

# 性别偏好、人力资本积累与企业信息化

李 磊 徐长生<sup>\*</sup> 刘常青

**摘要** 本文基于第五次全国人口普查和 2004 年中国工业企业数据，利用 Tobit 模型考察了性别偏好对企业信息化的影响。研究发现，性别偏好越严重的地区，该地企业信息化水平越低。进一步的研究表明，性别偏好主要是通过人力资本水平这一渠道延缓了县区内企业信息化进程，具体而言，男孩偏好使得女性受教育水平降低，从而阻碍了整体人力资本水平的提升。此外，性别偏好的存在也导致了较低的教育投资效率。

**关键词** 性别偏好，人力资本，资本-技能互补

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2021.01.09

## 一、引 言

过去数十年来，企业生产技术的变革出现了新特征，以计算机为核心的信息技术得到了广泛的应用 (Doms *et al.*, 1997)，以中国为代表的发展中国家也正在经历这一轮的技术扩散。每一次生产技术革新的背后总是存在着某些原因。现有研究已经从人口增长、资本积累、研发投入、贸易、金融等多个角度进行了探究 (Hu *et al.*, 2005; 黄庐进和汪健, 2009; 薛晴和常建新, 2012)。虽然这些因素很重要，但对于中国这样的发展中国家来说，制度改革与创新可能对技术革新的影响更为深远 (张杰等, 2011; 余凡和王楚, 2016)。制度可以分为正式和非正式制度，正式制度往往由确切的组织制定与实施，包括法律、规章等，非正式制度往往是经群体内部互动演化形成的，包括习俗、道德等 (诺斯, 2002)。毋庸置疑，正式制度对技术进步具有直接影响 (刘溶沧和李万甫, 1997; 国胜铁和钟廷勇, 2014; Aghion *et al.*, 2016)，但正式制度的起源及其实施效果都会受到非正式制度的影响 (Nunn, 2012)。非正式制度是人与人之间互动传承而来的，处于该制度下的个体由于长期受到熏染，往往会在后续的行为决策中表现出该制度的某种特征 (唐绍欣,

\* 李磊，中山大学国际金融学院；徐长生、刘常青，华中科技大学经济学院。通信作者及地址：徐长生，湖北省武汉市洪山区珞喻路 1037 号华中科技大学经济学院 401 室，430074；电话：(027) 875557848；E-mail：chshxu@hust.edu.cn。本研究得到国家社会科学基金重大项目 (08&.ZD037)、教育部人文社会科学基金青年项目 (20YJC790064)、中国博士后科学基金面上项目 (2019M663328) 的资助。感谢三位匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

2003), 当受影响的是经济决策者时便会对正式制度的制定产生影响, 而其他受影响的经济行为人则会决定政策的执行效果, 这一点近来已经被相关研究予以证实 (Nunn, 2012; Guiso *et al.*, 2016)。既然如此, 那么从文化传统等非正式制度的视角来研究企业信息化的深层次原因则能够拓展现有研究的深度。

文化传统有很多, 其中亚洲地区普遍存在的性别偏好问题一直备受关注。中国作为有着几千年封建社会传统的东亚大国, 长期以来都存在着重男轻女的性别偏好。1982 年中国的出生人口性别比为 108.47, 到了 2004 年达到了 121.18, 近年来虽然有所下降<sup>1</sup>, 但仍高于 104—107 的正常范围 (Visaria, 1967)。男女比例失调引发了很多社会问题, 比如拐卖妇女等案件频发 (Banister, 2004), “丈母娘经济”的畸形发育 (Wei and Zhang, 2011a, 2011b), 等等。解释性别比失衡后果的文献有很多, 但是现有文献鲜有尝试过从非正式制度的角度解释性别比失衡的经济影响。Wei and Zhang (2011a) 虽然分析了性别比失衡推高储蓄率的机制, 但是更多的还是将性别比失衡视为一种现象, 而未将其上升至性别偏好这一文化视角。本文则试图用各地不同的性别偏好程度来解释企业信息化差异的深层次原因。

显然, 本文首先要解决的一个问题是性别偏好作为一种非正式制度是怎样影响企业信息化的? 与传统的技术进步不同, 现代的技术进步往往是知识密集型的, 不仅研发阶段需要投入大量的人力资本, 在实际应用阶段也需要熟练的高技能劳动力 (Acemoglu, 1998; Acemoglu and Zilibotti, 2001), 对于以计算机控制为核心的信息技术而言更是如此 (Autor *et al.*, 2003; Lewis, 2011; Acemoglu and Restrepo, 2016)。这意味着技术进步和技术扩散都是内生于技能劳动力供给的, 因此性别偏好对企业信息化的影响主要源自其对技能劳动力供给或者说人力资本积累的影响。这就涉及性别偏好与家庭教育投资之间的关系, 而这方面的研究已经很丰富。首先, 性别偏好的存在会使得仅有女孩的家庭倾向于多生育, 由此会令家庭规模扩大, 而根据经典的 Q-Q 理论 (Quality and Quantity) 可知, 孩子数量与质量之间存在着替代关系 (Becker, 1960; Becker and Lewis, 1973), 为要男孩而生育的结果是家庭中孩子的平均受教育水平下降。其次, 男孩偏好会使得家庭教育支出出现偏向性。具体而言, 有性别偏好的父母会增加对男孩的教育投入, 而忽视对女孩的培养。从宏观层面来看, 这一方面会降低女性整体的人力资本水平, 另一方面对男孩的过度投资也不一定能够获得合意的人力资本效应<sup>2</sup>, 由此无法达到人力资本积累的最优状态。最后, 正是因为劳动力的人力资本水平较低, 从而妨碍了生产部门的人才引进, 延缓了企业信息化进程 (Lewis, 2011)。综合以上

<sup>1</sup> 据《中国统计年鉴 2017》, 2016 年 0—4 岁人口性别比为 115.62; 2016 年年末, 男性比女性多出 3 359 万人。

<sup>2</sup> 现有研究发现, 女性的大学教育完成率要高于男性 (DiPrete and Buchmann, 2006)。

的机制分析，可以预计在性别偏好较为严重的地区，企业信息化会较为缓慢。如图1所示，纵轴表示地区信息化水平，这里用县工业企业计算机平均使用量表示（取对数），横轴表示性别偏好程度，用1—4岁人口性别比表示<sup>3</sup>。可以看出，两个指标之间呈现出明显的负相关关系，那些性别偏好较为严重的地区确实企业信息化水平也较低。

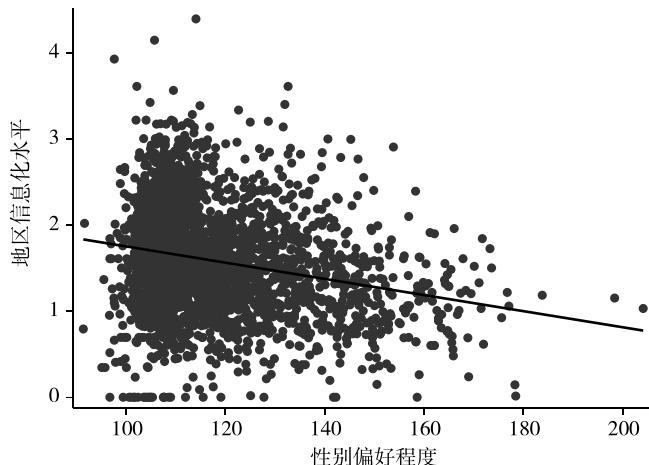


图1 性别偏好与企业信息化水平

为了进一步验证图1中所描绘的关系，本文将2000年人口普查数据与2004年中国工业企业数据按照县行政代码进行匹配，并构建了Tobit模型进行实证检验。结果发现，平均而言，一地的性别偏好程度越严重，该地企业信息化水平越低，基于工具变量法的检验获得了一致的结论。在此基础上，我们进一步检验了性别偏好的作用机制，性别偏好的存在确实降低了女性的平均受教育水平，并且同时对男、女高技能劳动力的供给产生了负面影响。此外，性别偏好较为严重的地方，有着相对较高的农业从业人口，且从事科研和工业生产的人口比例相对较低。

与现有研究相比，本文贡献主要体现在以下三点：(1)企业信息化问题在国外早已受到关注(Doms *et al.*, 1997; Autor *et al.*, 2003)，且一直延续至今(Acemoglu and Restrepo, 2016, 2017)，但国内对这一问题的关注才刚刚兴起(邢春冰和李春顶, 2013；宁光杰和林子亮, 2014；邵文波和李坤望, 2014；李坤望等, 2015；邵文波和盛丹, 2017；王永进等, 2017)，然而这些文献仅仅关注了企业信息化的影响，而没有深入挖掘背后的原因。实际上，自从20世纪70年代微型电子计算机问世以来，80年代初的时候我国工业企业已经在1万多个项目中应用了计算机(何松尧, 1986)，只是近年来随

<sup>3</sup> 在性别偏好指标的选择上，1—4岁人口性别比可以克服0岁出生人口性别比存在的漏报问题。数据来源：2000年第五次人口普查数据与2004年中国工业企业数据库。

着“智能制造”“工业机器人”等概念的兴起，国内经济学界才开始关注这一点。(2) 与以往研究企业信息化的文献不同，本文从性别偏好这一非正式制度的视角对其成因进行了全新解读，并详细分析了其中存在的作用机制，丰富了有关文化的经济效应这一类文献 (Guiso *et al.*, 2006; Nunn, 2012; Alesina and Giuliano, 2015; Zhang, 2017)。(3) 为了识别出性别偏好与企业信息化之间的因果关系，本文构建了工具变量进行检验，工具变量的构建用到了中国独有的计划生育惩罚数据，这种利用自然实验构造的工具变量满足外生性假定，使得本文的识别更加可靠。Wei and Zhang (2011b) 也曾用计划生育惩罚数据作为性别比的工具变量，但是该文直接用各省的生育惩罚数作为县性别比的工具变量，未能捕捉到各县在政策执行力度上的差异。本文用 1990 年县级层面人口自然增长率与省层面生育惩罚数据的交互项作为 2000 年县级层面性别偏好的工具变量很好地解决了这一问题。

本文接下来的安排如下：第二部分是文献综述；第三部分是理论分析和计量模型；第四部分是计量回归结果；第五部分是作用机制分析；最后一部分是结论。

## 二、文献综述

性别偏好这一传统在亚洲国家中普遍存在，其外在表现是长期以来居高不下的男女性别比例。至于性别偏好这一传统是如何形成的，现有的研究众说纷纭。一种说法是生育男孩有更高的经济回报率。比如，Alesina *et al.* (2013) 研究发现以农业犁耕为主要生产方式的地方更容易出现性别不平等问题，并且具有延续性。当然，如果女性能够在生产劳动中具有一定优势，经济回报较高，则能缓解这种性别不平等问题，Qian (2008) 利用中国采茶女的故事对此进行了说明。除了男女的经济回报率存在差异外，张川川和马光荣 (2017) 还从文化传统的角度对性别偏好产生的原因进行了总结，比如印度教中只有男子可以点燃葬火，中国的宗族文化中也是男性起着主导作用。

在男孩偏好这一传统的影响下，一些家庭利用 B 超技术鉴定胎儿的性别进行选择性堕胎 (Li and Zheng, 2009; Liu, 2014)，一些地区甚至还出现了溺婴现象<sup>4</sup>，而瞒报不给女婴上户口更是计划生育下常见的情形 (Hull, 1990; Merli, 1998)，Sen (1990) 把这种现象称为“消失的女性” (missing women)。显然这种人为干预而导致的性别比失衡并非一件好事，过高的性别比导致了一系列经济和社会问题。其中最为直接的影响是适龄男青年难以匹配到结婚对象，从而加剧了社会的不稳定性，导致诱拐妇女等各类犯罪案件

<sup>4</sup> 由世界经济论坛发布的《2017 年全球性别差距报告》显示，在女性“健康与生存”指标上，中国在全球 144 个经济体中排倒数第一。

频发 (Edlund *et al.*, 2007)。在中国，较高的性别比也提高了女性在婚姻市场上的议价能力，“丈母娘经济”“为买房而储蓄”加重了男性乃至其家庭的负担，研究表明生育男孩的父母其劳动参与率更高，工作也更加努力 (Wei and Zhang, 2011b)。

性别偏好对人力资本积累也产生了一定影响。家庭经济学中有个著名的 Q-Q 理论 (Becker, 1960; Becker and Lewis, 1973)，该理论表明孩子的数量与质量之间存在着替代关系，在存在家庭预算和信贷约束的情况下，孩子数量越多分摊到每个孩子身上的育养投资就会越少。对于一个存在性别偏好的社会而言，为要男孩而生育的理念会导致仅有女孩的家庭倾向于多生育，而在“养儿防老”思想的影响下甚至男孩家庭也会多生育 (Ebenstein and Leung, 2010)。根据 Q-Q 理论可知，生育率提高会对孩子的受教育投资产生负面影响，长期来看，会降低整个社会的人力资本水平。在存在性别偏好的情况下，男女教育投资受到的影响是非对称的。对男孩的偏爱会使得面临预算约束的家庭牺牲女孩的受教育机会来供养男孩上学，这种现象至今仍然存在 (Roy, 2009; Jain, 2018)。这种有偏的教育投资会使得女性的受教育程度偏低，进而降低整个社会人力资本积累的最优水平 (余红心, 2015)。此外，对男性增加教育投入一定能够提高其人力资本水平吗？平均而言是这样的，但是由于男孩在学习能力上的方差比女孩大 (史耀芳, 1995)，会导致男孩偏向的教育投资效率下降。如果能将其中部分投资用于女孩的教育上，则能显著提高整个社会的人力资本水平。性别偏好对教育投入的影响并不是单向的，男性较高的受教育程度会扩大性别工资差距，反过来会进一步强化性别偏好的程度，甚至这种性别偏好会延伸至职场上的性别歧视 (郭凯明和颜色, 2015)。

既然性别偏好会影响人力资本水平，而技术进步和技术扩散又内生于人力资本或者技能劳动力供给 (Romer, 1990; Acemoglu, 1998; Acemoglu and Zilibotti, 2001)，那么显然性别偏好能够对企业信息化的发展做出一定的解释，而现有的研究均忽视了这一点。首先，在与技术进步原因相关的研究中，较多的研究只着眼于市场化程度、产权保护、金融体制等正式制度的影响 (Kanwar and Evenson, 2003; 李平和刘雪燕, 2015; 景光正等, 2017)，而忽略了非正式制度的作用。其次，在与企业信息化有关的文献中，多数文献聚焦于信息化带来的影响，特别是对劳动力市场造成的冲击 (Doms *et al.*, 1997; Autor *et al.*, 2003; Acemoglu and Restrepo, 2016, 2017; 邢春冰和李春顶, 2013; 宁光杰和林子亮, 2014; 邵文波和李坤望, 2014; 邵文波和盛丹, 2017)，而忽视了信息化发生的原因，尤其是国与国之间、国内各地区之间出现企业信息化发展差距的原因。一些文献从移民导致劳动力技能构成变动的视角对其中的原因进行了说明 (Lewis, 2011)，但是这仅是外在因素，要想探讨其中深层次原因还得从制度、文化角度入手 (Acemoglu *et al.*,

2005; Guiso *et al.*, 2006)。此外相比其他的影响因素,制度、文化特别是种族、宗教等文化因素相对更加外生,可以克服或者弱化识别时存在的反向因果问题(Guiso *et al.*, 2006)。

实际上,近来的一些经济学文献已经开始关注文化传统本身或者其与正式制度共同产生的经济影响,相关的研究综述可见 Nunn (2012) 以及 Alesina and Giuliano (2015)。国内关于这一问题的研究也开始兴起,比如李金波和聂辉华 (2011) 分析了儒家孝道作为一种特殊的契约履约机制对经济增长的影响;张川川和马光荣 (2017) 讨论了宗族文化对性别比失衡以及男女教育差距的影响;Zhang (2017) 进一步分析了宗族文化作为一种非正式制度在中国私营经济发展中起到的作用,认为宗族文化可以通过放松企业融资约束以及避免地方政府的“掠夺之手”这两个途径促进私营企业发展壮大。除此之外,近年来还兴起了与方言有关的一系列研究(徐现祥等,2015;刘毓芸等,2015,2017),这些研究分别讨论了方言对经济增长、对劳动力流动以及对资源配置的影响。

通过以上的文献梳理可以发现,文化传统有着广泛的经济和社会影响,理清其中具体的影响机制,有助于我们理解中国经济社会发展的特殊之处。具体到本文的研究主题,阐释清楚性别偏好对企业信息化的影响机理一方面有助于制定合理的生育政策,另一方面也有助于各地制定切实可行的工业化政策。

### 三、理论分析与计量模型

#### (一) 理论分析

为了说明性别偏好是怎样影响企业信息化的,我们借鉴 Autor *et al.* (2003) 设定了一个简单的理论框架。首先,假定企业的生产函数为 CES 形式,如式 (1) 所示,  $Q$  表示产量,  $C$  表示企业所用到的计算机数,  $C$  的数量越多表示该企业的企业信息化水平越高。 $L$ 、 $H$  分别表示低技能劳动力和高技能劳动力,  $\frac{1}{1-\rho}$  表示替代弹性。该生产函数的一个假定是计算机与低技能劳动力之间是完全替代的。此外,这里将计算机的价格视为外生给定的  $p^c$ ,技术进步则体现在  $p^c$  的下降上,产品的价格设为单位 1。

$$Q = [(C + L)^{\rho} + H^{\rho}]^{\frac{1}{\rho}}. \quad (1)$$

其次,假定劳动力供给是有限的,总量为  $N$ 。全部劳动力由高技能劳动力和低技能劳动力构成,并假定  $H$  和  $L$  的占比分别为  $s$ 、 $1-s$ ,则有  $H = sN$ ,  $L = (1-s)N$  成立。假定高、低技能劳动力的工资分别为  $\omega_H$ 、 $\omega_L$ 。

企业利润最大化时有式 (2)、(3) 成立,其中式 (2) 表示厂商实现了利润最大化,劳动的边际产品价值等于其工资;式 (3) 表示计算机的价格等于

低技能劳动力的工资，二者的边际替代率等于1。

$$MP_L = \omega_L, MP_H = \omega_H. \quad (2)$$

$$p^c = \omega_L. \quad (3)$$

由式(2)、(3)可得式(4)，

$$\left[ \left( \frac{H}{C+L} \right)^{\rho} + 1 \right]^{\frac{1-\rho}{\rho}} = p^c. \quad (4)$$

代入  $H=sN, L=(1-s)N$  化简可得式(5)，其中  $c=\frac{C}{N}$ ，表示每个劳动力平均使用的计算机数（简称劳均计算机数）。

$$\left[ \left( \frac{s}{c+1-s} \right)^{\rho} + 1 \right]^{\frac{1-\rho}{\rho}} = p^c. \quad (5)$$

此时，引入性别偏好的概念。根据本文引言以及文献综述部分的叙述可知，性别偏好的程度与人力资本水平呈负相关关系。因此这里引入式(6)，其中  $\varphi$  表示性别偏好的程度， $\Omega$  表示影响人力资本的其他因素， $\varphi$  越大表示越偏好男孩。

$$s = f(\varphi, \Omega), f'_{\varphi}(\varphi, \Omega) < 0. \quad (6)$$

将式(6)代入式(5)可得式(7)，在  $p^c$  以及其他影响因素  $\Omega$  给定的情况下，当  $\varphi$  增大时，由于  $f(\cdot)$  是  $\varphi$  的减函数，等式左边的值会降低，为维持等式两边的平衡，只有降低  $c$ ，即企业劳均计算机量下降，这意味着较高的性别偏好程度会阻碍企业信息化。

$$\left[ \left( \frac{f(\varphi, \Omega)}{c+1-f(\varphi, \Omega)} \right)^{\rho} + 1 \right]^{\frac{1-\rho}{\rho}} = p^c. \quad (7)$$

## (二) 计量模型

为了检验理论推演得到的结论，本文基于由2000年人口普查分县数据和2004年中国工业企业数据匹配而成的数据构建了计量模型。与理论分析一致，计量模型中以劳均计算机使用量表示企业信息化水平。鉴于较多企业的计算机使用数为0值，这样被解释变量的概率分布就变成了由一个离散点与连续分布组成的混合分布，直接用最小二乘法估计会导致估计结果不一致<sup>5</sup>，而Tobit模型可克服这一问题，模型设定形式如下：

$$percP_{ij} = \begin{cases} percP_{ij}^* & \text{if } percP_{ij}^* > 0 \\ 0 & \text{if } percP_{ij}^* \leq 0, \end{cases} \quad (8)$$

$$percP_{ij}^* = \alpha_1 + \beta_1 gender\_preference_j + \gamma_1 X + \mu_{ij}. \quad (9)$$

其中， $percP_{ij}$  表示  $i$  县  $j$  企业的劳均计算机数， $percP_{ij}^*$  表示潜在的劳均计算机数， $gender\_preference_j$  表示  $j$  县的性别偏好程度，用1—4岁男女性别比表

<sup>5</sup> 参见陈强《高级计量经济学及 stata 应用（第二版）》（高等教育出版社，2014年）第十四章。

示,  $X$  表示一系列企业以及县级层面能够影响企业信息化水平的控制变量。按照理论分析的预期, 应该看到  $\beta_1$  显著为负。

### (三) 数据描述

本文数据主要有两个来源: 一个是 2000 年第五次人口普查数据, 该数据中包含了本文所需的关键解释变量 1—4 岁人口性别比; 另一个是 2004 年中国工业企业数据库, 2004 年是普查年份, 仅该年份的数据中包含了本文所需的企业计算机数量以及详细的员工学历信息。由于工业企业数据中某些记录存在一些错误, 因而我们首先对数据进行了基本的清理, 比如删除了销售额、职工人数、总资产和固定资产缺失的记录, 删除总资产、固定资产、固定资产净值和职工人数为负的记录, 删除职工人数小于 30、销售额小于 500 万元和固定资产小于 100 万元的记录, 等等, 具体原则可以参考 Cai and Liu (2009) 和聂辉华等 (2012)。此外, 为了剔除极端值的影响, 本文还对变量在上下 1% 的水平上进行缩尾处理。为了得到研究所需的数据库, 我们按照 2004 年县行政代码将这两部分数据进行了匹配。

表 1 给出了主要变量的描述性统计。主要解释变量之一计算机数量 (取对数) 在企业间分布差异较大, 劳均计算机数用每百人计算机数表示 (取对数), 主要的解释变量性别偏好用 1—4 岁人口性别比表示。除此之外, 参考现有研究 (周亚虹等, 2012; 张辉等, 2016), 还加入一些企业层面的控制变量, 其中现金流量、企业规模均取了对数, 资金密度用总资产除以雇员人数表示, 人力资本投入用教育投入除以雇员人数表示, 企业规模用企业总资产表示, 资产流动性用流动资产与流动负债的差额除以总资产表示。

表 1 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
计算机数 (台, 对数值)	224 106	1. 807	1. 264	0	5. 613
劳均计算机数 (台/人, 对数值)	224 106	1. 556	0. 989	0	13. 816
性别偏好 (比率)	2 871	117. 20	14. 78	86. 28	204. 10
资产负债率 (比率)	224 106	0. 594	0. 321	6. 98e-05	15. 73
资金密度 (千元/人)	224 106	225. 0	426. 1	1. 158	26 481
人力资本投入 (千元/人)	224 106	0. 099	0. 295	0	14. 91
现金流量 (千元, 对数值)	195 240	6. 892	1. 687	0	11. 48
企业规模 (千元, 对数值)	224 106	9. 722	1. 372	7. 173	13. 89
资产流动性 (比率)	224 106	0. 0393	0. 331	-15. 36	0. 998

## 四、回归结果

### (一) 基准回归结果

表2显示的是基准回归结果，第(1)、(2)列的被解释变量是劳均计算机数，可以看到，性别偏好前的系数在1%的水平下显著为负，表明性别偏好程度越严重的地区，企业信息化进程越缓慢，与理论预期一致。第(2)列中不仅控制了企业层面的一系列变量，还控制了行业固定效应和省份固定效应，这些控制变量的加入有助于缓解地区、行业特征造成的内生性问题，回归结果并没有改变。我们把被解释变量换成企业计算机总量的对数，重新进行了检验，结果如表2第(3)、(4)列所示。可以看到，性别偏好前的系数仍然在1%的水平下显著为负。进一步地，以第(4)列估计结果为基础，我们计算了性别偏好对企业信息化的边际效应，发现性别比每上升一个单位会导致企业总的计算机量下降约0.5%。正常的性别比范围是104—107(Visaria, 1967)，表1中各县平均的性别比为117.2，这意味着性别偏好导致企业计算机装备量下降约5.1%—6.6%。由表2的回归结果可知，性别偏好作为一种非正式制度确实产生了经济影响，因而在理解中国各地经济发展差异时还要深入挖掘文化传统等历史因素的重要作用。

表2 基准回归

	劳均量 (1)	劳均量 (2)	总量 (3)	总量 (4)
性别偏好	-0.0091*** (0.0002)	-0.0071*** (0.0002)	-0.0074*** (0.0002)	-0.0055*** (0.0002)
企业变量 <sup>6</sup>	否	是	否	是
行业效应	否	是	否	是
地区效应	否	是	否	是
样本量	224 106	195 240	224 106	195 240
pseudo R <sup>2</sup>	0.004	0.138	0.002	0.235

注：括号中为稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

### (二) 稳健性检验<sup>7</sup>

由于县级层面的其他宏观变量存在缺失值，因而表2的回归中仅仅加入

<sup>6</sup> 感谢审稿人的建议，我们还控制了企业内的人力资本水平（用本科以上学历人员占比表示）、企业内性别比，均没有改变回归结果。

<sup>7</sup> 这一部分我们还从瞒报、移民和企业流动三个角度进行了稳健性检验，主要回归结果依旧成立，受篇幅限制这里不再汇报。

了省层面的固定效应，如果这些未加控制的宏观经济变量与性别偏好相关的同时也影响企业的企业信息化水平，不加以控制则可能会导致估计出现偏误。具体而言，如果经济发展水平较高的地区，其性别偏好较弱（原因是男女未来的经济回报比较接近且人们思想较为开明），同时企业信息化水平也较高，那么不控制经济发展水平，则有可能高估性别偏好的负向作用。为此，表 3 的第（1）列中控制了人均 GDP，可以看到性别偏好仍然在 1% 的水平下显著为负，同时与表 2 基准回归的第（2）列相比，系数的绝对值确实有所下降。<sup>8</sup> 第（2）列中控制了产业结构的影响，可见二产占比对企业信息化有显著负向影响，但并未影响到性别偏好的作用方向和显著性。由于现有研究认为适宜的财税政策激励能够促进企业技术进步（刘溶沧和李万甫，1997），因此第（3）列中控制了财政支出的影响，财政支出用一般预算支出占 GDP 的比重衡量，同样也没有对性别偏好变量的作用产生影响，而财政支出变量本身确实对企业信息化有显著正向影响。第（4）列中进一步考察了投资率的影响，同样也未影响到主要回归结果。此外，从第（4）列的回归结果中可以看到，性别偏好对企业信息化的影响几乎可以抵消投资率的影响。

表 3 宏观因素的影响

	经济发展	产业结构	政府行为	投资
	(1)	(2)	(3)	(4)
性别偏好	-0.0056*** (0.0002)	-0.0062*** (0.0002)	-0.0050*** (0.0002)	-0.0041*** (0.0002)
人均 GDP	0.1393*** (0.0035)	0.1107*** (0.0043)	0.1642*** (0.0053)	0.1671*** (0.0053)
二产占比		-0.0016*** (0.0002)	-0.0013*** (0.0002)	-0.0013*** (0.0002)
财政支出			0.0088*** (0.0006)	0.0031*** (0.0006)
投资率				0.0032*** (0.0001)
企业变量	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是
样本量	174 092	154 952	145 039	139 927
pseudo $R^2$	0.143	0.142	0.145	0.149

注：括号中为稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

<sup>8</sup> Tobit 模型不能直接比较系数大小，需要计算边际效应，我们计算后发现两者的比较结果是一致的。下面的分析也是如此。

上述回归为了避免内生性问题已经对不同维度的变量进行了控制，但并未能完全排除回归中潜在的内生性问题。其中主要问题在于解释变量的测度误差和共同因素的影响。由于性别偏好无法直接度量，因而本文采用性别偏好的后果——性别比失衡来表示性别偏好的程度。具体地，我们用1—4岁人口性别比来度量性别偏好程度。但是显然，性别比失衡并不能完全代表性别偏好的程度。举例而言，一个有男孩偏好的家庭可能前几胎生育的都是女孩，这会导致真实的性别偏好程度被低估。当解释变量存在测量误差时，会导致估计结果是有偏的。由于无法找到比性别比更好的代理变量来解决这一问题，只能寻找性别偏好的工具变量。采用工具变量法的另一个好处是可以解决共同影响因素的问题。虽然我们在文中已经控制了企业、地区、行业等多层次的变量，但仍然可能存在一些因素一方面会影响企业信息化水平，另一方面又与性别偏好相关。

工具变量仅与内生变量相关而与误差项不相关，因而可以得到一致估计。好的工具变量不容易获得，幸运的是通过对计划生育政策的梳理，我们找到了合适的工具变量。20世纪80年代开始实施的计划生育政策提供了构造工具变量的绝佳机会。为了控制过快增长的人口，中国在很多地区强制实施一胎政策，即一对夫妻只能生育一个孩子。该政策确实起到了显著效果，人口出生率从1982年的22.28%下降至2012年的12.1%。然而严格的生育限制政策却在某种程度上与性别偏好传统发生了冲突。理论上男女的出生概率是相同的，在一胎政策的约束下很多家庭可能会只有一个女孩，这就导致那些有男孩偏好的家庭会利用性别鉴定来干预出生婴儿性别，在无法干预的情况下，这些家庭会瞒报女婴甚至是溺婴，以此来获得生育男孩的机会，因而一胎政策在某种程度上会推高性别比失衡的程度（Ebenstein, 2010; Wei and Zhang, 2011a, 2011b）。鉴于此，本文利用由Ebenstein(2010)所搜集的生育惩罚数据来构建工具变量，理论上当存在性别偏好时，政策实施越严格的地区（生育惩罚越高），人为干预出生婴儿性别的概率越大，“消失的女性”问题也就会越严重。由于生育惩罚数据仅到省层面，为此我们利用1990年人口自然增长率与之作交乘，使其在县级层面存在变异性。选择人口自然增长率是考虑到地方政府在生育控制上需要对上负责，人口增长率会影响上级对其执行计划生育力度的评估，当人口增长速度过快时，地方政府会收紧政策的执行力度，实施更强的生育控制。回归结果如表4所示，其中第(1)、(2)列没有加入县级层面的变量，第(3)、(4)列则进行了控制。第一阶段回归结果与理论预期一致，在同样的人口增长率下，生育惩罚越高的地区确实性别偏好问题越严重，第二阶段的回归结果也与基准回归一致，性别偏好对企业信息化存在显著的负向影响。Wald检验在1%的水平上拒绝普通Tobit模型不存在内生性的原假设，AR检验同样也在1%的水平上拒绝了存在弱工具变量的原假设。

表 4 工具变量法估计结果

	计划生育			
	第二阶段		第一阶段	
	(1)	(2)	(3)	(4)
性别偏好	-0.0172*** (0.0006)		-0.0084*** (0.0006)	0.4580*** (0.0037)
人口自然增长率×生育惩罚		0.4633*** (0.0036)		
人均 GDP			0.0538*** (0.0090)	-7.5333*** (0.0900)
二产占比			0.0028*** (0.0003)	0.0152*** (0.0044)
财政支出			-0.0023*** (0.0008)	-0.3927*** (0.0107)
投资率			0.0005*** (0.0002)	-0.0866*** (0.0026)
企业变量	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是
样本量	108 658	108 658	97 613	97 613
Wald Test	616.44***		86.24***	
AR	990.01***		194.19***	
R <sup>2</sup>		0.3918		0.4663
chi2	49 948.30		45 701.91	

注：括号中为稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

## 五、作用机制

上述的理论和计量分析表明性别偏好对企业信息化确实有负面影响，但作为传统文化的性别偏好是不可能直接对企业行为产生影响的，对于其中的机制，理论分析部分已经进行了说明。本文认为性别偏好主要是通过影响人力资本积累进而对企业信息化产生影响的。根据现有的内生技术进步，特别是技能偏向型技术进步理论，技术的革新很大程度上受人力资本投入的影响，对于文中用来衡量企业信息化水平的计算机而言更是如此。从 20 世纪 80 年代开始，中国的工业企业就开始引进微型计算机并将其用于工业控制、传统产业改造等多个方面。以计算机应用为基础构建的柔性生产线更是被很多先进制造业企业所采用，其在提高生产效率、降低生产成本、保证产品质量、满足生产需求多样化等方面有着传统生产线无可比拟的优势。然而并不是每

个企业都能够应用计算机进行工业生产，高昂的设备引进代价是阻碍之一，更重要的是这种融合了信息技术的现代生产技术对劳动力素质提出了较高的要求。与传统生产线不同，引入计算机生产技术后，操作维护人员需要具备相应的计算机编程能力，以满足不同的生产运营要求。显然，很多高中及以下学历的低技能劳动力是不具备这样的能力的。

表5展示了2000年和2010年两次人口普查时中国劳动年龄人口中高中及以下学历人口占比。其中15—64岁是统计上认可的劳动年龄范围，但是考虑到15—22岁这一年龄段中还有很多学生，为此我们进一步统计了23—64岁人口的受教育程度。首先，从两次人口普查全部人口的受教育水平来看，中国劳动力的受教育水平还偏低。尽管“六普”的高中及以下学历人口比例比“五普”有所下降，但仍在90%左右，而发达国家接受高等教育人口的比例基本在30%以上。其次，从男女结构来看。两次人口普查均显示，男性中高中及以下学历人口比例要低于女性，这说明有更多的男性接受了高等教育，而这也是我们之前所强调的，在男孩偏好传统下，更多的教育资源会向男孩倾斜。最后，从女性的受教育水平来看。女性中高中及以下学历人口比例不仅高于男性，而且高于平均水平，这也证明了在男孩偏好下，女孩的教育资源被占用，从而使得女性受教育程度偏低，同时也拉低了整个社会人力资本积累的水平。从表7可以看出，中国整体偏低的人力资本水平显然不足以支撑计算机在企业中的大规模应用，而在那些性别偏好较为严重的地区，企业缺乏技能人才的问题可能更严峻。

表5 劳动年龄人口中高中及以下学历占比

	2000年第五次人口普查			2010年第六次人口普查		
	全部	男性	女性	全部	男性	女性
15—64岁	95.09	94.17	96.07	88.46	87.79	89.15
23—64岁	95.21	94.13	96.36	89.55	88.55	90.59

上述对性别偏好如何影响人力资本水平的分析主要停留在描述性分析上，接下来会建立正式的模型加以分析。如式(10)所示， $edu_j$ 是用不同方式表示的县级层面人力资本水平，比如平均受教育水平或者高技能劳动力占比。 $\Gamma$ 表示一系列的控制变量，特别地，这里控制了移民比例，很多研究均发现移民是地区间人力资本配置的有效手段(Lewis, 2011)，若不加以控制则有可能高估或者低估性别偏好的作用， $\nu_j$ 表示误差项。我们主要关注性别偏好( $gender\_preference_j$ )前的系数 $\beta_2$ ，理论上预期 $\beta_2$ 会显著为负，即性别偏好会对人力资本积累产生负面影响。表6是利用2000年县级人口普查数据所估计的结果。前三列是以人口的平均受教育水平为被解释变量，后三列是以高技能劳动力比例为被解释变量。从第(1)列全部样本的回归结果来看，性别

偏好对人均受教育水平有显著的负向影响，这与理论预期一致。分性别来看，性别偏好程度较高的地方，男性的受教育水平并没有显著更低，但是女性的受教育水平却受到了显著的负向影响，这证实了前述的推论，即性别偏好主要导致女性在获取教育机会上处于不利地位。从后三列的结果来看，高技能劳动力占比受性别偏好的负面影响较大，不仅女性高技能劳动力占比因此降低，男性中高技能劳动力的占比也受到了显著的负面影响。一种解释是男孩偏好推高了家庭的生育率，进而导致每个孩子教育投入被稀释。我们以 2000 年人口普查数据进行了验证，发现性别偏好严重的地方生育率反而更低，出现这种情况可能是计划生育政策导致的，严格的生育控制在降低生育率的同时也推高了性别比，这会令生育率与性别比在回归中呈现负向关系。总之，男孩偏好推高生育率这一解释并不成立。实际上，随着胎儿性别鉴定技术的出现，那些想生男孩的家庭会想方设法进行性别鉴定，无须通过多生来提高获得男婴的概率。另外一种解释是性别偏好降低了教育投入的效率，即由于男孩的学习能力方差更大（史耀芳，1995），加之家庭对男孩的宠爱，从而使得男孩教育投资效率下降。国外现有研究也表明男性大学毕业率要低于女性（DiPrete and Buchmann, 2006）。以上的分析表明，性别偏好的存在确实对人力资本水平产生了负面影响，特别是降低了企业信息化所需的高技能劳动的供给。

$$edu_j = \alpha_2 + \beta_2 gender\_preference_j + \gamma_2 \Gamma + \nu_j. \quad (10)$$

表 6 性别偏好与人力资本—县级层面

	平均受教育水平			高技能劳动力占比		
	合计 (1)	男性 (2)	女性 (3)	合计 (4)	男性 (5)	女性 (6)
性别偏好	-0.0017 * (0.0010)	-0.0001 (0.0009)	-0.0035*** (0.0011)	-0.0086*** (0.0025)	-0.0053*** (0.0015)	-0.0033*** (0.0011)
人均 GDP	0.2863*** (0.0293)	0.2302*** (0.0281)	0.3461*** (0.0318)	-0.0057 (0.1760)	0.0109 (0.1017)	-0.0166 (0.0754)
二产占比	0.0017** (0.0007)	0.0015** (0.0007)	0.0019*** (0.0007)	0.0027 (0.0056)	0.0013 (0.0029)	0.0014 (0.0026)
农业人口	-0.0287*** (0.0011)	-0.0271*** (0.0010)	-0.0301*** (0.0012)	-0.1391*** (0.0081)	-0.0802*** (0.0047)	-0.0589*** (0.0034)
少数民族	-0.0162*** (0.0013)	-0.0146*** (0.0012)	-0.0178*** (0.0013)	-0.0010 (0.0018)	0.0001 (0.0010)	-0.0011 (0.0008)
移民比例	0.0006 * (0.0003)	0.0005 * (0.0003)	0.0007** (0.0004)	0.0002 (0.0022)	0.0003 (0.0013)	-0.0001 (0.0009)
样本量	2 017	2 017	2 017	1 699	1 699	1 699
R <sup>2</sup>	0.821	0.809	0.819	0.692	0.689	0.692

注：括号中为稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

表6利用县级层面的普查数据说明了性别偏好对人力资本水平有负面影响，那么这种影响是否真的能够传递到企业层面呢？为了回答这一问题，我们将2004年工业企业数据按照职工学历、性别分别加总至县级层面进行了检验，检验结果如表7所示。前三列是以高技能劳动力比例作为被解释变量的回归结果，可以看到性别偏好仅对女性高技能劳动力占比有显著的负向影响。这意味着在性别偏好较为严重的地方，企业能够招到足够数量的男性高技能劳动力，但是招到高技能女工的可能性非常有限。当然这或许是女性的择业观或者工业企业的性别歧视导致的，为此我们又做了进一步检验。在表7的第(4)、(5)列中，我们计算了男女技能劳动力的相对占比，男性技能劳动力占比作分母。从回归结果来看，性别偏好显著推高了女性低技能劳动力相对占比，降低了女性高技能劳动力相对占比。进一步地，结合最后一列女性劳动力占比的回归结果可以看出，性别偏好严重地区的企业与其他地区的企业相比并不是更加歧视女性，反而是招聘了更多低技能的女性劳动力。而这些低技能劳动力的引进恰恰延缓了企业信息化的进程(Lewis, 2011)。

表7 性别偏好与人力资本—企业层面

	高技能劳动力占比			技能劳动力相对占比		劳动力占比 (6)	
	合计 (1)	男性 (2)	女性 (3)	高技能 (4)	低技能 (5)		
性别偏好	-0.0109 (0.0111)	-0.0018 (0.0090)	-0.0091** (0.0036)	-0.0050*** (0.0018)	0.0016*** (0.0005)	0.0460** (0.0190)	
人均GDP	21.7476*** (2.7190)	12.8935*** (1.8783)	8.8540*** (1.0344)	0.6836* (0.3843)	-0.2761** (0.1165)	-2.2953 (3.8895)	
二产占比	-0.0098 (0.0090)	-0.0024 (0.0066)	-0.0074** (0.0034)	-0.0002 (0.0015)	-0.0006 (0.0004)	-0.0256 (0.0192)	
财政支出	-0.0270 (0.0209)	-0.0146 (0.0146)	-0.0123 (0.0084)	0.0083 (0.0051)	-0.0028*** (0.0010)	-0.1232*** (0.0306)	
投资率	0.0303*** (0.0058)	0.0224*** (0.0041)	0.0080*** (0.0022)	-0.0006 (0.0008)	-0.0002 (0.0004)	-0.0022 (0.0079)	
样本量	2 207	2 207	2 207	2 202	2 205	2 207	
R <sup>2</sup>	0.196	0.160	0.209	0.134	0.159	0.342	

注：括号中为稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

进一步地，为了佐证劳动力的就业选择是由自身的人力资本水平决定的，表8进一步估计了性别偏好与当地人口就业类型之间的关系。前述的回归中发现性别比失衡导致了较低的人力资本水平，如果真是这样的，我们应该看到这些劳动力会进入对技能要求较低的行业。表8分两部分进行了验证，前三列是按照职业分类得到的回归结果，后三列是按照行业分类的回归结果。从前三列的回归结果来看，性别偏好越严重的地方，从事科研工作的人口占

比越低，并且工人的比重也越低，而农民占比反而升高。后三列按行业分类所得到的回归结果与前三列略有差别，但科教一列性别偏好的系数仍然为负，不显著可能是因为相比于按职业分类，行业分类结果略微粗糙。总之，性别偏好的存在确实放缓了当地人力资本的积累水平。

表 8 人力资本与职业选择

	按职业分类			按行业分类		
	科研	农民	工人	科教	农业	工业
性别偏好	-0.0079*** (0.0023)	0.0513*** (0.0158)	-0.0288*** (0.0101)	-0.0007 (0.0015)	-0.0264*** (0.0092)	0.0520*** (0.0159)
人均 GDP	0.0761 (0.1198)	-6.9123*** (0.4762)	4.7622*** (0.4040)	-0.0911 (0.0782)	4.0173*** (0.3880)	-7.0231*** (0.4893)
二产占比	0.0033 (0.0050)	-0.0373*** (0.0084)	0.0298** (0.0124)	0.0013 (0.0028)	0.0275*** (0.0082)	-0.0381*** (0.0083)
农业人口	-0.1471*** (0.0053)	0.7677*** (0.0174)	-0.2542*** (0.0138)	-0.0606*** (0.0036)	-0.1901*** (0.0125)	0.7667*** (0.0176)
少数民族	0.0132** (0.0028)	-0.0054 (0.0082)	-0.0126** (0.0051)	0.0095*** (0.0027)	-0.0085 * (0.0047)	-0.0042 (0.0084)
移民比例	-0.0063*** (0.0010)	-0.0514*** (0.0178)	0.0501*** (0.0084)	-0.0036*** (0.0006)	0.0643*** (0.0081)	-0.0499*** (0.0172)
样本量	2 017	2 017	2 016	1 821	2 000	2 017
R <sup>2</sup>	0.748	0.846	0.726	0.558	0.673	0.834

注：括号中为稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

在机制分析的最后一部分，参考魏下海等（2017）的研究，我们在模型(9)中引入了县人力资本水平与性别偏好变量的交互项，其中县人力资本水平用县平均受教育年限表示。回归结果表明性别偏好对企业信息化的负面影响完全是通过人力资本这一渠道实现的。<sup>9</sup>

## 六、结 论

本文先从理论上证明了性别偏好延缓企业信息化的机制，在此基础上利用人口普查数据和中国工业企业数据进行了计量检验。我们发现，随着性别偏好程度的加深，企业信息化会受到明显的阻碍，并且该结论在经过一系列的检验后依旧是稳健的。性别偏好之所以能够影响信息化水平，主要是其延缓了人力资本积累。在机制检验中，我们进一步发现性别偏好的存在显著降低了女性的受教育水平，并且对男女高技能劳动供给产生了显著的负面影响。

<sup>9</sup> 感谢审稿人的建议，限于篇幅这里不再汇报。

本文一方面拓展了有关性别偏好等文化因素如何影响经济增长等方面的研究，另一方面也具有重要的现实意义。目前性别偏好还广泛存在于中国各个地区，要弱化这一传统，可从以下几个方面入手：（1）对经济欠发地区的女孩营养等方面实施补贴，扩大“关爱女孩行动”的实施范围，减少因预算约束而导致的性别选择（范子英和顾晓敏，2017）；（2）计划生育政策的存在强化了性别选择动机（Li et al., 2011），因此不仅要放开“二孩”生育限制，还要探索全面放开生育限制的可能性；（3）职业发展中的性别歧视在某种程度上也强化了性别偏好，这就需要政府、企业以及个人等多主体共同努力来消除性别歧视，营造公平竞争的职业环境；（4）性别偏好产生的部分原因是“养儿防老”的存在，这需要政府努力完善社会保障体系，用“社会养老”来替代“家庭养老”。

## 参 考 文 献

- [1] Acemoglu, D., “Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality”, *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113 (4), 1055-1089.
- [2] Acemoglu, D., S. Johnson, and J. Robinson, “The Rise of Europe: Atlantic Trade, Institutional Change, and Economic Growth”, *American Economic Review*, 2005, 95 (3), 546-579.
- [3] Acemoglu, D., and P. Restrepo, “The Race between Machine and Man: Implications of Technology for Growth, Factor Shares and Employment”, NBER Working Paper, 2016.
- [4] Acemoglu, D., and P. Restrepo, “Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets”, Working Paper, 2017.
- [5] Acemoglu, D., and F. Zilibotti, “Productivity Differences”, *Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116 (2), 563-606.
- [6] Aghion, P., A. Dechezlepretre, D. Hemous, R. Martin, and J. V. Reenen, “Carbon Taxes, Path Dependency, and Directed Technical Change: Evidence from the Auto Industry”, *Journal of Political Economy*, 2016, 124 (1), 1-51.
- [7] Alesina, A., and P. Giuliano, “Culture and Institutions”, *Journal of Economic Literature*, 2015, 53 (4), 898-944.
- [8] Alesina, A., P. Giuliano, and N. Nunn. “On the Origins of Gender Roles: Women and the Plough”, *Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128 (2), 469-530.
- [9] Autor, D. H., F. Levy, and R. J. Murnane, “The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration”, *Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118 (4), 1279-1333.
- [10] Banister, J., “Shortage of Girls in China Today”, *Journal of Population Research*, 2004, 21 (1), 19-45.
- [11] Becker, G. S., *An Economic Analysis of Fertility*. New York: Columbia University Press, 1960.
- [12] Becker, G. S., and H. G. Lewis, “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children”, *Journal of Political Economy*, 1973, 81 (2), S279-S288.
- [13] Cai, H., and Q. Liu, “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms”, *Economic Journal*, 2009, 119 (537), 764-795.
- [14] 陈强，《高级计量经济学及 stata 应用（第二版）》。北京：高等教育出版社，2014 年。
- [15] [美]道格拉斯·诺斯，“新制度经济学及其发展”，《经济社会体制比较》，2002 年第 5 期，第 5—10 页。
- [16] DiPrete, T. A., and C. Buchmann, “Gender-Specific Trends in the Value of Education and the

- Emerging Gender Gap in College Completion”, *Demography*, 2006, 43 (1), 1-24.
- [17] Doms, M., T. Dunne, and K. R. Troske, “Workers, Wages, and Technology”, *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112 (1), 253-290.
- [18] Ebenstein, A., “The ‘Missing Girls’ of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy”, *Journal of Human Resources*, 2010, 45 (1), 87-115.
- [19] Ebenstein, A., and S. Leung, “Son Preference and Access to Social Insurance: Evidence from China’s Rural Pension Program”, *Population and Development Review*, 2010, 36 (1), 47-70.
- [20] Edlund, L., H. Li, J. Yi, and J. Zhang, “Sex Ratios and Crime: Evidence from China’s One-Child Policy”, *IZA Discussion Papers*, 2007.
- [21] 范子英、顾晓敏,“性别比失衡的再平衡:来自‘关爱女孩行动’的证据”,《经济学动态》,2017年第4期,第77—89页。
- [22] Guiso, L., P. Sapienza, and L. Zingales, “Does Culture Affect Economic Outcomes?”, *Journal of Economic Perspectives*, 2006, 20 (2), 23-48.
- [23] Guiso, L., P. Sapienza, and L. Zingales, “Long-Term Persistence”, *Journal of the European Economic Association*, 2016, 14 (6), 1401-1436.
- [24] 郭凯明、颜色,“性别工资差距、资本积累与人口转变”,《金融研究》,2015年第8期,第13—30页。
- [25] 国胜铁、钟廷勇,“制度约束,FDI技术溢出渠道与国内企业技术进步——基于中国工业企业数据的考察”,《经济学家》,2014年第6期,第34—42页。
- [26] 何松尧,“我国工业企业计算机应用的现状与前景”,《机械与电子》,1986年第4期,第25—28页。
- [27] Hu, A. G. Z., G. H. Jefferson, and J. C. Qian., “R&D and Technology Transfer: Firm-Level Evidence from Chinese Industry”, *Review of Economics and Statistics*, 2005, 87 (4), 780-786.
- [28] 黄庐进、汪健,“上海地区外商直接投资对国内企业技术进步的影响”,《财贸经济》,2009年第2期,第102—108页。
- [29] Hull, T. H., “Recent Trends in Sex Ratios at Birth in China”, *Population and Development Review*, 1990, 16 (1), 63-83.
- [30] Jain, M. A., “Vaccination for Education: Early Childhood Development Programme and the Education of Older Girls in Rural India”, *Journal of Development Studies*, 2018, 54 (1), 153-173.
- [31] 景光正、李平、许家云,“金融结构,双向FDI与技术进步”,《金融研究》,2017年第7期,第62—77页。
- [32] Kanwar, S., and R. Evenson, “Does Intellectual Property Protection Spur Technological Change?”, *Oxford Economic Papers*, 2003, 55 (2), 235-264.
- [33] Lewis, E., “Immigration, Skill Mix, and Capital Skill Complementarity”, *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126 (2), 1029-1069.
- [34] Li, H., J. Yi, and J. Zhang, “Estimating the Effect of the One-Child Policy on the Sex Ratio Imbalance in China: Identification Based on the Difference-in-Differences”, *Demography*, 2011, 48 (4), 1535-1557.
- [35] Li, H., and H. Zheng, “Ultrasonography and Sex Ratios in China”, *Asian Economic Policy Review*, 2009, 4 (1), 121-137.
- [36] 李金波、聂辉华,“儒家孝道、经济增长与文明分岔”,《中国社会科学》,2011年第6期,第41—55页。
- [37] 李坤望、邵文波、王永进,“信息化密度、信息基础设施与企业出口绩效”,《管理世界》,2015年第4期,第52—65页。
- [38] 李平、刘雪燕,“市场化制度变迁对我国技术进步的影响——基于自主研发和技术引进的视角”,

- 《经济学动态》，2015年第4期，第42—50页。
- [39] 刘溶沧、李万甫，“政府财税政策与企业技术进步”，《财贸经济》，1997年第1期，第25—29页。
- [40] Liu, H., “The Quality-Quantity Trade-Off: Evidence from the Relaxation of China's One-Child Policy”, *Journal of Population Economics*, 2014, 27 (2), 565—602.
- [41] 刘毓芸、戴天仕、徐现祥，“汉语方言、市场分割与资源错配”，《经济学》（季刊），2017年第16卷第4期，第1583—1600页。
- [42] 刘毓芸、徐现祥、肖泽凯，“劳动力跨方言流动的倒U型模式”，《经济研究》，2015年第10期，第134—146页。
- [43] Merli, M. G., “Underreporting of Births and Infant Deaths in Rural China: Evidence from Field Research in One County of Northern China”, *China Quarterly*, 1998, 155, 637-655.
- [44] 覃辉华、江艇、杨汝岱，“中国工业企业库的使用现状和潜在问题”，《世界经济》，2012年第5期，第142—158页。
- [45] 宁光杰、林子亮，“信息技术应用、企业组织变革与劳动力技能需求变化”，《经济研究》，2014年第8期，第79—92页。
- [46] Nunn, N., “Culture and the Historical Process”, *Economic History of Developing Regions*, 2012, 27 (sup1), S108-S126.
- [47] Qian, N., “Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-Specific Earnings on Sex Imbalance”, *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123 (3), 1251-1285.
- [48] Romer, P. M., “Endogenous Technological Change”, *Journal of Political Economy*, 1990, 98 (5, Part 2), S71-S102.
- [49] Roy, K. C. S., “Gender Gap in Educational Attainment: Evidence from Rural India”, *Education Economics*, 2009, 17 (2), 215-238.
- [50] Sen, A., “More than 100 Million Women are Missing”, *New York Review of Books*, 1990, 37 (20), 61-66.
- [51] 邵文波、李坤望，“信息技术、团队合作与劳动力需求结构的差异性”，《世界经济》，2014年第11期，第72—99页。
- [52] 邵文波、盛丹，“信息化与中国企业就业吸纳下降之谜”，《经济研究》，2017年第6期，第120—136页。
- [53] 史耀芳，“小学生学习能力性别差异之表现、成因及对策研究”，《教育学术月刊》，1995年第4期，第41—43页。
- [54] 唐绍欣，“传统、习俗与非正式制度安排”，《江苏社会科学》，2003年第5期，第46—50页。
- [55] Visaria, P. M., “Sex Ratio at Birth in Territories with a Relatively Complete Registration”, *Eugenics Quarterly*, 1967, 14 (2), 132-142.
- [56] 王永进、匡霞、邵文波，“信息化、企业柔性与产能利用率”，《世界经济》，2017年第1期，第67—90页。
- [57] Wei, S. J., and X. B. Zhang, “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China”, *Journal of Political Economy*, 2011, 119 (3), 511-564.
- [58] Wei, S. J., and X. B. Zhang, “Sex Ratios, Entrepreneurship, and Economic Growth in the People's Republic of China”, *NBER Working Paper*, 2011.
- [59] 魏下海、董志强、蓝嘉俊，“地区性别失衡对企业劳动收入份额的影响：理论与经验研究”，《世界经济》，2017年第4期，第129—146页。
- [60] 邢春冰、李春顶，“技术进步、计算机使用与劳动收入占比——来自中国工业企业数据的证据”，《金融研究》，2013年第12期，第114—126页。
- [61] 徐现祥、刘毓芸、肖泽凯，“方言与经济增长”，《经济学报》，2015年第2期，第1—32页。
- [62] 薛晴、常建新，“资源富集区私营企业金融支持与技术进步——基于1990—2010年省级面板数

- 据”,《财经科学》,2012年第10期,第55—63页。
- [63] 余凡、王楚,“人力资本投资:制度环境感知下的企业战略选择?——基于2015年‘中国企业—员工匹配调查’(CEES)的实证研究”,《宏观质量研究》,2016年第4期,第39—50页。
- [64] 余红心,《性别偏好对中国人力资本存量影响的研究》,硕士学位论文,2015年。
- [65] Zhang, C. C., “Culture and the Economy: Clan, Entrepreneurship, and Development of the Private Sector in China”, Working Paper, 2017.
- [66] 张川川、马光荣,“宗族文化、男孩偏好与女性发展”,《世界经济》,2017年第3期,第122—143页。
- [67] 张辉、刘佳颖、何宗辉,“政府补贴对企业研发投入的影响——基于中国工业企业数据库的门槛分析”,《经济学动态》,2016年第12期,第28—38页。
- [68] 张杰、李克、刘志彪,“市场化转型与企业生产效率——中国的经验研究”,《经济学》(季刊),2011年第10卷第2期,第571—602页。
- [69] 周亚虹、贺小丹、沈瑶,“中国工业企业自主创新的影响因素和产出绩效研究”,《经济研究》,2012年第5期,第107—119页。

## Gender Preference, Human Capital Formation and Computerization

LEI LI

(Sun Yat-sen University)

CHANGSHENG XU\* CHANGQING LIU

(Huazhong University of Science and Technology)

**Abstract** Based on the fifth census data and the data of China's industrial enterprises in 2004, we use the Tobit model to investigate the effect of gender preference on computerization. We find that the more serious gender preference is, the lower the level of computerization will be. Further studies show that the gender preference delays computerization of enterprises in the county mainly through the channel of human capital formation. In particular, the son preference reduces the level of women's education, which has hindered the overall level of human capital. In addition, gender preference also leads to lower investment efficiency of education.

**Key Words** gender preference, human capital, capital-skill complementarity

**JEL Classification** J16, J24, O33

---

\* Corresponding Author: Changsheng Xu, Room 401, School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, No. 1037, Luo Yu Road, Hongshan District, Wuhan, Hubei, 430074, China; Tel: 86-27-87557848; E-mail: chshxu@hust.edu.cn.