

金融结构转型是否有利于人力资本升级¹

李勇² 段诗宁³

摘要 对于金融结构转型是否有利于人力资本升级这一问题,本文构建理论模型证明:当技术风险较低时,创新企业的破产风险较低,银行融资是更为有效的融资方式,吸纳的人力资本水平也较高,提高金融市场水平将无助于企业人力资本升级;与之相对应,当生产率较高、技术风险较大时,创新企业虽然面临着较大的破产风险,但其可以通过“利益共享”的方式获得股票投资,分担技术风险,故股票融资成为更为有效的融资方式,吸纳的人力资本水平则更高,提高金融市场水平将会对人力资本升级需求产生积极影响。进一步,本文利用2000—2019年CSMAR上市公司数据库和省际宏观数据进行匹配,并在此基础上进行实证检验,结果证实了上述假说。最后,本文得出了结论和相应的启示。

关键词 金融结构;技术风险;破产风险;人力资本升级

0 引言

内生增长理论(Lucas, 1988; Mankiw et al., 1992等)认为,人力资本是促进创新,实现持续经济增长的关键。不仅如此,培养和积累高层次人力资本,还可以抵消传统要素(物资资本和劳动力)的边际产出递减效应,是发展中国家提升技术模仿效率,缩小与发达国家间增长差距的重要手段(Ventura, 2005; Ciccone and Papaioannou, 2009; Jones and Romer, 2010等)。然而, Walstad (1990)却发现,各国之间虽然存在着较大的人力资本存量差距,但人力资本配置引发的创新水平不同才是增长差距形成的根本。如果劳动者的教育经历同社会需要不匹配,将会影响人力资本配置效率,进而造成人力资本的闲置与浪费(Acemoglu

¹ 作者感谢国家自然科学基金青年项目“行政垄断下人力资本错配对企业创新效率损失的影响研究”(71704141)、陕西省社会科学基金一般项目“陕西省人力资本配置促进经济高质量发展的机理与路径研究”(2023D016)的资助。

² 李勇, 西北大学经济管理学院副教授, E-mail: lyly-666@163.com。

³ 段诗宁(通讯作者), 西北大学经济管理学院硕士研究生, E-mail: dearshining@163.com。

and Zilibotti, 1999; London et al., 2008 等)。就中国的实际情形而言,改革开放尤其是教育部在 1999 年出台《面向 21 世纪教育振兴行动计划》(高校扩招政策)以来,中国的人力资本实现了快速的扩张和积累,是这一时期经济快速增长的重要因素(Fleisher et al., 2010; Che and Zhang, 2018 等)。但与此同时,与美国、西欧等发达经济体不同,中国大量的高学历人才过度沉积于公共服务部门和国有垄断行业,市场化程度较高的生产创新性行业人力资本不足,尤其是进入新时代以来,以“大学生就业难”“考研、考公热”为具体表现形式的人力资本供求矛盾日益突出(李静和楠玉, 2019a; 申广军等, 2020)。人力资本在企业以及行业间的扭曲和错配不仅对个人的职业成长无所裨益,更对正在实施的创新驱动战略和高质量发展构成了严重障碍(纪雯雯和赖德胜, 2018; 李静等, 2019; 李静和楠玉, 2019b)。在此背景下,党和政府在十九届五中全会中通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》中明确指出“要坚持创新驱动和人才强国战略,激发人才创新活力,全面塑造发展新优势”。因此,分析人力资本供求矛盾的形成机理,并在此基础上设计出行之有效的政策措施无疑具有重大的理论和实践价值。

首先可以明确的是,从长期来看,高校扩张政策与创新驱动战略和高质量发展是一致的。因此,人力资本供求矛盾的实质在于面对高学历劳动力的明显提升,中国企业未能充分的吸收新增高学历劳动力就业(铁瑛和刘启仁, 2021)。那么,影响企业人力资本吸纳能力的因素是什么? 又是什么因素限制了企业人力资本升级呢? 部分学者(Benmelech and Bergman, 2009; 申广军等, 2020; 铁瑛和刘启仁, 2021)发现金融摩擦以及融资约束(尤其是中小企业)是制约企业人力资本升级的重要因素,银行管制放松则通过缓解融资约束显著提升技能劳动力。但关键问题是,企业在进行人力资本升级的过程中为什么会产生融资约束呢? 叶德珠等(2021)发现,高技能劳动力密集型的产业需要风险类资本,低技能劳动力密集型的产业需要稳健型资本,故如果金融结构与劳动力供给结构不匹配,将会产生融资约束,阻碍产业结构升级。沿着这个思路进一步分析,企业人力资本决策内生于研发创新的技术风险之中,而在不同的技术风险下,金融结构对于融资方式以及人力资本的选择是存在着差异的。因此,技术风险和金融结构是理解企业人力资本升级的重要因素。通过对 Bolton and Freixas(2000)以及龚强等(2014)的拓展,本文证明:当技术风险较低时,创新企业的破产风险较低,银行融资是更为有效的融资方式,吸纳的人力资本水平也较高,提高金融市场水平将抑制企业人力资本升级;与之相对应,当生产率较高、技术风险较大时,创新企业虽然面临着较大的破产风险,但其可以通过“利益共享”的方式获得股票投资,分担技术风险,故股票融资成为更为有效的融资方式,吸纳的人力资本水平则更高,提高金融市场水平将会对人力资本升级需求产生积极影响。

其中,技术风险是指与企业创新活动有关的风险,即企业是否能够成功研发出新的技术。

与已有文献相比,本文的边际贡献在于:(1)通过一个形式化的模型证明了金融结构影响企业人力资本升级的内生机制。通过对已有模型的拓展,本文证明提升金融市场水平是否有助于企业人力资本升级主要取决于技术风险的大小,这不仅与龚强等(2014)以及张一林等(2016)的认识相一致,还将金融结构的影响从创新拓展到了人力资本升级。(2)从一个新的视角说明了企业在人力资本升级的过程中产生融资约束的原因。对于中国企业融资约束产生的原因,已有文献(Poncet et al., 2010; 刘瑞明和石磊, 2011; 等)强调金融所有制歧视的影响,但正如白俊和连立帅(2012)以及景麟德等(2018)所指出,中国的金融市场并不存在人为的干预和扭曲,银行对于国有企业的偏好实际上由其禀赋优势决定(具体包括项目风险小、规模大以及盈利状况好等)。本文的讨论与其具有一致性:即使不存在所有制歧视,当技术风险较高时,银行融资将使企业面临融资约束,进一步制约人力资本升级。

剩余部分的结构安排如下:第1部分构建理论模型,证明金融结构与人力资本需求之间的关系,得出研究命题;第2部分构建实证模型,并交代模型所需的变量和数据来源;第3部分为基准估计,并在此基础上进行实证分析;第4部分为中介效应检验和机制分析;第5部分得出结论和相应的启示。

1 理论模型

新古典经济学认为,企业的要素需求由其边际生产力(或工资)决定。进一步,与一般生产活动不同,创新活动具有收益风险高、回报周期长等特点,故大部分学者认为股权融资为主导的金融体系对于创新的促进作用更强,其原因在于:第一,从理论上来看,相较于银行融资到期还本付息的特点,股票融资允许投资者持有不同的信息和看法,并通过多样化的风险管理服务缓解创新企业的研发风险,这不仅降低了创新企业的破产清算风险,还有助于提升创新企业的资金获取概率(Allen and Gale, 1999; Levine, 2005; Lin et al., 2013; 等)。第二,就现实情形而言,在银行主导的金融体系中,“大”银行的存在导致创新企业为了获得融资不得不让渡一部分收益,进而降低企业进行研发创新的努力程度(Hellwig, 1991; Rajan, 1992; 等)。然而,新结构金融学则认为,一国的最优金融结构内生决定于该国的产业结构和要素禀赋结构,金融结构与实体产业需求相匹配是实现快速经济增长的前提条件(林毅夫等, 2009; 曾繁清和叶德珠, 2017)。进一步,龚强等(2014)和张一林等(2016)通过构建模型证明,如果产业较为成熟,技术风险和市场风险较低,银行融资较为有效;一旦产业接近技术

前沿,技术风险和市场风险较高,股票融资则更为有效。随着经济发展和产业结构的不断升级,股票融资为主导的金融体系能够为技术创新和经济发展提供更加有力的支持。总结以上论述可以发现,尽管对于何种融资方式更能促进创新的结论存在争议,但企业的人力资本需求内生于研发创新的技术风险之中,而在不同的融资方式下,企业对于技术风险以及创新水平的选择是存在着差异的,因此,融资方式以及金融结构构成理解企业人力资本需求的重要因素。有鉴于此,本文在 Bolton and Freixas (2000) 以及龚强等 (2014) 的基础上进行拓展,进一步证明金融结构和企业人力资本之间的关系。

1.1 模型初始环境

假定经济中存在着代表性企业(H)利用资本(K)和人力资本(L)进行研发创新,创新活动满足 C-D 函数,具体形式为: $Y_H = \theta_H K_H^\alpha L_H^\beta$,具有规模报酬不变性质($\alpha + \beta = 1$)。其中, Y_H 为产出, θ_H 为生产率参数, K_H 和 L_H 分别对应资本和人力资本, α 和 β 为弹性。为了获得研发创新所需的资金(K_H),代表性企业需要进行项目融资,其既可以从银行获取贷款(银行融资),也可以在金融市场发行股票(股票融资)。同时,假定社会总资本为 K , m 为社会总资本中股票融资所占比重,那么代表性企业的资金需求满足: $K_H \leq (1-m)K$ (如采用银行融资)或 $K_H \leq mK$ (如采用股票融资)。参考龚强等 (2014),我们采用项目成功的概率(p)刻画技术风险。其中,技术风险是指与企业创新活动有关的风险,即企业能够成功研发出新的技术。对于处于技术前沿的创新企业,项目的成功更加依赖于原创性的技术创新和产品创新,技术风险较高。

如图 1 所示,项目的融资时序分为两个阶段: $t=0$ 期,创新企业进行融资,同时与银行约定支付的利息,或与投资者约定股权比例 s 。 $t=1$ 期,企业在项目完成后,向银行支付本息和为 R 或向投资者发放股利,企业获得净利润为 π 。

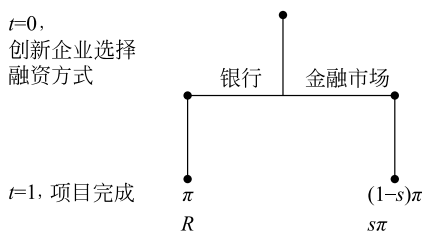


图 1 融资时序

此模型的信息结构为:技术风险为公共信息,所有参与者(企业)了解 p 的大小,但资金提供者(银行或者股票投资者)不清楚。

1.2 模型求解

1.2.1 银行融资

银行融资具有到期还本付息的特点,一旦因为企业自身的问题不能按期还本付息,企业将面临破产清算,银行则获得清算剩余 (Morek and Nakamura, 1999; Lin et al., 2013; 等)。据此本文设定:若创新企业选择银行融资,当企业失败时,银行进行清算并获得清算剩余 (A),当创新企业成功时,需要向银行还本付息,银行和创新企业在不同情形下所获得的收益如图 2 所示。

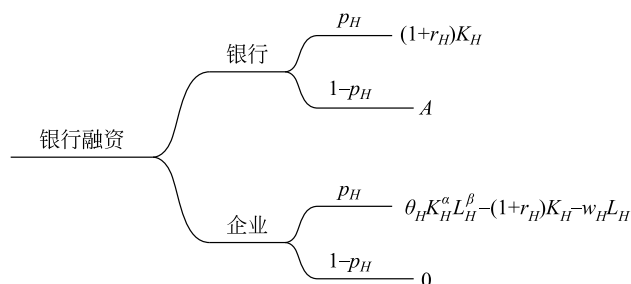


图 2 银行融资下企业与银行的收益

根据图 2, 银行融资下创新企业的最优化问题可以被表示为:

$$\begin{aligned} \max_{(K_H, L_H)} & p_H \theta_H K_H^\alpha L_H^\beta - p_H (1 + r_H) K_H - p_H w_H L_H \\ \text{st. (a)} & p_H (1 + r_H) K_H + (1 - p_H) A \geq K_H \\ \text{(b)} & K_H \leq (1 - m) K \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)中, p_H 为创新企业成功的概率(技术风险), r_H 、 w_H 分别对应利率和工资水平。如果创新企业选择银行融资,创新企业除了需要支付工资外,还需要承担项目破产的清算风险 $[(1-p_H)A]$ 。条件(a)为银行的参与约束,即银行投资者的预期收益大于投资,该条件保证创新项目不会被清算。条件(b)为资本约束,此约束保证企业的资金需求不会超过供给。结合我国经济和金融发展的现实可以发现,改革开放至今,我国仍旧没有能改变“劳动力充裕、资本稀缺”的传统禀赋条件(林毅夫等,2012),尤其是在创新驱动和高质量发展的背景下,创新企业的资金需求旺盛,其在努力进行技术创新和产品升级时面临融资约束(余明桂等,2019),故条件(b)将变为紧约束。求解上述规划问题,可以求得银行融资下创新企业的资本(K_H^*)和人力资本(L_H^*)水平分别为:

$$K_H^* = (1 - m) K \text{ 和 } L_H^* = \left(\frac{w_H}{\beta \theta_H K_H^{*\alpha}} \right)^{\frac{1}{\beta-1}} \quad (2)$$

1.2.2 股权融资

与银行融资相比较,股票融资不要求企业到期还本付息,但投资者会事先根据其对风险的判断与企业约定股权比例 s ,进一步通过“利润分享”的方式与企业共担风险,这有效地避免项目短期回报降低而招致的破产风险,高风险的创新企业则更容易通过这种融资渠道获得资金(Allen and Gale, 1999; Levine, 2005; 等)。故本文进一步设定,若创新企业选择股权融资,则在其成功时,企业需要给投资者分红,企业和投资者在不同情形下的收益如图3所示。

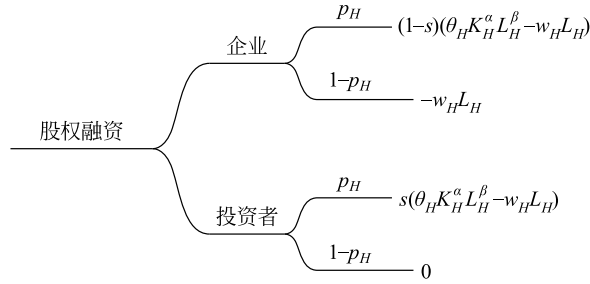


图3 股权融资下企业与投资者的收益

根据图3,股票融资下创新企业的最优化问题可以表示为:

$$\begin{aligned} \max_{(K_H, L_H)} & p_H(1-s)(\theta_H K_H^\alpha L_H^\beta - w_H L_H) + (1-p_H)(-w_H L_H) \\ \text{st. (c)} & p_H s(\theta_H K_H^\alpha L_H^\beta - w_H L_H) \geq K_H \\ \text{(d)} & K_H \leq mK \end{aligned} \quad (3)$$

与银行融资相比较,如果创新企业选择股票融资,其将不需要承担破产清算风险,但需要与投资者约定股权比例,通过“利润分享”的方式实现风险共担。条件(c)为股票投资者的参与约束,即股票投资者的预期收益大于项目投资。同时,即使在股权融资下,创新企业的资金需求依然较大,故条件(d)仍然为紧约束。求解上述规划问题,可以解得股票融资下创新企业的资本(K_H^*)和人力资本(L_H^*)水平分别为:

$$K_H^* = mK \text{ 和 } L_H^* = \left(\frac{w_H}{\beta p_H \theta_H K_H^{*\alpha}} \cdot \frac{1-p_H s}{1-s} \right)^{\frac{1}{\beta-1}} \left(\text{且满足 } \frac{\partial L_H^*}{\partial p_H} > 0 \right) \quad (4)$$

1.3 不同融资方式的可行区域及其人力资本比较

1.3.1 不同融资方式的可行区域讨论

首先分析银行融资和股权融资的可行区域。分别化简银行与股票投资者的参与约束,并将两种融资方式下的最优解代入,可得:

$$p_H \geq \frac{K_H^* - A}{(1+r)K_H^* - A} = \bar{p}_1 \text{ 和 } p_H \geq \frac{K_H^*}{s(Y - w_H L_H^*)} = \bar{p}_2 \quad (5)$$

其中, $\bar{p}_1$ 、 $\bar{p}_2$ 分别为银行融资和股票融资的临界概率。可以证明: 当 $p_H \geq \bar{p}_1$ 时, 银行融资可行; 当 $p_H \geq \bar{p}_2$ 时, 股权融资可行^①。

$$\text{令 } G(\theta_H) = \bar{p}_1 - \bar{p}_2 = \frac{K_H^* - A}{(1+r)K_H^* - A} - \frac{K_H^*}{s(Y - w_H L_H^*)}, G(\bar{\theta}) = 0, \text{ 可以求得:}$$

$$\bar{\theta} = \left(\frac{K_H^*}{s\bar{p}_1} + w_H L_H^* \right) / K_H^* \alpha L_H^{*\beta} \text{ 且 } \frac{\partial G}{\partial \theta_H} > 0 \quad (6)$$

利用式(6)可以证明:

(1) 存在 $\bar{\theta}$, 当 $\theta_H < \bar{\theta}$ 时, $\bar{p}_1 < \bar{p}_2$ 。此时, 若 $p_H < \bar{p}_1$, 两种融资方式都不可行; 若 $\bar{p}_1 \leq p_H < \bar{p}_2$, 银行融资可行, 股票融资不可行; 若 $p_H \geq \bar{p}_2$, 两种融资方式都可行。

(2) 当 $\theta_H > \bar{\theta}$ 时, $\bar{p}_1 > \bar{p}_2$ 。此时, 若 $p_H < \bar{p}_2$, 两种融资方式都不可行; 若 $\bar{p}_2 \leq p_H < \bar{p}_1$, 股票融资可行, 银行融资不可行; 若 $p_H \geq \bar{p}_1$, 两种融资方式都可行。具体如表 1 所示。

表 1 不同融资方式的可行区域

$\theta_H < \bar{\theta}, \bar{p}_1 < \bar{p}_2$	$p_H < \bar{p}_1$	两种融资方式均不可行
	$\bar{p}_1 \leq p_H < \bar{p}_2$	仅银行融资可行
	$p_H \geq \bar{p}_2$	两种融资方式均可行
$\theta_H > \bar{\theta}, \bar{p}_1 > \bar{p}_2$	$p_H < \bar{p}_2$	两种融资方式均不可行
	$\bar{p}_2 \leq p_H < \bar{p}_1$	仅股票融资可行
	$p_H \geq \bar{p}_1$	两种融资方式均可行

进一步求 $\bar{p}_2$ 对 θ_H 的偏导, 可得:

$$\frac{\partial \bar{p}_2}{\partial \theta} = - \frac{K_H^{\alpha+1} L_H^\beta}{s(Y - w_H L_H)^2} < 0, \quad \frac{\partial^2 \bar{p}_2}{\partial \theta^2} = \frac{K_H^{2\alpha+1} L_H^{2\beta}}{s^2(Y - w_H L_H)^4} > 0 \quad (7)$$

结合 $\bar{p}_1$ 和 $\bar{p}_2$, 银行融资和股票融资的可行区域可以用图 4 表示。

根据图 4 可以发现, 不同的技术水平和研发风险将两种融资方式划分为 A、B、C 和 D 四个区间:

(1) 区域 A 对应于生产率 ($\theta_H > \bar{\theta}$) 和技术风险 ($\bar{p}_2 \leq p_H < \bar{p}_1$) 最大时的情形, 这类技术主要以处于技术前沿的先进行业为代表。在区域 A 中, 如果采用银行融资, 创新企业面临的破产清算风险较高, 故银行融资不可行; 但如果采用股票融资, 创新企业和股票投资者可以通过“利益共享”的方式来分担技术风险, 故股票融资可行。

① 证明过程详见附录。

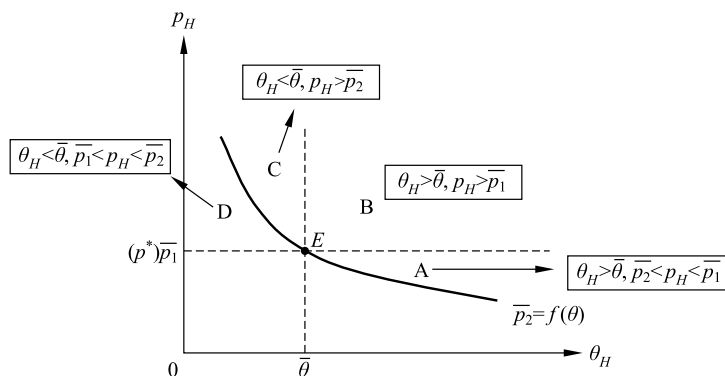


图4 不同融资方式的可行区域

(2) 区域B的技术主要以成熟技术行业的创新企业为代表,其在实现高生产率($\theta_H > \bar{\theta}$)的同时还具有较低的技术风险($p_H \geq \bar{p}_1$)。这类企业不仅面临的破产风险较低($\frac{dA}{dp_1} < 0$),可以到期向银行还本付息,还可以确保股票投资者的股票收益,故银行和股票投资者均愿意为这类创新企业提供资金。

(3) 区域C的生产率虽然较低($\theta_H < \bar{\theta}$),但技术风险有所下降($p_H \geq \bar{p}_2$),这类技术主要以传统产业中的创新企业为代表,生产率较低但技术风险小,故银行和股票投资者仍然愿意为这类创新企业提供资金。

(4) 与区域C相比较,区域D的生产率依然较低($\theta_H < \bar{\theta}$),但技术风险变大,即: $\bar{p}_1 \leq p_H < \bar{p}_2$ 。这类技术主要以应用中间技术进行生产活动的传统产业为代表,由于其生产率较低且面临着一定的技术风险,这导致创新企业无法通过“利益共享”的方式分担技术风险,股票融资变得不可行($p_H < \bar{p}_2$),故银行融资成为唯一的资金来源。

1.3.2 不同融资方式下人力资本比较

进一步考虑不同融资方式下企业人力资本比较以及其与金融结构(m)的关系,令临界概率(p^*)满足 $L_1(p^*) = L_2(p^*)$,即:两种融资方式下企业人力资本相等时的概率,其中 L_1 、 L_2 分别为企业选择银行融资和股票融资时的人力资本水平。那么可以证明:当 $p_H < p^*$ 时, $L_1 < L_2$; 当 $p_H > p^*$ 时, $L_1 > L_2$,且满足 $p^* = \bar{p} = \bar{p}_1 = \bar{p}_2$ ^①。

进一步,令总人力资本水平满足: $L = L_1 + L_2$,可以求得:

$$\frac{\partial L}{\partial m} = \frac{\partial L_1}{\partial m} + \frac{\partial L_2}{\partial m} = \frac{\alpha}{\beta - 1} \cdot \frac{L_1 m K - L_2 (1 - m) K}{m(1 - m) K} \quad (8)$$

^① 其中, $\bar{p}$ 满足(p^*)的定义 $\bar{p} = \bar{p}_1 = \bar{p}_2$,详细推导过程见附录。

结合图 4 可以发现,在区域 B、C 和 D 中,均有 $p_H > \bar{p}$,故 $L_1 > L_2$ 。同时,由于 $(1-m)K < mK$ ^①,故 $\frac{\partial L}{\partial m} < 0$,说明技术风险较小时,企业的破产风险较低,银行融资不仅可以避免企业创新过程中的逆向选择和道德风险,还可以充分发挥规模优势,避免个体监督的“搭便车”和激励不相容问题(Holmstrom and Tirole, 1997; Benmelech and Bergman, 2009 等)。因此,银行融资吸纳的人力资本水平较高,提高金融发展水平将会抑制企业人力资本升级。与之相对应,在区域 A 中, $p_H < \bar{p}$,则 $L_1 < L_2$,其原因在于:当企业的技术风险较大时,创新企业虽然面临着较高的破产风险,但可以通过“利益共享”的方式获得股票投资,分担技术风险,此时只有股票融资可行,故 $L_1 = 0$, $\frac{\partial L}{\partial m} = \frac{L_2}{m} > 0$,表明当生产率较高,研发风险较大时,股票融资吸纳的人力资本水平更高,提高金融市场水平将会对人力资本升级产生正面影响。因此,基于上述分析可以得出:

(1) 当 $p_H > \bar{p}$ 时, $L_1 > L_2$, $\frac{\partial L}{\partial m} < 0$;

(2) 当 $\theta_H > \bar{\theta}$, $p_H < \bar{p}$ 时, $L_1 < L_2$, $\bar{p} \geq p^*$ 。

根据以上讨论可以发现,技术研发风险较低,创新企业面临的破产风险较小,银行融资是较为有效的融资方式,实现的人力资本水平也较高,提高金融市场水平将会限制企业人力资本升级;反之,随着技术水平逐渐接近前沿,当生产率和技術风险均较高时,创新企业面临着较高的破产风险,股票融资成为更为有效的融资方式,实现的人力资本水平也更高,提高金融市场水平将会对人力资本升级产生正面影响。

命题 1: 当技术风险较小时,银行融资实现的人力资本水平更高,提升金融市场发展水平将抑制企业人力资本升级;当生产率较高、技术风险较大时,股票融资实现的人力资本水平更高,提高金融市场水平将会对人力资本升级需求产生正面影响。

2 研究设计

2.1 模型设定

2.1.1 基准模型

如上所述,在不同的技术风险下,金融结构(及其融资方式)对企业人力资

① 化简临界概率可得: $p^* = \frac{[(1-m)K]^\alpha}{s[(1-m)K]^\alpha + m^\alpha K^\alpha(1-s)}$, 由于 $\bar{p} \in [0, 1]$, 便可证明该结论。

本升级的影响存在着差异。有鉴于此,本文参照连旭蓓等(2020)的做法,用技术前沿距离来度量技术风险水平,并以中位数将其分为高、低两组进行验证,具体的检验模型为:

$$H_edu_{it} = \beta_0 + \beta_1 EFP_{it}(GF_{it}) \times Med_TechFron + \beta_2 DFP_{it}(ZF_{it}) \times Med_TechFron + \lambda Control_{it} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, H_edu_{it} 表示第*i*个企业第*t*年的人力资本密集度, EFP_{it} 、 DFP_{it} 、 GF_{it} 和 ZF_{it} 分别为金融结构和融资结构的度量指标:权益性金融比例、债务性金融比例、股权融资以及债权融资, $Med_TechFron$ 表示技术前沿距离的中位数,若小于中位数则取0,否则取1。 $Control$ 为企业层面和地区层面控制变量, δ_i 为企业固定效应, η_t 为时间固定效应, ε_{it} 为误差项。

2.1.2 机制检验模型

根据第1节的理论分析,在不同的技术风险水平下,融资方式的差异将会对企业的资本、人力资本投入产生影响,进一步影响企业的人力资本升级。同时,结合Kaiser and Siegenthaler(2016)和铁瑛和刘启仁(2021)的讨论,选取融资约束、创新投入以及资本投入结构三个变量作为中介变量($Mediator_{it}$),进一步利用中介效应检验模型识别中介效应。中介效应检验模型的具体估计步骤为:第一,利用式(9)估计金融结构和融资结构与人力资本升级之间的关系,估计系数 β_1 、 β_2 代表金融结构和融资结构影响人力资本升级的总效应;第二,利用中位数将样本分为两组(低技术风险组和高技术风险组),利用式(10)和(11)进行估计,如果估计系数显著,说明模型存在着中介效应。其中,待估参数 γ_1 和 γ_2 反映了金融结构和融资结构对企业人力资本升级的直接效应, γ_3 反映了间接(中介)效应。

$$Mediator_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EFP_{it}(GF_{it}) \times Med_TechFron + \alpha_2 DFP_{it}(ZF_{it}) \times Med_TechFron + \alpha Control_{it} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$H_edu_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 EFP_{it}(GF_{it}) \times Med_TechFron + \gamma_2 DFP_{it}(ZF_{it}) \times Med_TechFron + \gamma_3 Mediator_{it} + \lambda Control_{it} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

2.2 变量说明

2.2.1 被解释变量

被解释变量是人力资本密集度。人力资本密集度度量企业人力资本投入水平的多寡,如高学历人才、技术人才比重的高低(Teixeira and Tavares-Lehmann, 2014; Che and Zhang, 2018)。本文从员工学历结构与员工专业结构两方面衡量人力资本密集度。首先,使用高学历员工占比(H_edu_{it})来度量企业的人力资本密集度,这里的高学历员工是指具有本科及以上学历的员工。其次,一般情况下,技术员工是企业最重要的人力资本,因此使用企业技术员工占比

($RDper_{it}$)来衡量人力资本密集度,技术员工包括研发人员和技术人员。由于 2007 年 6 月通过了新的《劳动合同法》,因此上市公司很有可能在 2007 年及之后根据新的法律规定调整其员工结构。为了保证数据的一致性,避免上市公司为应对新的《劳动合同法》而主动调整其员工结构所造成的内生性问题,因此选择 2007 年及之后的员工学历结构和员工专业结构数据计算人力资本密集度。本文从 RESSET 和 CSMAR 数据库中获取上市公司 2007 年到 2019 年的员工学历结构与专业结构数据,并查阅上市公司年报对缺失值进行补充,然后计算企业高学历员工占比(本科及以上学历员工人数/员工总数)和技术员工占比(技术与研发员工人数/员工总数)。

2.2.2 解释变量

(1) 金融结构。对于金融结构影响人力资本升级的机制,本文参考 Beck et al. (2007)、杨俊和王佳(2012)的研究,为客观反映我国各个省份的金融结构的发展状况,采用债务性金融比例和权益性金融比例来衡量各省的金融结构。其中债务金融包括从中国人民银行获取的人民币贷款、外币贷款、委托贷款、信托贷款、未贴现银行承兑汇票和企业债券数据。各地区债务性金融(DFP)= 债务性金融融资规模增量/ GDP 。权益性金融包括从中国人民银行获取的非金融企业境内股票融资数据以及从 RESSET 数据库获取的各省私募和风险投资数据,从而更加全面地反映各地区的权益金融发展程度。权益性金融(EF)= (非金融企业境内股票融资规模增量+ $PEVC$)/ GDP 。

(2) 融资结构。股权融资指企业利用股权交易方式获得资金。债权融资指企业通过银行或股权交易市场以外的其他外部融资渠道融通资金,其中包括有息债务以及无息债务,前者包括从银行获取的短期借款和长期借款和公司发行的债券比如公司债,后者包括体现企业商业信用的应付账款项目。本文以股本与资本公积之和同企业资产总额的比值衡量股权融资,以应付债券、短期借款与长期借款之和同企业资产总额的比值来衡量债权融资,其计算公式为:

$$\text{股权融资} (GF) = (\text{股本} + \text{资本公积}) / \text{资产总额}$$

$$\text{债权融资} (ZF) = (\text{应付债券} + \text{短期借款} + \text{长期借款}) / \text{资产总额}$$

(3) 技术前沿距离。为了讨论技术风险的影响,本文借鉴 Ding et al. (2016)、连旭蓓等(2020)的研究,用技术前沿距离(TechFron)度量技术风险。企业与世界技术前沿差距的计算公式为 $DF_{ijt} = LP_{ijt} / LP_{jt}^{US}$,即在 t 年,中国 j 行业中的 i 企业与世界技术前沿的差距用中国 j 行业中 i 企业 t 年的劳动生产率同美国 j 行业 t 年的劳动生产率的比值来表示,其中劳动生产率为工业增加值除以从业人数。之所以选择美国对应的制造业行业作为世界技术前沿的基准,是因为不同国家之间的制度环境和市场存在着显著的差异,不能直接将美国企业的财务数据测算得出的工业增加值指标与中国企业相比。在测算技术前沿差

距的中国企业层面数据的过程中,由于数据库未提供企业工业增加值的数据,本文借鉴刘伟江和吕镛(2018)的做法,用固定资产折旧、劳动者报酬、生产税净额以及营业盈余之和表示工业增加值。其中,生产税净额参照任曙明和孙飞(2014)的做法,采用应交税费与政府补助的差额表示。美国制造业细分行业的数据源于 WIOD 数据库,一方面,该数据库提供了美国制造业细分行业的工业增加值及劳动投入等方面的数据;另一方面,该数据库提供了数据对应的行业代码和行业类型。在此基础上,为了使中国企业层面的工业增加值数据和美国行业层面的工业增加值数据真实可比,保证数据的严谨性,本文对于中国企业层面的数据作以下处理:(1)以 2007 年为基期,采用各年各地区的工业生产者出厂价格指数、固定资产投资价格指数及工业生产者购进价格指数对除员工人数外的各相应投入产出变量进行平减得出工业增加值;(2)将企业层面的工业增加值数据用各年购买力平价指数进行换算;(3)对上述步骤中被购买力评价指数换算后的工业增加值用美国各年 GDP 平减指数进行平减,从而获得中国企业层面实际工业增加值数据。其中,各年各地区的工业生产者出厂价格指数、固定资产投资价格指数及工业生产者购进价格指数均来自《中国统计年鉴》,各年购买力平价指数、美国各年 GDP 平减指数来自世界银行数据库。此外,为防止异常值对研究结果的影响,本文对连续变量在 1%水平上进行缩尾处理。

2.2.3 控制变量

为了控制其他影响人力资本升级的重要因素,参照 Kaiser and Siegenthaler (2016)和申广军等(2020)的研究,选取的企业层面的控制变量包括企业规模(Size)、资产收益率(ROA)、政府补助(Subsidy)、外资持股比重(Forinv)、加成率(Addrate)、成长性(Growth)以及所有权性质(SOE)^①。其中,采用总资产的自然对数表示企业规模,资产收益率定义为企业净利润与资产总额的比值,政府补助用数据库中对政府补贴取自然对数来表示,加成率等于销售额/(销售额-利润),成长性即企业营业收入增长率,测算所有权性质时,企业若属于国有企业则所有权性质赋值为 1,否则为 0。同时,本文还参考戴魁早和刘友金(2020)及李勇等(2021)的研究,控制了包括产业结构高级化(Indu_stru)、市场化程度(Market)以及对外开放水平(Open)等地区层面影响人力资本升级的重要因素。其中,产业结构高级化定义为各省份第三产业增加值与第二产业增加值的比值;2007—2018 年的市场化指数来自王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告(2018 年)》,2019 年的市场化指数数据则根据各省份的市场化指数用外推法进行补齐;对外开放水平则用贸易依存度测算,即采用各省份进出口贸易额与该地区生产总值的比值来表示。

^① 融资约束是本文即将讨论的中介变量,将其加入控制变量中可能会引起坏控制(Bad Control),导致估计系数的不一致,故本文仅将其作为中介变量加以控制。

2.2.4 中介变量

对于金融结构影响人力资本升级的机制,本文参考 Kaiser and Siegenthaler (2016)和铁瑛和刘啟仁(2021)的研究,结合数据的可得性,选取融资约束(F_constr)、创新投资水平(RD)以及资本投入结构(Inputstru)三个变量作为中介变量。采用财务费用与总负债的比值反映企业的融资约束,使用研发支出与营业收入的比值衡量企业的创新投资水平,企业的资本投入结构用企业固定资产净值年平均余额与从业人员的比值表示^①。

2.3 数据来源

本文实证分析用到的数据主要包括三个部分:一是来自 RESSET 和 CSMAR 数据库的企业层面的数据,二是来自《中国统计年鉴》、《中国工业统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、中国人民银行、王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告(2018 年)》以及各省统计年鉴及公报的省份层面和中国制造业细分行业层面的数据,三是来自 WIOD 数据库的美国制造业细分行业层面的数据以及来自世界银行数据库的购买力评价指数、美国各年 GDP 平减指数。

对于公司层面数据,本文选择 2007—2019 年沪深 A 股制造业上市公司作为研究样本。为了保证样本的严谨性,本文按照以下标准对样本进行筛选:(1)由于上市公司的行业划分标准在 2012 年前进行了较大的调整,因此本文使用按照 2012 版行业分类标准分类的数据。在此基础上,剔除所有非制造业行业样本;(2)删除 2007—2019 年内企业名称中带有*st 和 st 的企业以及西藏地区数据;(3)剔除人力资本密集度、股权融资、债权融资缺失的观测值;(4)参考 Poncet et al. (2010)等研究,剔除员工人数缺失或员工人数少于 150 人的观测值。所有上市公司的数据来自 CSMAR 和 RESSET 数据库,并通过查阅公司年报对缺失数据进行补充。相关变量的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计

		变量	平均值	标准差	最小值	最大值	观测值
人力资本 密集度	H_edu	本科及以上学历员工数/员工 总数	0.167	0.139	0	0.632	17538
	RDper	技术与研发员工人数/员工 总数	0.161	0.121	0	0.613	17538

① Kaiser and Siengenthaler(2016)指出融资方式的不同会影响企业的融资约束,进而影响企业的研发投入、资本品投入与人力资本投资,从而促进人力资本的升级。由于福利费数据缺失严重,考虑到数据的可得性,本文选择融资约束、创新投资水平、资本投入结构作为中介变量。

续表

		变量	平均值	标准差	最小值	最大值	观测值
技术前沿距离	TechFron	$DF_{ijt} = LP_{ijt} / LP_{jt}^{US}$	0.750	1.237	-1.763	7.473	17474
金融结构	EFP	(非金融企业境内股票融资规模增量+PEVC)/GDP	0.038	0.107	0	0.692	15449
	DFP	债务性金融融资规模增量/GDP	0.239	0.188	0	1.238	15449
融资约束	F_constr	财务费用/总负债	0.007	0.039	-0.191	0.073	17551
产业结构高级化	Indu_stru	第三产业增加值/第二产业增加值	2.348	2.316	0.203	7.864	17527
市场化程度	Market	市场化指数	8.054	1.803	3.183	10.920	17527
对外开放水平	Open	进出口贸易额/地区生产总值	0.488	0.379	0.0437	1.484	17527
融资结构	GF	(股本+资本公积)/资产总额	0.038	0.107	0	0.692	15449
	ZF	(应付债券+短期借款+长期借款)/资产总额	0.239	0.188	0	1.238	15449
企业规模	Size	总资产取自然对数	10.390	2.922	4.094	13.310	17551
资产收益率	ROA	企业净利润/资产总额	0.043	0.062	-0.235	0.211	17452
外资持股比例	Forinv	外商投资额/投资总额	0.045	0.086	0	0.635	17309
政府补助	Subsidy	政府补贴取自然对数	16.089	1.693	0	20.194	17551
加成率	Addrate	销售额/(销售额-利润)	1.121	0.183	0.534	1.917	17551
成长性	Growth	企业营业收入增长率	0.152	0.326	-0.455	1.955	17452
所有权性质	SOE	国有企业=1,否则为0	0.329	0.470	0	1.000	17551
资本投入结构	Inputstru	企业固定资产净值年平均余额/从业人员	40.027	41.189	2.313	247.664	17536
创新投资水平	RD	研发支出/营业收入	17.760	1.398	13.840	21.620	15102

3 基准模型检验

3.1 基准估计

本文首先利用式(9)对金融结构和人力资本升级的关系进行估计,回归结果如表3所示。根据表3式(1)和式(5)的结果可知,金融结构与企业人力资本升级之间的关系因技术风险的不同而存在差异。在低技术风险组,债务性金融比例(DFP)对企业人力资本升级的影响系数显著为正,且债务性金融每增加一个单位,人力资本密集度将提升0.015个单位,而权益性金融比例(EFP)的系数

并不显著。相反,在高技术风险组中,权益性金融的影响系数显著(为 0.048),而债务性金融对企业人力资本升级不会产生显著影响,说明金融市场水平的提升对技术风险水平较低企业的人力资本密集度没有显著作用,而对于技术风险水平较高的创新前沿企业来说,其人力资本扩张一定程度上依赖于金融发展水平的提升,研究命题得证。此外,本文采用逐步回归法依次加入产业结构高级化(Indu_stru)、市场化程度(Market)、资产收益率(ROA)以及对外开放水平(Open)等控制变量,并控制了地区效应、企业效应和时间效应,得到式(2)~(4)和式(6)~(8)。仔细观察核心解释变量的估计系数可以发现,虽然在加入控制变量后高风险组 DFP 系数变为正且显著,但仍小于 EFP 系数,表明企业人力资本升级仍然在很大程度上依赖于权益性融资的比例,且其余变量系数的显著性和符号均未发生改变,进一步说明在技术风险较高时,提高金融市场水平会对人力资本升级产生正面影响,与式(1)和(5)的结论一致^①。除此之外,控制变量的回归结果中,除对外开放水平(Open)和外资持股比重(Forinv)外,其余控制变量的回归系数均显著为正,说明企业人力资本升级受企业规模、产业结构高级化和市场化程度等因素的影响,对外开放水平和外资持股比重系数为负的原因可能是外商投资会对本国企业的自主创新能力产生抑制作用或对国内投资产生挤出作用,从而影响企业人力资本升级。

表 3 金融结构与人力资本升级

变量	H_edu							
	技术风险水平低				技术风险水平高			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EFP	0.022 (1.506)	0.009 (0.588)	0.002 (0.132)	0.002 (0.157)	0.048*** (4.349)	0.039*** (3.658)	0.041*** (3.841)	0.045*** (4.004)
DFP	0.015** (2.179)	0.016*** (3.117)	0.015*** (2.714)	0.026*** (3.716)	0.001** (2.198)	0.013** (2.184)	0.019*** (3.084)	0.018*** (2.826)
Size		0.003*** (5.892)	0.003*** (5.971)	0.003*** (5.586)		0.001*** (5.486)	0.001*** (5.747)	0.001*** (5.581)
Indu_stru		0.005*** (7.891)	0.007*** (9.675)	0.009*** (11.325)		0.029*** (9.500)	0.019*** (5.123)	0.019*** (5.255)
Market		0.006*** (6.714)	0.010*** (9.159)	0.011*** (9.745)		0.016*** (10.372)	0.013*** (7.817)	0.013*** (7.401)

① 为了剔除量纲对于核心解释变量估计系数的影响,我们还使用标准化系数对式(5)~(8)重新进行了估计,结果发现 EFP 的标准化系数分别为 0.041、0.030、0.032、0.035,DFP 的标准化系数分别为 0.022、0.018、0.026、0.024,说明企业人力资本升级较大程度上依赖于权益性融资的比例。

续表

变量	H_edu							
	技术风险水平低				技术风险水平高			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Open			-0.036 *** (-6.536)	-0.035 *** (-6.272)			-0.072 *** (-5.307)	-0.070 *** (-5.109)
ROA			0.054 ** (2.114)	-0.051 (-1.444)			-0.048 (-1.479)	-0.012 (-0.322)
Subsidy			0.001 *** (5.226)	0.001 *** (4.841)			0.001 ** (2.090)	0.001 ** (2.527)
Forinv				-0.114 *** (-7.108)				-0.062 *** (-4.291)
Addrate				0.064 *** (4.549)				0.025 *** (2.609)
Growth				-0.001 (-0.220)				0.000 (0.139)
SOE				0.007 ** (2.130)				-0.003 (-0.253)
_cons	0.144 *** (57.412)	0.057 *** (6.712)	0.031 *** (3.445)	-0.041 ** (-2.366)	0.175 *** (93.458)	-0.028 *** (-3.200)	0.059 *** (2.922)	0.090 *** (3.823)
地区效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	7650	7650	7636	7541	7786	7786	7701	7603
R ²	0.001	0.024	0.034	0.044	0.003	0.053	0.061	0.066
F	2.873	38.332	33.189	28.675	9.478	10.445	56.744	60.652

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著；括号内为t值。

其次,在模型讨论中,我们证明融资方式的差异也同样会对企业的人力资本决策产生影响,故我们进一步识别融资结构和企业人力资本升级之间的关系,结果如表4所示。由式(1)可以发现,技术风险较低时,企业股权融资(GF)的回归系数并不显著,而债务融资(ZF)的系数显著为正,说明提高金融发展水平不会影响人力资本升级。同时根据表4式(5)可知,位于技术前沿的企业,股权融资与人力资本需求之间呈显著正相关关系,债权融资的估计系数虽然显著为正,但系数仍然小于股权融资的估计系数^①,进一步提高金融市场水平能够促进企业人力资本升级,研究命题再次得到验证。

① 标准化系数的估计结果同样遵循了上述趋势。

表 4 融资结构与人力资本升级

变量	H_edu							
	技术风险水平低				技术风险水平高			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
GF	0.013 (1.525)	0.008 (0.152)	-0.001 (-0.210)	-0.004 (-0.587)	0.023*** (3.179)	0.017** (2.402)	0.018** (2.521)	0.025*** (3.647)
ZF	0.017** (2.491)	0.014** (2.317)	0.026*** (3.702)	0.022*** (2.716)	0.003** (2.211)	0.006*** (3.486)	0.013** (2.542)	0.009*** (3.827)
Size		0.001*** (5.881)	0.001*** (5.971)	0.001*** (5.586)		0.003*** (6.631)	0.003*** (6.804)	0.003*** (5.519)
Indu_stru		0.034*** (12.782)	0.023*** (7.056)	0.024*** (7.300)		0.005*** (8.435)	0.007*** (10.078)	0.008*** (11.023)
Market		0.015*** (9.906)	0.012*** (7.575)	0.012*** (7.272)		0.005*** (6.113)	0.009*** (8.833)	0.010*** (9.554)
Open			-0.062*** (-5.260)	-0.058*** (-4.864)			-0.034*** (-6.663)	-0.035*** (-6.957)
ROA			0.060** (2.016)	-0.042 (-1.231)			0.010 (0.414)	0.015*** (3.115)
Subsidy			0.001*** (3.762)	0.001*** (4.047)			0.001*** (6.593)	0.001*** (6.682)
Forinv				-0.067*** (-4.901)				-0.124*** (-7.925)
Addrate				0.017** (1.905)				0.027** (1.992)
Growth				0.001 (0.304)				0.003 (0.617)
SOE				0.003** (2.361)				0.011*** (3.372)
_cons	0.174*** (44.404)	-0.021* (-1.749)	0.062*** (3.307)	0.083*** (3.832)	0.143*** (34.081)	0.059*** (6.810)	0.038*** (4.242)	0.020*** (3.823)
地区效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	7650	7650	7636	7541	7786	7786	7701	7603
R ²	0.001	0.056	0.065	0.070	0.001	0.023	0.032	0.066
F	2.164	103.488	67.598	42.126	5.390	40.384	36.076	46.472

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著；括号内为t值。

3.2 稳健性讨论

为了保证回归结果的稳健性，一是改用企业技术员工占比(RDper)来衡量

人力资本密集度,并利用式(9)重新进行估计,回归结果如表 5 所示。观察核心解释变量的系数可以发现,其符号正负与显著性并未发生明显改变。在低风险组,债务性融资比例的估计系数显著为正(权益性融资比例的估计系数不显著),而在高风险组,权益性融资比例的估计系数显著为正(债务性融资比例的估计系数显著为负),即提高金融发展水平有利于企业对人力资本结构进行优化^①。

表 5 金融结构与人力资本升级

变量	RDper							
	技术风险水平低				技术风险水平高			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EFP	0.006 (0.471)	-0.018 (0.588)			0.029 *** (3.206)	0.026 *** (2.843)		
DFP	0.007 *** (2.913)	0.002 *** (3.297)			-0.014 *** (-4.677)	-0.019 *** (-3.599)		
GF			-0.022 (0.132)	-0.020 (-1.493)			0.024 *** (2.598)	0.024 ** (2.506)
ZF			0.011 *** (3.376)	0.014 *** (4.256)			-0.024 *** (-3.165)	-0.023 *** (-3.299)
Size		0.002 *** (5.038)		0.002 *** (5.044)		0.002 *** (5.133)		0.002 *** (4.998)
Indu_stru		0.004 *** (6.800)		0.006 *** (7.699)		0.011 *** (4.397)		0.007 ** (2.357)
Market		0.009 *** (12.039)		0.011 *** (12.394)		0.006 *** (4.654)		0.005 *** (3.431)
Open		-0.024 *** (-5.002)		-0.025 *** (-5.108)		0.002 *** (5.030)		-0.029 ** (-2.499)
ROA		0.081 *** (3.601)		-0.046 (-1.464)		0.008 *** (2.622)		-0.010 (-0.323)
Subsidy		0.001 (1.540)		0.001 * (1.909)		0.004 *** (2.925)		0.001 (0.726)
Forinv		0.001 (0.029)		0.002 *** (4.993)		-0.032 *** (-2.805)		0.045 *** (3.609)
Addrate		0.070 *** (5.616)		0.005 *** (8.198)		-0.038 (-1.367)		-0.013 (-1.541)
Growth		0.002 (0.469)		0.012 *** (12.400)		0.001 (0.485)		-0.003 (-1.111)

① 融资结构的相关系数也遵从了这一变化趋势。

续表

变量	RDper							
	技术风险水平低				技术风险水平高			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
SOE		-0.004 (-1.387)		-0.005 (-1.187)		-0.003 (-0.833)		-0.006 (-0.714)
_cons	0.156 *** (69.958)	0.052 *** (7.017)	0.037 *** (4.564)	-0.031 ** (-2.051)	0.170 *** (108.926)	0.092 *** (8.653)	0.133 *** (7.790)	0.139 *** (6.944)
地区效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	7650	7650	7636	7541	7786	7786	7701	7603
R ²	0.001	0.037	0.042	0.047	0.009	0.019	0.021	0.023
F	0.485	59.325	42.090	30.701	26.201	29.540	18.125	12.467

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著；括号内为t值。

二是,本文采用系统广义矩估计法(SYS-GMM)来控制遗漏变量产生的内生性问题,进一步估计式(9),估计结果如表6所示^①。根据式(1)和式(2)可以发现,低技术风险企业的权益性融资系数不显著,债务性融资系数显著为正,说明提高金融市场水平不利于企业人力资本升级。相反,在式(3)和式(4)中,权益性融资系数显著为正,债务性融资系数同样不再显著(或显著为负),说明高技术风险企业人力资本结构能够随着金融市场发展水平的提高而得到更好的优化效果,保证了结果的稳健性。

表 6 SYS-GMM 估计结果

变量	H_edu			
	技术风险水平低		技术风险水平高	
	(1)	(2)	(3)	(4)
EFP	-0.038 *** (-2.87)		0.060 *** (3.21)	
DFP	0.032 ** (2.23)		-0.030 (-1.30)	
GF		-0.045 *** (-3.39)		0.081 *** (4.11)

① 我们使用核心解释变量的滞后一期和二期作为工具变量进行估计,估计结果表明模型选择的工具变量合适,不存在过度识别(Sargan 检验),自相关检验[AR(1)和AR(2)]也说明模型不存在一阶自相关,存在二阶自相关,从而说明 SYS-GMM 的估计结果是较为可信的。

续表

变量	H_edu			
	技术风险水平低		技术风险水平高	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ZF		0.035 ** (2.36)		-0.058 *** (-4.56)
H_edu(-1)	0.342 *** (9.04)	0.375 *** (9.77)	0.369 *** (8.53)	0.409 *** (9.76)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Sargan (P Value)	39.88 (0.186)	37.23 (0.161)	43.11 (0.231)	40.03 (0.192)
AR(1) (P Value)	-8.18 (0.000)	-8.15 (0.000)	-9.47 (0.000)	-9.25 (0.000)
AR(2) (P Value)	0.84 (0.400)	0.99 (0.320)	1.60 (0.126)	1.87 (0.061)

注：***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著；括号内为 *t* 值。

三是考虑到样本量的限制,本文使用 2011—2013 年中国工业企业数据库重新构造变量继续进行检验。在使用工业企业数据库构造变量前,本文参照 Cai and Liu(2009)、Brandt et al. (2012)的做法对数据进行预处理^①。核心变量中,由于工业企业数据库并未公布企业人力资本的数据,故无法直接获得企业人力资本密集度这一变量。为此,本文参照李勇等(2021)的做法构造企业人力资本这一指标,进一步将其除以企业劳动力人数获得企业人力资本密集度(H_edu),其余变量选择与构造与前述方法相同,故不再详述,具体估计结果如表 7 第(1)~(4)列所示。根据表 7 的估计结果可以发现,核心解释变量估计结果的显著性与方向均未发生改变,与以上估计结果一致。

表 7 工业企业数据库估计结果

变量	H_edu			
	技术风险水平低		技术风险水平高	
	(1)	(2)	(3)	(4)
EFP	-0.051 *** (-6.203)	-0.033 *** (-5.842)		

① 具体方法为:删除工业增加值、全部从业人员年平均人数、固定资产净值年平均余额、流动资产净值年平均余额、全年营业收入、主营业务收入、资产总计为负的样本,删除年平均从业人员人数 8 以下的样本,删除固定资产净值年平均余额小于资产总计、流动资产净值年平均余额小于资产总计、全年营业收入小于主营业务收入的样本。同时,为了剔除异常值的干扰,本文还对所有变量进行了前后各 1%的缩尾(winsorize)处理。

续表				
变量	H_edu			
	技术风险水平低		技术风险水平高	
	(1)	(2)	(3)	(4)
DFP	0.032 *** (4.332)	0.019 *** (4.113)		
GF			0.041 *** (7.342)	0.052 *** (4.505)
ZF			-0.014 *** (-4.163)	-0.011 *** (-3.213)
_cons	0.441 *** (44.332)	0.213 *** (5.482)	0.183 *** (33.357)	0.144 *** (18.233)
控制变量	N	Y	N	Y
地区效应	Y	Y	N	N
企业效应	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y
R ²	0.113	0.147	0.148	0.177
F	101.588	142.397	158.663	135.765
N	122883	122883	149627	149627

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著；括号内为t值。

四是本文在基准模型中加入技术前沿距离及其与权益性融资(债务性融资)的交互项,对全样本进行回归,并重新检验不同技术风险下金融结构(融资结构)对于人力资本升级的影响,回归结果如表8第(1)~(4)列所示。根据估计结果可以发现,不管是否加入控制变量,技术前沿距离系数均在1%水平上显著,且技术前沿距离与权益性融资交互项系数在1%水平上显著为正,而与债务性融资交互项系数显著为负,说明技术风险水平的提高能够促进权益性融资对企业人力资本升级的正向作用,同时弱化了债务性融资对人力资本升级的促进效应。这表明企业越接近技术前沿,金融市场发展水平的提高越能够促进企业人力资本结构的升级,与前文所得结论一致。

表 8 企业人力资本升级的调节效应

变量	H_edu			
	(1)	(2)	(3)	(4)
EFP	0.039 *** (5.196)	0.028 *** (3.781)		
DFP	0.001 ** (2.106)	0.018 *** (3.954)		

续表

变量	H_edu			
	(1)	(2)	(3)	(4)
TechFron	0.007 *** (10.158)	0.006 *** (5.726)	0.006 *** (5.726)	0.008 *** (10.283)
EFP×TechFron	0.008 *** (2.817)	0.010 *** (3.500)		
DFP×TechFron	-0.010 ** (-2.405)	-0.005 ** (-2.063)		
GF			0.038 *** (5.160)	0.035 *** (4.505)
ZF			0.001 ** (2.101)	0.001 ** (2.195)
GF×TechFron			0.008 *** (2.807)	0.009 *** (3.149)
ZF×TechFron			-0.010 ** (-2.309)	-0.010 ** (-2.190)
_cons	0.160 *** (56.402)	0.058 *** (7.487)	0.160 *** (56.323)	0.126 *** (10.286)
控制变量	N	Y	N	Y
地区效应	Y	Y	N	N
企业效应	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y
R ²	0.023	0.032	0.034	0.041
F	43.517	44.314	57.346	55.732

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著；括号内为*t*值。

最后,由于金融结构为地区变量,人力资本升级为公司变量,考虑到结果的稳健性,我们作出如下改进:首先,分别控制地区×时间以及行业×时间联合固定效应;其次,参考Chen et al. (2020)及铁瑛和刘啟仁(2021)的做法,将企业人力资本密集度数据按地区进行加总合并;最后检验金融结构与人力资本升级之间的关系,结果如表9所示。仔细观察EFP和DFP的估计系数可以发现,核心结论的显著性和变化趋势并未改变,说明金融结构转型有利于技术前沿企业人力资本升级的研究结论是稳健的。

表 9 金融结构与人力资本升级的进一步估计结果

变量	H_edu					
	联合固定效应估计结果				合并为地区数据估计结果	
	技术风险 水平低	技术风险 水平高	技术风险 水平低	技术风险 水平高	技术风险 水平低	技术风险 水平高
EFP	0.004 (0.034)	0.038 ** (2.388)	0.005 (0.047)	0.058 ** (2.159)	0.003 (1.281)	0.037 *** (5.013)
DFP	0.041 *** (4.351)	0.022 *** (2.602)	0.052 *** (4.283)	0.012 ** (2.217)	0.019 *** (6.887)	0.028 *** (6.023)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区×时间效应	Y	Y	N	N	N	N
行业×时间效应	N	N	Y	Y	N	N
地区效应	N	N	N	N	Y	Y
时间效应	N	N	N	N	Y	Y
R ²	0.062	0.044	0.0627	0.0562	0.056	0.047
F	32.84	43.19	33.99	46.32	48.32	44.57
N	7541	7603	7541	7603	377	377

注：限于篇幅所限，仅汇报了主要系数的回归结果，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著；括号内系数为t值。

4 中介效应检验和机制分析

如前所述，金融结构和融资结构会通过影响融资约束(F_constr)、资本投入结构(Inputstru)和创新投资水平(RD)等方式影响企业人力资本升级，因此本文利用中介效应检验模型识别中介效应。根据中介效应检验模型的估计步骤，我们首先依据技术前沿水平的中位数将样本分为技术风险水平高、低两组，利用式(9)估计金融结构(融资结构)对人力资本升级的影响(总效应)，回归结果如表10所示。仔细观察表10中估计系数可以发现，当技术风险由低转高时，权益性融资估计系数变大，说明技术风险较低的企业以债务性融资为主要动力，提高金融发展水平不影响人力资本升级；而位于技术前沿水平的企业则以权益性融资为主要动力，提高金融发展水平有助于人力资本升级。其次，根据式(10)和(11)进一步估计得到直接效应和间接效应，以创新投资水平作为中介变量为例：权益性融资总效应的估计系数在低风险时不显著(高风险时显著为正)，说明当技术风险较低时，提高金融市场水平将阻碍人力资本升级(反之，则促进人力资本升级)^①。进一步分析直接效应和间接效应的估计系数可以发现：当技术风险水平较低时，银行投资较为有效，权益性融资的增加以及金融市场水平的提高将不会促进人力资本升级(直接效应的估计系数不显著)。不仅

① 债务性融资估计系数的显著性和变化趋势与表2和表3一致。

如此,随着权益性融资水平的提高,其还会间接降低创新投资水平,阻碍人力资本升级(间接效应的估计系数仍然不显著)。与之相对应,当技术风险水平较高时,金融市场水平的提高会增加企业的权益性融资,促进人力资本升级(直接效应的估计系数显著为正),不仅如此,其将间接促使企业加大创新投资水平,吸纳高学历、高技术人才(间接效应的估计系数显著为正)。以上结果表明金融市场水平的提高将通过缓解融资约束、增加创新投资水平和改变投入结构等方式促进人力资本升级,与预期结果一致。

表 10 回归结果

变量	H_edu					
	低风险			高风险		
	总效用	直接效应	间接效应	总效用	直接效应	间接效应
金融结构						
F_constr	0.002 (0.157)	0.024 (0.337)	-0.027 (-1.038)	0.045*** (4.194)	-0.044*** (-4.193)	0.003*** (4.067)
RD	0.002 (0.157)	-0.029 (-1.182)	0.031 (0.841)	0.045*** (4.194)	0.038*** (3.444)	0.011*** (5.762)
Inputstru	0.002 (0.157)	-0.025 (1.082)	0.028 (0.961)	0.045*** (4.194)	0.041*** (3.837)	0.006*** (10.578)
融资结构						
F_constr	-0.004 (-0.587)	0.020 (0.813)	-0.025 (1.222)	0.025*** (3.647)	0.021*** (4.365)	0.002*** (3.022)
RD	-0.004 (-0.587)	-0.011 (-1.374)	0.006 (0.881)	0.025*** (3.647)	0.016** (2.312)	0.009*** (8.251)
Inputstru	-0.004 (-0.587)	-0.032 (-0.022)	0.026 (0.922)	0.025*** (3.647)	0.019*** (3.663)	0.002*** (8.481)

注:系数均指权益性融资估计系数;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著,括号内系数为t值;限于篇幅所限,仅汇报了主要系数的回归结果。

另外,为了保证中介机制讨论的稳健性,本文首先以技术前沿中位数分组,进一步使用结构方程模型识别金融结构影响人力资本升级的中介机制;其次,我们用企业技术员工占比(RDper)作为人力资本密集度的替代指标,利用中介效应检验模型和结构方程模型重新进行了估计^①。结果发现,在低技术风险下,权益性融资与人力资本密集度呈显著负相关关系或不具有显著性,而高技术风险下其系数显著为正,这表明对于技术风险较低的企业提高金融发展水平不利于人力资本升级,但有助于技术前沿企业人力资本升级,说明了中介机制结论的稳健性。

① 鉴于篇幅所限,具体的估计结果不再详细列出,有兴趣的读者可以向作者索取。

5 结论及其启示

随着我国进入高质量发展阶段,深入贯彻新发展理念,增强自主创新能力已经成为我国在重要战略机遇期的必然选择。而提升自主创新能力的过程中,人力资本无疑具有举足轻重的意义。反观我国改革开放以来的现实,人力资本虽然在这一时期实现了快速的扩张和积累,但配置效率较为低下,是推进创新驱动和高质量发展战略的重要障碍(李静等,2017;纪雯雯和赖德胜,2018)。本文认为,从长远来看,人力资本扩张与创新驱动和高质量发展战略具有内在一致性,因此,人力资本配置效率低下的实质在于中国企业对于新增高学历劳动力的吸纳能力不足,难以匹配供给层面的高速扩张。那么,是什么因素限制了企业人力资本升级呢?为了回答这一问题,本文通过对 Bolton and Freixas (2000)以及龚强等(2014)的研究进行拓展,从金融结构的角度分析了人力资本需求的影响因素。结果发现,当技术风险较低时,银行融资吸纳的人力资本水平更高,提高金融市场水平将抑制企业人力资本升级,反之,股票融资吸纳的人力资本水平更高,提高金融市场水平将会对企业人力资本升级产生正面影响。进一步,本文将2000—2019年CSMAR上市公司数据库和省际宏观数据进行匹配,利用面板门槛回归模型和中介效应检验模型对金融结构,技术风险和人力资本需求的关系进行了验证,结果证实了上述假说。

本文的研究结论从新结构金融学的视角为理解金融结构与企业人力资本之间的内在关系提供了新的解释。新结构金融学认为,一国的最优金融结构内生决定于该国的产业结构和要素禀赋结构,金融结构与实体产业需求相匹配是促进创新,实现经济快速增长的前提条件(林毅夫等,2009;龚强等,2014;张一林等,2016)。本文则从企业人力资本的角度进行了扩展,证明了不同技术风险下金融结构对于企业人力资本的影响,发现一国的金融结构只有与技术风险相匹配时才能提高企业的人力资本吸纳能力,促进人力资本升级。无论是对金融结构影响的相关研究,还是企业人力资本升级的相关研究,以上结论都是一个有益的补充。

其次,本文的研究结论还有助于解释改革开放以来中国企业人力资本升级的演变轨迹。已有研究文献发现,人力资本的快速扩张是这一时期经济快速增长的重要因素(Fleisher et al., 2010; Che and Zhang, 2018; 等),但根据我们的研究结论,人力资本的快速扩张不仅得益于供给端的快速扩张,同时得益于企业人力资本吸纳能力的同步提高。这主要是因为:改革开放伊始,中国的产业发展远离技术前沿,得益于银行主导的金融体系,相关行业的资本和人力资本需求得以同步扩张,并通过吸收、引进国外成熟的技术快速地缩短了与技术前沿的差距,实现了快速的经济增长(Song et al., 2011; Che and Zhang, 2018, 等);但

随着我国逐渐接近技术前沿,银行主导的金融体系不仅限制了企业人力资本升级,还会恶化配置效率,导致创新绩效下降和 TFP 损失(纪雯雯和赖德胜,2018;马颖等,2018)。这便意味着:我们需要在 2035 年远景目标的指导下,努力推进金融市场化改革,通过多层次、广覆盖、有差异和分工合理的金融工具为创新企业提供充足的资金,这不仅有利于企业人力资本升级,还会为创新驱动和高质量发展提供重要保障。

附录:相关证明

(一) 证明当 $p_H \geq \bar{p}_2$ 时,股权融资可行。

令 $F(p_H) = p_H s(Y - w_H L_H^*) - K_H$, 且 L_H^* 满足 $\frac{\partial L_H^*}{\partial p_H} > 0$, 可以得到:

$$\begin{aligned} \frac{\partial F}{\partial p_H} &= s(Y - w_H L_H^*) + p_H s \left(\frac{\partial Y}{\partial L_H^*} \cdot \frac{\partial L_H^*}{\partial p_H} - w_H \frac{\partial L_H^*}{\partial p_H} \right) \\ &= s(Y - w_H L_H^*) + p_H s \cdot \frac{\partial L_H^*}{\partial p_H} (\beta \theta_H K_H^\alpha L_H^{\beta-1} - w_H) \end{aligned}$$

根据库恩-塔克条件可知 $\frac{\partial L}{\partial L_H} = 0$, 即:

$$\beta \theta_H K_H^\alpha L_H^{\beta-1} - w_H = \frac{(1 - p_H) w_H}{p_H (1 - s)}$$

两边同乘 L_H :

$$L_H (\beta \theta_H K_H^\alpha L_H^{\beta-1} - w_H) = L_H \cdot \frac{(1 - p_H) w_H}{p_H (1 - s)} > 0$$

从而可得 $\frac{\partial F}{\partial p_H} > 0$ 。也就是说,当 $p_H \geq \bar{p}_2$ 时,股权融资可行。

(二) 当 $p_H < p^*$ 时, $L_1 < L_2$; $p_H > p^*$ 时, $L_1 > L_2$, 且满足 $p^* = \bar{p} = \bar{p}_1 = \bar{p}_2$ 。

第一步,证明当 $p_H < p^*$ 时, $L_1 < L_2$; $p_H > p^*$ 时, $L_1 > L_2$ 。

令 $\frac{L_1}{L_2}$, 可以证明:

$$\frac{L_1}{L_2} = \frac{\left\{ \frac{w_H}{\beta \theta_H [(1 - m) K]^\alpha} \right\}^{\frac{1}{\beta-1}}}{\left(\frac{w_H}{\beta p_H \theta_H m^\alpha K^\alpha} \cdot \frac{1 - p_H s}{1 - s} \right)^{\frac{1}{\beta-1}}} > 1$$

$$\Rightarrow \frac{p_H m^\alpha K^\alpha}{[(1-m)K]^\alpha} \cdot \frac{1-s}{1-p_H s} > 1$$

$$\Rightarrow p_H > \frac{[(1-m)K]^\alpha}{s[(1-m)K]^\alpha + (1-s)m^\alpha K^\alpha}$$

进一步, 令 $p^* = \frac{[(1-m)K]^\alpha}{s[(1-m)K]^\alpha + (1-s)m^\alpha K^\alpha}$, 则当 $p_H < p^*$ 时, $L_1 < L_2$; $p_H > p^*$ 时, $L_1 > L_2$ 。

第二步, 证明 $p^* = \bar{p} = \overline{p_1} = \overline{p_2}$ 。

由 p^* 的定义可知, 当 $p_H < p^*$ 时, $L_1 < L_2$; 当 $p_H > p^*$ 时, $L_1 > L_2$ 。

(1) $\theta_H < \bar{\theta}$ 时, 对于区域 D 中的企业, 由于其只能选择银行融资, 则有 $L_1 > 0$, $L_2 = 0$, 即 $L_1 > L_2$ 。因此, 如果 $\bar{p} \geq p^*$, 对于任意 $p_H: p^* \leq p_H \leq \bar{p}$, 都有 $L_1 < L_2$, 这与区域 D 中企业满足 $L_1 > L_2$ 矛盾, 故 $\bar{p} \leq p^*$ 。

(2) $\theta_H > \bar{\theta}$ 时, 对于区域 A 中的企业, 由于其只能通过发行股票进行融资, 则有 $L_1 = 0, L_2 > 0$, 即 $L_1 < L_2$ 。因此, 如果 $\bar{p} \leq p^*$, 对于任意 $p_H: \bar{p} \leq p_H \leq p^*$, 都有 $L_1 > L_2$, 这与区域 A 中企业满足 $L_1 < L_2$ 矛盾, 故 $\bar{p} \geq p^*$ 。

联立(1)和(2)可得: $p^* = \bar{p} = \overline{p_1} = \overline{p_2}$ 。

参考文献

- 白俊, 连立帅. 2012. 信贷资金配置差异: 所有制歧视抑或禀赋差异? [J]. 管理世界, (6): 30-42, 73.
- Bai J, Lian L S. 2012. 15. The difference in the allocation of the credit funds: Is it the discrimination in ownership or the difference in endowment? [J]. *Journal of Management World*, (6): 30-42, 73. (in Chinese)
- 戴魁早, 刘友金. 2020. 市场化改革能推进产业技术进步吗? ——中国高技术产业的经验证据[J]. 金融研究, (2): 71-90.
- Dai K Z, Liu Y J. 2020. Can market-oriented reforms promote the development of industrial technology? Empirical evidence from China's high-tech industries [J]. *Journal of Financial Research*, (2): 71-90. (in Chinese)
- 龚强, 张一林, 林毅夫. 2014. 产业结构、风险特性与最优金融结构[J]. 经济研究, 49(4): 4-16.
- Gong Q, Zhang Y L, Lin Y F. 2014. Industrial structure, risk feature and optimal financial structure[J]. *Economic Research Journal*, 49(4): 4-16. (in Chinese)
- 纪雯雯, 赖德胜. 2018. 人力资本配置与中国创新绩效[J]. 经济学动态, (11): 19-31.

- Ji W W, Lai D S. 2018. Human capital allocation and China's innovation performance[J]. *Economic Perspectives*, (11): 19-31. (in Chinese)
- 景麟德, 李金城, 顾国达. 2018. 信贷所有制歧视——政治关联效应和信息释放效应[J]. *中国经济问题*, (3): 80-92.
- Jing L D, Li J C, Gu G D. 2018. Ownership discrimination in credit: Political connection effect and informational release effect [J]. *China Economic Studies*, (3): 80-92. (in Chinese)
- 李静, 楠玉. 2019a. 人才为何流向公共部门——减速期经济稳增长困境及人力资本错配含义[J]. *财贸经济*, 40(2): 20-33.
- Li J, Nan Y. 2019. Why do talents flow to the public sector—The “steady growth” dilemma and human capital mismatch in economic slowdown [J]. *Finance & Trade Economics*, 40(2): 20-33. (in Chinese)
- 李静, 楠玉. 2019b. 人力资本错配下的决策: 优先创新驱动还是优先产业升级? [J]. *经济研究*, 54(8): 152-166.
- Li J, Nan Y. 2019. Decision-making under misallocation of human capital: Giving priority to industrial restructuring or R&D? [J]. *Economic Research Journal*, 54(8): 152-166. (in Chinese)
- 李静, 刘霞辉, 楠玉. 2019. 提高企业技术应用效率加强人力资本建设[J]. *中国社会科学*, (6): 63-84.
- Li J, Liu X H, Nan Y. 2019. Improving the efficiency of enterprise technology application and strengthening the construction of human capital [J]. *Social Sciences in China*, (6): 63-84. (in Chinese)
- 李静, 楠玉, 刘霞辉. 2017. 中国经济稳增长难题: 人力资本错配及其解决途径 [J]. *经济研究*, 52(3): 18-31.
- Li J, Nan Y, Liu X H. 2017. China's economic growth stabilizing conundrum, misallocation of human capital and solutions [J]. *Economic Research Journal*, 52(3): 18-31. (in Chinese)
- 李勇, 葛晶, 李桥鸽. 2021. 国有产权、人力资本错配和全要素生产率损失[J]. *中国经济问题*, (1): 35-51.
- Li Y, Ge J, Li Q G. 2021. SOE property rights, human capital mismatching and the loss of TFP [J]. *China Economic Studies*, (1): 35-51. (in Chinese)
- 连旭蓓, 龚强, 刘冲. 2020. 金融发展、技术前沿距离与追赶型增长[J]. *经济与管理研究*, 41(3): 37-52.
- Lian X B, Gong Q, Liu C. 2020. Financial development, distance to technology frontier and catch-up growth [J]. *Research on Economics and Management*, 41(3): 37-52. (in Chinese)

- 林毅夫,孙希芳,姜烨. 2009. 经济发展中的最优金融结构理论初探[J]. 经济研究, 44(8): 4-17.
- Lin Y F, Sun X F, Jiang Y. 2009. Toward a theory of optimal financial structure in economic development [J]. *Economic Research Journal*, 44 (8): 4-17. (in Chinese)
- 林毅夫,徐立新,寇宏,等. 2012. 金融结构与经济发展相关性的最新研究进展[J]. 金融监管研究,(3): 4-20.
- Lin Y F, Xu L X, Kou H, et al. 2012. The latest study on the Correlation between financial structure and economic development[J]. *Financial Regulation Research*, (3): 4-20. (in Chinese)
- 刘瑞明,石磊. 2011. 上游垄断、非对称竞争与社会福利——兼论大中型国有企业利润的性质[J]. 经济研究, 46(12): 86-96.
- Liu R M, Shi L. 2011. Upstream market monopoly, asymmetric competition and social welfare: On the nature of the large and medium SOEs' profit[J]. *Economic Research Journal*, 46(12): 86-96. (in Chinese)
- 刘伟江,吕镭. 2018. 固定资产加速折旧新政对制造业企业全要素生产率的影响——基于双重差分模型的实证研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 24(3): 78-87.
- Liu W J, Lv Z. 2018. Impact of the new policy about accelerated depreciation of fixed assets on total-factor productivity of manufacturing enterprises: An empirical study based on difference-in-differences model [J]. *Journal of Central South University (Social Science)*, 24(3): 78-87. (in Chinese)
- 马颖,何清,李静. 2018. 行业间人力资本错配及其对产出的影响[J]. 中国工业经济,(11): 5-23.
- Ma Y, He Q, Li J. 2018. Inter-industry human capital misallocation and its impact on output[J]. *China Industrial Economics*, (11): 5-23. (in Chinese)
- 任曙明,孙飞. 2014. 需求规模、异质性研发与生产率——基于 ACF 法的实证研究[J]. 财经研究, 40(8): 42-56.
- Ren S M, Sun F. 2014. Demand size, idiosyncratic R&D and productivity: An empirical study based on ACF method [J]. *Journal of Finance and Economics*, 40(8): 42-56. (in Chinese)
- 申广军,姚洋,钟宁桦. 2020. 民营企业融资难与我国劳动力市场的结构性问题[J]. 管理世界, 36(2): 41-58.
- Shen G J, Yao Y, Zhong N H. 2020. Financing constraints of private firms and the structural problem in China's labor market [J]. *Journal of Management World*, 36(2): 41-58. (in Chinese)

- 铁瑛, 刘啟仁. 2021. 银行管制放松、融资约束与人力资本升级[J]. 财贸经济, 42(11): 116-130.
- Tie Y, Liu Q R. 2021. Banking deregulation, credit constraints and human capital upgrading[J]. *Finance & Trade Economics*, 42(11): 116-130. (in Chinese)
- 杨俊, 王佳. 2012. 金融结构与收入不平等: 渠道和证据——基于中国省际非平稳异质面板数据的研究[J]. 金融研究, (1): 116-128.
- Yang J, Wang J. 2012. Financial structure and income inequality: Channels and evidence—A study based on nonstationary heterogeneous provincial panel data in China[J]. *Journal of Financial Research*, (1): 116-128. (in Chinese)
- 叶德珠, 王佰芳, 黄允爵. 2021. 金融——劳动力的结构匹配与产业结构升级[J]. 产经评论, 12(4): 32-48.
- Ye D Z, Wang B F, Huang Y J. 2021. Industrial structure upgrading and structural matching between finance and labor[J]. *Industrial Economic Review*, 12(4): 32-48. (in Chinese)
- 余明桂, 钟慧洁, 范蕊. 2019. 民营化、融资约束与企业创新——来自中国工业企业的证据[J]. 金融研究, (4): 75-91.
- Yu M G, Zhong H J, Fan R. 2019. Privatization, financial constraints, and corporate innovation: Evidence from China's industrial enterprises[J]. *Journal of Financial Research*, (4): 75-91. (in Chinese)
- 曾繁清, 叶德珠. 2017. 金融体系与产业结构的耦合协调度分析——基于新结构经济学视角[J]. 经济评论(3): 134-147.
- Zeng F Q, Ye D Z. 2017. Analysis on the coupling effect between financial system and industrial structure: Based on new structural economics[J]. *Economic Review*, (3): 134-147. (in Chinese)
- 张一林, 龚强, 荣昭. 2016. 技术创新、股权融资与金融结构转型[J]. 管理世界, (11): 65-80.
- Zhang Y L, Gong Q, Rong Z. 2016. Technological innovation, equity financing and financial structure transition[J]. *Journal of Management World*, (11): 65-80. (in Chinese)
- Acemoglu D, Zilibotti F. 1999. Information accumulation in development[J]. *Journal of Economic Growth*, 4(1): 5-38.
- Allen F, Gale D. 1999. Diversity of opinion and financing of new technologies[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 8(1/2): 68-89.
- Beck T, Demirgüç-Kunt A, Levine R. 2007. Finance, inequality and the poor[J]. *Journal of Economic Growth*, 12(1): 27-49.
- Benmelech E, Bergman N K. 2009. Collateral pricing [J]. *Journal of Financial*

- Economics*, 91(3): 339-360.
- Bolton P, Freixas X. 2000. Equity, bonds and bank debt: Capital structure and financial market equilibrium under asymmetric information[J]. *Journal of Political Economy*, 108(2): 324-351.
- Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y F. 2012. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 97(2): 339-351.
- Cai H B, Liu Q. 2009. Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms[J]. *The Economic Journal*, 119(537): 764-795.
- Che Y, Zhang L. 2018. Human capital, technology adoption and firm performance: Impacts of China's higher education expansion in the late 1990s[J]. *The Economic Journal*, 128(614): 2282-2320.
- Chen Z, Poncet S, Xiong R X. 2020. Local financial development and constraints on domestic private-firm exports: Evidence from city commercial banks in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 48(1): 56-75.
- Ciccone A, Papaioannou E. 2009. Human capital, the structure of production, and growth[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 91(1): 66-82.
- Ding S, Sun P Y, Jiang W. 2016. The effect of import competition on firm productivity and innovation: Does the distance to technology frontier matter? [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 78(2): 197-227.
- Fleisher B, Li H Z, Zhao M Q. 2010. Human capital, economic growth, and regional inequality in China[J]. *Journal of Development Economics*, 92(2): 215-231.
- Hellwig M. 1991. Banking, financial intermediation and corporate finance [M]// Giovannini A, Mayer C. European Financial Integration. Cambridge: Cambridge University Press, 35-63.
- Holmstrom B, Tirole J. 1997. Financial intermediation, loanable funds, and the real sector[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(3): 663-691.
- Jones C I, Romer P M. 2010. The new Kaldor facts: Ideas, institutions, population, and human capital [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(1): 224-245.
- Kaiser B, Siegenthaler M. 2016. The skill-biased effects of exchange rate fluctuations [J]. *The Economic Journal*, 126(592): 756-780.
- Levine R. 2005. Chapter 12 Finance and growth: Theory and evidence[J]. *Handbook of Economic Growth*, (1): 865-934.
- Lin J Y, Sun X F, Jiang Y. 2013. Endowment, industrial structure, and appropriate financial structure: A new structural economics perspective[J]. *Journal of Economic*

- Policy Reform*, 16(2): 109-122.
- London S, Brida J G, Risso W A. 2008. Human capital and innovation: A model of endogenous growth with a “skill-loss effect”[J]. *Economics Bulletin*, 15(7): 1-10.
- Lucas R E Jr. 1988. On the mechanics of economic development [J]. *Journal of Monetary Economics*, 22(1): 3-42.
- Mankiw N G, Romer D, Weil D N. 1992. A contribution to the empirics of economic growth[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2): 407-437.
- Morck R, Nakamura M. 1999. Banks and corporate control in Japan[J]. *The Journal of Finance*, 54(1): 319-339.
- Poncet S, Steingress W, Vandenbussche H. 2010. Financial constraints in China: Firm-level evidence[J]. *China Economic Review*, 21(3): 411-422.
- Rajan R G. 1992. Insiders and outsiders: The choice between informed and arm’s-length debt[J]. *The Journal of Finance*, 47(4): 1367-1400.
- Song Z, Storesletten K, Zilibotti F. 2011. Growing like China[J]. *American Economic Review*, 101(1): 196-233.
- Teixeira A A C, Tavares-Lehmann A T. 2014. Human capital intensity in technology-based firms located in Portugal: Does foreign ownership matter? [J]. *Research Policy*, 43(4): 737-748.
- Ventura J. 2005. Chapter 22—A global view of economic growth [J]. *Handbook of Economic Growth*, (1): 1419-1497.
- Walstad W B. 1990. Research on high school economic education: Comment[J]. *The Journal of Economic Education*, 21(3): 248-253.

Is the Transformation of Financial Structure Conducive to Human Capital Upgrading

Yong Li Shining Duan

(School of Economics and Management, Northwest University)

Abstract This paper mainly examines the relationship between financial structure and corporate human capital upgrading under different risk levels. By constructing a theoretical model, this paper found that when the technological risk is low, the bankruptcy risk of innovative companies is low, bank financing is a more effective financing method, and the level of human capital absorbed is also high. At this time, raising the level of financial markets will not help. Correspondingly, when productivity is high and technological risks are relatively high, innovative companies face greater

bankruptcy risks, but they can obtain stock investment and share technological risks through the “benefit sharing” approach. Therefore, stock financing has become a more effective financing method, and the level of human capital absorbed is higher. Improving the level of the financial market will have a positive impact on the demand for human capital upgrading. Furthermore, this paper uses the CSMAR listed company database from 2000 to 2019 to match inter-provincial macro data, and conducts empirical tests on this basis. The results confirm the above hypothesis. Finally, this article draws a conclusion and corresponding enlightenment.

JEL Classification E44, J24, L16