

劳动力市场分割的技能偏向如何影响 家庭人力资本投资

张军, 张慧慧, 徐力恒

[摘要] 人力资本是中国经济增长和转型的重要影响因素, 在过去的经济发展中, 中国地区层面不同技能劳动力的需求变化对人力资本投资产生了怎样的影响呢? 本文首先构建理论模型阐述了就业技能需求影响人力资本投资的机制; 然后使用 2002—2012 年中国工业企业数据和城镇住户调查数据研究了地级市层面就业技能结构变化对家庭人力资本投资的影响。结果发现, 地区就业技能结构中高技能占比提高会显著促进家庭增加人力资本投资; 反之, 若低技能占比提高, 则会显著降低家庭人力资本投资。此外, 本文使用出口冲击和至港口距离作为工具变量解决实证过程中可能存在的内生性问题后, 上述结论仍然成立。本文的研究表明, 家庭人力资本投资决策受到局部劳动力市场的显著影响; 并且以家庭教育支出和适龄青少年大学入学率度量的人力资本投资受到的影响更为显著。本文的研究有助于深入理解过去中国经济发展过程中, 就业技能结构的演变以及就业技能结构影响人力资本投资的机制及效果。

[关键词] 就业技能结构; 人力资本; 出口冲击; 教育支出; 入学率

[中图分类号]F240 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)08-0005-19

一、引言

人力资本一向被视为经济体实现长期经济增长的引擎(Lucas, 1988; Romer, 1990; Barro, 1991)。^①过去, 中国更多依靠的是劳动力的数量, 而不是劳动力的质量。因为有低成本劳动力的优势, 中国通过快速的出口扩张, 一举成为“世界工厂”。但一些研究注意到, 过去的出口扩张, 拉动的主要是大量中低技能岗位需求(张川川, 2015a; Los et al., 2015); 如果将过去的就业增长视为低技能就业岗位扩张的结果, 那么就业增长是抑制个体进行人力资本投资的(张川川, 2015b)。实际上, 中国对外开放的过程中, 特别是加入 WTO 以来, 在发挥低成本劳动力比较优势的同时, 就业技能结构也发生了明显的变化, 而就业技能结构的转变无疑会对人力资本投资产生重要影响, 但是具体

[收稿日期] 2018-04-20

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“我国经济发展新常态的趋势性特征及政策取向研究”(批准号15ZDA008)。

[作者简介] 张军, 复旦大学经济学院教授, 博士生导师, 经济学博士; 张慧慧, 复旦大学经济学院博士研究生; 徐力恒, 鹏华基金管理有限公司, 经济学博士。通讯作者: 徐力恒, 电子邮箱: xuliheng@phfund.com.cn。感谢“文化名家暨四个一批”人才项目“中国的产业转型与就业变化: 理论与经验研究”的资助。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见, 当然文责自负。

^① Lucas(1988)将人力资本积累视为经济增长的引擎(Engine of Growth)。Romer(1990)和 Barro(1991)跨地区的实证研究表明人力资本对经济增长有重要作用。

影响机制和效果则需要进一步深入研究。

从人力资本投资的方式看,最主要的就是接受教育。个体进行教育投资的目的是获得知识和技能以提高收入。当劳动力市场存在分割时,劳动力跨地区就业受到限制,劳动者的教育决策就更容易受到本地就业结构的影响。目前有部分文献关注局部劳动力市场的变化对人力资本投资的影响。Oster and Steinberg(2013)使用印度学校层面的数据发现,技能要求较高的海外 IT 外包工作的增加显著提升了初级学校的入学率。Jensen(2012)采用随机实验方法,外生地印度某些村庄引入更适合女性的工作机会,结果发现这些村庄的女性参与劳动的可能性提高了,并且愿意接受更多的学校教育以及校外培训。Aparicio(2010)研究表明,西班牙房地产市场的景气带动建筑业发展,为男性带来了更多的高工资、低技能就业岗位,由此导致男性高中辍学率显著高于女性。

另外一些文献侧重于研究由于贸易参与程度的加深,导致就业技能需求结构发生变化,继而对手力资本投资产生的影响。Atkin(2016)使用墨西哥普查数据在地区层面进行了研究,发现 1986—2000 年贸易自由化降低了学生升学概率。因为在这期间,出口导向型制造业创造了工资较高但技能水平较低的工作机会。Greenland and Lopresti(2016)检验了 1990—2007 年美国不同地区面临的进口竞争对当地青少年高中完成率的影响。研究发现进口竞争减少了当地低技能岗位的就业机会,使得高中在校生不得不通过完成高中学业以获取技能要求较高的工作。张川川(2015b)研究发现,中国出口扩张时期就业增长是挤出教育投资的(主要是大学入学率)。因为出口扩张时期(1990—2005 年)的就业增长是低技能岗位扩张带来的。陈维涛等(2014)使用 2007 年中国居民家庭收入调查(CHIP)数据研究发现,中国出口复杂度的提高显著促进了外来务工人员对自身以及对子女的人力资本投资。究其原因,出口复杂度提高了技能溢价,促使劳动者提高人力资本投资。Blanchard and Olney(2017)使用 102 个国家 45 年的数据发现,技术密集程度较低的出口增长抑制宗主国人力资本投资,而技术密集程度较高的出口增长促进宗主国人力资本投资。因此,该研究认为,贸易自由化进一步放大了各国初始禀赋的差异。

本文将重点考察地区就业技能结构对家庭教育投资产生的影响。就业之所以呈现不一样的技能结构,需求角度上看是技术有偏的特征带来的^①,技能偏向(Skill-biased)催生技能工资溢价(Acemoglu,2002;Autor et al.,2008;姚先国等,2005;徐舒,2010)。技能溢价提高接受教育的预期回报,促进个体进行更多的教育投资。

相比以往文献,本文的创新点体现在以下两个方面:一是本文的核心创新是通过构建理论模型解释就业技能需求结构对人力资本投资影响的机制,并利用中国工业企业数据度量了就业技能需求进而与微观家庭及个体数据结合,研究了就业技能需求结构的变化对人力资本投资的影响;二是在实证研究方面,相比于已有研究,本文就业需求结构的度量更为直接且从三位码行业层面区分技能类别更加准确,同时本文从家庭教育支出和教育升学率两个方面度量了人力资本投资,此外还利用微观数据优势控制了家庭收入及户主特征等家庭层面的重要影响因素。本文研究发现,地区就业中高技能就业占比越高,家庭教育支出越多,大学适龄个体入学概率越高;反之,低技能就业占比越高,家庭教育支出越少,大学适龄个体入学概率越低。

二、理论模型

为了阐述地区就业技能结构如何影响家庭教育投资决策,本文基于 Acemoglu(2002)的技能溢价模型和 Spence(1973)的信号发送模型构建理论模型进行分析。方便起见,本文对理论模型做了几

^① 如计算机越来越多地应用到生产中,需要越来越多高技能的劳动力与之配合。

点简化:假设教育投资是离散的,而下文的实证部分同时考虑了连续(教育支出)和离散(入学概率)两种情况;假设模型是单期(静态)的,将接受教育的时间成本、机会成本等都抽象为劳动者的个人能力。同时,静态假设也意味着,不考虑劳动者能够预期未来就业技能结构的变化。本文将分两种情形进行讨论,分别为不考虑现金约束和考虑现金约束。

1. 不考虑现金约束

假设有 N 个人等待进入劳动力市场,在进入劳动力市场之前,先决定是否接受教育。如果接受,则成为高技能劳动者(以 H 表示);如果放弃,则是低技能劳动者(以 L 表示)。每个劳动者有异质性的不可观测的能力 δ_i ,假定劳动者接受教育的成本为 $\mu_i=1/\delta_i$,且满足均匀分布 $\mu_i \sim U(0, B)$ 。这里 0 和 B 分别是成本的下、上界。该假设与经典文献中将教育看成是信号发送的理论一致(Spence, 1973),能力越高的人接受进一步教育的成本越低(μ_i 较小),这样就可以通过接受教育来向雇主显示自己的能力。但与信号发送模型不同的是,本文假设存在严格的职业隔离,只有接受教育才能成为高技能劳动者。

本文假设市场上有一个代表性厂商,其加总的生产函数满足如下常系数替代弹性函数的形式:

$$Y=(\alpha_H H^\rho + \alpha_L L^\rho)^{\frac{1}{\rho}} \quad (1)$$

这里 Y 代表厂商产出, α_H 、 α_L 分别是对高、低技能劳动者的技术偏向,如果 α_H 相对 α_L 越大,表示对高技能劳动者有更高的需求。本文同时假设 $\rho < 1$ 以及 α_L 在地区层面固定^①。

本文标准化市场上最终产品价格为 1,厂商的目标是最大化利润 π ,即:

$$\max \pi = (\alpha_H H^\rho + \alpha_L L^\rho)^{\frac{1}{\rho}} - w_H H - w_L L \quad (2)$$

这里, w_H 和 w_L 分别表示高、低技能劳动者工资。对(2)式求解最优化并进行整理可以得到技能工资溢价方程,可以看到,就业结构越是偏向高技能(α_H/α_L 越大),技能溢价越大;同时,高技能劳动者相对低技能劳动者越少,技能溢价越大。

$$\frac{w_H}{w_L} = \frac{\alpha_H}{\alpha_L} \left(\frac{H}{L} \right)^{\rho-1} \quad (3)$$

方便起见,本文假设劳动者收入效用函数为 $U = \ln w$, w 为收入水平,效用函数满足边际效用递减的规律。

在上述前提下,存在如下市场均衡。假设存在这样一种分离均衡,教育成本小于等于临界值 $\bar{\mu}$ 的劳动者接受进一步教育,成本高于 $\bar{\mu}$ 的不接受教育。^②并且高、低技能劳动者工资 w_H^* 、 w_L^* ,高、低技能劳动者就业人数 H^* 、 L^* 以及临界值 $\bar{\mu}$ 满足以下条件:

在均衡中,处于临界值的劳动者接受教育与否无差异,即:

$$\ln w_H^* - \bar{\mu} = \ln w_L^* \quad (4)$$

对于所有教育成本低于或等于临界值的劳动者,接受教育;对于所有教育成本高于临界值的劳动者,不接受教育。

① 根据后文的推导可以发现, α_H 和 α_L 之间的相对大小而不是各自的绝对大小是本模型的关键,所以不失一般性,本文假设 α_L 在地区层面固定。

② 分离均衡的存在性比较显然,这里不作证明。

在均衡中,市场出清, $H^*=N \cdot \frac{\bar{\mu}}{B}$ 以及 $L^*=N \cdot \frac{B-\bar{\mu}}{B}$,因此有:

$$\frac{H^*}{L^*} = \frac{\bar{\mu}}{B-\bar{\mu}} \quad (5)$$

本文令高教育劳动者占比 $s_H \equiv \frac{H}{H+L}$,结合式(3)、(4),可以得到临界值条件:

$$\bar{\mu} = \ln \frac{\alpha_H}{\alpha_L} + (\rho-1) \ln \frac{s_H}{1-s_H} \quad (6)$$

由于 $\rho < 1$,上式表示高教育占比 s_H 越高,接受教育的临界值 $\bar{\mu}$ 越小。含义是当越来越多的人倾向于接受高教育时,会拉低高、低教育回报的差距,使得只有教育成本更低的劳动者才愿意接受教育,即教育成本的临界值降低。

式(5)可以转换为:

$$\frac{s_H}{1-s_H} = \frac{\bar{\mu}}{B-\bar{\mu}} \quad (7)$$

上式为出清条件。显然,当接受教育的临界值 $\bar{\mu}$ 越大,高教育 s_H 占比越高。含义是接受教育成本的临界值增大时,选择接受教育的人群占比上升。

根据以上两个均衡条件,可以得到比较静态均衡解,本文在图1中示意性地给出。图1中深色线表示市场出清条件,浅色线表示临界条件。浅色虚线表示因高技能偏向增强导致的临界条件曲线向上平移。交点就是均衡中高教育占比以及接受教育的临界值。如果地区高技能偏向 α_H 增大,浅色线就向上移动,那么在新的均衡中, s_H 和 $\bar{\mu}$ 都会增大。综上本文可以得到,地区就业越偏向高技能,劳动者接受进一步教育的可能性越大。

每位劳动者有其难以被观测的能力 μ_i ,但本文可以观察到其是否接受了教育,其概率为 $Pr(\mu_i \leq \bar{\mu})$ 。

那么,本文显然有: $Pr(\mu_i \leq \bar{\mu}') > Pr(\mu_i \leq \bar{\mu})$ 。即对于技能偏向程度高的地区,也就是 α_H 更大的地区,根据图1可知,观察到劳动者接受进一步教育的可能性更高,这也是本文设计实证研究的基础。

2. 考虑现金约束

以上模型并不考虑现金约束。现实中,家庭财富水平也会影响教育决策。贫困家庭更容易面临现金约束,因而更容易为获取短期收益而减少教育投资(Gregorio, 1996; Keane and Wolpin, 2001)。一般来说,均衡中技能偏向程度越高的地区,无论高、低教育劳动者工资水平都相对较高,这使得他们的家庭财富积累得比较多,更不可能面临现金约束。相反,如果一个地区技能程度较低,那么工资也可能比较低,这样部分家庭会因为遭受现金约束而不得不放弃对子女的教育。

为了更好地说明现金约束的影响,本文进一步假设家庭财富水平 θ_i 与地区技能偏向程度 α_H 有关。这样,一定比例的劳动者,不管其能力如何,在面临现金约束的情况下将不得不放弃进一步教

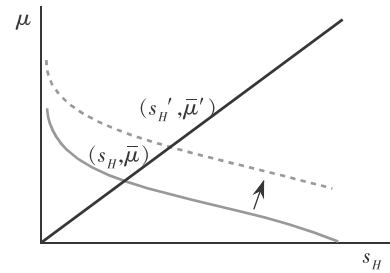


图1 比较静态均衡解示意

育,仅有 $N \cdot P(\alpha_H)$ 的劳动者还能选择是否接受教育,另外 $N \cdot (1 - P(\alpha_H))$ 的劳动者只能归入到低技能行列,这里假设 P 为 α_H 的增函数。

本文假设劳动者能力 μ_i 和家庭财富不相关,其分布仍然满足上面提到的均匀分布的形式。那么,在市场出清中,本文将有:

$$\begin{cases} H^* = N \cdot P(\alpha_H) \cdot \frac{\bar{\mu}}{B} \\ L^* = N \cdot P(\alpha_H) \cdot \frac{B - \bar{\mu}}{B} + N \cdot (1 - P(\alpha_H)) \end{cases} \quad (8)$$

整理可得 $s_H = P\bar{\mu}/B$ 。这说明,在同样的临界值下,技能偏向程度越高的地区有更高比例的高教育人群。

以上条件说明,地区就业技能偏向的变化不仅会影响临界值条件,也会影响市场出清条件,从而决定新的均衡值。具体而言,一方面,如果地区技能偏向程度高,会提升劳动者接受进一步教育的激励,这使得均衡中教育成本的临界值增大;另一方面,技能偏向程度越高的地方,如果家庭积累的财富水平也越高的话,那么更少比例的家庭会因现金约束而放弃教育,这样一来,高教育的回报又会被拉低,这使得均衡中教育成本临界值减小。因此总的来说,在考虑现金约束的模型中,地区技能偏向程度的增强会使得高教育劳动者占比上升,而教育成本的临界值并不确定。

实证中,地区技能偏向对劳动者教育投资的影响是双重的。技能偏向引致的激励机制和产生的收入效应会同时影响劳动者的教育投资决策。为了分离这两种渠道,本文会对实证进行拓展,即认为劳动者接受教育的可能性是基于可观测的家庭收入水平的条件概率。接受教育的可能性为: $Pr(\mu_i \leq \bar{\mu} | \theta_i)$ 。其中,财富 θ_i 用家庭总收入替代。在控制收入的基础上,可以识别单纯由技能需求引致的人力资本投资。

总结本文在该部分阐述的理论机制,可以发现 α_H 代表了地区对于高技能水平劳动力的需求程度,当 α_H 上升的时候,会推高该地区高技能劳动力的收入。在技能水平需要通过接受教育获得提升的情况下,技能溢价就会激励更多的人选择接受更高水平的教育。所以当地区就业结构中对高技能的需求增加时,那么该地区微观个体对于人力资本的投资也会加大,这正是本文实证部分将要验证的内容。

三、实证方法与数据

1. 实证方法

本文研究限定于局部的劳动力市场,检验本地就业技能结构对人力资本投资的影响。被解释变量主要有两类,第一类是家庭教育支出,第二类是适龄青少年入学概率,包括高中适龄青少年入学率(16—18岁并已经初中毕业)和大学适龄青少年入学率(19—21岁并已经高中毕业)^①。

本文采用如下计量模型检验本地技能结构对家庭教育支出的影响:

$$\ln EduExp_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Ratio_{ct}^s + \beta_2 X_{ict} + \eta_t + u_{ict} \quad (9)$$

其中, $EduExp_{ict}$ 表示城市 c 家庭 i 在 t 年的教育支出; $Ratio_{ct}^s$ 表示城市 c 技能类型为 s 的行业其

① 按照中国的教育入学年龄和各教育阶段年限设置,应该于16—18岁期间攻读高中,19—21岁之间攻读大学或者专科院校。因为大学为4年,而专科院校为3年,故取其交集则为19—21岁。

就业占比,以此衡量劳动力市场的技能偏向;家庭层面的控制变量 X_{ict} 主要包括:家庭总收入的对数值(Corak et al.,2004;Belley and Lochner,2007)、家庭规模(Conley and Glauber,2006;Li et al.,2008)、户主教育年限(Oreopoulos et al.,2006;Meng and Zhao,2013)、户主年龄以及家庭内部是否有 16—18 岁或者 19—21 青少年;^① η_t 为年份固定效应; u_{ict} 为随机干扰项,方差聚类至地级市层面。

本文采用 Probit 模型估计本地技能结构对适龄青少年入学可能性的影响。

$$Enroll_{ict}^* = \beta_0 + \beta_1 Ratio_{ct}^s + \beta_2 X_{ict} + \lambda_t + \eta_t + u_{ict} \quad (10)$$

$$Enroll_{ict} = \begin{cases} 0, & Enroll_{ict}^* \leq 0 \\ 1, & Enroll_{ict}^* > 0 \end{cases}$$

其中, $Enroll_{ict}$ 为虚拟变量,表示城市 c 个体 i 在 t 年是否入学,若入学则为 1,没有入学则为 0 ($Enroll_{ict}^*$ 是此处引入的潜变量); $Ratio_{ct}^s$ 表示城市 c 技能类型为 s 的行业其就业占比;控制变量 X_{ict} 包括个体所在家庭的家庭总收入对数值、家庭规模、户主教育年限以及户主年龄;此外,模型仍然控制年份固定效应 η_t ,并且控制青少年性别固定效应 λ_t 。本文分别对青少年高中入学概率和大学入学概率进行考察。

本文首先对模型(9)进行 OLS 估计,对模型(10)进行 Probit 估计。尽管本文已经控制了家庭或者个体层面的诸多变量,但是仍然不能解决因为反向因果和遗漏变量而导致的内生性问题。反向因果是指,就业结构反映的是最终劳动力市场的均衡结果,不但受就业需求因素的影响,而且受到就业供给因素的影响,而教育支出和入学率直接影响就业的供给。另一个问题是遗漏变量。理论上,本文可以通过控制其他城市层面的变量来缓解遗漏变量引起的内生性问题,但容易产生严重的共线性问题。故本文考虑使用工具变量法,此处需要找到合适的工具变量,只影响就业需求而不直接影响就业供给。

本文选取了两个工具变量,一个是地区至(大型)港口的最近距离(袁志刚和高虹,2015;李坤望等,2014),反映受开放贸易的影响程度;另一个是分技能类型的出口冲击(Atkin,2016),屈小博等(2016)研究发现中国制造业新增就业岗位有 1/5 是由出口增长引起的。两个工具变量影响的都是就业的需求,而不直接对个体教育决策产生影响。关于工具变量的构建,下文会进一步解释。

2. 数据及关键变量构建

(1)家庭及个体层面的变量。该部分数据来自 2002—2012 年的城镇住户调查(UHS)。该调查由国家统计局组织开展。^②样本地区层面包括两个方面,其中 2002—2009 年涵盖了 16 个省份,具体包括重庆、四川、云南、甘肃四个西部省份,山西、安徽、江西、湖北、河南五个中部省份,北京、上海、山东、江苏、广东五个东部省份和黑龙江、辽宁两个东北部省份。根据本文计算,16 个省份在本文研究时间段内加总的 GDP 以及法人单位就业人数大约占全国总量的 70%。该数据涵盖的地域广泛,对反映中国整体的城镇居民住户状况具有代表性。同时 UHS 还提供了城镇家庭收入、支出以及个人

① 家庭中是否有 16—18 岁及 19—21 岁青少年采用虚拟变量的形式,如有为 1,没有则为 0。

② 该调查是由国家统计局从 20 世纪 80 年代开始的,以城市市区和县城镇区居民委员会行政管理区域内的住户为调查对象,以了解城市居民家庭人口、就业、收入、支出、消费、手存现金、商品需求、家庭主要耐用消费品拥有和住房等变化情况,为国家和各级地方政府研究制定劳动力就业、社会保障、货币流通、商品生产和供应等政策提供依据为目标的官方调查活动。该调查中各调查市、县采取二相抽样和多阶段抽样相结合的方法来选取调查户并且实行样本轮换的制度。

收入、就业状态等信息。而2010—2012年的数据仅包括4个省份,分别是上海、辽宁、四川、广东,因此后续研究将其作为稳健性检验的样本。

本文从两个角度度量人力资本投资,一个是家庭教育支出,该支出包括教材费用和教育费用两部分;^①另一个是适龄青少年的入学概率,具体指所有16—18岁的高中适龄青少年和19—21岁的大学适龄青少年的入学状态。此外,本文获取了其他个人及家庭层面的变量,包括性别、家庭总收入、家庭人口数、户主年龄、户主教育水平、家庭子女状况等。其中,与价格有关的变量都使用物价指数进行消胀处理。

(2)不同技能行业占比。本文首先使用2004年工业企业数据划分了不同行业的技能类型。^②该数据中包括了各企业研究生、本科、专科、高中及初中以下等不同学历水平的劳动力数量,同时也统计了企业微型计算机的使用数目。对行业技能划分的标准可以考虑两种形式:一种是高教育劳动者比例,这里高教育劳动者指大专及以上,低教育指高中及以下;另外一种是人均微机使用数,考虑到众多文献将计算机的使用视作技能偏向的原因,本文也将使用行业人均微机数目来划分行业技能水平,这样更符合本文技能偏向的逻辑框架。Autor et al.(2008)研究表明,计算机的普及及随后价格的下降,增加了对难以被计算机替代的劳动力的需求,尤其是对高教育劳动者的需求。本文对行业技能的划分细化到三位码行业。同时,本文会对上述两种度量的结果进行对比,实际上它们是高度相关的。

本文使用1998—2012年(除2010年)^③中国工业企业数据库构建地级市层面的制造业就业技能结构的变量。本文只考虑制造业的就业结构,因此将行业代码限制在13—43(2002年之前制造业行业代码范围为13—42)。结合行业技能类型的划分,本文在地区层面计算了不同技能行业的就业

占比,即 $Ratio_{ct}^s = \frac{\sum_i Emp_{cit} \cdot I(s_i=s)}{\sum_i Emp_{cit}}$, s 为高、中、低三种技能类型, i 属于所有制造业三位码行业。这里

$Ratio_{ct}^s$ 代表城市 c 年份 t 技能类型为 s 的行业占比, Emp_{cit} 代表城市 c 年份 t 行业 i 的就业人数, s_i 表示行业 i 的技能类型。

在划分技能类型时,本文根据三位代码制造业行业人均微机数目的三等分点,将所有行业划分成高、中、低技能三个类型。此处的高、中、低技能是相对而言的,没有绝对的意义。随后依据技能类型划分计算了每个地级市高、中、低技能类型的就业占比,在实证回归部分,为避免解释变量之间的高度相关性,本文只使用了高技能就业占比和低技能就业占比,没有使用中等技能就业占比。

(3)工具变量:至港口距离以及出口冲击。为了缓解内生性问题,本文采用两个维度的工具变量:地区至港口的最近距离以及出口冲击。地区至港口距离本文采用该地级市所在省省会距离上海、广州、天津三地的最短距离^④。本文使用来自UN COMTRADE的出口数据构建地区层面的出口冲击,以此作为地区就业技能结构的另外一个工具变量。具体构建方法如下:

$$Export_{ct}^s = \frac{\sum_i Emp_{ci2001} \cdot I(s_i=s) \cdot ExportGrowth_{it}}{\sum_i Emp_{ci2001}}$$

① 教材费用包括购买课本以及教育软件等,教育费用包括支付学费和培训费等。

② 1998—2009年工业企业数据中,只有2004年的数据包含了从业人员学历、计算机使用数目等信息。

③ 需要指出的是,经作者反复核对,2010年工业企业数据不可信。

④ 此处港口的选择考虑了两个方面,一方面是港口本身的重要性,另一方面是数据的可得性。由于上海、广州、天津均有中国重要的港口,且各省省会及直辖市之间的距离数据可得,故选择各地级市所在省省会到这三个城市中的最短距离作为工具变量之一。

其中, $t \geq 2002$, s 为高、中、低三种技能类型, i 属于所有制造业三位码行业。

这里 $Export_{ct}^s$ 代表城市 c 年份 t 技能类型为 s 的出口冲击, Emp_{ci2001} 代表城市 c 年份 2001 行业 i 的就业人数, $ExportGrowth_{it}$ 为行业 i 从 2001 年到年份 t 全国层面的出口增长率, s_i 为行业 i 的技能类型。因此, 该工具变量表示的含义是分地区异质性的出口冲击, 并且分成高、中、低三种技能类型, 三者加总为总的出口冲击。采用该工具变量很大程度上能缓解内生性问题; 出口增长率是全国总量层面的, 并不特别针对某个地区; 统一采用 2001 年的就业结构作为权数, 外生性强^①。

四、描述性统计

1. 技能偏向的衡量

如前文所述, 本文利用微机使用强度来度量不同行业的技能偏向程度, 同时也采用行业高教育劳动者占比来做稳健性的比较。由图 2 可见, 在三位码行业层面, 人均微机数目与高教育劳动者占比具有明显的正相关关系, 这表明两种度量方式具有一致性。许多文献在两位码行业层面度量技能类型。即使在两位码行业层面, 人均微机数目与高教育劳动者占比同样具有显著的正相关关系。

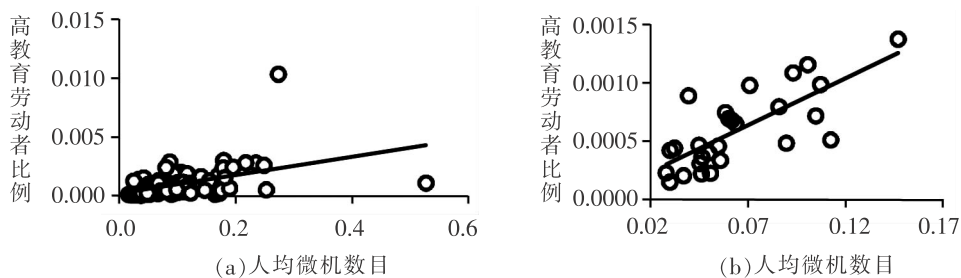


图 2 微机使用强度与高教育劳动者比例的关系

注: 根据 2004 年工业企业数据计算, (a) 中每个点代表一个三位码行业; (b) 中每个点代表一个两位码行业。

2. 就业增长和技能结构变化

本文使用工业企业微观数据计算 1998 年以来全国层面就业增长和就业技能结构的变化。从图 3 中可以看到, 1999—2005 年就业增长率总体是加快的, 到 2005 年达到最高点, 随后开始下滑。将本文的计算结果与马弘等(2013)相比, 总体变化趋势相近。此外, 屈小博等(2016)利用工业企业数据计算发现, 虽然多数企业就业增长率并不是很高, 但企业就业岗位的再配置率非常高, 达到近 20%, 并且这种再配置受出口冲击影响显著。

图 4 展示了全国层面不同技能行业占比情况。可以看到, 就业技能结构在 1998—2002 年基本保持不变; 2002 年之后低技能行业占比出现一定程度的上升, 这可能与中国加入世界贸易组织(WTO)之后的出口结构变化有一定关系(罗长远和张军, 2014)。2003 年之后低技能行业占比开始下降, 相应的, 高技能行业占比开始上升; 中等技能行业占比总体变化始终不大。本文之后的研究限于 2002—2012 年, 在这段时间内, 高技能行业占比从 32.67% 上升至 36.74%, 增加了 4.07%, 而低技能行业占比从 41.67% 下降至 37.01%, 减少了 4.66%。

^① 本文研究覆盖的时间段为 2002—2009 年, 因此设定的初始年份为 2001 年。

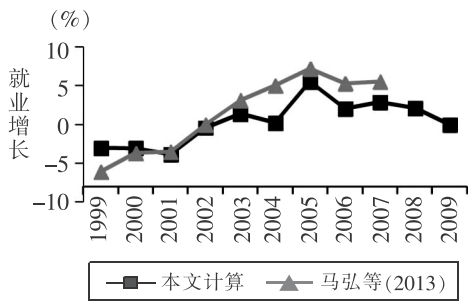


图3 全国层面就业增长

注:根据1998—2012年工业企业数据计算,图5同。

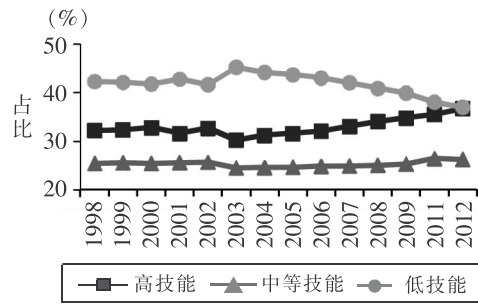


图4 全国层面就业技能结构变化

注:高、中、低技能根据本文介绍的方法进行分类,仅表示相对含义。

3. 地区就业结构的差异

从东、中、西以及东北部就业技能结构看(图5(a)),2002年东、西部各类技能行业占比接近。这个也可以理解,因为东部往往是高、低技能行业同时集聚(Eeckhout et al.,2014),使得高技能行业的比例看起来并没有那么大;而西部高、低技能行业吸纳的就业都较少,加上政府偏向西部的产业开发政策,使西部高技能行业的占比看起来并不低,相比之下,中部和东北部高技能行业占比是最低的。再来看2002—2012年不同技能行业占比变化(图5(b)),东部高技能行业占比明显提升,中部和东北部高、中等技能行业占比略有增加,而西部中等技能行业占比提升明显。

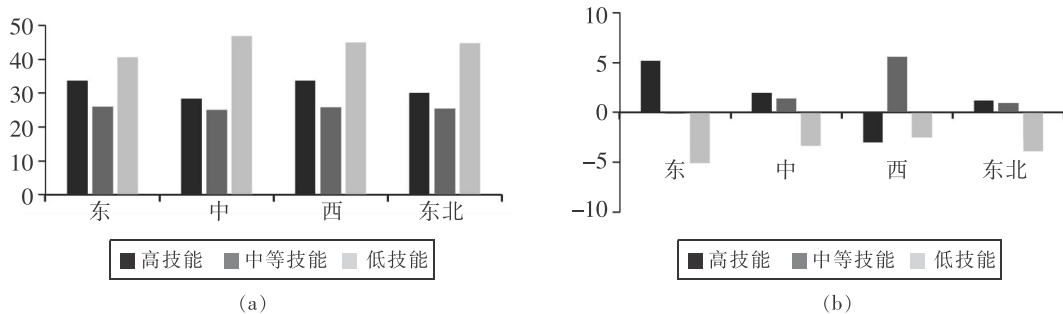


图5 分板块就业技能结构及其变化

注:图(a)为2002年东中西以及东北部不同技能行业占比,图(b)为2002—2012年占比的变化,单位:%。

4. 变量的描述性统计

表1是回归变量的描述性统计。在对教育支出的研究中,样本量为168141;在对高中适龄入学可能性的研究中,样本量为18887;在对大学适龄入学可能性的研究中,样本量为10021。上述充足的样本量,为本文获取较为稳健的实证结果提供了基础。

五、实证结果

1. 工具变量有效性:贸易开放与就业技能结构

表2展示了工具变量有效性的相关检验结果。列(1)—(3)不区分出口冲击的技能类型。结果显示,总的出口冲击越大,地区高技能与中等技能行业就业占比显著越高,低技能行业就业占比显著越低。这说明,受出口影响程度越大的地区,就业结构越是偏向高技能。同时可以看到,地区离港口越近,高技能行业就业占比越高,而中等技能与低技能行业就业占比越低,说明受潜在的全球化影

表 1 变量描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
教育支出的对数	168141	2.2784	1.6291	-6.3853	7.4121
高技能占比	168141	0.3192	0.1528	0.0000	0.8293
中等技能占比	168141	0.2593	0.1027	0.0121	0.9052
低技能占比	168141	0.4220	0.1623	0.0934	0.9779
高技能出口冲击	168141	0.4051	0.1904	0.0019	1.3864
中等技能出口冲击	168141	0.3289	0.1564	0.0078	2.4321
低技能出口冲击	168141	0.5247	0.2328	0.0622	2.1853
家庭收入的对数	167719	5.6842	0.6482	0.1734	8.9314
家庭规模	167719	3.0609	0.8030	0.1672	9.0000
家庭内有 16—18 岁青少年	167719	0.4475	0.4968	0.0000	1.0000
家庭内有 19—21 岁青少年	167719	0.2518	0.4343	0.0000	1.0000
户主教育年限	167719	12.1643	2.9701	0.0000	19.0000
户主 30—40 岁	167719	0.3290	0.4704	0.0000	1.0000
户主 40—50 岁	167719	0.3592	0.4801	0.0000	1.0000
户主 50—60 岁	167719	0.1594	0.3654	0.0000	1.0000
户主 60 岁以上	167719	0.1183	0.3218	0.0000	1.0000
初中毕业进入高中	18887	0.8376	0.3689	0.0000	1.0000
高中适龄男性	18887	0.5143	0.5000	0.0000	1.0000
高中毕业进入大学	10021	0.6759	0.4684	0.0000	1.0000
大学适龄男性	10021	0.4933	0.5000	0.0000	1.0000

注:家庭规模有可能为非整数,原因是 UHS 数据中家庭总人口的年度数据很有可能来自月度数据加总。不同月份家庭成员数目有差别可能导致年平均为非整数。教育支出和家庭收入的单位都是百元,根据 CPI 折算到 2002 年不变价。作者自行计算。

表 2 贸易开放与技能结构

	被解释变量:不同技能行业占比					
	高技能	中等技能	低技能	高技能	中等技能	低技能
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
总出口冲击	0.0104*** (0.0029)	0.0113*** (0.0021)	-0.0209*** (0.0027)			
高技能出口冲击				0.0894*** (0.0042)	-0.0458*** (0.0041)	-0.0433*** (0.0047)
中等技能出口冲击				-0.0083*** (0.0021)	0.0109*** (0.0018)	-0.0029 (0.0023)
低技能出口冲击				-0.0704*** (0.0057)	-0.0634*** (0.0068)	0.1334*** (0.0076)
至港口距离	-0.0643*** (0.0109)	0.0178** (0.0091)	0.0464*** (0.0122)	-0.0278*** (0.0078)	0.0239*** (0.0077)	0.0042 (0.0087)
常数项	0.2971*** (0.0129)	0.2242*** (0.0109)	0.4788*** (0.0141)	0.3012*** (0.0104)	0.2796*** (0.0104)	0.4192*** (0.0124)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1301	1301	1301	1301	1301	1301
R ²	0.0387	0.0314	0.0568	0.5424	0.1848	0.4214
调整后 R ²	0.0324	0.0238	0.0504	0.5383	0.1782	0.4158

注: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01。

响程度越深的地区,高技能占比越大。

列(4)—(6)区分了出口冲击的技能类型。从回归结果可以发现,各技能类型出口冲击对其所对应技能类型行业就业占比影响显著为正。后续回归中,本文会同时使用出口冲击与至港口距离两个维度的变量作为地区技能结构的工具变量,以缓解内生性问题。

2. 就业技能结构与家庭教育支出

表3展示了在控制年份固定效应的基础上就业技能结构对家庭教育支出的影响,其中,列(1)、(2)为OLS的结果,列(3)、(4)为工具变量的结果。本文重点关注高技能与低技能占比对人力资本投资的影响,故实证结果中没有展示中等技能占比的结果。OLS的结果显示,地区高技能占比越高,家庭教育支出越大;地区低技能占比越高,家庭教育支出越小。进一步,使用工具变量的结果显示,地区高技能占比每上升1个百分点,家庭教育支出显著增加0.9424%;地区低技能占比每上升1个百分点,则会导致家庭教育支出显著下降0.9173%。

总体上看,以上发现初步验证本文的猜想。如果一个地区的就业结构越是偏向高技能,则劳动者越倾向增加人力资本的投资;相反,如果一个地区就业结构越是偏向低技能,则劳动者越倾向减少人力资本的投资。

表3 不同技能占比与家庭教育支出

	被解释变量:教育支出的对数			
	最小二乘法		工具变量法	
	(1)	(2)	(3)	(4)
高技能占比	0.9094*** (0.1518)		0.9424*** (0.1649)	
低技能占比		-0.7708*** (0.1417)		-0.9173*** (0.1582)
常数项	1.9143*** (0.0478)	2.5338*** (0.0783)	1.9043*** (0.0547)	2.5984*** (0.0796)
是否控制年份	是	是	是	是
观测值	168141	168141	168141	168141
R ²	0.0087	0.0083	0.0086	0.0074

注:*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01。

为了进一步证实上述结论,本文将控制家庭收入和家庭结构相关的变量。首先,如理论模型论述的,地区内家庭收入水平差异较大,且受到地区就业结构的影响,而收入水平直接影响到人力资本投资决策。地区就业技能水平越低,身处其中的家庭积累的财富也相对越少,因此更可能面临现金约束。基于此,本文加入家庭收入、家庭规模以控制收入效应的影响。其次,地区内个体可能存在自选择效应,如高教育劳动者更容易集聚至就业技能水平偏高的地区,而高教育劳动者往往更加重视自身及子女的人力资本投资。基于此,本文控制户主教育程度、年龄等反映家庭决策者人力资本水平的变量。此外,本文还控制了直接影响教育支出的变量,包括家庭中是否有16—18岁高中适龄、19—21岁大学适龄的青少年。

表4展示了加入上述控制变量后的结果。其中列(1)—(3)为OLS回归的结果。列(1)中高技能占比仍然显著为正,列(2)中低技能占比仍然显著为负。家庭收入对教育支出的影响均显著为正。同时,家庭如有高中以及大学适龄青少年,其教育支出水平显著更高;教育支出随户主年龄呈现先上升后下降的关系,当户主年龄段处于40—50岁时,平均而言教育支出达到顶峰。此外,户主个人受

教育年限越长,家庭教育支出也越高。列(3)中同时控制高、低技能占比,^①两者对家庭教育支出的影响仍然显著。其中,高技能占比每上升1个百分点,家庭教育支出增加0.3058%;低技能占比每上升1个百分点,家庭教育支出减少0.4248%。该结果反映的是在除去家庭收入的影响之后,纯粹的技能需求对人力资本投资的影响。最后,观察列(3)中其他的控制变量,可以发现家庭中有高中适龄青少年时,教育支出提高64.0400%;家庭中有大学适龄青少年时,教育支出提高104.8300%;户主教育水平显著促进家庭教育支出,户主受教育年限每提高1年,家庭教育支出提高0.9300%。

表4中的列(4)~(6)展示了工具变量回归的结果。工具变量回归结果中,高技能占比每上升1个百分点,家庭教育支出显著上升0.6663%;低技能占比每上升1个百分点,家庭教育支出显著下降0.7578%。列(6)同时控制高、低技能占比,尽管高技能占比前面的系数不显著,但符号仍然为正,低技能占比仍然显著为负。

3. 就业技能结构与入学概率

本文继而讨论不同技能结构对适龄青少年入学可能性的影响。表5是16—18岁高中适龄青少年入学可能性的估计结果。列(1)中,地区高技能占比越高,个体高中入学概率越高,但系数并不显著;列(2)控制了家庭收入,高技能占比对个体高中入学概率的正向影响变得更加弱(系数从0.2813到0.1111),这也说明高技能就业促进高中入学概率的很大一部分是通过增加家庭收入起作用的。列(3)中,地区低技能占比越高,高中入学概率越低,系数不显著;列(4)控制家庭收入以后,低技能占比的系数转为微弱正,但不显著,说明低技能就业对高中入学概率的负向影响主要是通过减少家庭收入起作用的。限于篇幅原因,此处没有详细展示户主受教育年限及户主年龄阶段的回归系数。总体来看,就业技能结构对个体高中入学概率影响微弱。

表6使用工具变量对高中入学概率进行估计。可以发现,高、低技能占比对个体高中入学概率的影响机制与使用最小二乘法类似。此外,从列(2)、(4)的回归结果中还可以看到,男、女的高中入学概率差别不大。此外,户主教育程度对子女的高中入学具有显著的正向促进作用,户主教育年限每增加一年,边际入学概率增加0.3538%左右,但限于篇幅原因,此处没有详细展示户主受教育年限及户主年龄阶段的回归系数。

表7是19—21岁大学适龄青少年入学概率的估计结果。列(1)中,地区高技能占比越高,大学入学概率显著越高。列(2)控制家庭收入以后,高技能占比对个体大学入学概率的正向作用减弱(系数从0.9703到0.7071),但系数仍然显著,一方面这说明高技能就业促进入学的部分原因是家庭收入增加;另外一方面说明即使除去收入效应,高技能偏向仍然对个体大学入学概率有显著正向影响。列(3)中,地区低技能占比越高,个体大学入学概率显著越低。列(4)控制家庭收入以后,低技能占比的系数仍然显著为负,但系数绝对值有所减小,一方面这说明低技能就业挤出入学的一部分原因是家庭收入减少,另一方面说明即使除去收入效应,低技能偏向仍然对个体大学入学概率有显著负向影响。^②限于篇幅原因,此处没有详细展示户主受教育年限及户主年龄阶段的回归系数。

表8使用工具变量法对个体大学入学概率进行估计。可以看到,高、低技能占比对个体大学入学概率的影响效果与使用最小二乘法的结果类似,其中,列(2)、(4)是在列(1)、(3)的基础上控制家庭收入的影响,结果表明,高技能占比每上升1个百分点,个体大学入学概率显著增加0.3158%;低

^① 本文不考虑中等技能占比的影响,如果引入会导致完全共线性问题。此处本文还进行了方差膨胀因子(VIF)检验,检验结果表明在同时放高技能和低技能占比的情况下不存在多重共线性问题。

^② 列(2)边际效应上,高技能占比每增加1个百分点,大学入学概率增加0.2270%;列(4)的边际效应上,低技能占比每增加1个百分点,大学入学概率减少0.2855%。

表 4 不同技能占比与家庭教育支出:加入控制变量

	被解释变量:教育支出的对数					
	OLS			IV		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
高技能占比	0.6534*** (0.1042)		0.3058** (0.1482)	0.6663*** (0.1442)		0.0073 (0.2248)
低技能占比		-0.6478*** (0.0889)	-0.4248*** (0.1309)		-0.7578*** (0.1442)	-0.7513*** (0.2368)
家庭收入的对数	0.5843*** (0.0153)	0.5854*** (0.0143)	0.5789*** (0.0144)	0.5833*** (0.0163)	0.5768*** (0.0147)	0.5768*** (0.0148)
家庭规模	0.2494*** (0.0152)	0.2501*** (0.0152)	0.2508*** (0.0153)	0.2489*** (0.0153)	0.2532*** (0.0153)	0.2531*** (0.0153)
家庭子女:有高中适龄	0.6364*** (0.0443)	0.6423*** (0.0434)	0.6404*** (0.0444)	0.6368*** (0.0439)	0.6434*** (0.0434)	0.6432*** (0.0434)
家庭子女:有大学适龄	1.0443*** (0.0368)	1.0486*** (0.0369)	1.0483*** (0.0369)	1.0443*** (0.0368)	1.0502*** (0.0362)	1.0502*** (0.0362)
户主教育年限	0.0078*** (0.0028)	0.0078*** (0.0028)	0.0093*** (0.0028)	0.0078*** (0.0028)	0.0093*** (0.0028)	0.0093*** (0.0028)
户主 30—40 岁	0.3732*** (0.0293)	0.3712*** (0.0293)	0.3734*** (0.0293)	0.3732*** (0.0283)	0.3724*** (0.0283)	0.3724*** (0.0283)
户主 40—50 岁	0.5164*** (0.0392)	0.5153*** (0.0392)	0.5139*** (0.0392)	0.5152*** (0.0396)	0.5143*** (0.0396)	0.5143*** (0.0396)
户主 50—60 岁	-0.0319 (0.0433)	-0.0314 (0.0433)	-0.0333 (0.0433)	-0.0322 (0.0437)	-0.0334 (0.0437)	-0.0334 (0.0437)
户主 60 岁以上	-0.1887*** (0.0513)	-0.1884*** (0.0513)	-0.1896*** (0.0513)	-0.1904*** (0.0513)	-0.1886*** (0.0513)	-0.1886*** (0.0513)
常数项	-2.8582*** (0.1204)	-2.3878*** (0.1203)	-2.5521*** (0.1357)	-2.8586*** (0.1203)	-2.3111*** (0.1565)	-2.3158*** (0.2173)
是否控制年份	是	是	是	是	是	是
观测值	167719	167719	167719	167719	167719	167719
R ²	0.2189	0.2196	0.2198	0.2194	0.2203	0.2203

注:户主年龄在 30 岁以下为基准组。*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01。

技能占比每上升 1 个百分点,个体大学入学概率显著减少 0.3121%。此外,从列(2)、(4)的回归结果中还可以看到,男性大学入学概率显著低于女性达 7.4300%;但是观察表 5 和表 6 的结果,男性高中入学概率与女性却并不存在显著差异。之所以会存在这种差异本文认为是由于女性高等教育的回报率高于男性(彭竞,2011),并且女性在劳动力市场上受到歧视,面临“同工不同酬”的问题(王美艳,2005)。所以女性更有激励接受高等教育。限于篇幅原因,此处没有详细展示户主受教育年限及户主年龄阶段的回归系数。

从上述结果可以看到,目前中国高中入学概率受地区就业技能结构的影响不大,高中教育相对缺乏弹性(类似必需品)。而大学入学概率受到地区技能结构的显著影响,说明大学教育更具弹性。

4. 机制分析

本文在第二部分构建的理论模型主要阐明了地区的就业技能偏好如何影响人力资本投资。模

表 5 不同技能占比与高中入学概率 (Probit)

	被解释变量:初中毕业后进入高中(中专)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
高技能占比	0.2813 (0.2011)	0.1111 (0.1892)		
低技能占比			-0.1243 (0.1891)	0.0484 (0.1785)
男性	-0.0158 (0.0243)	-0.0233 (0.0243)	-0.0161 (0.0243)	-0.0232 (0.0243)
家庭收入的对数		0.1681*** (0.0244)		0.1773*** (0.0247)
家庭规模		-0.1111*** (0.0186)		-0.1173*** (0.0195)
其它控制变量	是	是	是	是
常数项	-0.2107 (0.2252)	-0.4003 (0.2500)	-0.0640 (0.2563)	-0.4013 (0.2818)
是否控制年份	是	是	是	是
观测值	18887	18887	18887	18887

注: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01。

表 6 不同技能占比与高中入学概率 (IV Probit)

	被解释变量:初中毕业后进入高中(中专)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
高技能占比	0.4453 (0.2754)	0.2702 (0.2593)		
低技能占比			-0.2893 (0.2910)	-0.1044 (0.2732)
男性	-0.0161 (0.0242)	-0.0223 (0.0242)	-0.0161 (0.0242)	-0.0223 (0.0242)
家庭收入的对数		0.1604*** (0.0268)		0.1693*** (0.0275)
家庭规模		-0.1071*** (0.0191)		-0.1123*** (0.0200)
其他控制变量	是	是	是	是
常数项	-0.2654 (0.2319)	-0.4383* (0.2523)	0.0100 (0.2861)	-0.3221 (0.3180)
是否控制年份	是	是	是	是
观测值	18887	18887	18887	18887

注: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01。

型中的 α_H 反映了地区对于高技能劳动者的偏好程度,当 α_H 增大时,该地区个体选择接受教育的可能性也会升高。在实证过程中,基础回归部分本文用地区不同技能的就业份额反映该地区对不同技能劳动力的需求。为了克服内生性,本文在工具变量回归部分,用至港口距离以及地区不同技能水平出口冲击作为工具变量,反映不同就业技能需求的变化。基础回归和工具变量回归中指标的构建均反映理论模型当中 α_H 的变动。故实证回归模型当中,分别用上述指标作为核心解释变量研究其对于家庭教育支出和个体是否接受教育的影响。所以本文实证模型的机制正如前述理论模型所论证的,当地区对高技能偏好增大时,高技能劳动力相对于低技能劳动力的工资溢价也会提升,进而

表 7 不同技能占比与大学入学概率 (Probit)

	被解释变量:高中毕业后进入大学			
	(1)	(2)	(3)	(4)
高技能占比	0.9703*** (0.2122)	0.7071*** (0.1903)		
低技能占比			-1.1538*** (0.1882)	-0.8933*** (0.1722)
男性	-0.2224*** (0.0333)	-0.2301*** (0.0324)	-0.2227*** (0.0333)	-0.2306*** (0.0324)
家庭收入的对数		0.2152*** (0.0323)		0.1987*** (0.0323)
家庭规模		-0.2102*** (0.0313)		-0.1963*** (0.0313)
其他控制变量	是	是	是	是
常数项	-2.9373*** (0.1997)	-3.1252*** (0.2532)	-2.1051*** (0.2280)	-2.4710*** (0.2793)
是否控制年份	是	是	是	是
观测值	10021	10021	10021	10021

注: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01。

表 8 不同技能占比与大学入学概率 (IV Probit)

	被解释变量:高中毕业后进入大学			
	(1)	(2)	(3)	(4)
高技能占比	1.2597*** (0.2482)	0.9851*** (0.2286)		
低技能占比			-1.2681*** (0.2657)	-0.9783*** (0.2573)
男性	-0.2222*** (0.0333)	-0.2313*** (0.0322)	-0.2243*** (0.0333)	-0.2313*** (0.0322)
家庭收入的对数		0.1963*** (0.0333)		0.1940*** (0.0337)
家庭规模		-0.1993*** (0.0311)		-0.1924*** (0.0311)
其他控制变量	是	是	是	是
常数项	-3.0253*** (0.2091)	-3.1643*** (0.2633)	-2.0523*** (0.2460)	-2.4195*** (0.3058)
是否控制年份	是	是	是	是
观测值	10021	10021	10021	10021

注: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01。

更多的个体愿意通过接受教育来获取高工资,最终使得整个地区个体受教育概率提升。

六、稳健性及进一步的讨论

以上实证检验已经论证了本文理论模型提出的假说。本文发现,无论是从教育支出还是入学概率来看,地区就业技能结构对于人力资本投资的影响都是显著的。以下本文将进行进一步的稳健性讨论。

1. 时间异质性

本文的分析限定在局部的劳动力市场。如果人口流动是更加自由的,那么劳动者可以实现跨区域就业,这样本地就业结构对教育投资决策的影响可能会减弱。比如,伴随着中国户籍制度的逐步放松,跨区域的人口流动可以变得更加频繁。那么,随着时间的推移,地区就业结构对教育投资决策的影响是加强了还是减弱了呢?为了探究这个问题,本文在回归中引入就业结构与年份的交叉项,不同年份交叉项系数的大小可以衡量本地就业结构影响教育投资决策的强弱。

从家庭教育支出看(见图6),高、低技能占比对人力资本投资的影响强度在年份间差异不大,本地的就业结构对劳动者教育投资决策的影响始终显著;同时,高技能就业的影响始终为正,低技能就业的影响始终为负。从趋势上看,系数强度略有下降,而这种下降很有可能是劳动力市场变得更加开放的结果。

适龄青少年入学率方面,2006年之前高、低技能影响高中入学的系数在零附近波动,几乎不显著,但在2006年以后却有所扩大(见图7(a))。从大学入学看,系数有所波动,但高技能始终为正、低技能始终为负,整体上看影响强度都没有明显增大(见图7(b))。

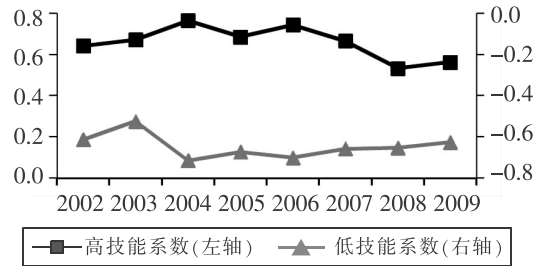


图6 随时间变化的系数:家庭教育支出

注:系数通过对不同技能占比与年份的交叉项 OLS 估计得到。

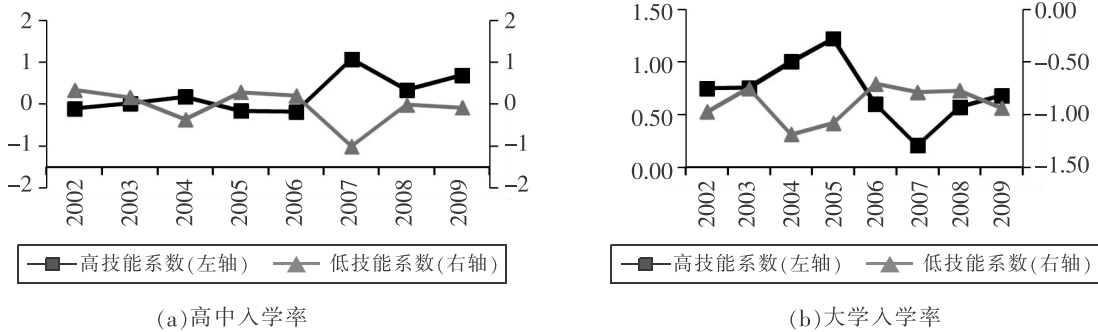


图7 随时间变化的系数:入学概率

注:系数通过对不同技能占比与年份的交叉项 Probit 估计得到。

2. 2010—2012年四省份样本

前述研究使用的样本时间段为2002—2009年。2011—2012年的UHS数据仅提供4个省份,同时,2011—2012年工业企业数据质量欠佳,因此,本文将其用做稳健性检验,结果见表9。

表9展示了家庭教育支出的回归结果,结论与表5一致,即高技能占比的上升会显著促进家庭教育支出,低技能占比的上升则会显著导致家庭教育支出的下降,这在控制家庭收入和规模的情况下仍然成立。如果同时放入高技能占比与低技能占比,系数依然显著。此外,对比表9中列(3)、(4)可以说明,高技能占比与低技能占比也会通过收入渠道作用于人力资本投资,与前述结论一致。

此外,本文还利用2011—2012年四个省份的数据对入学概率进行了研究,发现高技能占比和低技能占比对高中及大学入学概率的影响系数的方向仍然符合预期,与前述研究结论一致。

表 9 2011 年与 2012 年四省份数据:家庭教育支出

	被解释变量:教育支出的对数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
高技能占比	0.3773*** (0.1092)		0.3012* (0.1364)	1.0003*** (0.1347)
低技能占比		-0.4642*** (0.1223)	-0.3285** (0.1533)	-0.4987*** (0.1560)
家庭收入的对数	0.5772*** (0.0334)	0.5795*** (0.0321)	0.5673*** (0.0333)	
家庭规模	0.2787*** (0.0212)	0.2832*** (0.0212)	0.2843*** (0.0212)	
其他控制变量	是	是	是	是
观测值	11541	11541	11541	11541
R ²	0.1993	0.1993	0.1994	0.1508

注:使用 OLS 估计。*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01。

七、结论与政策建议

本文利用 1998—2012 年(除 2010 年)中国工业企业数据以及 2002—2012 年城镇住户调查数据探究了中国就业技能结构的变动趋势,并且检验了就业技能结构对家庭人力资本投资决策产生的影响。总体的结论是,该段时期内全国层面高技能就业占比有所提升。同时,本文也发现,劳动者教育投资决策受到局部劳动力市场的显著影响。地区高技能就业占比的上升会显著促进劳动者进行人力资本投资。

具体来说,在控制家庭收入、户主特征等的基础上,使用工具变量缓解内生性以后,本文发现,地区高技能占比每上升 1 个百分点,家庭教育支出增加 0.6700%,大学适龄青少年入学概率增加 0.3158%;地区低技能占比每上升 1 个百分点,家庭教育支出减少 0.7600%,大学适龄青少年入学概率减少 0.3121%。高中适龄青少年入学概率几乎不受到地区就业结构的影响。

根据以上结论,本文提出以下几点政策建议:

(1)微观层面的人力资本投资确实受到地区内就业技能结构的影响,这一点在张川川(2015b)中也可以得到印证。张川川(2015b)认为中国 2000—2005 年的出口扩张创造了大量低端就业岗位,实际上削减了劳动者接受进一步教育的动机,因此担心中国面临“中等教育陷阱”。本文发现,低技能就业虽然对劳动者的人力资本投资有负面影响,但与此同时,本文发现高技能就业对劳动者人力资本投资是正向的。所以产业结构的升级有助于提升人力资本投资的平均水平,在政策倾向方面应当更加重视高技能产业,不能过度依赖廉价劳动力发展低技能产业,因为低技能产业不利于人力资本投资和积累。

(2)要提高教育资源配置的效率。本文发现中等教育受地区就业结构的影响微弱,而高等教育受到地区就业结构的影响十分显著。这意味着在本文研究期间,接受高等教育所需要付出的成本对于部分人群来说较高,才会促使其在中等教育之后不接受高等教育,直接步入劳动力市场。因此,应当注重高等教育资源配置的均衡化和配置效率。

(3)根据本文的研究结论,人力资本投资受局部劳动力技能需求结构影响显著。事实上,在更为开放的劳动力市场中,人口可以自由流动,那么本地就业结构对人力资本投资的影响就会减弱,人

力资本的地区差异自然会收敛,这可能比单纯的转移支付对消除地区的不平等来得更为有效。为此,有必要进一步放松户籍制度等限制人口自由流动的制度性约束。

[参考文献]

- [1]陈维涛,王永进,毛劲松. 出口技术复杂度、劳动力市场分割与中国的人力资本投资[J]. 管理世界, 2014,(2):6-20.
- [2]李坤望,陈维涛,王永进. 对外贸易、劳动力市场分割与中国人力资本投资[J]. 世界经济, 2014,(3):56-79.
- [3]罗长远,张军. 附加值贸易:基于中国的实证分析[J]. 经济研究, 2014,(6):4-17.
- [4]马弘,乔雪,徐嫫. 中国制造业的就业创造与就业消失[J]. 经济研究, 2013,(12):68-80.
- [5]彭竞. 高等教育回报率与工资的性别差异[J]. 人口与经济, 2011,(4):51-57.
- [6]屈小博,高凌云,贾朋. 中国制造业就业动态研究[J]. 中国工业经济, 2016,(2):83-97.
- [7]王美艳. 中国城市劳动力市场上的性别工资差异[J]. 经济研究, 2005,(12):35-44.
- [8]徐舒. 技术进步、教育收益与收入不平等[J]. 经济研究, 2010,(9):79-92.
- [9]姚先国,周礼,来君. 技术进步、技能需求与就业结构——基于制造业微观数据的技能偏态假说检验[J]. 中国人口科学, 2005,(5):47-53.
- [10]袁志刚,高虹. 中国城市制造业就业对服务业就业的乘数效应[J]. 经济研究, 2015,(7):30-41.
- [11]张川川. 出口对就业、工资和收入不平等的影响——基于微观数据的证据[J]. 经济学(季刊), 2015a,(4):1611-1630.
- [12]张川川. “中等教育陷阱”吗?——出口扩张、就业增长与个体教育决策[J]. 经济研究, 2015b,(12):115-127.
- [13]Acemoglu, D. Technical Change, Inequality, and the Labor Market [J]. *Journal of Economic Literature*, 2002, 40(1):7-72.
- [14]Aparicio, F. A. High-school Dropouts and Transitory Labor Market Shocks: The Case of the Spanish Housing Boom[R]. IZA Discussion Paper, 2010.
- [15]Atkin, D. Endogenous Skill Acquisition and Export Manufacturing in Mexico [J]. *American Economic Review*, 2016, 106(8):2046-2085.
- [16]Autor, D. H., L. F. Katz, and M. S. Kearney. Trends in US Wage Inequality: Revising the Revisionists[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2008, 90(2):300-323.
- [17]Barro, R. J. Economic Growth in a Cross Section of Countries [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(2):407-443.
- [18]Bellei, P., and L. Lochner. The Changing Role of Family Income and Ability in Determining Educational Achievement[J]. *Journal of Human Capital*, 2007, 1(1):37-89.
- [19]Blanchard, E. J., and W. W. Olney. Globalization and Human Capital Investment: Export Composition Drives Educational Attainment[J]. *Journal of International Economics*, 2017,(106):165-183.
- [20]Conley, D., and R. Glauber. Parental Educational Investment and Children's Academic Risk Estimates of the Impact of Sibship Size and Birth Order from Exogenous Variation in Fertility [J]. *Journal of Human Resources*, 2006, 41(4):722-737.
- [21]Corak, M., G. Lipps, and J. Zhao. Family Income and Participation in Post-secondary Education [R]. IZA Discussion Paper, 2004.
- [22]Eeckhout, J., R. Pinheiro, and K. Schmidheiny. Spatial Sorting [J]. *Journal of Political Economy*, 2014, 122(3):554-620.
- [23]Greenland, A., and J. Lopresti. Import Exposure and Human Capital Adjustment: Evidence from the US[J]. *Journal of International Economics*, 2016,(100):50-60.
- [24]Gregorio, D. J. Borrowing Constraints, Human Capital Accumulation, and Growth [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1996, 37(1):49-71.

- [25]Jensen, R. Do Labor Market Opportunities Affect Young Women's Work and Family Decisions? Experimental Evidence from India[J]. Quarterly Journal of Economics, 2012,127(2):753-792.
- [26]Keane, M. P., and K. I. Wolpin. The Effect of Parental Transfers and Borrowing Constraints on Educational Attainment[J]. International Economic Review, 2001,42(4):1051-1103.
- [27]Li, H., J. Zhang, and Y. Zhu. The Quantity-quality Trade-off of Children in a Developing Country: Identification Using Chinese Twins[J]. Demography, 2008,45(1):223-243.
- [28]Los, B., M. P. Timmer, and G. J. Vries. How Important Are Exports for Job Growth in China? A Demand Side Analysis[J]. Journal of Comparative Economics, 2015,43(1):19-32.
- [29]Lucas, R. E. On the Mechanics of Economic Development[J]. Journal of Monetary Economics, 1988,22(1):3-42.
- [30]Meng, X., and G. Zhao. The Intergenerational Effect of the Chinese Cultural Revolution on Education[R]. Australian National University Working Paper, 2013.
- [31]Oreopoulos, P., M. E. Page, and A. H. Stevens. The Intergenerational Effects of Compulsory Schooling[J]. Journal of Labor Economics, 2006,24(4):729-760.
- [32]Oster, E., and B. M. Steinberg. Do IT Service Centers Promote School Enrollment? Evidence from India[J]. Journal of Development Economics, 2013,(104):123-135.
- [33]Romer, P. M. Human Capital and Growth: Theory and Evidence [J]. Proceedings of Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1990,(32):251-286.
- [34]Spence, M. Job Market Signaling[J]. Quarterly Journal of Economics, 1973,87(3):355-374.

How Does Skills Bias in the Labor Market Segmentation Affects Human Capital Investment of Family

ZHANG Jun¹, ZHANG Hui-hui¹, XU Li-heng²

(1. School of Economics, Fudan university, Shanghai 200433, China;

2. Penghua Fund Management Co., Ltd., Shenzhen 518000, China)

Abstract: Accumulation of human capital is an important source of China's economic growth. With the rapid growth of China in the past, what impact has the employment skills structure had on the human capital investment? This paper constructs a theoretical model to elaborate the mechanism of employment skills demand affecting human capital investment and uses the data of Chinese industrial enterprises and the China Urban Household Survey data from 2002 to 2012 to examine the effect of employment skills structure on household investment in human capital. It finds that the more local employment is biased toward higher skills, the larger the family invests in human capital. On the contrary, the more local employment is biased toward lower skills, the less the family invests in human capital. After using instrumental variables to alleviate endogenous problems, the above conclusions are still valid. This shows that family investment decisions on human capital are significantly affected by the local labor market, especially for the human capital measured by the education expenditure and high-school enrollment rate. This paper is helpful to understand the evolution of China's employment skills structure, and the mechanisms and effects of the impact that the employment skills structure had on human capital investment.

Key Words: employment skills structure; human capital; export shock; education expenditure; enrollment rate

JEL Classification: E24 J21 J24

[责任编辑:姚鹏]