞后的背景下,中国不仅存在着资本和劳动力的错配,还同时存在着人力资本错配:(1)中国劳动力市场存在着人为的所有制分割,国有垄断部门在教育、经验和人力资本的收益率上存在着“溢价”<sup>[7-8]</sup>;(2)近年来的研究文献<sup>[9-11]</sup>发现,国有企业存在着生产效率和效率创新效率的双重效率损失,且国有企业在国有垄断行业的创新效率损失要远大于

收稿日期:2018-10-25;修回日期:2018-12-08

**作者简介:** 葛晶(1991—),男,安徽淮北人,西北大学经济管理学院博士研究生,研究方向为金融抑制与人力资本错配;李勇(1984—),男,四川南充人,西北大学经济管理学院副教授,研究方向为人力资本错配。

**基金项目:** 国家自然科学基金青年项目(71704141);教育部人文社会科学基金项目(17YJC790084)

非垄断行业。

既然人力资本在不同所有制企业间存在着错配,导致人力资本错配的原因又是什么呢?回顾中国的改革开放进程,不断深化的国有企业改革对于提升国有企业绩效,保持国有企业竞争力产生了积极正面的影响。一方面,国有企业逐渐退出了其不具有“自生能力”的竞争性行业,但仍在国民经济命脉的部门处于主导地位,具有行政垄断特权;另一方面,以现代公司治理结构为目标,对处于垄断领域的国有企业进行公司制改造。在此背景下,乔榛和李楠<sup>[12]</sup>利用1996—2006年中国工业行业的相关数据考察了改制对于国有企业绩效的影响,结果发现国有企业绩效从2003年以后便已经发生了根本性好转,改制对于国有企业绩效提高的影响是显著的。但尽管如此,更多的研究仍然认为,改制虽然提高了国有企业的生产率,但与非国有企业相比,国有企业的效率仍然偏低。不仅如此,吴延兵<sup>[9]</sup>还发现,国有企业的公有产权属性决定了其同时存在着生产效率和效率创新效率的双重效率损失。以现代公司治理结构为目标的国有企业改革通过监督和激励机制设计实现了生产剩余索取权与控制权的匹配,提高了国有企业的生产效率,但这些改革措施不能实现创新剩余索取权与控制权的匹配,无法改善国有企业的创新效率。

与国有企业低效率相对应的另外一个特征性事实是国有垄断部门的工资“溢价”和人力资本“优势”。尹志超和甘犁<sup>[13]</sup>、叶林祥等<sup>[14]</sup>发现,2000年以来,国有企业(公共部门)的工资水平已经逐渐赶上并超过了非国有部门(非公共部门),且不同所有制企业的工资差距在逐渐拉大。对于其原因,Démurger *et al.*<sup>[15]</sup>和邢春冰<sup>[16-17]</sup>等研究学者认为,国有部门和非国有部门的工资决定机制是存在着差异的。非国有部门的工资主要受市场因素影响,更多的由其边际生产率决定。国有部门则不同,其在“所有者缺位”等因素的影响下,主要受非市场性因素决定。因此,中国劳动力市场存在着普遍的所有制分割,国有部门劳动力的人力资本回报率要明显高于非国有部门,存在着明显的工资“溢价”,并进一步引起人力资本从非国有部门向国有部门的转移——人力资本“优势”<sup>[7-8] ①</sup>。然而,所有制分割虽然对于国有部门的工资“溢价”和人力资本“优势”具有一定的解释力,但既然国有企业效率偏低,又是如何支付工资“溢价”,并吸引到高素质和高技能的劳动力呢?另有学者<sup>[14,18]</sup>发现,行业或行政垄断是国有部门享有超额利润,支付工资“溢价”的根源。这主要是因为:国有垄断部门依靠对资源的占有和行政特权,采取非市场化手段,获得超额利润,提高行业工资回报。同时,通过垄断控制市场价格,将行业内部高工资、高福利的成本直接转嫁给消费者或政府。

通过以上讨论可以发现,中国的人力资本在不同所有制企业间是存在着错配的。不仅如此,联系人力资本“溢价”和创新效率损失的相关文献还可以发现,在创新剩余索取权与控制权未实现匹配的前提下,国有垄断部门的创新和生产效率较低。但即使如此,国有垄断部门仍然可以通过排他性的资源占有和垄断特权获得超额利润,并在所有者缺位的条件下将这些利润转化为“高工资”,导致人力资本“溢价”。因此,行政垄断是导致人力资本出现错配的重要原因。行政垄断的程度越高,人力资本错配的程度越大。但遗憾的是,还鲜有文献对中国人力资本错配的程度进行测算,并讨论其成因。鉴于此,本文通过构建一个测算人力资本错配的框架,利用2009—2015年19个门类行业数据对人力资本错配的程度进行测算,并在此基础上讨论行政垄断和人力资本错配之间的关系,以期得出有益的结论。

本文剩余部分的安排如下:(1)第二部分从理论上构建人力资本错配的测度框架,并分析其影响因素;(2)第三部分为实证研究设计,主要在测度框架的基础上提出一个可行的计算步骤;(4)第四部分为具体的估算结果及分析;(5)第五部分得出结论和启示。

## 二、人力资本错配的测度框架

本文考虑如下的经济环境:(1)经济体各行业之间不存在要素流动;(2)短期内不存在产业升级。在上述假定下可针对某一行业进行一般性分析。对于任意 $t$ 时刻,经济体中的最终生产部门通

过投入中间品来生产最终产品  $Y$ , 假设最终部门生产函数为:

$$\ln Y = \int \ln y_i d_i \quad (1)$$

中间部门  $i$  可分为溢价能力较强、规模较大的垄断部门, 以及非垄断部门两类, 各部门彼此之间采用伯川德竞争, 投入的生产要素包括资本 ( $k$ )、劳动力 ( $l$ )<sup>②</sup> 以及人力资本 ( $h$ ), 且生产函数为齐次生产函数, 如式 (2) 所示:

$$y(tk, tl, th) = t^s y(k, l, h) \quad (2)$$

其中,  $t$  是任意正实数,  $s$  为任意常数, 表示规模报酬系数。可见, 若  $s > 1$ , 则生产规模报酬递增, 若  $s = 1$  则生产规模报酬不变, 若  $s < 1$  则生产规模报酬递减。在完全竞争和规模报酬不变的前提下令式 (2) 两边同时对  $t$  求导, 可得欧拉方程, 即:

$$ky_1 + ly_2 + hy_3 = y(k, l, h) \quad (3)$$

其中,  $y_1 = dy/dk = MP_k$ ,  $y_2 = dy/dl = MP_l$ ,  $y_3 = dy/dh = MP_h$ 。依据耗尽性分配定理, 式 (3) 意味着: 在规模报酬不变时, 若按要素的边际物质产量分别对生产要素资本 ( $k$ )、劳动 ( $l$ ) 以及人力资本 ( $h$ ) 付酬, 则会耗尽全部生产量。根据部门利润最大化的一阶条件<sup>③</sup> 可得:  $p_k = MP_k$ ,  $p_l = MP_l$ ,  $p_h = MP_h$ 。

在伯川德竞争中, 各部门生产同质中间品, 随着潜在进入者的不断进入, 生产成本较高、生产效率较低的部门将逐渐被市场淘汰。但从我国的现实情况来看, 国有垄断部门在行政垄断的长期保护下要素价格被普遍扭曲, 并依靠政策性经营负担、预算软约束等方式维持着经营, 进一步做大做强<sup>[19-22]</sup>。在此背景下, 本文假定垄断部门对生产要素价格的扭曲程度为  $1 + \tau_k, 1 + \tau_l, 1 + \tau_h$  ( $\tau_k, \tau_l, \tau_h > 0$ ), 生产要素被扭曲后的价格为  $p_k^* = (1 + \tau_k)p_k$ ,  $p_l^* = (1 + \tau_l)p_l$ ,  $p_h^* = (1 + \tau_h)p_h$ , 由于垄断部门本身的生产、创新效率损失, 中间品产出存在扭曲  $1 + \tau_y$  ( $\tau_y > 0$ ), 则垄断部门的实际产出为  $(1 + \tau_y)y^* = y$ 。由此, 可将欧拉方程式 (3) 改写为:

$$kp_k^*/(1 + \tau_k) + lp_l^*/(1 + \tau_l) + hp_h^*/(1 + \tau_h) = (1 + \tau_y)y^* \quad (4)$$

根据耗尽性分配定理, 在规模报酬不变时, 按各生产要素价格对其分别付酬  $p_k^*$ 、 $p_l^*$ 、 $p_h^*$ , 但总产量  $y^*$  不足以支付这种酬劳, 各生产要素成本和产出之间存在着  $(1 + \tau_k)(1 + \tau_y)$ 、 $(1 + \tau_l)(1 + \tau_y)$  和  $(1 + \tau_h)(1 + \tau_y)$  程度的扭曲。令式 (4) 两边同时对  $h$  求偏导, 通过移项可得:

$$(1 + \tau_h)(1 + \tau_y) = p_h/(dy^*/dh) \quad (5)$$

$p_h/(dy^*/dh)$  为垄断部门的人力资本错配程度, 反映了人力资本成本与边际产出的扭曲程度, 具体为人力资本的价格 (教育收益率) 与边际产出之比。

### 三、实证研究设计

#### (一) 教育收益率 (人力资本边际成本) 的测算方法

根据式 (4) 可知, 在测度我国各行业人力资本错配程度之前, 需首先测算各行业的教育收益率 (人力资本边际成本) 与人力资本边际产出。解决受教育程度和个人收入的内生性问题长期以来一直是相关领域的研究重点, 大量文献利用 Mincer<sup>[23]</sup> 方程对我国行业、城乡的人力资本收益率进行了研究<sup>[24-25]</sup>, 但这些研究主要通过选取个人当期收入作为个人总收入对 Mincer 方程进行估计。而 Bhuller *et al.*<sup>[26]</sup> 指出, 使用当期收入替代终身收入估算受教育收益率所造成的生命周期偏误要比内生性更为严重, 利用个人终身收入进行分析可以解决生命周期偏误问题。然而, 我国可利用的用以估计个人终身收入的长面板数据难以获得。在数据条件限制的情况下, 于洪霞<sup>[27]</sup> 利用中国家庭健康与营养调查数据, 通过估算接近个人终身平均收入的代表性年龄段, 利用代表性年龄段测度了我国居民的教育收益率, 为解决利用短面板估算教育收益率所产生的生命周期偏误问题提供了一种方法。本文借鉴此方法估算人力资本收益率。

首先利用双向效应模型估计个人年龄变化与收入之间的关系<sup>④</sup>:

$$\ln(\text{income})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{age}_{it} + \beta_2 \text{age}_{it}^2 + \gamma_t^T \text{year}_t + c_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中,  $i$  表示第  $i$  个个体,  $t$  表示第  $t$  年,  $\text{age}_{it}$  表示  $i$  个体在第  $t$  年的年龄,  $\text{year}_t$  为时间固定效应, 其排除了宏观环境、政策变化等因素对年龄和收入关系的影响,  $c_i$  为个体固定效应, 其排除了由个体特征、家庭环境、教育环境等因素所造成的影响,  $\varepsilon_{it}$  为误差项。利用 OLS 估计式 (6) 可得到第  $t$  年个体  $i$  年龄变动与收入之间的关系, 将时间固定效应和个体固定效应进行中心化处理, 则有  $E(\gamma^T \text{year}) = 0$ ,  $E(c_i) = 0$ , 对式 (7) 左右两边取均值得:

$$\ln(\text{income}) = \beta_0^* + \beta_1 \text{age} + \beta_2 \text{age}^2 \quad (7)$$

其中,  $\beta_0^*$  表示经过固定效应中心化调整后的截距项。根据式 (6) 和式 (7) 可得到接近终身平均收入的代表性年龄:

$$\text{avinc} = \text{lifeinc} / (R - T) = 1 / (R - T) [\beta_0^* (R - T) + \beta_1 / 2 (R^2 - T^2) + \beta_2 / 3 (R^3 - T^3)] \quad (8)$$

其中,  $\text{avinc}$  表示终身平均收入,  $\text{lifeinc}$  表示终身总收入。

在得到代表性年龄之后, 利用代表性年龄段样本对教育收益率进行估计, 进而得到各年份各行业从业人员的平均教育收益率。基于本文的研究目的, 需保证测算结果在各行业间的可比性, 并在此前提下改善计量过程的有效性。当前针对此类问题常见的解决方法主要有: 一是进行分组回归并通过 Chow-test 检验模型结构是否具有显著变化, 二是虚拟变量法。分组回归所得方程间由于系统性误差异质性, 使得方程间不具有可比性。Chow-test 为检验模型结构差异性提供了一个框架, 但这种回归策略仍然会因为导致样本量大大减少, 而降低统计功效, 尤其在对中观和宏观数据进行分析时, 虚拟变量法保证了各组样本回归系统性误差的同质性, 但在组别较多的情况下, 会受困于样本自由度和显著性等问题。分层贝叶斯估计为解决此类问题提供了一个良好的框架, 通过在系数方程中引入组间随机效应, 一方面提高了样本容量, 保证了回归结果的有效性; 另一方面尽可能避免了系统性误差异质所带来的不可比问题。因此, 本文构建“个体—行业”两层级截面数据, 利用分层贝叶斯模型估计得到教育收益率<sup>⑤</sup>:

$$\text{第一层: } \ln(\text{income})_{ij} = \alpha_{0j} + \alpha_{1j} \text{edu}_{ij} + \alpha_{2j} S_{ij} + e_{ij} \quad (9)$$

$$\text{第二层: } \alpha_{0j} = \gamma_{00} + \eta_{0j} \quad (10)$$

$$\alpha_{1j} = \gamma_{10} + \eta_{1j} \quad (11)$$

$$\alpha_{2j} = \gamma_{20} + \eta_{2j} \quad (12)$$

且  $e_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ ,  $\eta_{mj} \sim N(0, \tau^2)$ ,  $\text{cov}(e_{ij}, \eta_{mj}) = 0, m = 0, 1, 2$ 。式 (9) 到式 (12) 为两层贝叶斯模型, 第二层方程为第一层方程中各变量的系数方程。其中,  $i$  表示第  $i$  个个体,  $j$  表示第  $j$  个行业,  $\text{edu}_{ij}$  表示第  $j$  个行业中第  $i$  个个体的受教育程度。  $S$  为性别、城乡归属等控制变量。可以看出, 本文通过一次性估计实现对第  $t$  年各行业教育收益率的测度, 在横向比较上未产生估计样本损失, 第  $j$  个行业的教育收益率为  $\alpha_{1j} = \gamma_{10} + \eta_{1j}$ , 保证了系统性误差的一致性。

## (二) 人力资本边际产出与人力资本错配测算方法

对于人力资本边际产出的测度, 一种可行的方法是, 基于式 (4), 借鉴分层贝叶斯模型思想估计行业面板数据, 得到各行业人力资本边际产出在整个时间段上的平均水平, 结合教育收益率, 进一步得到各行业人力资本错配程度, 但此测算方法损失了人力资本边际产出随时间变动的大量信息, 导致人力资本错配水平的测算结果过于依赖教育收益率的测算结果。鉴于此, 本文通过提取人力资本总量与教育收益率交互项的系数方程的残差, 识别各行业人力资本错配的差异性。具体来看, 通过在式 (4) 中引入人力资本总量与教育收益率的交互项, 对我国各行业人力资本错配程度实现一次性测算:

$$\text{第一层: } Y_{it} = \beta_{1i}K_{it} + \beta_{2i}L_{it} + \beta_{3i}Redu_{it}H_{it} + e_{it} \quad (13)$$

$$\text{第二层: } \beta_{1i} = \gamma_{10} + \eta_{1i} \quad (14)$$

$$\beta_{2i} = \gamma_{20} + \eta_{2i} \quad (15)$$

$$\beta_{3i} = \gamma_{30} + \eta_{3i} \quad (16)$$

且  $e_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ ,  $\eta_{mi} \sim N(0, \tau^2)$ ,  $cov(e_{ij}, \eta_{mi}) = 0, m = 0, 1, 2, 3$ 。其中,  $\beta_{1i} = p_{ki}^* / [(1 + \tau_{ki})(1 + \tau_{yi})]$ ,  $\beta_{2i} = p_{li}^* / [(1 + \tau_{li})(1 + \tau_{yi})]$ ,  $\beta_{3i} = 1 / [(1 + \tau_{hi})(1 + \tau_{yi})]$ ,  $Redu_{it}$  为教育收益率, 人力资本成本的代理变量。根据式(4)可知,  $\beta_{3i}Redu_{it} = (\gamma_{30} + \eta_{3i})Redu_{it}$  为人力资本边际产出, 估计系数  $\beta_{3i} = \gamma_{30} + \eta_{3i}$  为各行业人力资本错配程度在整个时间段上的平均水平的倒数。

### (三) 数据来源与变量选取

本文通过对接 2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年中国家庭追踪调查数据和 2009—2016 年《中国劳动统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》, 构造“时间—行业”、“个人—行业”两层级数据, 对我国各行业教育收益率、人力资本错配及其成因进行分析。

对应于人力资本存量的度量方法, 上文中提到的国有部门人力资本“优势”主要是相对于劳动力平均受教育年限而言, 为契合研究逻辑, 本文选用教育收益率( $Redu$ ) 作为人力资本收益率(人力资本成本)的代理变量, 根据教育收益率的测度方法以及中国家庭追踪调查数据(CFPS)提供完整信息。微观变量主要选取了: 个体收入的对数( $\ln income$ , 以 1999 年为基期利用居民消费价格指数进行平减)、个体受教育程度( $edu$ )、年龄( $age$ )、年龄平方( $age^2$ ), 控制变量包括: 城乡归属( $urban$ , 城镇 = 1)、性别( $gender$ , 男性 = 1)、民族( $nation$ , 汉族 = 1)、雇主性质( $state$ , 国有部门 = 1)、党员( $party$ , 是 = 1)、婚姻状况固定效应( $marry1 \sim 4$ : 已婚、同居、离婚、丧偶, 其他表示未婚)。我国城镇和农村的经济发展程度, 物资丰富程度存在很大差异, 个体受教育质量相比于城镇较低, 另外, 我国存在着较为严重的性别工资歧视现象, 不仅体现在对女性工资的歧视, 还体现在对女性职业分割的就业歧视<sup>[28-30]</sup>。

中观主要变量选取如下:

(1) 人力资本存量( $H$ )。现有文献中衡量人力资本存量的方法、指标各异, 主要包括: 平均受教育年限、中小学入学率、识字率、每万人中大学生数、教育支出占 GDP 比重等。本文采用从业人员平均受教育年龄作为行业人力资本存量的代理变量。具体来看, 不同教育水平的受教育年限为: 文盲/半文盲 = 0、小学 = 6、初中 = 9、高中 = 12、中专/大专 = 15、本科 = 16、硕士 = 19、博士 = 22。根据《中国人口和就业统计年鉴》中的各行业从业人员受教育程度构成作为权重对不同教育水平的受教育年限进行加权。

(2) 资本存量( $K$ )和劳动人口规模( $L$ )。学者们大多采用永续盘存法估算行业资本存量, 分歧主要存在于对折旧率的估算, 如: 经验估算、投入产出表估算、资本分类估算等等。本文参照田友春<sup>[31]</sup>的方法, 利用《中国投入产出表》估算各行业的有差别化的折旧率, 再利用历年《中国统计年鉴》中全社会分行业固定资产投资数据, 估算我国 2009 年到 2014 年的分行业资本存量, 数据单位为千亿元, 以 1999 年为基期利用固定资产价格指数进行平减。各行业劳动人口规模( $L$ )为城镇劳动人口总量(千万), 用以控制劳动人口规模对产出的影响, 数据来源于《中国人口和就业统计年鉴》。

(3) 行业产出( $Y$ )。各行业产出( $Y$ )为各行业增加值(千亿元), 以 1999 年为基期利用居民消费价格指数进行平减。需要注意的是, 由于长期重视物质产品生产及采用物质产品平衡表体系(MPS), 我国服务业核算一直是薄弱环节, 鉴于此, 我国核算史上曾对相关数据进行过两次重大修订, 第一次是在 1992 年全国第三产业普查后对 1978—1992 年服务业产出数据进行修订, 第二次是在 2004 年第一次全国经济普查后对 1993—2003 年相关数据进行修订, 之后非普查年度的服务业产出数据均充分考虑了与历史修订数据的衔接性<sup>[32]</sup>, 因此, 本文所采用的 2009—2015 年行业产出数据直接取自《中国统计年鉴》。

(4) 行政垄断(*Mon*)。现有从行业层面测算行政垄断的主要方法包括国有经济比重法<sup>[33-34]</sup>、虚拟变量法<sup>[22,35-36]</sup>和指标体系法<sup>[37-39]</sup>。鉴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,而指标体系法中,指标和权重的选取具有较强的主观性,本文将指标体系法和虚拟变量法相结合。具体做法为:利用国有企业劳动力占比、国有企业固定资产投资占比衡量行业内的国有比重,利用行业法人单位数量衡量企业个数,将反向指标法人单位数量取对数的负值,采用主成分分析法降维,构建行政垄断评价指标,并将该指标大于75%分位点的行业视为行政垄断行业( $Mon = 1$ ),具体来看,行政垄断行业包括:水利、环境和公共设施管理业,卫生和社会工作业,教育业,电力、热力、燃气及水生产和供应业,公共管理、社会保障和社会组织业。

#### (四) 数据处理与描述

中国家庭追踪调查数据包含2010年、2012年、2014年和2016年四年样本,覆盖我国25个省、市、自治区,重点关注中国居民的经济与非经济福利,以及包括经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等在内的诸多研究主体,是一项全国性、大规模、多科学的社会跟踪调查项目。成人库重点关注个人经济状况、工作情况和身体状况等,其中,2010年、2012年、2014年和2016年分别完成个人样本33 600个、35 719个、37 147个和36 892个,为我们提供了详尽的个体信息。同时,历年《中国统计年鉴》和《中国人口与就业统计年鉴》包含有同一时期的行业中观数据,可以进行完美的对接。为将数据应用到前文所设计的回归方程中以测度各行业人力资本错配程度,需首先对数据进行处理:根据本文所需要的变量,2010年数据剔除信息不完整样本11 742个,剔除行业信息不具体样本9 278个,最终保留12 580个个案,类似地,2012年、2014年和2016年样本分别保留9 342、7 720和4 853个个案。最终样本中,连续四年具有观测值的个体有263个个案,连续三年具有观测值的个体有2 967个个案,仅仅依靠此类纵向数据可能不足以估计19个行业中个体收入随年龄的变化趋势,对此,本文通过尽可能地控制个体特征对收入的影响,以期利用横向数据信息对个体收入与年龄的关系作出较为准确的估计。

### 四、实证结果分析

#### (一) 教育收益率的估计

表1报告了根据式(9)到式(11)估计所得的全生命周期平均收入的代表性年龄段。本文假定开始工作年龄为12岁到18岁,退休年龄为60岁<sup>⑥</sup>,利用固定效应模型,并引入了行业固定效应、地区固定效应和控制变量,测度样本接近终身平均收入的代表性年龄段,为保证

估算结果的稳健性,我们仍报告了剔除个体收入前后1%和前后5%异常值的估算结果,以及高中以下学历和高中及以上学历样本的估算结果。可以看出,随着开始工作年龄的变化,代表性年龄略微减小。固定效应模型下所得代表性年龄约44到45岁,在剔除异常样本后,估算结果未出现较大变动。而高中及以上学历样本的代表性年龄估算结果(46~47岁)要高于高中以下学历样本(43~44岁),表明利用代表性年龄测算教育收益率与教育年限本身存在着一定的内生性问题,但正如前文所述,相比于内生性,生命周期偏误带来的问题更为严重。因此,本文最终认为44~45岁是我国居民全生命周期平均收入的代表性年龄段,即我国居民在44~45岁的收入接近终身平均收入<sup>⑦</sup>。

考虑到样本量的充足性以及与44~45岁代表性年龄段的接近性,本文利用代表性年龄段附近样本43~46岁样本对教育收益率进行估计。进一步计算43~46岁年龄段样本的各行业教育收益率。具体结果如表2。

表1 代表性年龄估计结果

开始工作年龄	总样本	1%剔除	5%剔除	高中以下学历	高中及以上学历
12	44.937 4	45.160 2	45.443 2	43.803 7	48.030 7
13	44.891 5	45.101 4	45.368 4	43.826 3	47.825 4
14	44.867 5	45.064 7	45.315 8	43.869 4	47.641 6
15	44.865 5	45.050 3	45.285 6	43.932 8	47.480 1
16	44.885 5	45.058 1	45.278 1	44.016 3	47.341 7
17	44.927 4	45.088 1	45.293 2	44.119 5	47.227 1
18	44.991 1	45.140 3	45.330 8	44.242 1	47.137 0
样本量	33 995	33 315	30 595	23 136	10 859
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes

表2报告了43~46岁年龄段样本的各行业教育收益率估计结果。其中,2009年、2011年、2013年和2015年各行业教育收益率是采用加权最小二乘法,以 $e^{(2010-year)/6}$ 为权重(2010年权重为1,2016年权重为 $1/e$ ,以此类推),外推得到。

根据计算结果可以发现,我国19个行业可分为三个梯度:第一梯度行业主要为人力资本存量较低的劳动密集型行业,此类行业的特点是技术较为成熟,风险较低,在物质资本和人力资本

积累尚未达到一定程度的发展中国家具有比较优势<sup>[40]</sup>;第二梯度行业主要为一些人力资本存量较高的资本密集型行业,例如房地产业,金融业,软件业,科学研究行业,以及少数规模垄断性行业,例如水利、环境和公共设施管理业,电力、燃气及水的生产和供应业,第二梯度中前一类行业依靠着产品创新和技术创新实现超额利润,随着我国近年来资本不断积累,产业结构正逐步由劳动密集型行业向此类行业转移。后一类行业则主要依靠规模垄断获取超额利润,由于采矿,水利、燃气、电力行业存在规模递增效应,高程度的竞争和分散化生产反而不利于行业整体效率的提升,但事实上,我国的规模垄断行业并非完全是通过竞争而形成的规模垄断,在很大程度上是通过行政干预而形成,本质上仍属于行政垄断的范畴<sup>[41]</sup>。整体来说,第二梯度的行业由于技术创新、规模效应和行政垄断获取了超额利润,使得其教育收益率高于第一梯度行业。第三梯度行业,包括近年来快速兴起的文化、体育和娱乐业和教育业,随着网络经济的快速发展,国民更容易地接触到文娱教育资源,部分企业、人才更是享有“一家独大”的待遇。另外一部分则是卫生、社会保障和社会福利业,公共管理和社会组织等政府机关事业单位。综上所述,除了通过部分创新程度较高的或由互联网发展所带动的高需求行业,行政垄断正成为影响教育收益率的最重要因素之一。

## (二) 人力资本错配的测算

在利用分层贝叶斯模型估计我国各行业人力资本错配程度前,需检验被解释变量(行业增加值)在行业间差异的显著性,通过表3中回归(1)的结果可以看出,组间方差在1%的水平下达到统计意义上显著,因此,应采用分层贝叶斯模型对样本进行分析,且组间方差远远大于组内方差,说明行业对被解释变量差异性的解释力度很高。在回归(1)的基础上,回归(2)用以检验人力资本对行业产业的影响效应,回归(3)用以测算我国各行业人力资本错配程度,最后,回归(4)在 $Redu \times H$ 变量中引入行政垄断变量,以检验行政垄断对人力资本错配的影响程度。

回归(2)中, $K$ 和 $L$ 都对增加值产生了有效影响,人力资本的边际产出未达到统计意义上显著。一方面,可能是由于行政垄断行业工资溢价所引发的人力资本错配,导致人力资本存量与人力行业边际产出出现“倒挂”现象,进而使得人力资本总体上表现为对行业产出无效,另一方面,可能是由于

表2 43~46岁样本各行业教育收益率测算结果

行业名称	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
农、林、牧、渔业	0.047	0.044	0.044	0.049	0.041	0.031	0.038	0.039
采矿业	0.037	0.037	0.035	0.032	0.032	0.030	0.030	0.030
制造业	0.055	0.053	0.052	0.052	0.049	0.044	0.045	0.045
电力、燃气及水的生产和供应业	0.068	0.070	0.074	0.075	0.079	0.093	0.085	0.077
建筑业	0.054	0.049	0.047	0.049	0.040	0.033	0.033	0.029
交通运输、仓储及邮政业	0.036	0.038	0.035	0.029	0.034	0.035	0.033	0.034
信息传输、计算机服务和软件业	0.082	0.079	0.075	0.072	0.068	0.061	0.062	0.061
批发和零售业	0.022	0.022	0.025	0.030	0.028	0.029	0.030	0.029
住宿和餐饮业	0.044	0.043	0.046	0.052	0.047	0.046	0.049	0.047
金融业	0.064	0.062	0.063	0.066	0.062	0.062	0.061	0.057
房地产业	0.047	0.046	0.047	0.056	0.046	0.027	0.045	0.056
租赁和商务服务业	0.056	0.056	0.057	0.059	0.057	0.055	0.058	0.058
科学研究、技术服务和地质勘查业	0.069	0.069	0.064	0.058	0.060	0.057	0.056	0.057
水利、环境和公共设施管理业	0.062	0.059	0.058	0.060	0.054	0.046	0.050	0.050
居民服务和其他服务业	0.040	0.039	0.040	0.046	0.039	0.028	0.039	0.044
教育业	0.128	0.118	0.113	0.117	0.099	0.077	0.084	0.083
卫生、社会保障和社会福利业	0.096	0.091	0.090	0.093	0.084	0.075	0.078	0.076
文化、体育和娱乐业	0.078	0.076	0.073	0.070	0.068	0.062	0.062	0.062
公共管理和社会组织	0.109	0.107	0.102	0.095	0.095	0.091	0.087	0.085

人力资本对产出的影响存在“门槛效应”。

回归(3)中,  $Redu \times H$  的估计系数反映了人力资本价格与人力资本边际产出的扭曲程度,在人力资本价格不变的情况下,系数越小说明人力资本边际产出越小,反之则越大,因此,  $Redu \times H$  的估计系数与对行业的人力资本错配程度呈倒数关系。在固定效应回归结果中,  $Redu \times H$  的估计系数达到 4.965 4,在 5% 的水平下达到统计意义上显著,这表明我国各行业人力资本边际产出与人力资本成本具有一定的相关性,但其相关性程度会受到行业特征、宏观政策环境等多种因素的影响<sup>⑧</sup>。

回归(4)中,  $Mon$  的估计系数为 -7.472 9,在 5% 水平下达到统计意义上显著,表明行政垄断显著提高了行业人力资本错配水平。从固定效应来看,行政垄断行业的人力资本错配程度为 7.247 9 - 7.472 9 = -0.225,非行政垄断行业则为 7.247 9,竞争性行业的人力资本错配程度远低于行政垄断行业。从随机效应来看,比较回归(4)和回归(3)的随机效应,  $Redu \times H$  估计系数的组间方差缩减比例为 (30.798 5 - 12.426 5) / 30.798 5 = 59.65%,说明行政垄断解释了我国人力资本错配程度在行业间差距的 59.65%。无论是固定效应还是随机效应,都可以看出,我国部分不具有自生能力的国有垄断部门在创新效率和生产效率较低的情况下仍然可以通过排他性的资源占有和预算软约束获得超额利润,并在所有者缺位的条件下将这些利润转化为“高工资”,导致人力资本“溢价”,行政垄断已是我国人力资本错配的重要因素之一。

在表3的回归结果中还发现人力资本对行业产出的影响效应并不明显,本文认为这可能是由于人力资本与产出“倒挂”和门槛效应两方面导致。王永水和朱平芳<sup>[42]</sup>的研究认为,在人力资本达到某一程度之后,经济体将进入新的均衡增长路径,人力资本水平跨越门槛后,物质资本回报率将会大幅度提高。本文基于面板门限模型的检验发现,人力资本对行业产出的确存在显著的门槛效应,人力资本的门槛值为 10.621 1, F 检验值为 13.580 2,在 1% 水平下达到统计意义上显著。为了更准确地测度人力资本错配水平,本文以某一行业人力资本存量大于 10.621 1 的样本是否超过一半为标准将总样本划分为低人力资本存量行业和高人力资本存量行业,再次对人力资本错配进行测度<sup>⑨</sup>。同时,以某一行业某一年的人力资本存量是否达到 10.621 1 为标准构建高人力资本虚拟变量( $HHR$ ),符合标准的样本为 1,否则为 0,将虚拟变量与  $H$  和  $Redu \times H$  分别做交互项再次进行估计,结果如表 4 所示<sup>⑩</sup>。

在表 4 回归结果中,从随机效应来看,回归(1)~(4)中  $H$  和  $Redu \times H$  变量的组间方差未达到统计意义上显著,说明低人力资本和高人力资本行业中人力资本边际产出和人力资本错配程度都不具有明显的差异,这也在一定程度上说明了本文“人力资本门槛”选择的合理性。从固定效应来看,回归(1)中人力资本对产出具有显著的正向影响(0.739 6<sup>\*\*</sup>)。而对于高级人力资本样本,人力资本的

表 3 人力资本错配估计结果

效应	变量	(1)	(2)	(3)	(4)
固定效应	截距项	10.367 7 <sup>***</sup> (3.372)			
	$K$		0.247 0 <sup>***</sup> (2.994)	0.236 3 <sup>***</sup> (3.440)	0.233 3 <sup>***</sup> (3.456)
	$L$		8.076 7 <sup>**</sup> (2.403)	7.091 5 <sup>***</sup> (3.720)	7.265 5 <sup>***</sup> (3.916)
	$H$		0.152 8 (1.090)		
	$Redu \times H$			4.965 4 <sup>**</sup> (2.668)	7.247 9 <sup>***</sup> (3.877)
	$Mon$				-7.472 9 <sup>***</sup> (-3.360)
	组内方差	7.989 2	1.028 2	1.743 4	1.761 5
	组间方差	178.441 1 <sup>***</sup> (2 832.235)			
	$K$		0.111 5 <sup>***</sup> (287.950)	0.054 9 <sup>***</sup> (79.148)	0.058 5 <sup>***</sup> (78.737)
	$L$		177.939 3 <sup>***</sup> (31.959)	44.956 2 <sup>***</sup> (32.683)	49.696 3 <sup>***</sup> (32.670)
随机效应	$H$		0.3201 <sup>***</sup> (59.579)		
	$Redu \times H$			30.798 5 <sup>***</sup> (30.561 8)	12.426 5 <sup>***</sup> (22.996)
	样本量	133	133	133	133
	-2LL(离异数)	744.851 6	556.715 1	553.867 4	553.251 3

注:(1)固定效应括号内为  $t$  值,随机效应括号内为卡方值;(2)\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下达到统计意义上显著;(3)  $Mon$  为嵌套在  $Redu \times H$  系数方程下的变量。

边际产出为负(-0.046 6),但未达到统计意义上显著。表明我国各行业随着人力资本不断积累,人力资本对产业的影响由促进作用转变为抑制作用,人力资本对产出的影响存在“倒置的门槛效应”。在回归(4)的结果中,高人力资本样本的人力资本错配估计均值(-0.093 1)要远低于低人力资本样本,表明我国各行业人力资本存量与人力资本错配存在着正相关关系。为检验由于样本量不足而产生的分样本估计偏误问题,本文总样本中引入高人力资本虚拟变量(*HHR*)进行估计,表4中的回归(5)和(6)与表3中的回归(3)和(4)具有相同的样本,因而可以比较其离异

表4 分人力资本样本的回归结果

样本	低人力资本样本		高人力资本样本		总样本引入虚拟变量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
固定效应	<i>K</i>	0.005 3 (0.059)	0.228 0 (1.515)	0.343 7*** (3.434)	0.093 4*** (4.725)	0.137 4** (2.558)	0.065 0*** (3.103)
	<i>L</i>	5.093 0* (1.996)	11.304 4*** (4.299)	11.559 5* (2.467)	6.681 8* (1.836)	7.265 2*** (3.071)	9.569 5*** (3.518)
	<i>H</i>	0.739 6** (3.262)		-0.046 6 (-0.416)		0.606 3** (2.141)	
	<i>HHR</i> × <i>H</i>					-0.554 9** (-2.101)	
	<i>Redu</i> × <i>H</i>		2.651 5*** (5.427)		-0.093 1 (-0.102)		14.209 4** (2.815)
	<i>HHR</i> × <i>Redu</i> × <i>H</i>						-14.547 7*** (-2.916)
随机效应	组内方差	10.656 1	12.238 2	3.141 2	3.129 6	1.894 1	2.345 2
	<i>K</i>	0.0183 (7.718)	0.130 6*** (38.404)	0.004 5*** (16.410)	0.001 7 (18.799)	0.0403 3 (1.825)	0.001 9 (1.588)
	<i>L</i>	10.907 9 (5.920)	37.079 2* (12.365)	188.319 1 (1.219)	111.646 9 (9.979)	73.967 9 (3.435)	97.144 5 (7.609)
	<i>H</i>	0.178 4 (8.784)		0.085 5 (2.710)		0.902 5 (2.030)	
	<i>HHR</i> × <i>H</i>					0.756 3*** (36.596)	
	<i>Redu</i> × <i>H</i>		0.937 4 (2.670)		5.114 7 (2.116)		274.923 7* (9.035)
<i>HHR</i> × <i>Redu</i> × <i>H</i>						273.633 2*** (51.244)	
样本量	56	56	77	77	133	133	
-2LL(离异数)	282.770 3	271.364 9	394.804 9	390.088 5	547.997 4	549.448 1	

注:(1)固定效应括号内为*t*值,随机效应括号内为卡方值;(2)\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平下达到统计意义上显著;(3)*Mon*为嵌套在*Redu* × *H*系数方程下的变量。

数,可见引入*HHR*的回归模型具有更高的拟合优度。*HHR* × *H*和*HHR* × *Redu* × *H*的估计系数分别为-0.554 9和-14.547 7,且至少在5%水平下达到统计意义上显著,这验证了分人力资本样本估计的有效性。

综上所述,我国各行业人力资本对产出的这种“倒置的门槛效应”是由人力资本错配所导致,并非经济增长均衡路径的改变。我国行政垄断行业的“工资溢价”吸引了大量高级人力资本进入,但并未将这种人力资本优势转化为创新效率和生产效率。行政垄断部门的人力资本存量越高,说明其“工资溢价”越高,对预算软约束的依赖性越高,进而导致生产效率损失越发严重,人力资本错配程度进一步恶化,表现为人力资本对产出的“倒置的门槛效应”。

表5分别报告了基于各行业样本OLS估计,基于总样本分层贝叶斯估计和分人力资本样本的分层贝叶斯估计所得的人力资本错配值。比较OLS与总样本分层贝叶斯估计结果,由于OLS估计的各方程间系统性误差异质问题,其人力资本估计结果较为分散,上下界较宽,由于样本量不足,部分估计值出现异常,例如制造业(32.668 1)。比较总样本分层贝叶斯与分人力资本样本分层贝叶斯估计结果,在未考虑到“导致的门槛效应”时,基于总样本的估计结果相对较高,但两者估计结果中行业的排名几乎一致。

由于分人力资本样本的回归结果同样存在系统性误差异质和样本量不足等问题,综合考虑,本文仍以总样本的分层贝叶斯估计结果为准。可以看出,我国人力资本错配最低的三个行业依次为:农林牧渔业、居民服务和其他服务业、房地产业。这三个行业是我国较为接近竞争性市场的行业,除此之外,竞争性较强的制造业、批发零售业,信息传输、计算机服务和软件业,分别排15、13和12名,

表明竞争性程度较高的行业人力资本错配程度较低。值得注意的是,国有企业占比较大的金融业同样具有较高的人力资本存量 and 人力资本成本,但其人力资本错配程度较低,在 19 个行业中排名 14。本文认为这主要是由于:一方面,金融业利润与宏观经济发展的紧密联系不可否认,但我国经济主要是依靠资源消耗和投资拉动的粗放式增长,在这种情况下,金融业尤其是银行业便获得了一种基于卖方市场的溢价水平<sup>[43]</sup>,这种相比于其他垄断行业更为隐蔽的市场势力使得金融业即便在经济萎靡时仍可获取较高的利润;另一方面,大量文献证实了金融业或银行业存在效率损失<sup>[43-45]</sup>,金融业的行业属性决定了其对于人力资本的要求较高,其要素错配问题主要存在于资本的错配上<sup>①</sup>。

我国人力资本错配最高的四个行业均为服务业,依次为:交通仓储及邮政业,教育业,公共管理和社会组织,卫生、社会保障和社会福利业。另外,文化、体育和娱乐业,电力、燃气及水的生产和供应业等垄断行业排名都相对靠前。我国政府一直以自然垄断为由限制竞争者进入公共服务行业,事实上,许多公共服务企业从一开始就是政府管制的结果,是政府准入限制的胜利者,这大大提高了社会资源的风险和成本<sup>[46]</sup>。这样,随着工业化的大规模发展和政府对垄断部门的扶持,我国逐渐形成了低人力资本向工业化和传统服务业部门集聚,高级人力资本向事业单位和公共服务部门转移的人力资本分割的局面<sup>[47]</sup>,这导致了我国创新部门人力资本不足,要素生产效率低下等现象。综上所述,目前我国行政垄断部门,尤其是事业单位、公共服务部门是导致人力资本错配的主要因素。

### 五、结论及政策建议

本文利用 2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年中国家庭追踪调查数据与同一时段的行业中观数据,在全生命周期教育收益率和人力资本错配测算框架下,基于分层贝叶斯模型测算了 1999—2015 年间中国各行业的平均人力资本错配程度,进一步讨论了行政垄断与人力资本错配之间的关系,研究发现:

(1) 我国人力资本边际产出在行业间具有“倒置的门槛效应”。以往研究发现,在人力资本规模达到某一水平之后,经济增长将会进入新的均衡路径,各生产要素包括人力资本的边际产出将会显著提高。而本文发现,在低人力资本行业,人力资本对产出具有显著的促进作用,在高人力资本行业,人力资本反而抑制了产出增长,但未达到统计意义上显著。我国垄断行业的“工资溢价”吸引了大量高级人力资本的进入,使得人力资本存量本身与行政垄断具有较强的相关性,在行政垄断部门,

表 5 人力资本错配估计值

行业	总样本 (分层贝叶斯)	排名	分人力资本 (分层贝叶斯)	排名	分行业样本 (最小二乘)	排名
农、林、牧、渔业	12.701 4	19	4.444 5	19	5.204 5	15
采矿业	9.894 4	16	2.302 5	13	-3.239 6	1
制造业	9.633 4	15	3.124 9	18	32.668 1	19
电力、燃气及水的生产和供应业	1.947 4	5	<b>0.182 9</b>	6	-1.382 2	2
建筑业	2.128 4	6	2.030 5	12	10.423 3	18
交通运输、仓储及邮政业	-4.087 6	1	<b>-0.704 1</b>	4	5.020 2	14
信息传输、计算机服务和软件业	8.297 4	12	2.576 5	15	0.987 3	8
批发和零售业	8.611 4	13	2.642 5	16	8.602 0	17
住宿和餐饮业	4.785 4	11	1.903 5	11	3.429 2	13
金融业	9.195 4	14	<b>0.609 9</b>	7	1.246 7	9
房地产业	9.934 4	17	<b>1.631 9</b>	10	7.114 4	16
租赁和商务服务业	4.119 4	10	<b>0.832 9</b>	8	2.436 6	12
科学研究、技术服务和地质勘查业	3.410 4	9	<b>2.370 5</b>	14	-1.373 1	3
水利、环境和公共设施管理业	2.280 4	7	<b>-0.976 1</b>	3	-0.033 8	6
居民服务和其他服务业	10.508 4	18	2.941 5	17	2.416 3	11
教育业	-0.631 6	2	<b>0.875 9</b>	9	-0.270 8	5
卫生、社会保障和社会福利业	0.636 4	4	<b>-1.261 1</b>	2	-0.588 3	4
文化、体育和娱乐业	2.579 4	8	<b>0.003 9</b>	5	0.052 4	7
公共管理和社会组织	0.399 4	3	<b>-5.344 1</b>	1	1.352 9	10

注“分人力资本(分层贝叶斯)”一列中,加粗字体表示高人力资本样本估计结果,反之为低人力资本样本估计结果。

人力资本的增加反而会由于提高生产成本,占用生产性资源而对产出产生负向影响,导致人力资本错配程度进一步扩大。

(2) 行政垄断是我国行业人力资本错配的重要成因之一,竞争性行业的人力资本错配程度远低于行政垄断行业,行政垄断解释了人力资本错配程度在行业间差距的 59.65%。在经济转轨阶段,我国部分垄断部门创新效率和生产效率低下,是一批不具备自生能力的企业,但通过政府扶持,依靠排他性的资源占有和政策性经营负担、预算软约束仍可获得超额利润,并在所有者缺位的条件下将这些利润转化为“高工资”,造成人力资本低产出和高成本的错配现象。

(3) 事业单位和公共服务部门是我国人力资本错配的主要部门。交通仓储及邮政业,教育业,公共管理和社会组织,卫生、社会保障和社会福利业的人力资本错配程度排名为我国 19 个行业的前 4 名。政府一直以来以自然垄断和关乎生计的服务为由限制公共服务部门市场准入,由于事业单位和公共服务部门具有良好的社会保障和“工资溢价”,使得大量大学生,尤其希望通过公务员考试的方式求得一职,公务员考试在筛选出人力资本更好的人才时也提高了行业人力资本错配程度。

通过以上结论可以得出:行政垄断导致了我国严重的人力资本错配,使得人力资本对产出呈现不合理影响。由此引申出的政策性含义包括:一方面,在新常态时期我国应继续坚持社会主义市场化道路,分离行政部门权利和企业部门利益,最大限度地减少政府对市场准入和经营管理的干预,降低行业进入和经营壁垒,实现人力资本价格合理化;另一方面,由于创新性行业风险较大,政府应提供相应的激励机制,引导高级人力资本进入创新部门,提高整体生产效率,实现以人力资本价格为基础的配置机制。

#### 注释:

- ①这种人力资本“优势”主要是相对于劳动力平均受教育年限而言。
- ②此处劳动力表示无差异的无技能劳动力。
- ③由于各部门间采用伯川德竞争,产品价格等于部门  $i$  中最低边际成本,因此,产品价格可视为常数,不影响利润最大化决策,可将其假定为 1。
- ④多重共线性通常与样本量和其提供的信息水平相关,由于年龄变量通常为小区间内整数,这种特殊的数据结构可能引发年龄与年龄平方变量之间的共线性问题,大量学者在使用 Mincer<sup>[23]</sup> 方程时未对此问题进行讨论。本文对式(7)的估计结果与理论结果一致,共线性问题未对结论造成太大影响。本文认为,与遗漏变量所造成的估计偏差相比,共线性问题是可以忍受的。基于此,本文保留年龄二次项进行回归分析。
- ⑤相比于各年份教育收益率的差异,本文更关注特定年份中不同行业间教育收益率的横向比较,因此,保证各行业间估计结果的可比性成为回归方法选择优先考虑的问题。
- ⑥由于退休年龄在不同性别、不同职业间仍存在差别,我们进一步考虑了退休年龄 55 到 60 岁之间的变化对代表性年龄估算结果的影响,发现这种影响在 -2 到 0 岁之间,换句话说,若考虑了退休年龄的差异性,代表性年龄大约在 42~47 岁之间浮动。下文中对教育收益率进行测算时,考虑到样本量的充足性以及代表性年龄段的接近度,实际采用的是 43~46 岁样本,同时考虑了 42~47 岁样本,估计结果与 43~46 岁样本几乎一致(实际上,42~47 岁样本的回归结果略小,这从侧面证实了代表性年龄段样本测算方法的科学性),基本消除了退休年龄对代表性年龄的影响。
- ⑦该结论与于洪霞<sup>[27]</sup> 利用 CHNS 在 1989 年到 2009 年期间的 8 次调查数据测算所得的收入代表性年龄段 37~38 岁存在一定差异。本文认为主要有以下两方面原因导致:一是 CFPS 调查时间内样本的职业发展和进步空间更大,代表性年龄自然要更大;二是受教育年限本身与年龄相关,代表性收入会随着受教育年限的提高而提高,正如前文所述,1999 年以来我国劳动人口平均受教育年限大幅提高,本文所采用的样本时间内的平均受教育年限更高。
- ⑧若人力资本边际产出与人力资本成本完全不相关,则  $Redu \times H \times L$  的估计系数不显著,若两者完全相关,则  $Redu \times H \times L$  的估计系数的组间方差不显著,当估计系数和组间方差同时显著时,表明人力资本边际产出和人力资本成本不完全相关。
- ⑨由于  $H$  和  $Redu \times H$  组间方差的估计结果在本文结论中十分重要,这样处理是为保证组内样本量的充足性。具体

分组结果见表5。

- ⑩分样本估计会导致总体样本量减少,进而使得估计结果的说服力不足。因此,本文通过引入虚拟变量的方法对总样本再次进行估计以检验分样本估计结果的准确性。
- ⑪根据本文测算,金融业资本边际产出为0.1501,在19个行业中排名第8。虽然金融业的固定资产投入较少,但其规模的扩大会带来庞大的流动性、人员等管理费用,较低的资本边际产出同样会带来较大的效率损失和资本错配。

### 参考文献:

- [1] 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(6): 45-55.
- [2] HSIEH C T, KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. Quarterly journal of economics, 2009,124(4): 1403-1448.
- [3] 邵挺. 金融错配、所有制结构与资本回报率:来自1999—2007年我国工业企业的研究[J]. 金融研究,2010(9): 47-63.
- [4] 覃家琦,邵新建. 交叉上市、政府干预与资本配置效率[J]. 经济研究,2015(6): 117-130.
- [5] 袁志刚,解栋栋. 中国劳动力错配对TFP的影响分析[J]. 经济研究,2011(7): 4-17.
- [6] 盖庆恩,朱喜,程名望,等. 要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率[J]. 经济研究,2015(5): 61-75.
- [7] 张车伟,薛欣欣. 国有部门与非国有部门工资差异及人力资本贡献[J]. 经济研究,2008(4): 15-25.
- [8] 薛欣欣,辛立国. 国有部门员工被过高支付还是拥有特殊人力资本——来自有限混合模型的估计结果[J]. 南方经济,2015(10): 85-98.
- [9] 吴延兵. 国有企业双重效率损失研究[J]. 经济研究,2012(3): 15-27.
- [10] 吴延兵. 国有企业双重效率损失再研究[J]. 当代经济科学,2015(1): 1-10.
- [11] 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.
- [12] 乔榛,李楠. 国有企业深化改革政策的绩效——基于1999—2006年工业行业数据的实证分析[J]. 学术交流,2010(7): 118-124.
- [13] 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.
- [14] 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.
- [15] DÉMURGER S, FOURNIER M, LI S, et al. Economic liberalization with rising segmentation on China's urban labor market [J]. Asian economic papers,2006,5(3): 58-101.
- [16] 邢春冰. 不同所有制企业的工资决定机制考察[J]. 经济研究,2005(6): 16-26.
- [17] 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.
- [18] DONG X Y. Wage inequality and between-firm wage dispersion in the 1990s: a comparison of rural and urban enterprises in China [J]. Journal of comparative economics,2005,33(4): 664-687.
- [19] 刘小玄,曲玥. 工资差异的比较及其决定因素——2000—2004年中国工业企业的经验研究[J]. 中国劳动经济学,2007(1): 31-61.
- [20] 邓伟,叶林祥. 上游产业垄断与国有企业的高工资——来自省际面板数据的经验分析[J]. 南开经济研究,2012(3): 95-109.
- [21] 于良春,张俊双. 中国垄断行业收入分配效应的实证研究[J]. 财经问题研究,2013(1): 24-29.
- [22] 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.
- [23] MINCER J S. Experience, and earnings [M] // MINCER J A. Schooling, experience, and earnings. New York: Columbia University Press,1974.
- [24] 朱琪. 行业人力资本投资收益率比较研究:1978—2005[J]. 中国人口科学,2008(6): 48-55.
- [25] 葛晶,张龙,王满仓. 市场潜能、个人特征与地区工资差距——基于2012中国家庭追踪调查数据(CFPS)的研究[J]. 世界经济文汇,2016(4): 80-101.
- [26] BHULLER M, MOGSTAD M, SALVANES K G. Life-cycle bias and the returns to schooling in current and lifetime earnings [R]. Discussion papers,2011.

- [27] 于洪霞. 生命周期偏误、终身收入与中国教育收益率的估计 [J]. 管理世界, 2014(12): 51-61.
- [28] 郭凤鸣, 张世伟. 性别工资差异缘何扩大? ——基于职业分割的分析视角 [J]. 世界经济文汇, 2012(2): 43-59.
- [29] 卿石松, 郑加梅. “同酬”还需“同工”: 职位隔离对性别收入差距的作用 [J]. 经济学(季刊), 2013(1): 735-756.
- [30] LI X, CHAN M W L, SPENCER B G, et al. Does the marriage market sex ratio affect parental sex selection? Evidence from the Chinese census [J]. Journal of population economics, 2016, 29(5): 1063-1082.
- [31] 田友春. 中国分行业资本存量估算: 1990—2014年 [J]. 数量经济技术经济研究, 2016(6): 3-21.
- [32] 刘兴凯, 张诚. 中国服务业全要素生产率增长及其收敛分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010(3): 55-67.
- [33] 白重恩, 杜颖娟, 陶志刚, 等. 地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势 [J]. 经济研究, 2004(4): 29-40.
- [34] 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.
- [35] 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.
- [36] 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.
- [37] 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.
- [38] 于良春, 张伟. 中国行业性行政垄断的强度与效率损失研究 [J]. 经济研究, 2010(3): 16-27.
- [39] 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.
- [40] LIN J Y. Economic development and transition: thought, strategy, and viability [M]. New York: Cambridge University Press, 2009.
- [41] 武鹏. 行业垄断对中国行业收入差距的影响 [J]. 中国工业经济, 2011(10): 76-86.
- [42] 王永水, 朱平芳. 中国经济增长中的人力资本门槛效应研究 [J]. 统计研究, 2016(1): 13-19.
- [43] 姜琪, 李占一. 中国银行业高利润的来源: 市场势力还是高效率 [J]. 财经科学, 2012(8): 1-9.
- [44] 侯晓辉, 李婉丽, 王青. 所有权、市场势力与中国商业银行的全要素生产率 [J]. 世界经济, 2011(2): 135-157.
- [45] 邵汉华, 杨俊, 廖尝君. 中国银行业的竞争度与效率——基于102家商业银行的实证分析 [J]. 金融论坛, 2014(10): 47-55.
- [46] 王中美. 公用服务业垄断正当性之伪逻辑与管制的改良主义 [J]. 学术月刊, 2010(3): 85-91.
- [47] 李静, 楠玉. 为何中国“人力资本红利”释放受阻? ——人力资本错配的视角 [J]. 经济体制改革, 2017(2): 33-37.

(责任编辑: 禾日)

## The calculation and causes of human capital mismatch in China: based on the perspective of administrative monopoly

GE Jing, LI Yong

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

**Abstract:** Firstly, this paper put forward a new measurement framework of human capital mismatch. Secondly, based on hierarchical Bayes Model, using China family panel studies (CFPS) data and industry observation, the human capital mismatch of 19 industries in China from 2009 to 2014 was measured. Finally, the causes from the perspective of administrative monopoly were explained. The study found that: (1) The human capital level of mismatch was serious in China, and the marginal output of human capital had already emerged “the inverted threshold effect”; (2) Administrative monopoly explained the 59.65% gap of human capital mismatch gap in industries; (3) The problem of human capital mismatch between public institutions and public service departments was particularly acute. This study has great practical significance for China to adhere to the road of socialist marketization, eliminate administrative monopoly, and establish a human capital allocation mechanism based on human capital price.

**Key words:** human capital mismatch; marginal output of human capital; hierarchical bayes model; administrative monopoly; public service sector