

民营企业融资难与我国劳动力市场的结构性问题*

□申广军 姚 洋 钟宁桦

摘要:民营企业融资难、融资贵是我国金融市场的普遍现象,而劳动力市场存在“中小企业招工难”与“大学生就业难”并存的结构性问题,本文尝试用“资本技能互补”假说将两者相联系。理论分析指出,国有企业的融资成本低于民营企业,因而使用更加资本密集的生产方式;根据“资本技能互补”假说,国有企业也需要更多的高技能劳动。民营企业与此相反。民营企业主导着劳动力市场,压低了对高技能劳动的需求,而扩张了对低技能劳动的需求,从而导致“中小企业招工难”与“大学生就业难”并存。实证分析表明,融资约束通过企业投资影响其高技能工人比重;反事实分析表明,如果民营企业的融资成本能降低到国有企业的水平,市场将需求更多的高技能劳动和更少的低技能劳动,从而同时缓解“中小企业招工难”和“大学生就业难”的问题。

关键词:资本技能互补 融资约束 劳动力市场 中小企业招工难 大学生就业难

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2020.0020

一、引言

民营经济在稳定增长、促进创新、增加就业、改善民生等方面发挥着重要作用,是推动经济社会发展的重要力量。习近平总书记在民营企业座谈会上的讲话中指出,民营经济“贡献了50%以上的税收,60%以上的国内生产总值,70%以上的技术创新成果,80%以上的城镇劳动就业,90%以上的企业数量”。然而,民营企业融资难、融资贵的现状,不仅降低了经济的整体运行效率(刘瑞明,2011;杨汝岱,2015),而且造成中国经济的内外失衡(Song et al.,2011),成为当前经济高质量发展的主要障碍之一。现有研究聚焦于民营企业融资难、融资贵的经济后果,忽略了其对劳动力市场的影响。实际上,正如本文将要指出的,民营企业融资难、融资贵是当前劳动力市场出现结构性问题的重要原因,要确保乃至进一步提升民营经济在增加就业方面的贡献,缓解其融资约束是当务之急。

改革开放以来,我国劳动力市场发生了深刻变化,对经济发展与人民福利都产生了巨大的积极影响。到2005年前后,我国劳动力市场已经逐步运作完善:劳动力流动性越来越强,企业也可以根据市场状况自主地做出与雇用和工资有关的决定(蔡昉等,2009)。然而,近期一些研究指出,我国劳动力市场仍然存在严重的结构性问题(中国经济增长前沿课题组,2014;赖德胜、纪雯雯,2015;陆铭,2016;李世刚、尹恒,2017)，“中小企业招工难”与“大学生就业难”两难并存就是其中之一。“中小企业招工难”现象发端于2004年前后的沿海地区,珠三角地区当时缺工最为严重。其后两年,中西部传统的劳务输出大省也在不同程度上面临着类似问题。并且,“中小企业招工难”现象最初只是表现为中小企业难以招到技术工人,但是这一现象很快蔓延到普通工人(国务院发展研究中心企业研究所,2012)。这一现象也突

*作者感谢国家社科基金重大项目(19ZDA073)、国家自然科学基金项目(71573007和71973101)、霍英东教育基金会第十六届高等院校青年教师基金项目(161081)、同济大学重点建设项目(190164)和“中央高校基本科研业务费专项资金”项目(22120190103)的资助。钟宁桦为本文通讯作者。

出表现为低技能劳动力价格的迅速上涨,据国务院发展研究中心农村经济研究部提供的一份统计报告,2011年外出农民工的月平均工资几乎是2007年的两倍^①。与此同时,“大学生就业难”的问题也日渐突出。刘帆(2011)报告2005年大学生初次就业率为50%,即有一半大学生“毕业即失业”。麦可思中国大学生就业研究课题组(2013)的调查显示,2012届大学生毕业半年后就业率仅为82.4%,超过100万大学生在毕业半年后仍然没有工作。“大学生就业难”不仅表现为总量问题,事实上还有多种其他表现形式,包括专业匹配度低、就业质量下降和工资增长乏力等^②。

人力资本是重要的生产要素,“大学生就业难”说明存在人力资本的浪费;同时,劳动需求是派生需求,“中小企业招工难”也表明经济总需求难以得到满足。因此“中小企业招工难”与“大学生就业难”的劳动力市场的结构性问题,不利于经济产出的增长。此外,由于金融市场摩擦导致资本在国企和民企之间产生错配,这种情况下的劳动配置也是次优配置,不利于整体生产效率。因此,“中小企业招工难”与“大学生就业难”并存的现象引起了广泛关注,但是大多数研究往往从劳动供给的角度出发,以劳动市场分割理论为基础,将就业难与招工难作为两个孤立的现象进行分析:从低技能工人(主要是农村转移劳动力)的人口学特征来解释“中小企业招工难”(蔡昉,2005;Knight et al.,2011);从高等教育扩张引发的高技能工人供给增加解释“大学生就业难”(Li et al.,2014;Xing et al.,2018)。但是,市场均衡是供给和需求共同作用的结果,“中小企业招工难”与“大学生就业难”反映了低技能劳动的供不应求和高技能劳动的供大于求,因此仅从不同劳动群体的供给差异来解释上述现象并不充分,还需要从需求方说明社会为何需要更多的低技能劳动和更少的高技能劳动。本文认为,金融市场摩擦导致企业对不同技能的劳动需求同时出现扭曲,这与劳动供给因素共同作用,引发劳动力市场的技能错配问题。

本文分析的逻辑起点是金融市场摩擦和资本技能互补。金融市场摩擦有丰富的内涵,本文是指国有企业与民营企业在金融市场面临不同的融资成本。大型国有企业能以较低利率从银行借款,而民营企业(尤其是中小企业)却很难从正规金融系统获得足够的贷款,只能转向更加昂贵的融资方式^③。这种金融市场的不完善,鼓励国有企业选择比民营企业更加资本密集的生产方式。资本技能互补是指资本与高技能劳动的替代弹性低于资本与低技能劳动的替代弹性,这一特征使得金融市场摩擦可以传递到劳动力市场,导致国企和民企对不同技能劳动力的需求无法根据供给结构迅速调整,从而产生结构性问题。

我们尝试从理论和实证两个方面分析金融市场摩擦如何导致劳动力市场的结构性问题。理论分析比较了金融市场存在摩擦和不存在摩擦两种情况下企业最优的劳动需求。由于资本技能互补,融资成本较低的国有企业因资本密集度较高而需求更多的高技能劳动和更少的低技能劳动,民营企业恰恰相反。由于民营企业在劳动力市场所占比重更大,金融市场摩擦对劳动力市场的总体影响取决于民营企业。因此,整个劳动力市场压低了对高技能劳动的需求,而放大了对低技能劳动的需求。结合这一时期的劳动供给特征,催生出“中小企业招工难”与“大学生就业难”并存现象。

实证分析分两个步骤展开。首先,我们分析企业面临的融资约束是否影响其从业人员的技能结构。结果显示,融资成本与企业高技能工人比重高度负相关,不同的稳健性检验都给出了一致的结论。机制分析显示,融资约束主要通过企业投资来影响高技能工人比重。其次,我们使用反事实分析的方法,考察如果民营企业能够享受到与国有企业同样的融资成本,劳动力市场对不同技能劳动力的需求会怎样变化。结果显示,此时劳动力市场对大专及以上学历工人的需求会增加1%~5%,而初中及以下学历工人的需求将减少约1%。

本文在理论和实践两个方面都有所创新和贡献。理论上,本文以“资本技能互补”为传导机制将金融市场与劳动力市场相联系,为理解企业的雇用行为提供了新的思路,也指出金融市场摩擦影响的不仅是生产效率问题,更是涉及就业的民生问题。同时,本文指出的不同要素市场之间相互联系的渠道,有助于我们以一般均衡而非局部均衡的方法来思考我国劳动力市场出现结构性问题的深层次原因。值得注意的是,这里的“结构”不仅包括高技能劳动和低技能劳动的技能结构,也包括国有和民营的部门结构。虽然也有文献将企业雇用行为和资本市场相联系(Larrain,2015),但是本文首次将部门结构考虑在内,在理论上丰富了现有文献,为分析

存在结构差异的经济体(尤其是发展中国家的情况)提供了参考。实践上,本文为理解“中小企业招工难”与“大学生就业难”的两难并存现象提供了崭新的视角。现有文献多是从劳动供给角度孤立地解释“大学生就业难”或“中小企业招工难”,本文则提供了一个统一的分析框架,通过挖掘招工难和就业难的本质联系,从金融市场摩擦来解释劳动力市场的结构性问题。习近平总书记在2018年底民营经济座谈会指出,只有“解决民营企业融资难融资贵问题”,民营经济才能继续在“……增加就业、改善民生等方面发挥重要作用”。本文研究结论为这一论断提供了理论支撑:要解决劳动力市场上的结构性问题,需要消除金融市场摩擦,使企业能根据它们的生产运营效率而非身份特征获取融资支持。

本文后续部分安排如下。第二部分构建分析框架说明金融市场摩擦如何传递到劳动力市场,并通过“资本技能互补”抑制市场对高技能劳动的需求,同时扩张对低技能工人的需求。第三部分阐述本文的核心假设,即中国存在资本技能互补和金融市场摩擦这两个现象,并为本文核心命题提供描述性证据。第四部分实证分析融资成本和高技能工人比重的关系,并提供稳健性检验和机制分析。第五部分通过反事实分析量化金融市场摩擦对劳动需求扭曲的影响。第六部分总结全文。

二、分析框架

本节将通过简单的数理分析,说明金融市场摩擦如何导致劳动力市场对高技能工人与低技能工人的需求偏离完美金融市场条件下的最优状态,从而产生“中小企业招工难”和“大学生就业难”的结构性问题。

(一)基本设定

首先假定市场上有 N 个企业,包括 N_g 个国有企业和 N_p 个民营企业,即 $N=N_g+N_p$ 。除了所有制不同,所有企业在其他方面完全一样:都利用资本 k 、低技能劳动 l 和高技能劳动 h ,使用相同的生产函数来生产同样的产品。参考Duffy等(2004)的做法,假设生产技术为双层嵌套的常替代弹性(Constant Elasticity of Substitution, CES)生产函数^④:

$$y=f(k,l,h)=A\left\{\theta_1[\theta_1 k^\alpha+(1-\theta_1)h^\alpha]^\beta+(1-\theta_2)l^\beta\right\}^{\frac{1}{\beta}} \quad (1)$$

其中, $A>0$ 表示生产效率, θ_1 和 θ_2 是生产要素的份额参数,且 $0<\theta_1,\theta_2<1$ 。除了CES生产函数的一般性质,假定这一生产函数具有“资本技能互补”的特征,即资本与高技能工人的替代弹性 σ_{kh} 小于它与低技能劳动的替代弹性 σ_{kl} ,这需要对生产函数的参数做出一定限制。根据Sato(1967)可知,资本与高技能劳动的替代弹性为 $\sigma_{kh}=1/(1-\beta)+(1/share)\times[1/(1-\alpha)-1/(1-\beta)]$,其中 $share$ 为 k 和 h 的支出份额;资本与低技能劳动的替代弹性为 $\sigma_{kl}=1/(1-\beta)$ 。因此,资本技能互补的一个充分条件是 $\alpha<0<\beta<1$ ^⑤。需要指出的是,这里的假定符合一般文献对替代弹性的估计。例如,Krusell等(2000)估计的替代弹性分别为0.67和1.67;Polgreen和Silos(2008)运用马尔科夫链蒙特卡罗方法重新估计的替代弹性为0.6和2.25。本文第三节对中国工业企业的估计也支持上述参数设定。

资本稀缺而劳动力丰富是发展中国家的重要特征之一,因此,本文假定金融市场提供的信贷总额恒定为 \bar{K} ,并且它总是被用完。同时,假设高技能劳动市场与低技能劳动市场之间是完全分割的,即不存在劳动力在这两个市场之间自由流动,但是两种技能的工人可以在各自的市场中自由流动^⑥。

(二)完美金融市场下的要素需求

首先考虑完美金融市场的情况。这里“完美”是指企业面临同样的贷款利率 r 。由于两种技能的工人可以在各自的市场中自由流动,所以企业也将给同类别的工人提供同样的报酬。令 w 为低技能工人的工资,而 v 为高技能工人的工资。由于只有一种产品,假设其以单位价格销售。此时,所有企业面临相同的利润最大化问题:

$$\max A\left\{\theta_2[\theta_1 k^\alpha+(1-\theta_1)h^\alpha]^\beta+(1-\theta_2)l^\beta\right\}^{\frac{1}{\beta}}-rk-wl-vh \quad (2)$$

由于所有企业面临相同的要素价格,使用同样的生产函数,并以同样的价格出售产品,所以它们对资本与两种劳动力具有相同的需求。令 k_s^* 和 k_p^* 分别代表单个国有企业和民营企业的资本需求,注意到信贷总量的约束为 $N_s k_s^* + N_p k_p^* = \bar{K}$, 于是有:

$$k \triangleq k_s^* = k_p^* = \frac{\bar{K}}{N_s + N_p} \quad (3)$$

根据利润最大化的一阶条件,可以得到单个企业对两类劳动力的需求分别是:

$$h^* \triangleq h_s^* = h_p^* = \left[\frac{(1-\theta_1)r}{\theta_1 v} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} k^* \quad (4)$$

$$l^* \triangleq l_s^* = l_p^* = \left[\frac{(1-\theta_2)r}{\theta_1 \theta_2 w} \right]^{\frac{1}{1-\beta}} \left\{ \theta_1 + (1-\theta_1) \left[\frac{(1-\theta_1)r}{\theta_1 v} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \right\}^{\frac{\alpha-\beta}{\alpha(1-\beta)}} k^* \quad (5)$$

因此,市场对两类劳动力的总需求分别是:

$$H^* = \left[\frac{(1-\theta_1)r}{\theta_1 v} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \bar{K} \quad (6)$$

$$L^* = \left[\frac{(1-\theta_2)r}{\theta_1 \theta_2 w} \right]^{\frac{1}{1-\beta}} \left\{ \theta_1 + (1-\theta_1) \left[\frac{(1-\theta_1)r}{\theta_1 v} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \right\}^{\frac{\alpha-\beta}{\alpha(1-\beta)}} \bar{K} \quad (7)$$

当信贷总量增加时,市场对两类劳动力的需求都会提高,因为更多资本投入可以提高劳动的边际生产力。

(三) 金融市场摩擦下的要素需求

考虑金融市场存在摩擦时的情况。此时,不同所有制的企业在金融市场面临不同的借贷利率:国企以利率 r 借贷,而民企的利率则为 mr' , 其中 $m > 1$ 。假定信贷所有者仍获得等额收益,单个国企和民企获得的信贷量分别为 $k_s^{\#}$ 和 $k_p^{\#}$, 因此,

$$\begin{cases} N_s k_s^{\#} + N_p k_p^{\#} = \bar{K} \\ r' N_s k_s^{\#} + mr' N_p k_p^{\#} = r \bar{K} \end{cases} \quad (8)$$

简单推算可知,与完美金融市场相比,国企借贷成本下降,而民企借贷成本提高了,即:

$$r' < r < mr' \quad (9)$$

此时国企和民企的两类劳动需求分别为:

$$\begin{cases} h_s^{\#} = \left[\frac{(1-\theta_1)r'}{\theta_1 v} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} k_s^{\#} \\ h_p^{\#} = \left[\frac{(1-\theta_1)mr'}{\theta_1 v} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} k_p^{\#} \end{cases} \quad (10)$$

$$\begin{cases} l_s^{\#} = \left[\frac{(1-\theta_2)r'}{\theta_1 \theta_2 w} \right]^{\frac{1}{1-\beta}} \left\{ \theta_1 + (1-\theta_1) \left[\frac{(1-\theta_1)r'}{\theta_1 v} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \right\}^{\frac{\alpha-\beta}{\alpha(1-\beta)}} k_s^{\#} \\ l_p^{\#} = \left[\frac{(1-\theta_2)mr'}{\theta_1 \theta_2 w} \right]^{\frac{1}{1-\beta}} \left\{ \theta_1 + (1-\theta_1) \left[\frac{(1-\theta_1)mr'}{\theta_1 v} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \right\}^{\frac{\alpha-\beta}{\alpha(1-\beta)}} k_p^{\#} \end{cases} \quad (11)$$

简单的变换可以得到以下几个命题。

命题一: $(k^s/h^s) > (k^p/h^p)$; $(k^s/l^s) > (k^p/l^p)$; $(h^s/l^s) > (h^p/l^p)$; $[k^s/(h^s+l^s)] > [k^p/(h^p+l^p)]$ 。即国企有较高的资本—高技能劳动比、较高的资本—低技能劳动比、较高的高技能劳动—低技能劳动比、以及较高的资本劳动比。

证明: 记 $g(r) \triangleq \left[\frac{(1-\theta_1)r}{\theta_1 v} \right]^{-\frac{1}{1-\alpha}}$, 记 $h(r) \triangleq \left[\frac{(1-\theta_2)r}{\theta_2 w} \right]^{-\frac{1}{1-\beta}} \{ \theta_1 + (1-\theta_1) \left[\frac{(1-\theta_1)r}{\theta_1 v} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \}^{\frac{\alpha-\beta}{\alpha(1-\beta)}}$, $q(r) = h(r)/g(r)$ 。由于 $g(r)$ 、 $h(r)$ 和 $q(r)$ 都是 r 的增函数, 可证命题一。

记金融市场存在摩擦时两类劳动的总需求分别为 $H^s \triangleq N_s h^s + N_p h^p$ 和 $L^s \triangleq N_s l^s + N_p l^p$, 于是有以下命题。

命题二: (1) $H^s < H^*$, 即与完美金融市场相比, 存在金融市场摩擦时, 劳动力市场需求较少的高技能劳动力; (2) $L^s > L^*$, 即与完美金融市场相比, 存在金融市场摩擦时, 劳动力市场需求较多的低技能劳动力。

证明: 由于 $g(r)$ 是 r 的凹函数, 令 $\vartheta = (mr-r)/(mr-r')$, 则有 $H^s = \vartheta g(r') \bar{K} + (1-\vartheta) g(mr') \bar{K} < g(\vartheta r' + (1-\vartheta)mr') \bar{K} = g(r) \bar{K} = H^*$; 同理, 由于 $h(r)$ 是 r 的凸函数, 有 $L^s = \vartheta h(r') \bar{K} + (1-\vartheta) h(mr') \bar{K} > h(\vartheta r' + (1-\vartheta)mr') \bar{K} = h(r) \bar{K} = L^*$ 。

三、描述性分析

在进行计量分析之前, 本节先提供一些描述性事实, 一方面验证本文分析所依赖的两个基本假设——资本技能互补和金融市场摩擦, 另一方面为模型的预测提供初步的证据, 同时也指出本文与当前中国实际情况的联系, 以说明研究的实践意义。

(一) 资本技能互补

生产要素之间的替代弹性是生产函数的核心特征。Griliches (1969) 发现, 资本与低技能劳动的替代性比资本与高技能劳动的替代性更强, 称之为“资本技能互补”假说, 并率先进行了验证。后续许多研究重复或者从数据、研究设定和计量方法等方面改进了他的研究, 发现大量支持资本技能互补的证据 (申广军, 2016)。基于对资本技能互补假说的认可, 经济学家开始将其引入生产函数, 用以研究其他经济现象, 其中资本技能互补对劳动需求的技能结构和技能溢价的影响得到了最深入细致的研究。

虽然资本技能互补假说在国外经济学研究中得到了广泛的关注, 但是国内大多数研究者尚未注意到这支文献, 也较少直接验证资本技能互补假说在中国的适用情况。使用跨国数据或发展中国家数据进行的研究支持资本技能互补, 因此资本技能互补可以被视为生产过程的自然特征, 而不是特定社会经济制度的产物。即使如此, 对于本文的研究, 测量中国物质资本与两类劳动力的替代弹性也有必要, 因此我们首先在此处提供一个初步的证明。具体而言, 我们利用 2004 年工业企业数据库估计以下超越对数生产函数:

$$\ln y = \alpha_0 + \alpha_k \ln k + \alpha_h \ln h + \alpha_l \ln l + \alpha_{kk} (\ln k)^2 + \alpha_{hh} (\ln h)^2 + \alpha_{ll} (\ln l)^2 + \alpha_{kh} \ln k \ln h + \alpha_{hl} \ln h \ln l + \alpha_{kl} \ln k \ln l + \epsilon \quad (12)$$

其中, k 、 h 和 l 分别代表资本、高技能劳动和低技能劳动。根据 2004 年工业企业数据库的数据特征, 本文采用 3 种方法区分高技能劳动与低技能劳动。

技能分类一: 大专及以上学历者为高技能劳动力, 其他为低技能劳动力。

技能分类二: 有低级或以上技术职称者为高技能劳动力, 其他为低技能劳动力。

技能分类三: 中级工及以上技术等级者为高技能劳动力, 其他为低技能劳动力。

估计以上超越对数生产函数可以计算资本与高技能劳动和低技能劳动的替代弹性。表 1 的结果显示, 无论以何种方式划分高技能劳动与低技能劳动, 资本与高技能劳动的替代弹性 σ_{kh} 总是小于资本与低技能劳动的替代弹性 σ_{kl} , 而且二者的差距在 1% 的水平上是显著的, 这证明中国工业企业的生产函数也符合资本技能互补的特征。

由于工业企业数据库只在 2004 年汇报了分学历、分技能的工人数量, 其他年份仅报告了工人的总数量, 因此其他年份无法通过估计企业层面的超越对数生产函数验证资本技能互补假说的合理性。马红旗等 (2017) 利用 1999~2011 年的省级面板数据, 使用 Duffy 等 (2004) 的方法验证了资本技能互补假

表 1 替代弹性对比

	σ_{kh}	σ_{kl}	$\sigma_{kh} - \sigma_{kl}$
技能定义一	0.743 (0.0050)	1.355 (0.0002)	-0.605 (0.0050)
技能定义二	0.028 (0.0049)	1.303 (0.0002)	-1.276 (0.0049)
技能定义三	0.234 (0.0061)	1.368 (0.0002)	-1.134 (0.0061)

说,也发现物质资本的积累与高技能劳动的互补性大于其与低技能劳动的互补性,并且当以高中为劳动技能划分界限时,资本—技能互补性更为明显,这为本文使用资本技能互补提供了经验支持。

(二)金融市场摩擦

改革开放以来,虽然一系列的金融体制改革促进了金融市场的发育,但是我国的金融发展程度仍然较低,金融资源仍然相对稀缺。Allen等(2005)比较了中国和LLSV样本国家(La Porta et al., 1997, 1998)的金融体系,认为中国资本市场孱弱,庞大但不发达的银行部门主导着金融体系。在这种情况下,中国企业更严重地依赖自筹资金支持自身发展,2017年仍有65%的社会固定资产投资源于自筹资金(国家统计局,2018)。不仅如此,融资约束并不同等地影响所有企业。虽然银行的市场化改革逐步弱化了政府干预,增强了银行的商业化特征及自主经营能力,但银行业结构仍然高度集中于国有商业银行(林毅夫、李永军,2001)。出于各种考虑,国有银行更倾向于贷款给国有企业,而民营企业(尤其是中小企业)受到信贷歧视。许多研究都指出民营企业存在融资难融资贵的问题(林毅夫、李永军,2001;卢峰、姚洋,2004;白重恩等,2005;钟宁桦等,2016)。实际上,民营企业不仅难以获得银行贷款,在股票市场进行融资时也处于不利境况(Song et al., 2011)。

国家统计局的数据也提供了一致的证据。图1显示1998~2003年,国有企业投资资金约有1/3源于国内银行贷款或者政府拨款;而对于个体经济,这一比例往往不足10%。虽然2004年之后政府不再公布按经济性质分的企业投资融资来源,但是仍有证据表明民营企业融资时的不利状况并未得到有效缓解。如表2所示,2009年民营企业工业产值占工业总产值的比重接近30%,却仅获得了不到5%的金融机构短期贷款。事实上,民营企业的融资环境甚至在恶化:从1998年到2009年,民营企业工业产值比重增长了近10倍,而同期获得贷款的比重仅增加了4倍多。工业企业数据库也证明存在普遍的金融市场摩擦,详情请参见第四部分的比较分析。

(三)企业生产要素选择

本文的理论分析提出,国有企业与民营企业在融资时面临的约束强度的差异,改变了其资本投入的相对价格。一个自然的结果是,它们将采用不同的要素投入组合以最大化企业利润。具体而言,在金融市场占据优势地位的国有企业将更多地使用资本投入而非劳动;同时,由于资本与高技能劳动的互补性,国有企业将更多地雇用高技能工人。基于同样的原因,民营企业相对更多地依赖劳动投入,尤其是低技能劳动。本小节将从两个角度对比国有企业与民营企业的要素投入差异:(1)资本和劳动的选择;(2)不同技能劳动的选择。

1. 资本和劳动之间的选择

图2按企业所有制性质描述了资本劳动比,国有企业与民营企业的资本劳动比存在明显差异,这与理论上对资本劳动比的分析和推测一致。2000年国有企业与民营企业资本劳动比分别为28和11,国有企业是民营企业的2.5倍。随后,与中国资本不断积累的事实相一致,两类企业的资本劳动比都不断上升,但是国有企业上升的速度更快,以至于民营企业与国有企业资本劳动比的差距不断扩大。2017年,民营企业的资本劳动比为75,而国有企业为

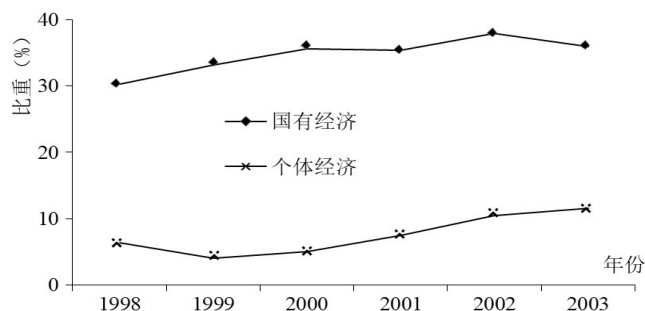


图1 国家预算内资金与国内贷款在企业投资中的比重

注:图中个体经济是后来私营经济与个体经济的总和。数据来自《中国统计年鉴》(1999~2004年)。2004年以后,《中国统计年鉴》不再报告上述指标。

表2 民营企业在工业总产值和短期贷款中的比重

年份	工业总产值(亿元)			金融机构短期贷款(亿元)		
	总计	民营企业	民企产值百分比	总计	民营企业	民企贷款百分比
1998	67737	2083	3.07	60613.2	471.6	0.78
1999	72707	3245	4.46	63887.6	579.1	0.91
2000	85674	5220	6.09	65748.1	654.6	1.00
2001	95449	8761	9.18	67327.2	918.0	1.36
2002	110776	1295	11.69	131293.9	1058.8	0.81
2003	142271	20980	14.75	158996.2	1461.6	0.92
2004	201722	35141	17.42	86840.6	2081.6	2.40
2005	251620	47778	18.99	87449.2	2180.7	2.49
2006	316589	67240	21.24	98534.4	2667.6	2.71
2007	405177	94023	23.21	114477.9	3507.7	3.06
2008	507285	136340	26.88	125181.7	4221.2	3.37
2009	548311	162026	29.55	146611.0	7117.0	4.85

注:数据来自历年《中国统计年鉴》。这里民营企业还包括了个体经济的短期贷款。《中国统计年鉴》对民营经济的名称与统计有几次变动:2005年年鉴及之前称为“个体经济”;2006年年鉴称为“私营个体经济”;2007年年鉴及以后改为“私营经济”和“个体经济”分别报告。2009年以后,《中国统计年鉴》不再报告上述指标。

275,接近前者的4倍。

为了进一步证明这一现象,参考 Song 等(2011)做法,考察国有企业经济活动与资本劳动比的关系。为了消除中国资本劳动比的内生性带来的问题,本文匹配了中国与美国制造业的25个行业,使用美国2005年各对应行业的资本劳动比——这被认为是最接近竞争市场状态下的资本劳动比。国有企业经济活动由其在各行业的就业比重代理。图3是2009年中国25个行业的散点图,横轴为美国对应行业的资本劳动比,纵轴为国有企业就业比重。两者明显正相关,即资本劳动比越高的行业,国有企业占有越大的份额,这与上文所述国有企业更多地使用资本投入相一致。

国有企业不仅集中于资本劳动比高的行业,还在继续向高资本劳动比的行业汇聚。图4横轴为美国对应行业的资本劳动比,纵轴为国有企业就业比重在2009~2010年间的变动情况。与2009年相比,2010年国有企业在几乎所有行业都收缩了就业比重,但是收缩速度在资本劳动比高的行业更慢,这意味着国有企业将更加集中于高资本劳动比的行业。

最后,通过资本产出比在国有企业和民营企业间的差距可以进一步核查不同所有制企业对资本和劳动的选择。如图5所示,国有企业比民营企业的生产更多地使用资本投入。在2000年左右,生产1单位产出,国有企业使用的资本是民营企业的2.7倍。虽然这一差距在随后几年有所缩小,但一直维持在2.5~3之间。2017年,国有企业的资本产出比仍是民营企业的2.6倍(分别为1.6和0.6)。

2. 不同技能的劳动之间的选择

以上讨论说明,国有企业比民营企业更多地使用资本投入进行生产。如前文所述,由于资本与高技能劳动的互补性,更多地使用资本投入的国有企业也必定

更多地使用高技能工人。这与数据给出的证据一致。表3是根据2004年工业企业数据库计算的国企和民企工人的学历和技能分布。按照学历来说,国有

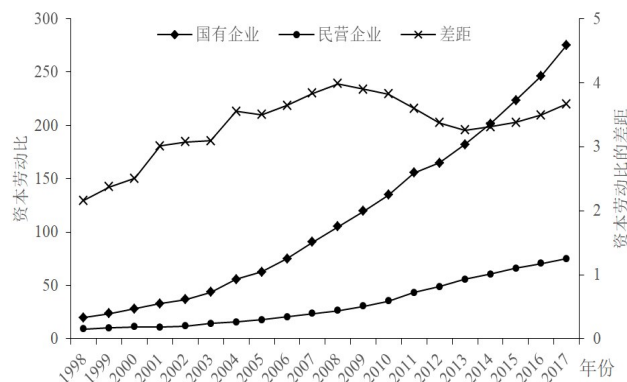


图2 资本劳动比

注:资本劳动比数据刻度在左轴,衡量差距的数据刻度在右轴。这里的资本劳动比仅是数值的比例,而非价值的对比,其中资本的单位是亿元,而劳动的单位是万人。数据来自历年《中国统计年鉴》。

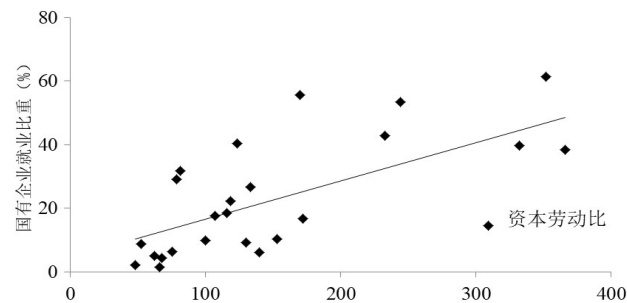


图3 资本劳动比与国有企业就业比重

注:美国制造业的数据来自 NBER-CES Manufacturing Industry Database, 该数据可以在 NBER 的官方网站下载: <http://www.nber.org/data/nbprod2005.html>。本文使用以 1997 NAICS 行业标准分类的 2005 年数据。中国数据来自《中国工业经济统计年鉴》(2010 年和 2011 年),采用国民经济行业分类(GB/T 4754-2011)。原始数据共有 27 个行业可以匹配,此处剔除了资本劳动比极端高(1123)的石油加工、炼焦及核燃料加工业和国有企业雇员比重极高的烟草制品业(99.7%)。

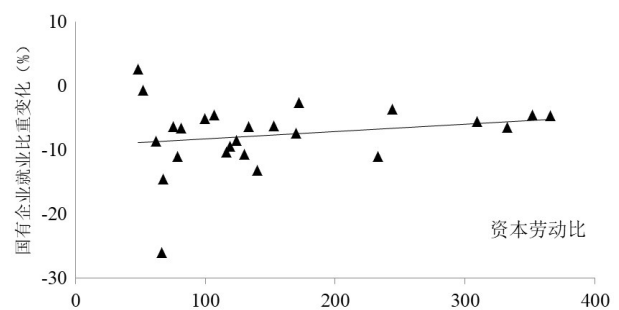


图4 资本劳动比与国有企业就业比重变动

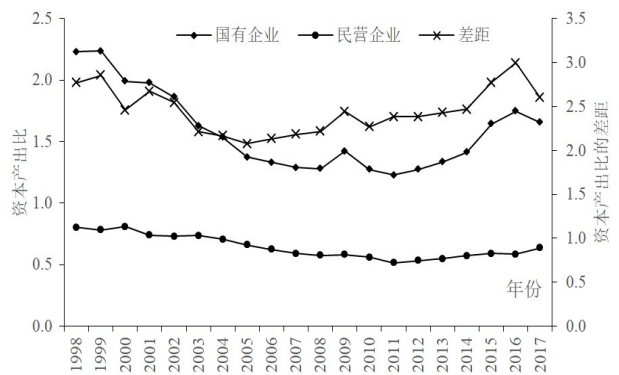


图5 资本产出比

注:由于国家统计局在2011年以后不再报告分所有制的工业产出,所以此处产出指的是主营业务收入。资本产出比数据刻度在左轴,衡量差距的数据刻度在右轴。数据来自《中国统计年鉴》。

企业虽然不比民营企业雇用更多的研究生,但是二者在雇用本科生、专科生和高中生方面都存在显著的差距,国企比民企更多地雇用这几类高技能工人;同时,民营企业中初中及以下学历工人的比重比国企高将近18个百分点。按照技术来分,国企17%的工人具有技术职称,近17%工人的技术等级为中级工或以上,而民营企业对应的数字分别是9.8%和6.7%,且其与国企的差距在1%的水平上具有统计显著性。

四、实证分析

(一)数据和变量

本文实证分析主要使用中国工业企业数据库。工业企业数据库由国家统计局根据样本企业提交给当地统计局的季报和年报汇总得到,包含全部国有工业企业和规模以上(主营业务收入500万元人民币以上)的非国有工业企业。工业企业数据库的统计单位为企业法人,1998~2008年未处理的数据包括260余万观测值,法人数量从1998年的16万增长到2008年的41万。工业企业数据库的样本企业能够较好地反映中国工业部门的基本情况。聂辉华等(2012)比较了工业企业数据库2004年数据和同年的第一次全国经济普查,发现工业企业数据库当年的样本企业销售额合计19.56万亿元,约占全国当年工业企业销售总额(21.84万亿元)的89.5%。根据《中国统计年鉴》,2007年规模以上工业企业增加值117048.4亿元,占工业部门总量(125831.4亿元)的93%。工业企业数据库为了解企业的整体情况提供了丰富的信息,包括企业的基本状况和生产经营等。

本文还使用世界银行2005年所做的“投资环境调查”数据进行稳健性分析。该调查在中国是由国家统计局具体实施的,数据样本涉及大陆地区除西藏外的30个省级行政单位的120个城市,所有二位数制造业行业的12400家企业。该数据样本分散,既包括国有企业也包括民营企业,既有上市企业也有非上市企业,样本具有一定的典型性和代表性(申广军、邹静娴,2017)。问卷内容除了涉及各家企业的所有制结构、所在地、所属行业等企业基本信息外,还包括2004年的一些主要经营数据和财务指标。该数据的主要目的是考察中国企业的投资环境,包括企业与上下游企业的关系、与政府机构的关系、基础设施与劳动保障等,尤其是与本文研究密切相关的企业融资环境。

本文实证分析需要企业从业人员的技能分布指标,但除2004年以外的其他年份,工业企业数据库并未分学历报告各类工人的数量,因此只能通过工资数据构造高技能工人比重这一指标。首先,以“年份—行业—地区”为一个单元,假定单元内的企业给高技能工人提供的工资都是 W_h ,给低技能工人的工资是 W_l ,如果企业高技能工人比重为 τ ,则该企业的平均工资为 $W = \tau W_h + (1 - \tau) W_l$ 。考虑单元内平均工资最高和最低的两家企业。单元内平均工资最高的企业,高技能工人比重设为 $\bar{\tau}$,因此其平均工资 $\bar{W} = \bar{\tau} W_h + (1 - \bar{\tau}) W_l$;而单元内平均工资最低的企业,若高技能工人比重是 $\underline{\tau}$,则其平均工资为 $\underline{W} = \underline{\tau} W_h + (1 - \underline{\tau}) W_l$ 。

由于不知道 W_h 和 W_l ,所以无法计算真实的高技能工人比重 $\tau = (W - W_l) / (W_h - W_l)$ 。本文的方法是用 \bar{W} 代替 W_h ,用 \underline{W} 代替 W_l 。这样可以计算出 τ 的一个代理变量 τ^* , τ 和 τ^* 满足以下关系:

$$\tau^* = \frac{W - \underline{W}}{\bar{W} - \underline{W}} = \frac{(\tau - \underline{\tau})(W_h - W_l)}{(\bar{\tau} - \underline{\tau})(W_h - W_l)} = \frac{(\tau - \underline{\tau})}{(\bar{\tau} - \underline{\tau})} = \frac{\tau}{\bar{\tau} - \underline{\tau}} - \frac{\underline{\tau}}{\bar{\tau} - \underline{\tau}}$$

注意到 τ 和 τ^* 之间只相差一个常数 $\underline{\tau} / (\bar{\tau} - \underline{\tau})$ 和一个比例 $1 / (\bar{\tau} - \underline{\tau})$,而它们都与单元的特征有关。因此,可以通过控制行业固定效应和城市固定效应来消除这样的差异,并通过年份固定效应消除跨年差异。所以,本文后续分析就使用构造的高技能工人比重 τ^* 作为因变量。

如何衡量企业面临的融资约束是本文的另一个基础性工作。Fazzari等(1988)最早提出融资约束的概念,但是实证研究中应当如何度量融资约

表3 国有企业与民营企业工人的学历和技能分布(%)

		国有企业	民营企业	差距
Panel A:按学历分				
研究生	均值	0.26	0.26	0.00
	标准差	1.970	1.655	0.014
本科	均值	4.09	2.83	1.26***
	标准差	7.473	6.615	0.056
专科	均值	13.32	7.30	6.02***
	标准差	12.672	9.863	0.084
高中	均值	42.07	31.40	10.67***
	标准差	22.912	22.101	0.184
初中及以下	均值	40.23	58.19	-17.96***
	标准差	26.876	28.000	0.232
Panel B:按有无技术职称分				
有技术职称	均值	16.99	9.83	7.17***
	标准差	17.583	14.938	0.126
Panel C:按有无技术等级分				
有技术等级	均值	16.82	6.70	10.11***
	标准差	24.529	15.552	0.138
企业个数		15956	158935	

注:(1)民营企业包括个人所有和法人所有的企业;(2)有技术职称包括所有3种技术职称,有技术等级包括从高级技师到中级工4类;(3)差距栏报告的是百分比差距的标准误。

束,尤其是企业层面的度量,一直没有普遍适用的指标。Kaplan和Zingales(1997)对当时文献中常用的融资约束指标进行了总结,认为融资约束就是企业(外部)融资成本。但是企业的融资成本经常是不可观测的,因此对融资约束的度量仍取决于研究者可得的数据和研究问题的需要。目前文献中在构造融资约束指标时,一般的思路是通过某些特定的技术将可观察的企业行为特征从多维降低到单一维度,得到融资约束指标,比如Lamont等(1997)的KZ指标、Whited和Wu(2006)的WW指标和Hadlock和Pierce(2010)的SA指标等。虽然采用了不同的模型和估计方法,这些指标最后都把融资约束表示为企业可观察特征的线性组合,而这些特征如何遴选,则取决于模型背后不同的假设以及研究者的经验直觉,因而都有相当的局限性(蔡晓慧,2013)。

遵循文献的传统,结合工业企业数据库可选的变量,本文使用两个指标来衡量企业的融资约束:财务费用与总负债的比值和利息支出与总负债的比值,数值越大表示融资成本越高。融资约束是企业融资成本的反映,融资成本越高,企业融资的可得性就越差,面临的融资约束就越严重。在工业企业数据库中,财务费用与利息支出在一定程度上都是融资成本的度量:根据定义,财务费用指企业在生产经营过程中为筹集资金而发生的筹资费用,而利息支出是指临时借款的利息支出。工业企业数据库虽然有总负债的变量,但是并不能确定负债的各个子科目,因此本文主要使用总负债作为企业负债情况的度量。直觉上,这两个指标都衡量了单位负债所需的成本。已有文献中,陆正飞等(2010)使用企业财务费用除以当年负债余额表示融资成本,而同样使用工业企业数据库的Feenstra等(2014)在研究融资约束对企业出口的影响时使用利息支出衡量融资成本,并将其作为融资约束代理变量。本文还使用财务费用和利息支出与流动负债或长期负债的比值作为融资约束的度量指标,结果与使用总负债时的结果基本相同。此外,当使用世界银行的投资环境调查数据时,采用了其他的融资约束指标作为稳健性检验。表4总结了不同所有制企业的融资约束情况,报告的数据是根据工业企业数据库计算的财务费用与总负债比值($FE/DEBT$)和利息支出与总负债比值($IE/DEBT$)。数据清晰地显示出国有企业在融资时面临的劣势,不管以哪个指标衡量,国企的融资成本总是低于民营企业(包括集体企业、个人所有和法人所有企业)。考虑到集体企业的融资成本与民营企业更接近,因此在本文的实证工作中,将集体企业纳入民营企业的范畴进行分析。

使用企业层面的融资约束指标,虽然可以最大限度地利用企业间融资成本的差异,但是也存在内生偏误的风险,因为企业层面的融资约束可能存在测量误差,或者这一指标会和其他特征相关。比如,财务费用包含的其他子科目可能与企业财务人员的能力有关,而利息支出又不能够全面地包括与融资相关的所有成本,因此财务费用可能高估了企业融资成本,而利息支出则低估了企业融资成本。为了解决这些问题,本文采用以下几种方法。首先,使用“年份—城市—行业—所有权”单元内企业融资约束的中位数,以此消除企业自身指标包含过量或不足信息的问题。其次,使用滞后一期的融资约束指标,以消除可能的反向因果关系。第三,将企业其他可观测的特征作为控制变量纳入回归分析,以尽可能避免遗漏变量偏误;对于不可观测的特征,通过控制各类固定效应来消除它们对估计结果一致性的威胁。控制变量包括两类,一类是可能影响企业融资约束的指标,包括企业的杠杆率和现金流,控制这些变量可以分离出由于企业自身经营状况引发的融资约束(如杠杆率过高或者现金流太弱),此时财务费用(利息支出)与总负债的比值更能逼近真实的因企业所有制身份导致的融资约束;另一类是可能直接影响企业高技能工人比重的变量,如企业规模、盈利能力(ROA)、外资比重、利润与补贴等。

(二)基准回归

基准回归使用1998~2008年的工业企业数据库估计如下的双向固定效应模型:

$$SkillShare_{it} = \delta_0 + \delta_1 FC_{i,t-1} + X_{it} \delta_2 + \beta firm_{it} + \beta year_{it} + \epsilon_{it} \quad (13)$$

其中, $SkillShare_{it}$ 是企业*i*在*t*年的高技能工人比重(τ^*), $FC_{i,t-1}$ 是其滞后一期的融资约束指标, X_{it} 是前文指出的一系列控制变量, $firm_{it}$ 和 $year_{it}$ 分别是企业固定效应和年份固定效应。因此, $FC_{i,t-1}$ 的系数 δ_1 反映了企业面临的融资约束对其高技能工人比重的影响。

表4 不同所有制企业的融资约束

所有制类型	IE/DEBT		FE/DEBT	
	均值	中位数	均值	中位数
国有企业	1.008	1.525	1.098	1.599
集体所有	1.633	2.088	1.742	2.141
个人所有	1.718	2.199	1.850	2.251
法人所有	1.691	2.202	1.808	2.233

表5报告了基准回归的结果。第(1)列使用存续9年及以上的企业样本,因为长期存在于工业企业数据库的企业一般是经营状况较好、各方面指标比较稳定的企业。系数在1%的水平上显著为负,说明融资约束降低了企业的高技能工人比重。作为稳健性检验,第(2)列使用存续3年及以上的企业,仍然得到了显著为负的系数。第(3)列使用利息支出与负债的比值衡量融资约束,而第(4)列的因变量是在“城市—三位数行业—年份”单元内计算的高技能工人比重。第(3)~(4)列都得到了显著为负的系数,并且在数值上与第(1)~(2)列接近,表明结果十分稳健。第(1)~(4)列都使用滞后的融资约束指标以避免可能的反向因果关系,第(5)列也尝试使用当期的融资约束指标,系数与第(1)列十分接近,说明反向因果问题并不严重。

融资约束越紧的企业,高技能工人比重越低,这也可能是因为遗漏了其他变量导致。比如,国有企业(尤其是央企)除了融资成本低,也可能因为社会地位、福利保障等因素吸引了较多的高技能工人。为了剔除这些因素的影响,第(6)列回归加入了两类控制变量:福利水平是福利支出与企业主营业务收入之比,用来衡量企业的福利保障;隶属关系是一组虚拟变量,包括中央所属、地方(包括省市两级)所属、县区以下所属和其他隶属关系。结果显示,即使考虑了这两类控制变量的影响,高技能工人比重和融资约束仍然显著负相关,说明两者存在稳健的关系^⑦。

最后,由于使用的高技能工人比重是根据企业工资在地区—行业—年份层面构造的,因此该指标在单元内部主要受人均工资的影响。克服这一缺陷的方法是,在“单元”这一加总层面重复上述分析。加总层面的回归利用了单元之间的差异,因而可以避免企业工资的干扰。回归结果报告在表5第(7)列。与第(1)列的基准回归相比,系数符号没有变化,显著性也保持稳定,只是系数的绝对值增大了,这是由于各个解释变量在单元之间的变异(variation)较小。就融资约束而言,结果仍然支持上文的分析,即融资约束更紧的单元也会更少地雇用高技能工人。

(三)稳健性检验

以上的分析都以财务费用(或利息支出)与总负债的比值衡量融资成本,下面使用替代指标进行稳健性检验。信贷市场的相对规模,即信贷总额与生产总值的比值(*LOAN_GDP*)可以衡量金融发展程度。根据本文的理论分析,如果一个地区金融发展程度较高——表现之一就是企业更容易获得贷款,那么企业更倾向使用资本以及与其互补的高技能工人进行生产,而减少低技能劳动的使用。这样,金融发展程度应当与高技能工人比重正相关。表6的结果证实了这一点,第(1)列金融发展的系数在1%的水平上显著为正。第(2)列加入金融发展与表征国有企业的虚拟变量(*SOE*),发现交互项的系数显著为负,即金融发展对民营企业的影响显著大于对国有企业的影响。这与理论预测相一致,因为只有民营企业受到明显的信贷约束,而金融发展引起对

融资约束的放松,民营企业也收益更多。第(3)~(4)列使用国有企业与民营企业样本分别回归,得到的结论支持上述分析,金融发展对国有企业高技能工

表5 融资约束与高技能工人比重

	9年以上	3年以上	IE/DEBT	替代指标	没有滞后	控制更多变量	加总层面
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
融资约束	-6.1513*** (2.2088)	-3.9860*** (1.1370)	-3.8296** (1.6424)	-4.0929** (1.9411)	-6.1148*** (2.1263)	-5.9288** (2.3152)	-34.6526** (17.0621)
标准控制变量	否	否	否	否	否	是	否
更多控制变量	否	否	否	否	否	是	否
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	否
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	否	否	否	否	否	否	是
行业固定效应	否	否	否	否	否	否	是
观测值	372429	1211938	415324	373780	413622	328876	14514
R ²	0.0204	0.0216	0.0219	0.0270	0.0221	0.0411	0.2237

注:标准控制变量包括杠杆率、现金流、企业规模、盈利能力、外资比重、利润和补贴;更多控制变量包括福利水平和隶属关系。括号内为群聚到城市的标准误,***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著。

表6 稳健性检验:城市贷款数据

	全样本	全样本	国企	民企
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>LOAN_GDP</i>	0.1434*** (0.0199)	0.1417*** (0.0315)	0.0973 (0.0627)	0.1660*** (0.0310)
<i>SOE</i>		1.5056*** (0.3683)		
<i>LOAN_GDP</i> <i>×SOE</i>		-0.1717*** (0.0579)		
观测值	218729	152201	27795	126992
R ²	0.0167	0.0129	0.0047	0.0169

注:所有回归控制了表5中控制变量,并增加了城市层面的控制变量,如人均收入、各产业就业比重等。城市层面数据来自《中国城市统计年鉴》。括号内为群聚到城市的标准误,***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著。

人比重没有显著的影响,但是民营企业高技能工人比重的影响显著为正。

Rajan和Zingales(1998)发现,不同行业对外部融资的依赖程度不同,因此金融发展对不同行业的影响是有差异的。他们使用美国数据计算了各行业对外部融资的依赖系数,借以识别金融发展对经济增长的影响。本文借鉴这一思路来验证融资约束对高技能工人比重的影响:如果本文理论分析正确,那么在外部融资依赖程度高的行业,融资约束对高技能工人比重的负向影响更为严重。将Rajan和Zingales(1998)的依赖系数对应到中国的二位数行业,表7分析了融资约束与高技能工人比重的相关性如何随依赖系数变动。第(1)列使用全样本进行分析,结果显示融资约束与依赖系数交互项的系数显著为负,说明外部融资依赖程度高的行业,融资约束对高技能工人比重的抑制效应更为明显。第(2)~(3)列使用国有企业和民营企业样本重复了上述分析,国有企业仍然不受融资约束的影响,而民营企业的结果与第(1)列相似,这进一步证明国有企业与民营企业在金融市场的不同地位如何影响高技能工人比重,也说明民营企业的影响超过国有企业,主导了劳动力市场上对高技能工人的相对需求。

有两点需要说明。首先,行业差异不仅限于外部融资依赖性不同,还包括生产运营方式等行业特征的差异。虽然前面回归分析都控制了诸如企业规模、杠杆率、现金流、盈利能力等企业特征,并通过企业固定效应吸收了不随时间变化的行业特征的影响,但是仍不能穷尽行业差异。因此,我们分行业估计了回归方程(13),并在图6报告了各行业的系数和置信区间。结果显示,行业间确实存在很大差异,回归系数分布于0.01(皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业)到-6.05(石油加工、炼焦及核燃料加工业)之间。整体而言,融资约束对高技能工人比重的影响在重化工行业更强,在轻工业各行业较弱,这一方面反映了轻工业相对劳动密集的特征,也说明国有企业更多地集中于重化工行业,挤占了同行业民企的信贷资源。其次,表6和表7的结果都表明,对于全样本而言,金融发展(融资约束)和高技能工人比重正(负)相关,但是这一关系主要是由民营企业内部以及民企和国企的部门间差异导致的,而国企内部这一相关性并不显著。本文将在机制分析之后,指出这一差异主要是由于国有企业投资对融资成本不敏感导致的。

下面本文进一步给出世界银行2005年投资环境调查数据提供的证据。该数据报告了企业2002~2004年的就业情况,包括总就业人数、高中及以上学历比重和大学及以上学历比重。根据这些变量,可以很方便地计算出企业高中及以上学历工人或大学及以上学历工人的数量,以这些指标作为因变量。世界银行数据的H部分是有关企业融资环境的一些调查^⑧,我们根据变量H2~H4构造了几个衡量融资难度的指标用作自变量。此外,回归还控制了企业的盈利能力、研发投入、资本劳动比、地区固定效应、行业固定效应和所有制固定效应等。

表8报告了相关的回归结果。首先,根据是否有贷款优惠条款或配额构建虚拟变量“贷款优势”,有优惠和配额的为1。Panel A第一行的结果显示,有贷款优势的企业更多地使用高中学历及以上工人,尤其是大学学历及以上工人。相较于没有贷款优势的企业,有优势的企业使用的高中学历以上工人比重高约2.9个百分点,人数多约0.42%;大学学历及以上工人比重高约1.9个百分点,人数多约0.47%。其次,使用贷款配额的的对数作为自变量,发现其与4个因变量都显著正相关。贷款配额提高1%,高中学历及以上工人和大学学历及以上工

表7 行业差异

	全样本	国企	民企
	(1)	(2)	(3)
融资约束	-4.3064 (2.6715)	3.4529 (14.0336)	-7.4163** (3.2817)
融资约束×依赖系数	-9.1953** (4.6813)	24.8734 (24.6426)	-10.3929* (5.7322)
观测值	313740	33730	181347
R ²	0.0223	0.0199	0.0282

注:所有回归控制了其他控制变量,企业和年份固定效应。括号内为聚类到城市的标准误,***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著。

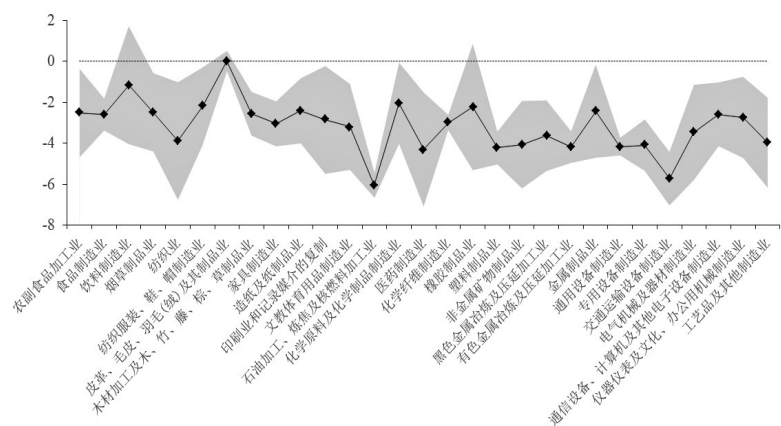


图6 分行业回归结果

人比重分别提高约1和0.5个百分点,人数分别提高约0.17%和0.18%。然后,根据企业现在是否有贷款构造的虚拟变量(有贷款等于1),发现有贷款的企业确实更多地使用高学历的工人,虽然大学生比重的提高并不显著,但是人数增加了0.5%。最后,根据企业是否需要向银行职员提供非正式支付构造了是否贿赂的虚拟变量(“需要贿赂”为1)。与前面几个指标衡量融资优势不同,这里“需要贿赂”是融资难度的指标,因此理论分析预测这个指标应该与4个因变量负相关。实际情况正是如此,“需要贿赂”才能贷款的企业较少地使用高学历工人,其中高中学历及以上工人低0.25%,大学学历及以上工人低0.23%。

问题H1还为动态检验提供了机会,根据该问题的答案构造了两个虚拟变量:“更容易”——如果企业对H1的回答是5(easier);“更困难”——如果企业对H1的回答是1(can't get a loan)或者2(much more difficult)。如上所述,世界银行的“投资环境调查”数据报告了3年的就业情况,因此可以计算就业在2003~2004年间的变动情况。理论分析预测,如果企业贷款更容易,它就会更多地使用高学历工人;相反,如果贷款更难,就会减少高学历工人的使用。表8中Panel B的结果证实了这一点。第一行说明,贷款变得更容易的企业确实提高了高中和大学学历及以上工人的比重和人数。同时,第二行的回归说明贷款更难的企业减少了高学历工人的使用,由于比重有显著的变化而人数变动并不显著,这可能是由于解雇比较困难,但是企业更多地使用了低学历工人。

(四)机制分析

第二节的理论分析指出,融资约束通过影响企业的资本投入作用于高技能工人比重,表9对这一渠道进行检验。首先,Panel A是对全样本的分析,其中第(1)列复制了表5首列用以对比。第(2)列额外控制了企业投资(对数),根据中介效应原理,如果企业资本投入确实是融资约束影响高技能工人比重的渠道,那么此时融资约束的系数将变小(绝对值),并且显著性降低(温忠麟、叶宝娟,2004)。结果正是如此,融资约束的系数变为原来的一半,并且不再显著。后面两列验证了逻辑链条上的两个环节:第(3)列分析投资是否影响高技能工人比重;第(4)列分析融资约束是否影响企业投资。结果显示,融资约束显著地降低了企业的资本投入,而资本投入与高技能工人比重正相关。

为了进一步检验这一渠道,Panel B和Panel C分别对国有企业和民营企业进行检验。Panel B第(1)列说明,融资约束对高技能工人比重没有显著的影响。第(3)~(4)列继续分析融资约束为何不影响国有企业的高技能工人比重,发现主要是因为融资约束并不影响国有企业的投资情况(第4列),虽然资本投入确实仍与高技能工人比重正相关(第3列)。Panel C展示了民营企业的情况,其中第(1)列表明融资约束对民企的技能需求有显著负向影响,并且其影响远高于表5中全样本的情况。第(2)列进行中介效应分析,发现加入投资以后,融资约束对高技能工人比重的影响仍显著为负,但绝对值有所减小,说明存在部分中介效应,融资约束的影响大约有43%是通过投资来传导的。后续两列结果进一步验证了这一渠道对民营企业是畅通的,即融资约束会显著降低企业的投资,而企业投资也与高技能工人比重正相关。Panel B和Panel C的对比与现实情况较为一致,国有企业在融资时面临的约束不强,

表8 融资难度对技能结构的影响:世界银行数据

	高中学历及以上		大学学历及以上	
	比重(%)	人数(对数)	比重(%)	人数(对数)
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A:水平值				
贷款优势	2.8917*** (0.5153)	0.4208*** (0.0291)	1.8573*** (0.3267)	0.4772*** (0.0301)
贷款配额	1.0685*** (0.1270)	0.1687*** (0.0071)	0.5263*** (0.0806)	0.1752*** (0.0073)
是否贷款	1.7050*** (0.4789)	0.5221*** (0.0269)	0.3888 (0.3038)	0.5296*** (0.0281)
是否贿赂	-1.3229 (1.0077)	-0.2450*** (0.0662)	0.5996 (0.6507)	-0.2257*** (0.0706)
Panel B:变化量				
更容易	5.7732*** (1.5850)	0.4524*** (0.1475)	10.8267*** (3.5737)	0.5236*** (0.2198)
更困难	-3.8397*** (0.9050)	0.0273 (0.0845)	-11.5542*** (2.0371)	-0.0900 (0.1259)

注:所有回归控制了城市、行业 and 所有制的固定效应以及其他控制变量。括号内为群聚到城市的标准误,***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著。

表9 渠道分析

	高技能工人比重			投资
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A:全样本				
融资约束	-6.1513*** (2.2088)	-3.0624 (2.3393)		-0.8113*** (0.1706)
投资		0.0335*** (0.0039)	0.0400*** (0.0036)	
观测值	372429	335623	463756	338891
R ²	0.0204	0.0216	0.0207	0.1384
Panel B:国有企业				
融资约束	13.3543 (9.2523)	11.1263 (10.0423)		-0.0369 (1.0029)
投资		0.0618*** (0.0106)	0.0621*** (0.0088)	
观测值	55187	52112	82943	52465
R ²	0.0156	0.0233	0.0157	0.2688
Panel C:民营企业				
融资约束	-9.1517*** (2.7717)	-5.2014** (2.4151)		-0.9049*** (0.2119)
投资		0.0276*** (0.0054)	0.0318*** (0.0043)	
观测值	201385	179739	241704	181803
R ²	0.0275	0.0362	0.0280	0.1028

注:所有回归控制了其他控制变量,企业和年份固定效应。括号内为群聚到城市的标准误,***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著。

因此融资成本的差异并不影响国企的投资情况,而民营企业的投资则受到融资成本的严格限制。资本技能互补是由生产技术本身的特质决定的,因此民营企业 and 国有企业都遵循这个规律,当它们使用大量投资的时候,也必须雇用更多的高技能劳动。

本文的基本逻辑是,融资约束决定着企业的资本投入,而后者又影响了企业对高技能劳动的需求。这一逻辑不仅受到行业特征、企业所有制的影响(如表7和表9所示),可能也与企业投资的类型相关。比如,如果投资仅是已有资本的重复建设,那么也就不需要更高比例的高技能工人;相反,如果投资用于从劳动密集型生产方式向资本密集型生产方式进行升级,则更可能提高高技能工人比重。工业企业数据库无法区分企业的投资类型,此处使用2008~2011年的全国税收调查数据进行补充分析。数据的固定资产部分报告了“本年增加的生产经营用固定资产”,以及其子项“本年增加免征进口增值税生产经营用进口设备”这两个指标。我们用后者衡量进口设备,用二者之差衡量非进口设备。虽然进口设备并不等价于企业转型升级所用的技术设备,免征进口增值税的进口设备相对而言是一个较好的代理变量。表10进行了对应的分析,其中第(1)列重复工业企业数据库的回归,表明全国税收调查数据也报告了融资约束和高技能工人比重的负相关关系。第(2)~(3)列考察了融资约束对企业投资的关系,为了方便比较,两类设备投资都取对数。结果显示,融资约束提高1个单位,进口设备投资降低约0.06%,而非进口设备降低约0.02%,说明不管何种类型的投资,都受到融资约束的不利影响。第(4)~(5)列分析两类设备投资对高技能工人比重的影响,系数大小和显著性都有明显差异。整体而言,进口设备对高技能工人比重的积极影响更强,而非进口设备的效果较弱,这表明进口设备所代表的产业转型升级对于促进对高技能工人的相对需求更强,为上述渠道分析提供了补充性证据。

表10 渠道分析:设备类型差异

	高技能工人 比重	进口设备 (对数)	非进口设备 (对数)	高技能工人比重	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
融资约束	-3.8008*** (0.7927)	-0.0597*** (0.0208)	-0.0233** (0.0116)		
进口设备 (对数)				0.1929*** (0.0327)	
非进口设备 (对数)					0.0392* (0.0204)
观测值	629851	629851	629851	629851	629851
R ²	0.0932	0.0809	0.0423	0.0691	0.1642

注:进口设备的均值和标准差分别为0.09和0.84;非进口设备的均值和标准差分别为1.52和1.76。所有回归控制了其他控制变量、企业和年份固定效应。括号内为群聚到城市的标准误,***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著。

五、反事实分析

(一)技能需求对融资约束的弹性

上述分析表明,融资约束确实影响企业的高技能工人比重。由于民营企业面临着比国有企业更严重的融资约束,因此民营企业不愿意雇用高技能工人,而较多地使用低技能工人,国有企业则存在相反的情况,表明金融市场摩擦造成了劳动力市场上对不同技能工人的需求扭曲。但是,由于上述分析使用的高技能工人比重仅是一个代理变量而非精确指标,因此难以判断金融市场摩擦造成的劳动市场扭曲究竟有多大。本节借助2004年工业企业数据重新审视这个问题。2004年的数据除了包含工业企业数据库的一般信息,还详细调查了不同学历的工人数量,其中学历分为研究生、本科、专科、高中和初中及以下5类。受益于数据的便利,本节可以测算融资约束如何影响企业雇用不同技能的工人的决策。具体而言,我们同时估计以下包含5个方程的方程组^⑨:

$$\begin{cases} \ln yjs_i = c_1 + \lambda_1 \ln FC_i + X_i \xi_1 + \epsilon_{1i} \\ \ln bks_i = c_2 + \lambda_2 \ln FC_i + X_i \xi_2 + \epsilon_{2i} \\ \ln zks_i = c_3 + \lambda_3 \ln FC_i + X_i \xi_3 + \epsilon_{3i} \\ \ln gzs_i = c_4 + \lambda_4 \ln FC_i + X_i \xi_4 + \epsilon_{4i} \\ \ln czs_i = c_5 + \lambda_5 \ln FC_i + X_i \xi_5 + \epsilon_{5i} \end{cases} \quad (14)$$

其中,因变量 yjs 表示研究生, bks 表示本科生, zks 表示专科生, gzs 表示高中生, czs 表示初中生,解释变量 $\ln FC_i$ 是企业融资约束的对数,因此其系数 λ_i 可以直接解释为各类工人数量对融资约束的弹性。如果“资本技能互补”假说确实成立,可以预期越是高学历,其对融资难度的弹性越可能是负的,即融资难度的提高会降低企

业对高学历工人的需求,而增加对低学历工人的需求。回归方法可以采用普通最小二乘法,但是本文主要参考 Yao 和 Zhong(2013)使用似无关回归(Seemingly Unrelated Regression, SUR)进行估计。使用SUR方法有几个方面的好处:(1)各个回归使用相同的企业,避免因样本差异带来的估计偏误;(2)在一定程度上可以提高估计的效率。

表11报告了回归结果,其中融资约束仍然使用财务费用/总负债比(对数)衡量,并将其加总到县区一行业一年份一所有制层面。回归结果显示前4列系数显著为负,而第(5)列显著为正。这意味着,从高中生到研究生的工人数量对融资约束的弹性都是负的,如果融资难度降低,企业将会更多地雇用这几类工人。从数值上讲,融资成本下降10%,企业将多雇用0.06%的研究生、0.48%的本科生、0.57%的专科生和0.22%的高中生。初中及以下学历工人数量对融资约束的弹性是正的,如果融资难度降低,企业将会减少使用初中及以下学历的工人:融资成本下降10%,企业将减少0.29%的初中及以下学历工人。

本文同样使用各市信贷总额与地区生产总值的比值(LOAN_GDP)衡量金融发展程度来验证上述分析。表11中Panel B的结果显示,金融发展程度提高,当地企业更容易获得发展所需资金,因而更多地雇用与资本互补的研究生、大学生和高中生等较高技能的工人,而对初中及以下学历工人的需求则显著减少,这与Panel A的结论一致。以上分析说明,企业融资约束确实会影响企业对不同类别劳动的使用情况。具体来说,更容易融资的企业会更多地使用与资本互补的高学历工人,而难以获取贷款的企业只能使用低技能工人进行生产。更进一步具体到中国的现实情况,国有企业在金融市场占据优势,因此成为更多使用资本和高学历工人的企业,而民营企业恰恰相反。本节要进行的反事实分析是:如果金融市场不存在摩擦,即民营企业和国有企业的融资成本相同,工业部门对不同类别工人的雇用情况将会如何改变?

(二)反事实分析

1. 分析思路

为了进行这样的反事实预测,首先需要按照所有制差异,分别回归各个子样本,以得到不同所有制企业对融资成本的不同弹性。分所有制的回归结果报告如表12所示。首先,国企对融资成本并不敏感,这与前文的分析一致。当融资成本继续降低时,它们可能会增加对研究生的雇用,但是对本科生及以下就业程度的工人都会减少,虽然这些系数几乎都不显著。其次,民营企业对融资成本十分敏感,融资成本变动对它们劳动需求的影响与前文分析的完全一致:降低融资成本使得企业多用高中及以上学历的工人,少用初中及以下学历的工人。

在回归分析得到各类企业的就业对融资成本的弹性之后,可以通过考察真实融资成本与完美金融市场下融资成本的差距,计算如果企业按照完美金融市场下的融资成本进行融资活动,其对各类工人雇用情况的变动。具体来说,如果企业*i*使用*k*类工人对融资成本的弹性为 η_{ik} ,企业实际融资成本为 $FC^{\#}$,在完美金融市场中融资成本为 FC^* ,那么消除金融市场摩擦后企业*i*使用*k*类工人的变动为:

$$\Delta D_{ik} \triangleq D_{ik}^{\#} - D_{ik}^* = D_{ik}^{\#} \times \eta_{ik} \times (FC^* - FC^{\#}_i) / FC^{\#}_i \quad (15)$$

其中, D_{ik}^* 是完美金融市场下企业*i*使用*k*类工人的数量, $D_{ik}^{\#}$ 是金融市场存在摩擦时(即现实情况下)企业*i*使用*k*类工人的数量。方程(15)中还有 FC^* 的值没有确定,下面考虑两种情形下的 FC^* 。

表11 各类就业对融资难度的弹性

	研究生	本科生	专科生	高中生	初中生
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A: 企业层面融资约束					
融资约束	-0.0058*** (0.0007)	-0.0480*** (0.0018)	-0.0571*** (0.0020)	-0.0218*** (0.0020)	0.0294*** (0.0022)
观测值	197860	197860	197860	197860	197860
R ²	0.0011	0.0065	0.0066	0.0015	0.0004
Panel B: 市级贷款数据					
LOAN_GDP	0.0008*** (0.0000)	0.0024*** (0.0001)	0.0025*** (0.0001)	0.0014*** (0.0001)	-0.0011*** (0.0001)
观测值	193185	193185	193185	193185	193185
R ²	0.1553	0.3656	0.4008	0.3618	0.3188

注:Panel A控制变量和固定效应同表5。Panel B控制变量和固定效应同表6。括号内为群聚到县级的标准误,***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著。

表12 劳动需求对融资成本的弹性:分所有制

	研究生	本科生	专科生	高中生	初中生
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
国有企业	-0.0053 (0.0039)	0.0020 (0.0077)	0.0075 (0.0073)	0.0080 (0.0071)	0.0232** (0.0093)
集体所有	-0.0008 (0.0022)	-0.0285*** (0.0065)	-0.0466*** (0.0079)	-0.0276*** (0.0082)	0.0492*** (0.0085)
个人所有	-0.0147*** (0.0013)	-0.0975*** (0.0032)	-0.1133*** (0.0038)	-0.0605*** (0.0041)	0.0208*** (0.0041)
法人所有	-0.0117*** (0.0022)	-0.0788*** (0.0046)	-0.0973*** (0.0050)	-0.0479*** (0.0050)	0.0070 (0.0056)

注:所有回归控制了城市、行业的固定效应以及其他控制变量。括号内为群聚到县级的标准误,***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著。

情形一:民营企业融资成本降低到当前国有企业的水平。

情形二:民营企业融资成本降低,国有企业融资成本提高,达到某一均衡位置。

合适的 FC^* 应该由哪种情形决定,这取决于民营企业融资成本为什么高于国有企业。如果高出的部分是由于制度障碍或者恶性竞争导致民营企业不得不为融资活动贿赂银行或其他金融机构的职员,那么情形一的假定就是合理的。如果融资成本高低不同是由于政策倾斜,使得民营企业实际上补贴国有企业的贷款,那么情形二就更接近完美金融市场下的融资成本。具体操作时,情形一下的 FC^* 很容易确定;根据方程(8),情形二下的 FC^* 等于各类企业的融资成本的加权平均,权重是各类企业负债在总负债中的比例。

2. 预测结果

表13报告了反事实分析的结果,其中Panel A是根据情形一的预测结果。2004年样本企业的真实就业为研究生25万、本科生130万、专科生292万、高中生1168万和初中及以下1887万。如果民营企业的融资成本降低到国有企业的水平,则研究生就业增长1850人、本科生就业增长7.2万、专科生就业增长21.2万、高中生就业增长41.5万,而初中及以下就业减少22.8万,增减比例分别为0.73%、5.52%、7.27%、3.54%和-1.22%。可见,在情形一中,只要民营企业的融资成本降低到国有企业的水平,就会大幅增加大学生和高中生的就业需求,而减少初中及以下工人的就业,这无疑有利于缓解劳动力市场“大学生就业难”和“企业招工难”并存的两难境地。

上述预测基于民营企业的融资成本降低而国有企业融资成本不变的假设,如果为了降低前者的融资成本,后者必须承担一定的融资成本上升的后果呢? Panel B的预测显示,即使在情形二中,从研究生到高中生的就业也能增长,而初中及以下学历的工人就业减少,虽然变化幅度都小于情形一。具体而言,如果民营企业的融资成本与国有企业相同,则研究生就业增长532人、本科生就业增长1.6万、专科生就业增长4.4万、高中生就业增长9.3万和初中及以下就业减少5.6万,增减比例分别为0.18%、0.9%、1.08%、0.61%和-0.26%。

根据前述的方法,理论上可以估计消除金融市场摩擦后每年就业变动的情况,因为工业企业数据库每年都有关于财务费用、利息支出和总负债等信息。但是工业企业数据库只在2004年报告了不同学历的工人数量,因此,只能假定企业就业对融资成本的弹性不变,才能估计每年消除金融市场摩擦后各类工人的变动情况^⑩。表14报告了预测结果:情形一中,2005~2008年每年研究生的就业大约增长为0.5%~0.6%,本科生增加4%~5%,专科生增加5%~6%,高中生增加2%~3%,而初中及以下减少0.8%~1%;同样,在情形二,变动比例约为情形一中的1/4到1/5,但是变化的方向完全一致。

(三)进一步讨论

以上的讨论说明,如果消除金融市场摩擦,使民营企业 and 国有企业有着同样的融资成本,高中及以上学历的劳动需求提高0.5%~3%,初中及以下学历的劳动需求降低0.2%~1%。但是有以下几个原因,说明上述估计可能低估了金融市场摩擦对劳动力市场的影响。首先,工业企业数据库包括全部国有企业和规

表13 融资约束变动对就业的影响:反事实分析

		研究生	本科生	专科生	高中生	初中生
Panel A:情形一						
真实就业 (人)	总量	251175	1294548	2915244	11681074	18871559
	集体	17505	67655	188479	953901	1798557
	个人	137546	463403	1086970	5006104	9557744
	法人	96124	763490	1639795	5721069	7515258
就业变动 (人)	总量	1850	71556	212030	414614	-228669
	集体	9	1392	6751	18451	-61505
	个人	1093	29421	94294	222073	-135719
	法人	748	40742	110985	174088	-31446
变动比例 (%)	总量	0.73	5.52	7.27	3.54	-1.22
	集体	0.05	2.05	3.58	1.93	-3.42
	个人	0.79	6.34	8.67	4.43	-1.42
	法人	0.77	5.33	6.76	3.04	-0.42
Panel B:情形二						
真实就业 (人)	总量	287169	1815432	4090343	15013004	22179186
	国有	35994	520884	1175099	3331930	3307627
	集体	17505	67655	188479	953901	1798557
	个人	137546	463403	1086970	5006104	9557744
	法人	96124	763490	1639795	5721069	7515258
就业变动 (人)	总量	532	16410	44435	92577	-56140
	国有	-8	0	97	485	1820
	集体	1	246	1123	3632	-14260
	个人	347	7892	22557	53709	-36697
变动比例 (%)	总量	0.18	0.9	1.08	0.61	-0.26
	国有	-0.03	0	0	0.01	0.05
	集体	0	0.36	0.59	0.38	-0.8
	个人	0.25	1.7	2.07	1.07	-0.39
法人	0.19	1.08	1.25	0.6	-0.1	

表14 融资约束变动对就业的长期影响:变动百分比

		2005年	2006年	2007年	2008年
情形一	研究生	0.53	0.54	0.55	0.62
	本科生	4.44	4.46	4.49	5.02
	专科生	5.27	5.28	5.30	5.90
	高中生	2.66	2.67	2.69	3.02
	初中生	-0.87	-0.88	-0.87	-0.94
情形二	研究生	0.13	0.14	0.14	0.19
	本科生	0.96	1.03	1.03	1.48
	专科生	1.12	1.20	1.20	1.73
	高中生	0.60	0.64	0.64	0.90
	初中生	-0.16	-0.19	-0.18	-0.27

模以上的民营企业,而事实上中小民营企业才是金融市场摩擦的主要受害者。由于数据的限制,无法将中小企业纳入分析,因此上述分析是将规模以上民营企业与全部国有企业相比,因而低估了民营企业的融资约束及其造成的影响。其次,本文在理论分析中假定国有企业和民营企业的生产率相同,但实际上国有企业的生产效率可能低于民营企业(杨汝岱, 2015)。生产要素的有效配置要求高效率企业获得更多资源,因此如果考虑到国有企业和民营企业的效率差异,当前信贷资金的错配更加严重,而纠正这一错配对劳动需求的影响也将更大。

最后,本文使用SUR方法进行实证分析,但是并非所有企业都雇用每个类别的工人。事实上,很多企业没有雇用研究生甚至本科生,并且这部分企业主要是融资成本较高的民营企业;同时,很多企业没有雇用初中及以下学历的工人,而这部分企业中较大比例是融资成本较低的国有企业。这样就产生了数据截取(censor)的问题,导致企业就业对融资成本的弹性被低估了。为了更进一步地说明这个问题,表15对比了使用Tobit回归和SUR回归的结果,其中SUR结果是直接从表11复制过来的,而Tobit结果根据可比的模型得出。简单对比可知,Tobit模型中系数的绝对值普遍增大,尤其对于研究生增加了7~10倍,本科生增加了2~3倍。这说明如果使用Tobit的结果来预测不同学历的工人就业,金融市场摩擦消除之后高学历就业增加更多,而低学历工人需求也将减少更多,从而更好地缓解“大学生就业难”和“中小企业招工难”现象。

六、结论性评述

本文从理论和实证两个方面分析了民企融资难融资贵如何导致我国劳动力市场的结构性问题。与完美金融市场相比,金融市场存在摩擦时国有企业以较低的利率取得较多的资金,而民营企业付出了更高的代价才能得到较少的贷款,因此金融市场摩擦使得国有企业和民营企业都偏离最优的资本使用量。在“资本技能互补”条件下,国有企业比完美金融市场下过多地雇用高技能工人并压低了对低技能工人的需求,而民营企业对两类劳动的需求则向相反的方向变动,人力资本在国有部门和民营部门之间产生错配。实证分析支持理论推断:整体而言,融资约束对民营企业的投资造成了障碍,较少的投资与较低的高技能工人比重显著正相关。分所有制来看,国有企业的高技能工人比重不受融资约束的影响,这是因其投资对融资成本不敏感;民营企业面临的融资约束显著地降低了它们对高技能工人的需求。

金融市场摩擦对劳动力市场的整体影响取决于国有部门和民营部门的就业比重。过去十多年间,中国经济的一个重大变化就是国有经济与非国有经济相对规模的转换。虽然1998年国有企业单位数是民营企业的6倍,雇用了23倍的工人,但这一情况随着国有企业改制与民营经济的迅猛增长,很快就“其势异也”。民营企业单位数和从业人数在21世纪初超过国有企业。到2010年,民营企业单位数是国有企业的十余倍,从业人数也接近2倍。所以,金融市场摩擦对劳动力市场的整体影响越来越表现为抑制了对高技能劳动的需求,而扩张了对低技能劳动的需求,这可以从需求侧解释“中小企业招工难”和“大学生就业难”并存的劳动力市场困境。本文利用工业企业数据库2004年数据进行的反事实分析表明,如果民营企业的融资成本可以降低到国有企业的水平,大专及以上学历工人就业将增加1%~5%,而低学历工人的需求将有所减少。因此,消除金融市场摩擦,可以从根源上缓解“中小企业招工难”和“大学生就业难”,减轻劳动力市场的结构性问题。

(作者单位:申广军,中山大学岭南学院;姚洋,北京大学国家发展研究院;钟宁桦,同济大学经济与管理学院。责任编辑:张世国)

注释

①参见《我国农民工工资上升的成因及趋势》, <http://www.drc.gov.cn/xscg/20130514/182-473-2874925.htm>。

②近年来,即使叠加了经济下行压力,“招工难、招工贵”问题仍一定程度困扰经济发达地区的企业(http://news.southcn.com/gd/content/2018-12/25/content_184585466.htm),只是程度有所缓解,而“大学生就业难”现象愈演愈烈。因此,研究这两个现象的深层次成因仍具有重要的理论价值,并且对于预防二者未来可能的重演具有现实意义。

表15 比较SUR结果与Tobit回归结果

	研究生	本科生	专科生	高中生	初中生
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
SUR	-0.0058*** (0.0007)	-0.0480*** (0.0018)	-0.0571*** (0.0020)	-0.0218*** (0.0020)	0.0294*** (0.0022)
TOBIT	-0.0587*** (0.0054)	-0.1048*** (0.0033)	-0.0751*** (0.0024)	-0.0223*** (0.0021)	0.0322*** (0.0023)

注:括号内为群聚到县级的标准误,***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著。

③本文的分析逻辑同样适用于大企业和中小企业,但由于本文使用的工业企业数据库缺少中小企业的信息,因此我们以国企和民企为例进行分析。

④Duffy等(2004)同时使用了双层CES生产函数的另一种嵌套形式,即 $y=f(k,l,h)=A[\theta_1\theta_2k^\alpha+(1-\theta_1)l^\alpha]^\beta+(1-\theta_2)h^\beta]^{1/\beta}$,但是实证结果发现这种生产函数与数据的拟合效果很差,而式(1)与数据的拟合效果非常稳健。因此,本文采用式(1)所描述的双层嵌套CES生产函数。

⑤“资本技能互补”这支文献一般使用Allen-Uzawa对替代弹性的定义。即使使用替代弹性的其他定义,比如Hicks-Allen对替代弹性的定义, $\alpha < 0 < \beta < 1$ 也意味着 $\sigma_{kh} < \sigma_{kl}$,即存在资本技能互补的特征(Duffy et al., 2004)。

⑥这是对现实的一个简化。长期来看,低技能劳动力可以通过学习、培训和经验积累等转变为高技能劳动力,而高技能劳动力在人力资本损耗之后也可能变成低技能劳动力,但是本文只考虑不同技能的劳动力市场分割的状态。同时,即使同一技能水平的劳动力市场之间也并非完全流动的,一些制度设置(如户籍制度)可能阻碍劳动力的自由流动。

⑦我们感谢审稿人提出这一点。由于加入这两个控制变量损失了较多的观测值(连续存在9年以上的样本损失43000余观测值,约为12%),所以其他回归仍然使用了不控制这两组变量的设定。

⑧这些问题包括,H1:由于2003年底宏观经济政策变动,企业融资更容易了还是更困难了? H2:企业贷款是否有优惠条款或者信贷配额?配额是多少? H3:企业现在是否有金融机构贷款?以及年限、是否抵押、抵押多少? H4:企业借款时是否需要向贷款机构职员提供“非正式支付”?

⑨我们也尝试几种不同的加总方式,包括(1)将研究生与本科生加总在一起,得到4种工人类别;(2)将研究生、本科生和专科生加总在一起,得到3种工人类别;和(3)在(2)的基础上,将高中生和初中生加总在一起,得到两种工人类别。所有的加总方式都得到与后文相似的结果,本文的结论在不同学历加总方式这个意义上是稳健的。因此,在正文中作者只报告了基于5类学历划分的结果,这样既考虑到按照工业企业数据库的原始数据可以最大限度地考察融资难度对异质性劳动需求的影响,也避免了要素可加性可能导致的一些问题。

⑩就业对融资约束的弹性可能会随着不同的要素使用情况而改变,但是由于数据的限制,本文假定该弹性在一定时期内保持稳定。考虑到仅是估计其后4年(2005~2008年)的情况,且这一时期宏观经济较为稳定,这一假定造成的偏误可能并不严重。由于没有就业的初始信息,所以无法估计就业变动的绝对数量,而只能根据式(16)右边的 $\eta_i \times (FC^* - FC_i^*) / FC_i^*$ 部分来估计各类就业的变化率。

参考文献

- (1)白重恩、路江涌、陶志刚:《中国私营企业银行贷款的经验研究》,《经济学(季刊)》,2005年第2期。
- (2)蔡昉:《劳动力短缺:我们是否应该未雨绸缪》,《中国人口科学》,2005年第6期。
- (3)蔡昉、Albert Park、赵耀辉:《改革中的中国劳动力市场》,载勃兰特和罗斯基编《伟大的中国经济转型》,世纪出版集团,2009年。
- (4)蔡晓慧:《融资约束的度量及其检验——基于债务融资溢价视角》,《浙江社会科学》,2013年第3期。
- (5)国家统计局:《2018中国统计年鉴》,中国统计出版社,2018年。
- (6)国务院发展研究中心企业研究所:《2012年春季企业“用工荒”专题调研》,《调查研究报告》,2012年。
- (7)赖德胜、纪雯雯:《人力资本配置与创新》,《经济学动态》,2015年第3期。
- (8)李世刚、尹恒:《政府—企业间人才配置与经济增长——基于中国地级市数据的经验研究》,《经济研究》,2017年第4期。
- (9)林毅夫、李永军:《中小金融机构发展与中小企业融资》,《经济研究》,2001年第1期。
- (10)刘帆:《中国高校毕业生失业研究》,知识产权出版社,2011年。
- (11)刘瑞明:《金融压抑、所有制歧视与增长拖累——国有企业效率损失再考察》,《经济学(季刊)》,2011年第2期。
- (12)卢峰、姚洋:《金融压抑下的法治、金融发展和经济增长》,《中国社会科学》,2004年第1期。
- (13)陆铭:《教育、城市与大国发展——中国跨越中等收入陷阱的区域战略》,《学术月刊》,2016年第1期。
- (14)陆正飞、王春飞、王鹏:《激进股利政策的影响因素及其经济后果》,《金融研究》,2010年第6期。
- (15)马红旗、黄桂田、王韧:《物质资本的积累对我国城乡收入差距的影响——基于资本—技能互补视角》,《管理世界》,2017年第4期。
- (16)麦可思中国大学生就业研究课题组:《中国大学生就业报告》,社会科学文献出版社,2013年。
- (17)聂辉华、江艇、杨汝岱:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》,2012年第5期。
- (18)申广军:《“资本—技能互补”假说:理论、验证及其应用》,《经济学(季刊)》,2016年第4期。
- (19)申广军、邹静娴:《企业规模、政企关系与实际税率——来自世界银行“投资环境调查”的证据》,《管理世界》,2017年第6期。
- (20)温忠麟、叶宝娟:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》,2004年第5期。
- (21)杨汝岱:《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》,2015年第2期。
- (22)中国经济增长前沿课题组:《中国经济增长的低效率冲击与减速治理》,《经济研究》,2014年第12期。
- (23)钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林:《我国企业债务的结构性问题》,《经济研究》,2016年第7期。
- (24)Allen, F., Qian, J. and Qian, M., 2005, “Law, Finance and Economic Growth in China”, *Journal of Financial Economics*, Vol.77(1), pp.57~116.
- (25)Duffy, J., Papageorgiou, C. and Perez-Sebastian, F., 2004, “Capital-Skill Complementarity? Evidence from a Panel of Countries”, *Review of Economics and Statistics*, Vol.86(1), pp.327~344.
- (26)Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., Petersen, B. C., Blinder, A. S. and Poterba, J. M., 1988, “Financing Constraints and Corporate Investment”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.(1), pp.141~206.
- (27)Feenstra, R., Li, Z. and Yu, M., 2014, “Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Application to China”, *Review of Economics and Statistics*, Vol.96(4), pp.729~744.

- (28) Griliches, Z., 1969, "Capital-Skill Complementarity", *Review of Economics and Statistics*, Vol.51(4), pp.465~468.
- (29) Hadlock, C. J. and Pierce, J. R., 2010, "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index", *Review of Financial Studies*, Vol.23(5), pp.1909~1940.
- (30) Kaplan, S. N. and Zingales, L., 1997, "Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.112(1), pp.169~215.
- (31) Knight, J., Deng, Q. and Li, S., 2011, "The Puzzle of Migrant Labour Shortage and Rural Labour Surplus in China", *China Economic Review*, Vol.22(4), pp.585~600.
- (32) Krusell, P., Ohanian, L. E., Ríos-Rull, J. V. and Violante, G. L., 2000, "Capital-skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis", *Econometrica*, Vol.68(5), pp.1029~1053.
- (33) Lamont, O., Polk, C. and Sañ-Requejo, J., 1997, "Financial Constraints and Stock Returns", *Review of Financial Studies*, Vol.14(2), pp.529~554.
- (34) Larrain, M., 2015, "Capital Account Opening and Wage Inequality", *Review of Financial Studies*, Vol.28(6), pp.1555~1587.
- (35) La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. and Vishny, R., 1997, "Legal Determinants of External Finance", *Journal of Finance*, Vol.52(3), pp.1131~1150.
- (36) La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. and Vishny, R., 1998, "Law and Finance", *Journal of Political Economy*, Vol.106(6), pp.1113~1155.
- (37) Li, S., Whally, J. and Xing, C., 2014, "China's Higher Education Expansion and Unemployment of College Graduates", *China Economic Review*, Vol.30, pp.567~582.
- (38) Polgreen, L. and Silos, P., 2008, "Capital-skill Complementarity and Inequality: A Sensitivity Analysis", *Review of Economic Dynamics*, Vol.11(2), pp.302~313.
- (39) Rajan, R. and Zingales, L., 1998, "Financial Dependence and Growth", *American Economic Review*, Vol.88(3), pp.559~586.
- (40) Sato, K., 1967, "A Two-Level Constant-Elasticity-of-Substitution Production Function", *Review of Economic Studies*, Vol.34(2), pp.201~218.
- (41) Song, Z., Storesletten, K. and Zilibotti, F., 2011, "Growing Like China", *American Economic Review*, Vol.101(1), pp.196~233.
- (42) Whited, T. and Wu, G., 2006, "Financial Constraints Risk", *Review of Financial Studies*, Vol.19, pp.531~559.
- (43) Xing, C., Yang, P. and Li, Z., 2018, "The Medium-Run Effect of China's Higher Education Expansion on the Unemployment of College Graduates", *China Economic Review*, Vol.51, pp.181~193.
- (44) Yao, Y. and Zhong, N., 2013, "Unions and Workers' Welfare in Chinese Firms", *Journal of Labor Economics*, Vol.31(3), pp.633~667.

=====

(上接第26页)

- (22) Ellis, R. P., McGuire, T. G., 1986, "Provider Behavior under Prospective Reimbursement, Cost Sharing and Supply", *Journal of Health Economics*, Vol.5, pp.129.
- (23) Feldstein, M. S., 1995, "The Economics of Health and Health Care: What Have We Learned? What Have I Learned?", *American Economic Review*, Vol.85, pp.28~31.
- (24) Forsythe, R., Horowitz, J. L., Savin, N. E., Sefton, M., 1994, "Fairness in Simple Bargaining Experiments", *Games & Economic Behavior*, Vol.6, pp.347~369.
- (25) Fuchs, V. R., 2000, "The Future of Health Economics", *Journal of Health Economics*, Vol.19, pp.141~157.
- (26) Grossman, M., 1972, "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, Vol.80, pp.223~255.
- (27) Jones, R., 2002, "Declining Altruism in Medicine: Understanding Medical Altruism is Important in Workforce Planning", *Bmj British Medical Journal*, Vol.324, pp.624.
- (28) Kalyanaram, G., Muralidharan, S., 2009, "Nudge: Improving Decisions about Health, Wealth and Happiness", *International Review of Economics Education*, Vol.8, pp.158~159.
- (29) Ma, C. T. A., Riordan, M. H., 2002, "Health Insurance, Moral Hazard and Managed Care", *Journal of Economics & Management Strategy*, Vol.11, pp.81~107.
- (30) Mushkin, S. J., 1962, "Health as an Investment", *Journal of Political Economy*, Vol.70, pp.129~157.
- (31) Newhouse, J. P., 1972, "Toward a Theory of Nonprofit Institutions: An Economic Model of a Hospital", *American Economic Review*, Vol.62, pp.238~238.
- (32) Pauly, M. V., 1987, "Nonprofit Firms in Medical Markets", *American Economic Review*, Vol.77, pp.257~262.
- (33) Rushton, J. P., 2004, "Genetic and Environmental Contributions to Pro-social Attitudes: A Twin Study of Social Responsibility", *Proceedings of the Royal Society B Biological Sciences*, Vol.271, pp.2583.
- (34) Siciliani, L., 2009, "Paying for Performance and Motivation Crowding Out", *Economics Letters*, Vol.103, pp.68~71.
- (35) Wagstaff, A., Culyer, A. J., 2011, "Four Decades of Health Economics Through a Bibliometric Lens", *Journal of Health Economics*, Vol.31, pp.406~439.

Theory Review

The Evolution of China's Regional Economic Theory and Its Future Prospects

..... Liu Binglian, Zhu Junfeng and Zhou Yulong

Review and Discussion on the Application of He Xie Management Theory Xi Youmin, Xiong Chang and Liu Peng

ABSTRACTS OF SELECTED ARTICLES

Financing Constraints of Private Firms and the Structural Problem in China's Labor Market

Shen Guangjun, Yao Yang and Zhong Ninghua

Private firms have difficulty to get external finance in China; and there are structural problems in labor market. This study aims at linking the problems in financial market and labor market through "capital-skill complementarity". Theoretical analysis shows that domestic private enterprises (DPEs) get finance at higher cost than state-owned enterprises (SOEs), and therefore produce in a more labor-intensive way. Because of "capital-skill complementarity", DPEs employ low-skill labors and SOEs employ high-skill labors. Since DPEs employ more than SOEs, the demand for low-skill labor is enlarged and for high-skill labor is depressed, and that explains grim employment situation of college graduates and labor shortage for middle and small-sized DPEs. Empirical practice testifies the hypotheses and finds that financial constraints impede DPEs to invest, which in turn decreases employment share of high-skill workers. Counterfactual analysis predicts higher demand for high-skill workers and lower demand for low-skill workers if DPEs are fairly treated in financial market.

Transitions of Decision-Making Paradigms and Enabled Innovations in the Context of Big Data

Chen Guoqing and other authors

The rapid development of big data has brought dramatic changes to society, economy, and people's daily life, affecting and re-shaping the procedures and forms of decision-making and value creation. Based on a series of recent studies, this article derives and elaborates on the substantial transitions in decision-making paradigms that have been triggered by big data as well as the innovation-enabling effects of such transitions. On the one hand, traditional decision-making paradigms are profoundly challenged by big data, leading to prominent changes in terms of decision elements including domain contexts, decision entities, premised assumptions, and procedural approaches, which characterize an emerging big-data decision-making paradigm. On the other hand, in light of the big-data decision-making paradigm, the enabling effects of big data trigger innovations in terms of behavioral insights, risk prediction, and business models.

Big Data Behavioral Research Trends: A Time-Space-Connection Perspective

Jia Jianmin and other authors

We use the three dimensions of time, space, and connections (TSC) to analyze and interpret big data behavioral research progress in the last decade, to summarize our own related research efforts, and explore the future research