

# 职工教育培训的生产率效应

## ——来自群聚识别的证据

马丽君 万攀兵

### 目录

附录 I 理论模型推导 .....	1
附录 II 群聚分析的稳健性检验 .....	4
附录 III DID 分析的稳健性检验 .....	8
附录 IV 拓展分析 .....	10
附录 V 附表及附图 .....	11
参考文献 .....	12

## 附录 I 理论模型推导

当前已有诸多研究证实门槛类政策会导致行为主体策略性群聚 (Chen et al., 2021; Gerster & Lamp, 2024), 职工教育经费税收抵免制度也存在政策门槛, 依据此类研究, 可以合理推测该政策改革后也会在门槛左侧邻近区间内形成企业群聚, 但对于群聚企业的具体来源需要进一步分析。具体而言, 对于改革之前原处于政策门槛右侧邻近区间的企业, 其能通过适度降低职工教育经费占工资薪金比到政策门槛及以下, 实现边际成本下降和经营支出节约。因此, 出于短期利益考量, 企业有较大可能在职工教育经费税前扣除门槛处策略性群聚。而对于改革之前处于政策门槛左侧的企业, 其在改革后完全适用职工教育经费税收抵免, 群聚的动机较小。

为此, 本文构建了考虑认知偏差的企业生产决策模型, 分析在职工教育经费税收抵免政策下, 政策改革前分别处于政策门槛左右两侧企业不同的教育经费投入行为决策。假定改革后税收政策门槛处群聚企业的来源有三种可能: 一是政策改革前处于 2.5% 右侧的企业职工教育经费占比下降, 二是改革前处于 2.5% 左侧邻近区间的企业教育经费占比增加, 三是改革前就处于 2.5% 左侧附近的企业, 这部分企业在改革后仍然聚集于此。设定企业利润决策函数分别如下:

改革前企业投入职工教育经费占工资比  $x$  所对应的利润函数:

$$\begin{cases} \pi^c_0 = (y - pz - xA - A)(1 - t) & \text{if } x \leq 1.5\% \\ \pi^c_1 = (y - pz - 1.5\%A - A)(1 - t) - (x - 1.5\%)A & \text{if } x > 1.5\% \end{cases}, \quad (\text{I } 1)$$

改革后保持职工教育经费占比  $x$  不变时的利润函数:

$$\begin{cases} \pi_0 = (y_1 - pz - xA - A)(1 - t) & \text{if } x \leq 2.5\% \\ \pi_1 = (y_1 - pz - 2.5\%A - A)(1 - t) - (x - 2.5\%)A & \text{if } x > 2.5\% \end{cases}, \quad (\text{I } 2)$$

其中,  $y$  为企业产出, 假定其在竞争性市场出售, 产出价格为 1,  $y_1$  为政策改革后保持企业职工教育经费占比投入不变时所对应的产出规模。 $z$  为除职工教育经费投入外的其他生产投入, 价格为  $p$ 。 $A$  为企业工资, 由于企业短期内工资水平相对稳定, 因此令  $A$  为恒定数值。 $t$  为企业所得税税率。

职工教育经费投入变化会影响产出, 但考虑到行为主体更看重即期、确定性的收益和成本, 而对具有不确定性、长期的收益和成本考虑较少 (Laibson, 1997; Berkouwer & Dean, 2022), 如企业决策中存在的管理层短期主义 (Chatjuthamard et al., 2022)。因此, 本文参考刘瑞明等 (2018) 做法, 引入认知偏差因子  $\theta$  和边际生产率变化认知  $m$ , 以刻画职工教育经费占比变化对于产出的可能影响。在我国职工教育培训投入普遍偏低<sup>①</sup>, 教育经费提取不足、使用不当 (马延伟, 2015), 职工教育培训流于形式、针对性不强 (人社部发〔2021〕102号; 冯帆等, 2017), 以及政府出台多项职工培训奖补政策以激励企业发挥培训主体作用<sup>②</sup>等的背景下, 此种设定有其合理性。设定改革后不同来源企业聚集在政策门槛左侧邻近

<sup>①</sup> 调查表明: 企业培训经费投入明显不足 ([sina.com.cn](http://sina.com.cn))。

<sup>②</sup> 2024年职业技能培训补贴发放公示(一)——标准化规范化工作专题 ([guangde.gov.cn](http://guangde.gov.cn)); 2023年南京市政府补贴性企业职工培训政策操作指南 ([m12333.cn](http://m12333.cn)); 在经济转型升级中推进劳动者素质提升——全国政协“重视去产能过程中职工就业再就业问题”双周协商座谈会发言摘要 ([cppcc.gov.cn](http://cppcc.gov.cn))。

区间的利润函数如下：

$$\pi' = \left( (1 + \theta m(\hat{x} - x))y_1 - pz - \hat{x}A - \beta_i |\hat{x} - x| - A \right) (1 - t), \quad (\text{I } 3)$$

其中， $\theta$ 为企业短视程度，取值为0或1。当 $\theta = 0$ 时，表明企业在投入决策时不考虑职工教育经费变化带来的生产率变化情况，较为短视；而当 $\theta = 1$ 时，此时企业相对理性，对成本和收益考量更为全面。 $m$ 为企业在决策之时基于历史生产资料想象的职工教育经费投入变化可能带来的边际生产率影响， $m > 0$ ，其可以高于或低于实际数值，用于表征企业生产过程中对于职工教育培训的重视程度。 $x$ 为政策未改革之前企业投入的职工教育经费占工资比， $\hat{x}$ 为改革后政策门槛 2.5%，则 $\hat{x} - x$ 为政策改革后企业职工教育经费投入占比相比于改革前变化情况。若改革后门槛处聚集企业来自政策改革前右侧，则 $\hat{x} - x < 0$ ，其会对产出造成负面影响。反之，若来自左侧 $\hat{x} - x > 0$ ，职工教育经费投入的增加可能对产出有所增益。而原处于 2.5% 左侧邻近区间的企业，则是  $\lim_{x \rightarrow \hat{x}} \hat{x} - x = 0$ 。

此外，本文还考虑了摩擦成本 (Mavrokonstantis & Seibold, 2022) 的影响，对于左侧企业而言，其向右侧门槛处聚集除本身职工教育经费投入增加外，还会涉及决策成本、职工教育经费对其他支出的挤出效应 (Tian et al., 2022) 以及组织职工教育培训增加的管理费用等成本。而对于右侧企业而言，其大幅降低职工教育经费占比可能会面临来自工会、员工的压力，如工会要求保障适度的职工培训投入。但由于右侧降低职工教育经费的成本相对间接，且小型企业中工会约束力较弱，因此一般而言，左侧摩擦成本要高于右侧。基于上述分析，本文借鉴 Gerster & Lamp (2024) 做法，引入线性距离函数  $\beta_i |\hat{x} - x|$ ，表征左右两侧企业调整职工教育经费伴随产生的其他成本， $\beta_l > \beta_r$ 。其他参数含义同上。

### 1. 右侧企业聚集行为分析

首先，分析政策改革前处于 2.5% 右侧区间的企业（即  $x > 2.5\%$ ）在改革后聚集到左侧的概率。若政策改革后此类企业职工教育经费占比保持不变，则其利润函数为式 (I 2)。若企业在改革后将职工教育经费占比降低到 2.5% 左侧，则其利润为式 (I 3)。同时，假定企业效用函数  $U = E(\pi_i) = \pi_i$ ，企业是否选择聚集是由其效用函数决定的。则  $U' = E(\pi') = \pi'$ ，以及  $U_1 = E(\pi_1) = \pi_1$ 。并设定企业选择聚集的概率为  $P_1$ ，选择不变的概率为  $1 - P_1$ ，则  $\frac{P_1}{1 - P_1} = \frac{U'}{U_1}$ 。由于  $pz$  和  $A$  短期较为稳定，其于结果无碍，因此在求解过程中将其省去。可以求解出事前处于门槛 (2.5%) 右侧企业聚集的概率为：

$$P_1 = \frac{\left( (1 + \theta m(\hat{x} - x))y_1 - \hat{x}A - \beta_r |\hat{x} - x| \right) (1 - t)}{y_1 (1 - t) - xA + 2.5\%At + \left( (1 + \theta m(\hat{x} - x))y_1 - \hat{x}A - \beta_r |\hat{x} - x| \right) (1 - t)}. \quad (\text{I } 4)$$

对于右侧企业而言，由于政策改革后 1.5%-2.5% 区间内职工教育经费投入也可以扣除，因此只有当聚集带来的收益增量好于保持不变时的收益增量，企业才有可能选择群聚。则  $\pi_1 - \pi^c_1 \leq \pi' - \pi^c_1$ ，即  $\pi' \geq \pi_1$ ，此时  $\theta m \leq \frac{A - \beta_r(1-t)}{y_1(1-t)}$ 。这表明，当企业较为短视、不考虑生

产率变化 $\theta = 0$ 时，该式恒成立，此时企业聚集的概率极高；而当 $\theta = 1$ 即企业非常理性时，如果其认为的边际生产率低于 $\frac{A-\beta_r(1-t)}{y_1(1-t)}$ 时，企业也会有很大概率会选择聚集。

而根据式(I 4)，由于 $\hat{x} - x < 0$ ，假定 $\theta$ 为连续变量，对认知偏差因子求导，也可得 $\frac{\partial P_1}{\partial \theta} < 0$ ，可进一步佐证上述分析成立。且 $\frac{\partial P_1}{\partial m} < 0$ ，即认为职工教育经费带来的边际生产收益越低的企业，其向政策门槛处聚集的概率越高。综合上述分析，可知随着企业短视程度的增加、或其对于职工教育的重视不足，原处于政策门槛右侧的企业在税收抵免政策改革后聚集到门槛处的概率越高。同时，令 $|\hat{x} - x| = \Delta x$ ，对 $\Delta x$ 求导可得 $\frac{\partial P_1}{\partial \Delta x} < 0$ ，表明由于摩擦成本的存在，即使在企业短视、不考虑产出损失的情况下，政策改革前越偏离门槛右侧的企业在税收抵免制度改革后聚集的概率越小，即右侧企业聚集有界。

此外，我们也可以进一步分析得出 $\frac{\partial P_1}{\partial t} > 0$ ，这表明在原处于政策门槛右侧的企业中，当其他条件不变时，企业所得税税率越高的企业越容易聚集。即相对于优惠税率企业而言，高税率企业降低职工教育经费占比投入产生的边际成本下降效应更为明显。

## 2. 左侧企业聚集行为分析

而对于政策改革前、处于 2.5% 门槛左侧企业 ( $x < 2.5\%$ ) 的聚集概率 $P_2$ ，同样可以由 $\frac{P_2}{1-P_2} = \frac{U'}{U_0}$ 推导得出：

$$P_2 = \frac{\left( (1 + \theta m(\hat{x} - x))y_1 - \hat{x}A - \beta_l|\hat{x} - x| \right)}{(y_1 - xA) + \left( (1 + \theta m(\hat{x} - x))y_1 - \hat{x}A - \beta_l|\hat{x} - x| \right)}. \quad (\text{I } 5)$$

对于左侧企业而言，无论是改革前处于 0-1.5% 区间还是 1.5%-2.5% 区间，其要想聚集在门槛处，至少应满足改革后相比于改革前，保持不变带来的收益增量小于聚集带来的收益增量，故而需要 $\pi' - \pi^c_0 \geq \pi_0 - \pi^c_0$  以及 $\pi' - \pi^c_1 \geq \pi_0 - \pi^c_1$ ，即 $\pi' \geq \pi_0$ ，由此可知 $\theta m \geq \frac{A+\beta_l}{y_1}$ 。表明当 $\theta = 0$  即企业较为短视时，左侧企业聚集的概率极低。即使其理性考虑聚集带来的投入成本和生产收益增加即 $\theta = 1$ 时，也需要其对职工教育培训足够重视，即认知的边际生产率高于工资与摩擦成本占营收比之和，才有可能选择聚集。

且由式(I 5)可知，由于 $\hat{x} - x > 0$ ，若将 $\theta$ 一般化、连续化，则 $\frac{\partial P_2}{\partial \theta} > 0$ 。即短视会导致改革前处于 2.5% 门槛左侧企业聚集的概率大幅下降。同时， $\frac{\partial P_2}{\partial m} > 0$ ，也表明在其他条件不变的情况下，左侧企业认为职工教育投入引致的边际生产率增幅越低，其向右侧门槛处聚集的概率越小。结合来看，随着企业短视程度的增加、或其对于生产过程中职工教育培训的重视程度不足，原处于政策门槛左侧的企业在税收抵免政策改革后聚集到门槛处的概率较低。此外，由于事前处于左侧的企业无论其是否聚集到 2.5% 门槛处，其在政策改革后职工教育经费均可全额抵税，因此左侧企业的聚集概率不会受到企业所得税税率的影响，即 $\frac{\partial P_2}{\partial t} = 0$ 。

## 附录II 群聚分析的稳健性检验

附录中提供了一系列稳健性检验结果，通过多种方法对正文的图表分析、基准群聚结果进行了验证。

### 1. 群聚分析中反事实分布拟合的稳健性检验

#### (1) 替换样本

本文首先采用更换样本方式检验在 2.5% 政策门槛处群聚现象是否显著。2011-2013 年税收调查数据分析结果显示，相比于没有政策干预的反事实情形，有政策干预时群聚区间内企业职工教育经费占工资比降低了约 2.4%，且在 1% 水平上显著。该系数和显著性均高于工业企业调查数据结果，能够部分佐证正文中有关结论成立。

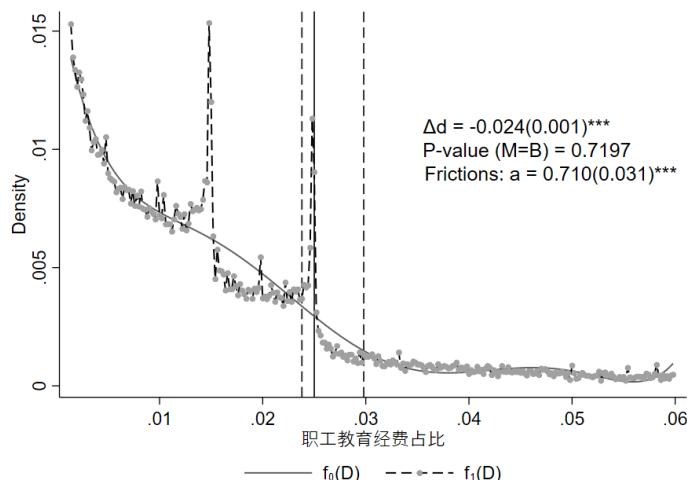


图 II 1 2011-2013 年税调数据中职工教育经费占工资比的反事实分布

此外，本文还借鉴范子英等（2022）的做法，通过更换组距和多项式阶数、控制整数效应等方式进行稳健性检验，以佐证基准结论的可靠性。

#### (2) 更换组距

正文中的基准结果是在职工教育经费占工资比组距为 0.0002、多项式阶数为 6 阶的基础上得出的，为排除组距选择对识别群聚区间内企业职工教育经费占工资比变化比例可能的影响，本文进一步更换职工教育经费占工资比组距为 0.0001，以验证基准结论是否稳健。研究发现，更换组距之后，多项式阶数仍然为 6 阶，与基准回归保持一致，这表明前述数据驱动方法下最优多项式阶数的选择较为稳健。同时，更换组距后，群聚区间内职工教育经费占工资比相比于没有税前扣除政策干预的反事实情形变化比例为 -0.7%，通过 1% 显著性检验，其显著性和符号方向均与基准回归结果保持一致。且在上述参数设定下，政策门槛附近区间内未参与群聚的企业比例为 86%，即群聚企业占反事实情形下右侧群聚区间内企业的比值约为 14%，与基准分析中 17% 的群聚比例较为接近。这可以排除在识别职工教育经费税前扣除政策引发的企业群聚过程中组距选择的偶然性，证明基准回归结果较为稳健。

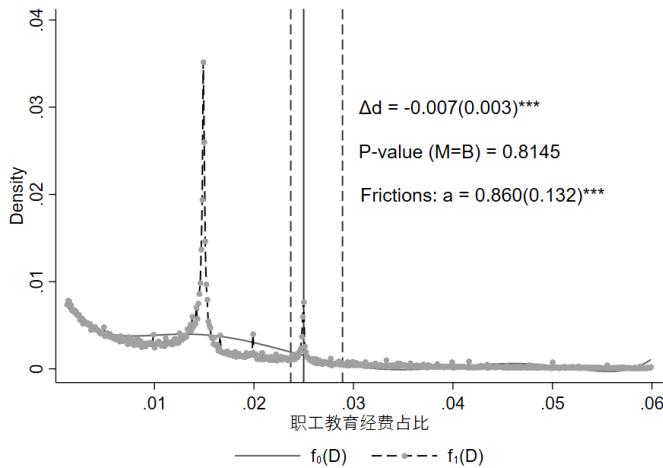


图 II 2 2006–2007 年更换组距后职工教育经费占工资比的反事实分布

### (3) 控制整数效应

从正文特征事实分析和反事实分布拟合图形中均可以看出，职工教育经费占工资比在 1%、2% 等 1% 的整数倍取值处也存在小幅度群聚现象。虽然其群聚量级远无法与税前扣除政策门槛处相比，但考虑到这种整数现象在群聚区间外部分布较多，可能会影响到群聚区间内反事实分布拟合的结果和估计精度。本文参照冯晨等（2023）的做法，设置如下模型控制整数效应，以验证基准结果是否稳健。

$$c_j = \sum_{q=0}^Q \alpha_q * w_j^q + \sum_{i=u_l}^{u_u} r_j * I[w_j = i] + \sum_{r=0.01} \sigma_j I\left[\frac{w_j}{r} \in N\right] + \varepsilon_j,$$

其中， $I\left[\frac{w_j}{r} \in N\right]$  为虚拟变量，若职工教育经费占工资比  $w_j$  取值为 1% 的整数倍时， $I = 1$ ，否则取值为 0，其余参数含义同公式 (1)，即在控制群聚区间和整数效应后估计企业反事实分布  $\hat{c}_j = \sum_{q=0}^Q \hat{\alpha}_q * w_j^q$ 。研究发现，控制整数效应后多项式阶数仍为 6 阶，且相比于反事实情形，群聚区间内企业职工教育经费占工资比变化比例（图 II 3）与基准回归结果基本一致，仅企业群聚规模有小幅度变化，结论较为稳健。

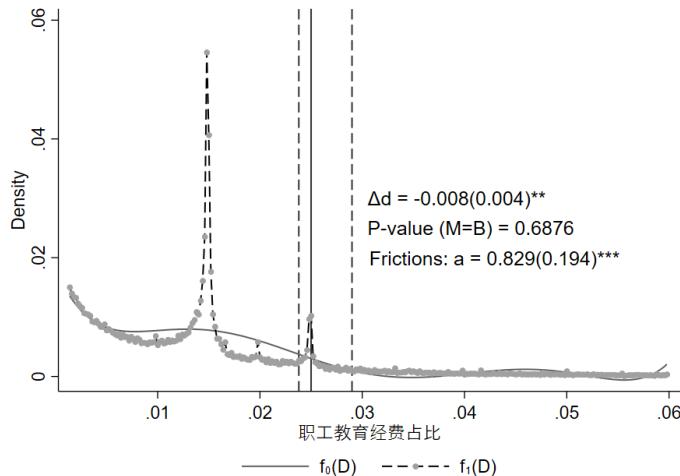
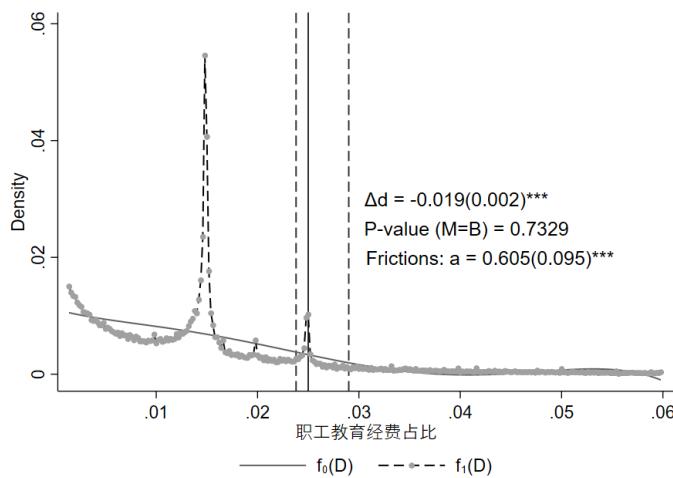


图 II 3 2006–2007 年控制整数效应后职工教育经费占工资比的反事实分布

#### (4) 更换多项式阶数

考虑到更换组距后多项式阶数仍与基准回归保持一致,因此,为检验基准结果的稳健性,本文单独探讨次优阶数下企业群聚规模和职工教育经费占工资比的变化比例。保持原组距不变的同时,更改多项式阶数为5阶,图II4结果显示,相比于没有政策干预的反事实情形,政策干预下群聚区间内企业职工教育经费占工资比降低约1.9%,且区间内参与群聚的企业比例约为39.5%,通过1%显著性检验。这一结果相较于基准回归,符号方向保持一致的同时其系数大小和显著性均有明显提升,能够证明基准结论较为稳健。但从图II4和正文中图2的反事实分布图形对比也可以看出,次优阶数下,对于职工教育经费占工资比实际分布的拟合要劣于前述多项式阶数,这也侧面佐证基准回归中基于数据驱动方法的多项式阶数选择有其合理性。



图II4 2006-2007年更换多项式阶数后职工教育经费占工资比的反事实分布

## 2. 群聚分析中 ITT 分析结果的稳健性检验

表II1至表II4提供了ITT分析的稳健性检验结果,包括更换样本、替换被解释变量以及控制事前趋势等多种方式。

首先,本文替换被解释变量为分别以OP法、ACF法和GMM法计算的企业全要素生产率进行稳健性检验。表II1结果显示,在职工教育经费税前扣除政策干预下,群聚区间内以上述三种方式计算的企业全要素生产率均显著为负。鉴于企业全要素生产率与其创新水平直接相关,本文同时引入企业新产品产值占总产值比(xcpzb)表征企业创新产出,探讨其在政策干预下群聚区间内的变化情况。研究发现,群聚区间内企业新产品产值占比显著下降,回归系数在1%水平上显著为负,与全要素生产率结果一致。

其次,更换样本数据,税调数据ITT分析结果也显示,企业全要素生产率在10%水平上显著下降,职工教育经费在5%水平上显著降低(表II2)。相关分析均表明正文结论稳健,即相比于没有政策干预的反事实情形,职工教育经费税前扣除政策干预下群聚区间内企业削减职工教育经费造成其全要素生产率显著下降。

最后,考虑到反向因果可能导致的内生性偏误,以及遗漏变量带来的影响,本文进一步通过控制事前企业全要素生产率、事前企业职工教育经费占工资比等方式佐证上述结论分析的可靠性。表II3和表II4的研究结果显示,控制事前趋势后,2.5%政策门槛处群聚区间内

有关变量的结果未见明显变化，职工教育经费和全要素生产率仍显著为负，与正文中的研究发现保持一致，表明结论较为稳健。

表 II 1 替换被解释变量

variable	ITT	SE	T	p0.05	p0.95
tfp_op	-0.00621***	0.00246	-2.52848	-0.00981	-0.00177
tfp_acf	-0.00107*	0.00054	-1.96772	-0.00196	-0.00015
tfp_gmm	-0.00148*	0.00075	-1.97687	-0.00266	-0.00020
xcpzb	-0.00004***	0.00001	-3.19190	-0.00007	-0.00002

注：表中结果是基于控制变量和企业、年份、行业固定效应计算得出。\*\*\*, \*\*和\*, 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著水平上显著。p0.05 和 p0.95 代表置信区间。

表 II 2 2011–2013 年税调数据 ITT 回归稳健性检验

	ITT	SE	T	p0.05	p0.95
lnedufee	-0.03182**	0.01468	-2.16757	-0.05593	-0.00782
lnpedufee	-0.02618*	0.01447	-1.80948	-0.04999	-0.00246
tfp_lp	-0.02120*	0.01157	-1.83165	-0.03791	0.00046

表 II 3 控制事前职工教育经费占工资比的线性趋势

	ITT	SE	T	p0.05	p0.95
lnedufee	-0.0422***	0.00644	-6.55624	-0.05214	-0.03094
lnpedufee	-0.0404***	0.00604	-6.69581	-0.04952	-0.02990
tfp_lp	-0.0010*	0.00053	-1.83006	-0.00184	-0.00010

表 II 4 控制事前全要素生产率的线性趋势

	ITT	SE	T	p0.05	p0.95
lnedufee	-0.0418***	0.00632	-6.61628	-0.05160	-0.03092
lnpedufee	-0.0397***	0.00592	-6.70126	-0.04864	-0.02936
tfp_lp	-0.0010*	0.00053	-1.93577	-0.00189	-0.00014

### 附录 III DID 分析的稳健性检验

附录III提供了对于原处于政策门槛 2.5%右侧邻近区间的企业，其在税收抵免制度改革后职工教育经费以及全要素生产率变动情况的稳健性检验。

首先，附图 A1 平行趋势检验表明，从政策改革当期开始，原处于政策门槛 2.5%右侧邻近区间的企业其职工教育经费显著下降。而职工教育经费投入的减少又导致从事后一期开始，相关企业全要素生产率出现显著负向变化，这与正文结论一致。

其次，为排除控制组选择不当可能造成的偏误，本文更换控制组进行重新回归。将改革前职工教育经费占工资比处于 (0, 0.6%]区间内的企业作为控制组，分析政策改革后，原处于门槛右侧的企业其职工教育经费和全要素生产率的变化情况。而之所以选择该区间内企业作为控制组，是因为理论上，无论是改革前还是改革后，该区间内企业均可完全适用税收抵免政策。由于其离政策门槛处相较于原控制组更远，摩擦成本的存在，使得其对政策的敏感性很低。同时数据分析也发现，转移矩阵中该区间内企业职工教育经费投入占比事前事后的稳定性很高。表III1 研究结果表明，更换控制组后仍能支持正文结论成立，结果较为稳健。

接着，通过控制事前职工教育经费占工资比和时间趋势的交互项，考察控制企业职工教育经费占比的事前趋势后，事前原处于政策门槛 2.5%右侧邻近区间的企业，其在税收抵免制度改革后职工教育经费以及全要素生产率的估计结果是否发生明显变化。表III2 的 DID 估计结果发现结论依然稳健。

最后，考虑到内生性可能带来的估计偏误，借鉴 Liu & Lu (2016) 做法，在回归中加入事前全要素生产率和时间趋势的交互项，以检验反向因果是否会对原估计结果造成显著影响。表III3 研究发现，在控制该变量之后，DID 分析结果未发生明显变化，原有结论较为稳健。

表III1 更换控制组

	lnedufee	lnpedufee	tfp_lp
DID	-0.649*** (-44.000)	-0.675*** (-48.846)	-0.007** (-2.488)
_cons	-4.224*** (-29.137)	-4.168*** (-29.705)	0.251*** (10.276)
企业固定效应	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
N	114025	111881	168321
R-sq	0.738	0.686	0.600

注：表中括号内为包含控制变量和企业、年份、行业固定效应计算得出的 t 值，回归中标准误聚类在企业层面。\*\*\*, \*\* 和 \*, 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著水平上显著。

表III2 控制事前职工教育经费占工资比的线性趋势

	lnedufee	lnpedufee	tfp_lp
DID	-0.140*** (-9.346)	-0.174*** (-12.174)	-0.007** (-2.169)
事前 eduzb×trend	-1.661*** (-3.937)	-1.328*** (-2.882)	0.004 (0.477)
_cons	-2.510*** (-19.153)	-2.520*** (-21.122)	0.190*** (5.923)
企业固定效应	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
N	74186	73379	92887
R-sq	0.844	0.621	0.623

表III3 控制事前全要素生产率的线性趋势

	lnedufee	lnpedufee	tfp_lp
DID	-0.167*** (-12.161)	-0.194*** (-15.511)	-0.007** (-2.205)
事前 tfp×trend	-0.002 (-0.547)	0.002 (0.590)	-0.002 (-1.410)
_cons	-2.540*** (-19.547)	-2.575*** (-21.615)	0.201*** (6.055)
企业固定效应	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
N	73621	72786	92887
R-sq	0.838	0.615	0.623

## 附录 IV 拓展分析

本文也对职工教育经费税收政策改革后，原政策门槛即 1.5%左侧邻近区间内企业的职工教育经费投入及其全要素生产率会产生何种变化有所好奇。考虑到政策出台的本意是激励企业增加职工教育投入，结合 2002 年《决定》和既有研究中有关其他时段内职工教育经费税前扣除制度改革的政策激励效应评估，一个合理的猜测是 2006 年该税前扣除制度改革可能也对左侧部分企业形成了正向激励，这会对企业全要素生产率产生不同影响。

由于在 2006 年税前扣除制度改革之前，职工教育经费财务制度规定的提取比例和税前扣除比例均为 1.5%，因而在此处也形成了非常明显的企业群聚。本文拓展分析此处职工教育经费及其全要素生产率变化的原因在于，可以合理估计事前为适用税前扣除制度在 1.5% 门槛处群聚的企业有部分也来自该门槛右侧，其本身有超过 1.5% 的职工教育经费开支需要，只是为了降低职工教育经费开支的边际成本而向左跳跃群聚，随着 2006 年制度改革对税前扣除比例的放宽，继续群聚在 1.5% 处不符合其企业技术人才培育和经营发展需要，这部分企业会增加其教育经费投入。基于上述分析，本文将原门槛左侧聚集企业，即事前职工教育经费占工资比处于 [1.36%, 1.5%] 区间内的企业作为处理组，处于 (1.5%, 1.7% ] 区间内的企业作为控制组，进行 DID 分析。

表IV1 的结果显示，事前处于 1.5% 政策门槛左侧邻近区间的企业，在 2006 年税前扣除制度改革后，企业职工教育经费增加约 2.6%，人均教育经费增加约 3.1%，回归系数均在 1% 水平上显著。这也验证了前述猜想，即存在部分企业随着税收扣除制度的改革，增加职工教育经费，不再群聚在原门槛处。但需要指出的是，这一增幅较低，难以对 2006 年税前扣除制度改革后新形成的 2.5% 附近的群聚区间估计造成影响，这与前述转移矩阵中部分企业即使增加职工教育经费占工资比、也主要是增长到相邻区间的发现相吻合。进一步发现，职工教育经费增加的同时也引致该类企业全要素生产率提升，但相关影响并不显著。原因在于税前扣除制度改革对这部分企业的激励作用有限，即仅造成了轻微幅度的企业职工教育经费增加。基于正文职工教育经费与企业全要素生产率弹性的估计也可以看出，较低的职工教育经费增量，对企业全要素生产率的促进作用有限。

表IV1 原政策门槛 1.5% 处群聚企业在政策改革后职工教育经费及其全要素生产率变化

	lnedufee	lnpedufee	tfp_lp
DID	0.026*** (2.815)	0.031*** (3.864)	0.001 (0.328)
_cons	-2.865*** (-24.314)	-2.800*** (-27.845)	0.250*** (8.738)
企业固定效应	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
N	100072	97799	126542
R-sq	0.818	0.604	0.623

## 附录 V 附表及附图

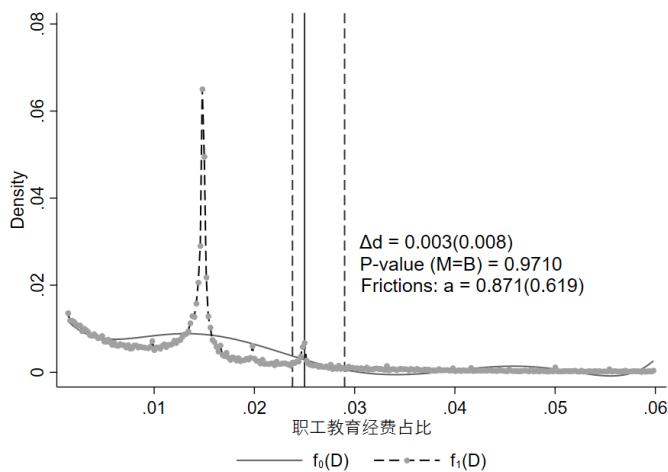


图 A1 2004-2005 年职工教育经费占工资比的反事实分布

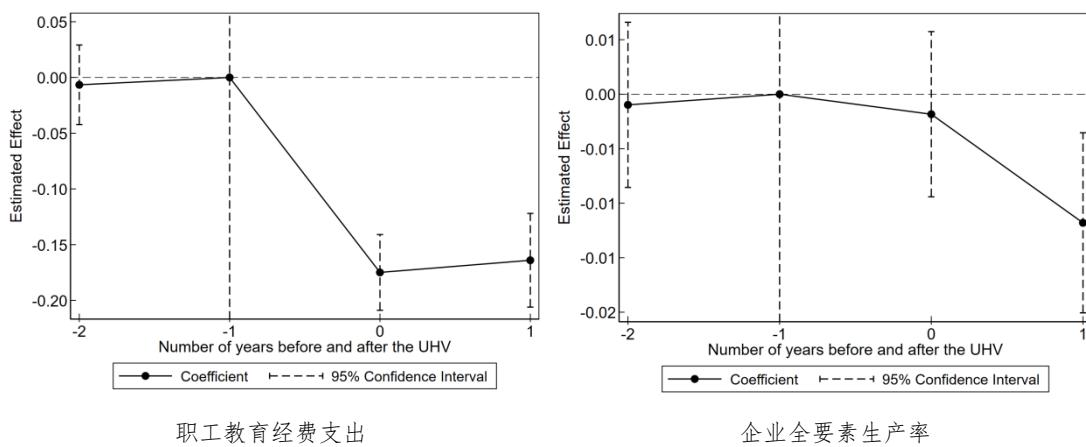


图 A2 门槛右侧邻近区间企业 DID 分析的事前趋势检验

表 A1 2006-2007 年不同职工技术培训供给能力地区企业全要素生产率变化情况

	高增长地区	低增长地区
lnedufee	-0.0372*** (-5.254)	-0.0222** (-1.975)
lnpedufee	-0.0385*** (-5.802)	-0.0249** (-2.202)
tfp_lp	-0.0009 (-1.589)	-0.0027* (-2.095)

## 参考文献

- [1] Berkouwer, S. B., and J. T. Dean, “Credit, attention, and externalities in the adoption of energy efficient technologies by low-income households”, *American Economic Review*, 2022, 112(10), 3291-3330.
- [2] Chatjuthamard, P., V. Ongsakul, and P. Jiraporn, “Corporate complexity, managerial myopia, and hostile takeover exposure: Evidence from textual analysis”, *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 2022, 33, 100601.
- [3] Chen, Z., Z. Liu, J. C. Suárez Serrato, and D. Y. Xu, “Notching R&D investment with corporate income tax cuts in China”, *American Economic Review*, 2021, 111(7), 2065-2100.
- [4] 范子英、程可为、冯晨,“用地价格管制与企业研发创新: 来自群聚识别的证据”,《管理世界》,2022年第8期,第156-178页。
- [5] 冯晨、刘冰、叶永卫,“减税激励与异质性投资反应: 来自小微企业的证据”,《管理世界》,2023年第11期,第38-62页。
- [6] 冯帆、陈伟、马涛等,“现代企业职工培训项目管理的流程优化”,《宏观经济管理》,2017年第13期,第364-365页。
- [7] Gerster, A., and Lamp S., “Energy tax exemptions and industrial production”, *The Economic Journal*, 2024, ueae048.
- [8] Laibson, D., “Golden eggs and hyperbolic discounting”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(2), 443-478.
- [9] Liu, Q., and R. Lu, “On-the-job training and productivity: Firm-level evidence from a large developing country”, *China Economic Review*, 2016, 40, 254-264.
- [10] 刘瑞明、杨冰岩、焦豪,“短视认知偏差、公共产品提供与社会道德救助——应该如何重建我们的社会秩序?”,《管理世界》,2018年第11期,第36-51+195-196页。
- [11] 马延伟,“当前我国职工培训的问题与对策”,《教育研究》,2015年第11期,第117-128页。
- [12] Mavrokonstantis, P., and A. Seibold, “Bunching and adjustment costs: Evidence from cypriot tax reforms”, *Journal of Public Economics*, 2022, 214, 104727.
- [13] Tian, B., C. Lin, W. Zhang, and C. Feng, “Tax incentives, on-the-job training, and human capital accumulation: Evidence from China”, *China Economic Review*, 2022, 75, 101850.

注: 该附录是期刊所发表论文的组成部分, 同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容, 请务必在研究成果上注明附录下载出处。