
资本市场开放与企业人力资本结构升级

——基于“沪港通”和“深港通”

交易制度的准自然实验

王莹¹

【摘要】：从就业需求角度出发，考察资本市场深化改革对企业人力资本结构的影响。理论分析结果表明，资本市场开放降低了企业资本成本，这促使企业增加物质资本投资，根据资本技能互补假说，企业会增加对高技能劳动力的相对需求，从而使人力资本结构得到改善。基于“沪港通”和“深港通”交易机制的准自然实验，进一步使用多期倍差法对中国上市公司 2009—2020 年的研究样本进行实证分析，结果表明：资本市场开放通过缓解企业融资约束促使企业人力资本结构升级，并进一步提高企业全要素生产率。因此，中国应持续推进资本市场对外开放进程，完善生产要素的市场化配置作用，进而推动经济高质量发展。

【关键词】：资本市场开放 生产要素配置 人力资本结构升级 TFP 资本技能互补

【中图分类号】：F832.51;F272.92 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1009-2382(2022)05-0027-16

一、引言

《“十四五”就业促进规划》指出：“就业是最大的民生，也是经济发展最基本的支撑。‘十四五’时期，实现更加充分更高质量就业，是推动高质量发展、全面建设社会主义现代化国家的内在要求，是践行以人民为中心发展思想、扎实推进共同富裕的重要基础。”人力资本不仅是微观企业价值创造的核心要素，也是推动宏观经济增长的力量源泉 (Schultz, 1961)。高质量劳动力的积极作用无法通过增加简单劳动力的数量进行替代 (Verhoogen, 2008)，人力资本结构优化对提升企业生产效率起到了决定性的作用。因此，研究如何推动企业人力资本结构升级，是当前中国推行供给侧结构性改革和经济高质量发展背景下的一个核心命题。

当前，中国就业人员受教育程度不断提高，《中国人口和就业统计年鉴》显示，2008 年中国大专及以上学历就业人员在全国就业人口的比重为 6.86%，而 2019 年该数据上升至 22.80%。然而，中国劳动力市场却面临一定程度的结构性问题 (中国经济增长前沿课题组等, 2014)，其中，“中小企业招工难”与“大学生就业难”是典型事实之一。缓解就业结构性问题是当前中国经济转型升级面临的一项重要任务，解决问题的关键在于分析造成该问题的原因。现有研究中，大多数学者主要从劳动力供给角度解释该问题，包括从制度约束视角解释“中小企业招工难” (Knight 等, 2011)、从高校扩招角度解释“大学生就业难”等 (Bai, 2006)。然而，从当下情形看，分析劳动力需求端的原因更具现实意义：首先，在劳动力供给方面，中国就业人口质量提升成为一个大趋势，如《“十四五”就业促进规划》明确提出要把技术技能人才培养培训放在更加突出的位置，此外，近年来，中国还不断加大教育、职业培训和科研等领域的政策扶持；但在劳动力需求方面，政府主要依靠引导方式鼓励企业吸纳就业和调整就业结构，这一方式并不能从根本上解决中国潜在的就业矛盾。因此，伴随劳动力供给质量的稳步提升，如何以市场化方式匹配劳动力需求

作者简介：王莹，北京大学经济学院博士生 (北京 100871)。

已然成为缓解中国就业结构性问题的症结所在。

事实上，部分学者尝试从需求端分析企业就业结构调整的影响因素，包括技术进步(Autor 等, 2003)、贸易或对外直接投资(赵灿和刘啟仁, 2019)以及公司治理机制(杨薇和孔东民, 2019)等。然而，上述研究中，鲜有文献将资本市场与企业人力资本结构联系起来，申广军等(2020)对此进行了尝试，他们发现金融摩擦是导致中国劳动力市场存在结构性问题的一个重要原因。沿用此思路，但区别于该研究，本文从资本市场深化改革的角度切入，旨在讨论资本市场开放对企业人力资本结构的影响。由此，本研究为如何从企业需求端缓解中国劳动力市场的结构性问题提供了一个新思路，也为如何增强劳动力要素的市场化配置作用提供了参考。

中共十九大报告提出，推动形成全面开放新格局。在这一背景下，中国稳步推进资本市场对外开放进程，例如，先后于 2014 年和 2016 年实施了“沪港通”、“深港通”试点机制(下文简称“互联互通”交易机制)。这是中国深化金融体制改革的一项重要举措，对改善中国投资者结构和提高资本市场运行效率意义重大(钟覃琳和陆正飞, 2018)。与此同时，十九大报告还将中国金融市场的发展方向设定为“深化金融体制改革，增强金融服务实体经济能力”。因此，考察资本市场开放通过何种渠道影响实体经济，是当前中国深化金融体制改革背景下的一个重要命题。基于此，本文旨在研究资本市场开放是否促使企业人力资本结构升级，进而提高企业 TFP，由此为理解资本市场深化改革如何影响国内实体经济提供了一个新视角。具体地，本文主要研究以下几个问题：资本市场开放如何影响企业对不同生产要素的配置行为？企业对不同技能劳动力的要素投入有何变化？其如何进一步影响企业 TFP？

为分析资本市场对外开放对企业人力资本结构的影响，本文构建一个双层嵌套的常替代弹性(Constant Elasticity of Substitution, CES)生产函数，通过将劳动力区分为低技能劳动力和高技能劳动力两类，本文利用理论模型推导了资本市场开放如何影响企业对不同技能劳动力的配置需求。此外，本文还基于“互联互通”交易机制的准自然实验，以中国 A 股上市公司 2009 年—2020 年的面板数据为研究样本，利用多期倍差法实证检验了资本市场开放的人力资本升级效应。

本文的边际贡献主要有如下几点：①虽然现有研究尝试从不同角度分析企业就业结构的影响因素，但几乎没有文献从资本市场深化发展的角度展开，本文旨在研究资本市场开放如何影响企业人力资本结构，所得出的结论为如何从需求端缓解中国就业结构性问题和充分发挥劳动力要素的市场化配置作用提供了借鉴；②虽然大量文献研究了资本市场开放的微观经济影响，包括降低企业资本成本(Chari 和 Henry, 2004)、引导企业投资(Chari 和 Henry, 2008; 连立帅等, 2019)和实现企业价值创造(Chan 等, 2009)等，但几乎没有研究分析其对企业生产要素配置的影响，本文分析资本市场开放如何影响企业对资本要素、劳动力要素以及不同技能劳动力要素的配置行为，由此为理解中国资本市场开放对实体经济发展的影响提供了一个新视角；③部分研究(戴鹏毅等, 2021; 任灿灿等, 2021)发现资本市场开放会显著提升企业 TFP，这些研究大多从资本市场运行效率提高的角度解释其内在机制，但该效应如何进一步传导到企业实际生产经营中，上述文献没有给予解释，区别于这些文献，本文发现企业内部人力资本结构升级是当中的一项重要机制，由此丰富了相关领域的研究成果。

本文剩余部分的结构安排如下：第二部分是理论框架；第三部分是特征事实；第四部分是研究设计；第五部分是实证结果及相关分析；第六部分是拓展性分析；最后是结论和启示。

二、理论框架

首先，为分析资本市场开放如何影响企业人力资本结构，本文对理论模型进行推导。参照 Duffy 等(2004)的设定，本文假定企业按如下双层嵌套型 CES 生产函数进行生产：

$$Y = A \phi L^\alpha + (1 - \phi) [K^\alpha + (1 - \lambda) H^\alpha]^{1/\alpha} \quad (1)$$

其中, Y 表示企业总产出; A 表示企业生产效率 ($A > 0$); K 、 L 、 H 表示企业生产所使用的生产要素, 分别对应资本、低技能劳动力和高技能劳动力要素投入; ϕ 、 λ 表示对应要素份额, $0 < \phi$ 、 $\lambda < 1$; σ 、 ρ 表示替代参数, $\sigma < 1$ 、 $\rho < 1$ 。由替代弹性计算公式可知, 资本与高技能劳动力的替代弹性为 $\sigma_{kh} = 1/(1-\rho)$, 资本(或高技能劳动力)与低技能劳动力的替代弹性为 $\sigma_{kl} = \sigma_{kh} = 1/(1-\sigma)$ 。

根据资本技能互补假说 (Griliches, 1969), 相对于低技能劳动力, 高技能劳动力与物质资本的互补性更强(或替代性更弱)。因此, $\sigma_{kh} < \sigma_{kl}$, 也即 $\sigma - \rho > 0$ 。事实上, 大量文献为该假说提供了理论和实证支持 (Duffy 等, 2004; 申广军, 2016)。因此, 本文对 $\sigma - \rho > 0$ 的假设具有理论和现实基础。

假定 K 、 L 、 H 的要素价格分别为 r 、 w_l 、 w_h , 则单个厂商的利润最大化问题如下:

$$\max_{K,L,H} A \left\{ \phi L^\sigma + (1-\phi) [\lambda K^\rho + (1-\lambda) H^\rho]^{\sigma/\rho} \right\}^{1/\sigma} - rK - w_l L - w_h H \quad (2)$$

对式(2)求一阶条件, 求解 $\frac{\partial Y/\partial K}{\partial Y/\partial H}$ 并化简, 可得:

$$\frac{K}{H} = \left[\frac{r(1-\lambda)}{\lambda w_h} \right]^{1/(\rho-1)} \quad (3)$$

同理, 由 $\frac{\partial Y/\partial H}{\partial Y/\partial L}$ 化简可得:

$$\frac{H}{L} = \left\{ \frac{(1-\phi)(1-\lambda)}{\phi} \cdot \frac{w_l}{w_h} \cdot \left[\lambda \left(\frac{K}{H} \right)^\rho - \lambda + 1 \right]^{\rho/\phi} \right\}^{1/(1-\sigma)} \quad (4)$$

将式(3)代入式(4), 可得:

$$\frac{H}{L} = \left\{ \frac{(1-\phi)(1-\lambda)}{\phi} \cdot \frac{w_l}{w_h} \cdot \left[\lambda \left[\frac{r(1-\lambda)}{\lambda w_h} \right]^{\rho/(\rho-1)} - \lambda + 1 \right]^{\rho/\phi} \right\}^{1/(1-\sigma)} \quad (5)$$

接下来, 我们引入企业异质性。假设资本市场开放遵循渐进式改革原则, 即资本市场开放后, 只允许外国投资者买卖本国一部分上市公司对应的股票。因此, 资本市场开放后, 本国市场上存在两类企业: 一类被称为试点企业, 即外国投资者可以自由买卖这些企业的股票; 另一类企业被称为非试点企业, 这些企业的股票仍受到买卖限制, 外国投资者无法对其进行交易。可以证明¹, 资本市场开放后, 两类企业面临的资本成本 r 不同, 且试点企业面临的资本成本 r_1 显著小于非试点企业的资本成本 r_2 , 即 $r_1 < r_2$ 。

为便于比较，假定 $r_j = m r_i$ ，其中 $m > 1$ 。由此，基于式(5)，试点企业 i 与非试点企业 j 对高技能劳动力的相对雇佣比例分别为：

$$\frac{H_i}{L_i} = \left\{ \frac{(1-\varphi)(1-\lambda)}{\varphi} \cdot \frac{w_i}{w_h} \cdot \left[\lambda \left[\frac{r_i(1-\lambda)}{\lambda w_h} \right]^{\frac{\rho}{\rho-1}} - \lambda + 1 \right]^{(1-\rho)/\rho} \right\}^{1/(1-\sigma)} \quad (6)$$

$$\frac{H_j}{L_j} = \left\{ \frac{(1-\varphi)(1-\lambda)}{\varphi} \cdot \frac{w_i}{w_h} \cdot \left[\lambda \left[\frac{r_j(1-\lambda)}{\lambda w_h} \right]^{\frac{\rho}{\rho-1}} - \lambda + 1 \right]^{(1-\rho)/\rho} \right\}^{1/(1-\sigma)} \quad (7)$$

由参数范围易知，若资本技能互补假说成立，即 $\sigma - \rho > 0$ ，则有²：

$$\frac{H_i}{L_i} > \frac{H_j}{L_j}$$

上述结果表明，资本市场开放后，试点企业将显著增加对高技能劳动力的雇佣比例，进而促使人力资本结构升级。综上所述，本文提出以下研究假说：

假说 1：资本市场开放促使企业增加对高技能劳动力的雇佣比例。

事实上，本文还可将资本市场开放对企业人力资本结构的影响分解为“资本效应”和“互补效应”：

$$\frac{\partial (H/L)}{\partial r} = \underbrace{\frac{\partial (H/L)}{\partial (K/H)}}_{\text{互补效应}} \cdot \underbrace{\frac{\partial (K/H)}{\partial r}}_{\text{资本效应}} \quad (8)$$

其中， $\frac{\partial (K/H)}{\partial r}$ 代表“资本效应”，它衡量了资本市场开放后，由资本成本下降导致企业进行资本深化的程度；

$\frac{\partial (H/L)}{\partial (K/H)}$ 则代表“互补效应”，它衡量了资本深化在多大程度上提高企业对高技能劳动力的相对需求。若分别对式(3)和式(4)

等式两边关于 r 、 K/H 求导并化简，即可求得两种效应的大小：

$$\frac{\partial (K/H)}{\partial r} = \frac{1}{\rho-1} \cdot \left(\frac{\lambda w_h}{1-\lambda} \cdot r^{\rho-2} \right)^{1/(1-\rho)} \quad (9)$$

$$\frac{\partial (H/L)}{\partial (K/H)} = \frac{\lambda(1-\rho)}{1-\sigma} \cdot \left[\lambda \left(\frac{K}{H} \right)^{\rho} - \lambda + 1 \right]^{-1} \cdot \left(\frac{K}{H} \right)^{\rho-1} \quad (10)$$

由于 $\rho < 1$, 由式(9)可知, “资本效应” $\frac{\partial (K/H)}{\partial r} < 0$, 该结果表明, 当企业资本成本下降时, 企业倾向于增加物质资本投资, 从而促使其资本深化。由于资本技能互补, 即 $\sigma - \rho > 0$, 由式(10)可知, “互补效应” $\frac{\partial (H/L)}{\partial (K/H)} > 0$, 该结果表明, 伴随资本深化, 企业将提高对高技能劳动力的相对雇佣比例, 进而促使其人力资本结构升级。

以上分析表明, “资本效应”和“互补效应”共同决定了资本市场开放在多大程度上促使企业人力资本结构升级: 若给定“互补效应”不变, 当“资本效应”越强时, 企业人力资本结构升级的程度越高; 反之, 如果给定“资本效应”不变, 若“互补效应”越强, 企业人力资本结构升级的程度也越高。Larrain(2015)提到, 上述两种效应的强度因特定行业和企业而异。

首先, “资本效应”较大程度地受到企业对外部融资依赖程度的影响。一些行业内的企业往往需要更多的外部资金来生产产品, 例如, 与其他行业相比, 某些行业的公司面临更高的固定成本, 其生产规模更大, 因此, 这些企业更依赖于外部融资, 其所面临的财务约束也更大。当资本市场开放后, 企业被允许在国外筹集资金, 对于那些外部融资依赖度越高的企业而言, 其受益越多, 这导致“资本效应”越强, 因此资本市场开放对企业人力资本升级的促进作用也越明显。基于此, 本文提出以下研究假说:

假说 2: 外部融资依赖程度越高, 资本市场开放导致的企业人力资本结构升级效应越明显。

其次, “互补效应”取决于企业资本技能互补性的大小。与其他行业相比, 一些行业的生产函数在资本和技能之间往往表现出更强的互补性。例如, 在一些行业中, 劳动者进行有限的生产活动, 这些活动通过遵循明确的规则来完成, 因此资本(机器、设备)能轻而易举地对这些低技能劳动者所执行的常规任务进行替代。由此, 生产函数往往表现出更强的资本技能互补性。当资本市场开放后, 给定相同的资本深化程度, 若企业资本技能互补性越强, 其对企业人力资本升级的促进作用也越明显。基于此, 本文提出以下研究假说:

假说 3: 资本技能互补性越强, 资本市场开放导致的企业人力资本结构升级效应越明显。

三、特征事实

接下来, 本文对相关特征事实进行分析, 包括为核心假设“资本技能互补假说”提供初步证明, 以及对比分析资本市场开放前后企业的生产要素配置行为。

1. 资本技能互补假说

资本技能互补假说认为, 物质资本与高技能劳动力的互补性(或替代性)比资本与低技能劳动力的更强(更弱)。关于该假说, 一个具有代表性的解释是, 低技能劳动者往往从事常规化、程序化的工作, 这些工作内容通常更容易被新技术所取代(如: 信息技术和自动化技术等); 反之, 高技能劳动者通常从事非常规的复杂劳动, 其被物质资本所替代的可能性较小(Autor 等, 2003)。尽管资本技能互补假说在国外经济学研究中得到了广泛关注, 但在国内研究方面却较为欠缺, 且国内研究多从中、宏观层面对其进行检验, 鲜有研究从微观层面展开(申广军, 2016)。替代弹性是资本技能互补假说的核心概念, 它衡量了当产出不变时, 边际技术替代率(Marginal Rate of Technical Substitution)的单位变化所导致的两种生产要素间投入比例的相对变化程度。基于此, 本文以中国 A 股上市公司 2009 至 2020 年的面板数据为样本, 从企业层面分别估算物质资本与低技能劳动力、高技能劳动力的要素替代弹性, 由此为中国企业层面的资本技能互补假说提供一个初步证明。

关于如何设定生产函数形式以验证资本技能互补假说, 现有研究并没有达成一致(Duffy 等, 2004)。在综合考虑数据可得性

和样本特点后，本文借鉴申广军等(2020)的做法，使用如下超越对数生产函数估计要素间的替代弹性：

$$\ln y = \beta_0 + \beta_k \ln k + \beta_l \ln l + \beta_h \ln h + \beta_{kk} (\ln k)^2 + \beta_{ll} (\ln l)^2 + \beta_{hh} (\ln h)^2 + \beta_{kl} \ln k \times \ln l + \beta_{kh} \ln k \times \ln h + \beta_{lh} \ln l \times \ln h + \epsilon \quad (1)$$

其中，y、k、l、h 分别代表企业产出、物质资本、低技能劳动力和高技能劳动力投入。y 用企业销售收入除以总资产表示；k 等于企业固定资产净值除以总资产；低技能劳动力 l 等于本科以下学历员工数除以总资产；h 为本科及以上学历员工数除以总资产³。物质资本与低(高)技能劳动力的要素替代弹性分别由以下公式计算：

$$\sigma_{kl} = \left(1 + \left(2\beta_{kl} - \frac{\eta_k}{\eta_l} \beta_{ll} - \frac{\eta_l}{\eta_k} \beta_{kk} \right) (\eta_k + \eta_l)^{-1} \right)^{-1} \quad (2)$$

$$\sigma_{kh} = \left(1 + \left(2\beta_{kh} - \frac{\eta_k}{\eta_h} \beta_{hh} - \frac{\eta_h}{\eta_k} \beta_{kk} \right) (\eta_k + \eta_h)^{-1} \right)^{-1} \quad (3)$$

其中， σ_{kl} 表示资本与低技能劳动力的要素替代弹性、 σ_{kh} 表示资本与高技能劳动力的要素替代弹性； $\eta_i = \partial \ln y / \partial \ln x_i$ 表示要素 x_i 的产出弹性， $x_i = k, l, h$ 。具体测算时，本文首先使用双向固定效应模型估计式(11)，然后将估计系数代入式(12)和式(13)分别计算 σ_{kl} 以及 σ_{kh} 。相关结果如表 1 所示，结果显示，资本与高技能劳动力的要素替代弹性 σ_{kh} 在 1% 统计水平下显著小于资本与低技能劳动力的要素替代弹性 σ_{kl} ，由此说明本文的研究样本初步支持了资本技能互补假说。

表 1 资本与不同技能劳动力的要素替代弹性

(1) σ_{kl}	(2) σ_{kh}	(3) $\sigma_{kh} - \sigma_{kl}$
0.9013***	0.1554*	-0.7641***
(0.0281)	(0.0818)	(0.1090)

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号内为标准误。下同。

2. 企业生产要素配置

资本市场开放通过风险分担机制缓解了企业面临的融资约束 (Chari 和 Henry, 2004, 2008)，其改变了生产要素的相对价格，从而导致企业要素配置行为随之发生改变。具体而言，资本市场开放降低了物质资本要素的相对价格，因此企业将更多地使用资本投入而非劳动。另一方面，根据资本技能互补假说，企业还将增加对高技能劳动力的相对需求。综上所述，本文从以下两方面对比分析企业的生产要素配置行为：资本和劳动力要素配置；不同技能劳动力的要素配置。

首先，基于“互联互通”交易机制，本文分别报告在政策实施前后企业对物质资本要素和劳动力要素的投入情况。其中，物质资本要素投入用企业固定资产净值取对数后表示，劳动力要素投入用企业雇员总人数的对数值表示。表 2 结果显示，在政策实

施前，试点企业⁴的资本要素投入均值约为 20.39，该值在资本市场开放后增加至 21.00，且在 1%水平下显著大于资本市场开放前的水平。虽然非试点企业的物质资本投入亦有所增加，但其增幅小于试点企业。劳动力要素方面，试点企业在政策实施前后的劳动力要素投入均值分别为 7.91 和 8.25，且资本市场开放后的劳动力投入在 1%水平下显著大于开放前的水平，而非试点企业的劳动力投入没有明显增加。为进一步对比企业对物质资本和劳动力两类要素的选择偏好，本文计算资本劳动比⁵在政策实施前后的变动情况，结果显示，政策实施后，试点企业资本劳动比显著增加，且其增幅大于非试点企业。综上所述，资本市场开放后，试点企业的物质资本和劳动力要素投入均显著增加，但物质资本投入的相对强度更大。

接下来，本文分析政策实施如何影响企业对不同技能劳动力要素的配置需求。表 2 分别计算了试点与非试点企业在政策实施前后高技能劳动力相对占比的均值变动情况，该指标用高技能劳动员工数与低技能劳动员工数之比表示⁶。值得注意的是，在政策实施前后，两类企业的高技能劳动力相对占比均小于 1，这表明：平均而言，企业高技能员工数少于低技能员工数，该结论符合直觉。表中结果显示，在政策实施后，两类企业的高技能劳动力相对占比均有所增加，其中，试点企业从 0.64 增加至 0.83，非试点企业从 0.42 增加至 0.49，且试点企业的增幅更大。综上，资本市场开放促使企业提高了对高技能劳动力的相对需求，该结果为资本市场开放促进企业人力资本结构升级提供了初步证明。

表 2 政策实施前后企业生产要素投入的平均变化

	试点企业			非试点企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	开放前	开放后	前后差异	开放前	开放后	前后差异
物质资本投入	20.3854*** (0.0243)	20.9995*** (0.0221)	0.6141*** (0.0330)	19.9273*** (0.0294)	20.1056*** (0.0284)	0.1783*** (0.0413)
劳动力投入	7.9084*** (0.0171)	8.2500*** (0.0151)	0.3415*** (0.0229)	7.3727*** (0.0236)	7.3546*** (0.0201)	-0.0180 (0.0309)
资本劳动比	0.5381*** (0.0149)	0.7085*** (0.0155)	0.1704*** (0.0221)	0.4796*** (0.0189)	0.5969*** (0.0190)	0.1173*** (0.0272)
高技能员工 相对占比	0.6447*** (0.0176)	0.8337*** (0.0182)	0.1890*** (0.0259)	0.4168*** (0.0198)	0.4888*** (0.0177)	0.0720*** (0.0266)

四、研究设计

1. 计量模型

“互联互通”交易机制采取渐进式开放原则，分批挑选数量有限的标的股票作为试点。基于此，为更好地估计资本市场开放对企业人力资本结构的影响，本文将“互联互通”交易机制作为一项准自然实验，利用多期倍差法检验资本市场开放政策对企业人力资本结构的影响。参照“沪港通”和“深港通”标的股票名单，本文将合格的 A 股上市公司视为处理组，将其他上市公司视为控制组进行实证检验，并设定如下计量模型：

$$High_Skill_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i \times Post_t + \alpha_2 Control + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中， i 和 t 分别表示企业和年份。 $High_Skill_{it}$ 为被解释变量，代表高技能劳动力人数在企业总员工数中的占比。 $Treat_i \times Post_t$ 为核心解释变量，用“是否属于标的股票($Treat_i$)”与“政策实施后的年度($Post_t$)”两个虚拟变量的交互项表示。由此，估计系数 α_1 衡量了资本市场开放政策对企业人力资本结构的影响：若该系数显著大于 0，则表明资本市场开放促使企业雇佣更多高技能劳动者，也即促进企业人力资本结构升级。 $Control$ 表示一系列控制变量，借鉴前人的研究，我们引入以下变量：首先，在企业层面，本文控制了企业产出规模、销售收入增长率、上市年限、资产负债比、ROA、资本密集度和股权集中度；此外，本文还进一步控制了地区因素，包括上市公司注册地所在省份的人均 GDP 和职工平均工资。在具体估计时，除上市年限外，以上控制变量均滞后一期。 μ_i 和 ν_t 分别代表个体固定效应和时间固定效应， ϵ_{it} 为随机扰动项。为保证结论的稳健性，本文计算聚类到企业层面的稳健标准误。为减少异常值对结论的影响，所有变量均在 1% 和 99% 水平上进行缩尾处理。

2. 研究样本和变量说明

本文以 2009 年至 2020 年中国 A 股上市公司面板数据为研究样本⁷，数据主要来源于国泰安数据库(CSMAR)和万得数据库(WIND)。为减少特殊情形对研究结论的影响，本文对研究样本进行如下处理：剔除金融行业；剔除处于异常交易状态的观测值，包括 ST 和 ST*状态的上市公司；由于 B 股或 H 股交叉上市的观测样本受到不同监管和市场交易机制的约束，本文将该类样本剔除；为减少 IPO 事件对结论的影响，本文进一步剔除上市时间晚于 2009 年的沪市股票和上市时间晚于 2011 年的深市股票⁸；为保证资本市场开放政策实施后有足够多观测值，本文剔除在 2017 年以后被新纳为“互联互通”交易标的股票的上市公司样本。经上述处理，本文最终获得了一个包括 13443 个“企业-年度”观测值的研究样本。本文涉及的主要变量说明如下：

(1) 核心解释变量($Treat \times Post$)。

香港联合交易所定期调整和更新“互联互通”交易机制下合格的 A 股标的股票名单，本文设定，若一只股票在样本期内曾被纳入标的股票，则将处理组变量($Treat$)赋值为 1，否则为 0。关于变量 $Post$ 的设定，处理如下：对于处理组股票，将企业首次被纳入标的股票之后的年份赋值为 1，其余年份赋值为 0；对于从未被纳入标的股票的企业，对沪(深)市股票 2014 年(2016 年)及之后的年份赋值为 1，其余年份赋值为 0⁹。

(2) 被解释变量($High_Skill$)。

人力资本是以劳动者为载体的体力、知识、经验等技能的合集，本文将企业人力资本升级定义为高技能劳动者雇佣比例的上升。如何定义高技能劳动力，现有文献通常按照教育水平、技术职称、技术等级以及职业类别等进行划分(赵灿和刘啟仁，2019；申广军等，2020)。鉴于数据可得性和尽可能多地保留样本观测值，本文按照教育水平划分高(低)技能劳动力。具体地，本文将大学本科及以上学历的企业员工定义为高技能劳动力，其余定义为低技能劳动力。在回归分析时，被解释变量($High_Skill$)用高技能劳动力员工数在总员工数中的占比表示。

(3) 控制变量。

本文用企业销售收入的对数值($Sales$)代表企业产出规模；企业成长性($Growth$)用销售收入年增长率表示；上市年限用当年年份与企业上市年份之差表示；资产负债比($Leverage$)用企业总负债在总资产中的占比来表示；企业盈利能力(ROA)是总资产净利率，用净利润除以总资产表示；资本密集度($Capital_Intensity$)用固定资产净值除以总资产表示；股权集中度($H5$)用前 5 大控股股东持股比例的平方和表示；人均 GDP($GDP_PerCapita$)用上市公司注册地所在省份的人均地区生产总值取对数后表示；职

工平均工资 (Avg_Pay) 用上市公司注册地所在省份的职工平均货币工资取对数后表示。

表 3 展示了本文主要变量的描述性统计结果。结果显示，企业高技能员工雇佣比例均值约为 0.28, 这表明，平均而言，中国上市公司雇佣高技能劳动力的比例并不高；其标准差约为 0.20, 说明不同企业对高技能劳动力的雇佣比例存在较大差异。另一方面，高技能劳动力和低技能劳动力的雇佣数量均值分别为 6.36 和 7.49, 说明大多数企业倾向于雇佣更多低技能劳动力；两变量的标准差分别为 1.23 和 1.25, 表明企业对不同技能劳动力的需求存在较大差异。综上所述，企业对不同技能劳动力的雇佣水平存在显著差异，因此有必要进一步研究造成企业人力资本结构差异的原因。

表 3 描述性统计结果

变量名	符号	均值	标准差	25%分位数	中位数	75%分位数
高技能劳动力占比	High_Skill	0.2837	0.2023	0.1300	0.2241	0.3859
企业雇员数	Labor	7.8858	1.1252	7.0800	7.8575	8.6212
高技能劳动力雇员数	High_Labor	6.3643	1.2279	5.4889	6.2934	7.1593
低技能劳动力雇员数	Low_Labor	7.4886	1.2457	6.6542	7.5088	8.3116
销售收入	Sales	21.6443	1.3507	20.7052	21.5473	22.5184
成长性	Growth	0.1850	0.4643	-0.0237	0.1072	0.2671
上市年限	Age	14.2665	6.1733	9.0000	14.0000	19.0000
资产负债比	Leverage	0.4702	0.2116	0.3049	0.4763	0.6305
总资产回报率	ROA	0.0332	0.0603	0.0114	0.0311	0.0594
资本密集度	Capital_Intensity	0.2321	0.1739	0.0957	0.1944	0.3327
股权集中度	H5	0.1580	0.1141	0.0693	0.1261	0.2221
人均 GDP	GDP_Percapita	10.9597	0.4859	10.6094	10.9830	11.3189
职工平均工资	Avg_Pay	10.9965	0.3917	10.7261	11.0101	11.2613

五、实证分析

1. 基准回归

(1) 高技能劳动力占比。

对式(14)的计量模型进行估计，表 4 报告了“互联互通”交易机制与企业高技能劳动力占比的回归结果，其中，被解释变量 (High_Skill) 为高技能劳动力员工数与企业员工总人数之比。首先，列(1)结果显示，Treat×Post 的估计系数为 0.0550, 该系数至少在 1%统计水平下显著为正，表明资本市场开放显著提高了试点企业对高技能劳动力要素的投入水平，由此验证了本文的研究假说 1。此外，列(2)和(3)在进一步控制年份固定效应和加入控制变量后，得出了类似结果，Treat×Post 的估计系数均在 1%

水平下显著为正，由此进一步验证了研究假说 1，即资本市场开放促使企业提高对高技能劳动力的需求，从而促使人力资本结构得到改善。

表 4 高技能劳动力占比回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
Treat×Post	0.0550*** (0.0035)	0.0133*** (0.0051)	0.0130*** (0.0050)
控制变量	未控制	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
样本量	13443	13443	13443
Adj. R ²	0.0670	0.1047	0.1151

注：括号内为聚类到公司层面的稳健标准误；限于篇幅，未列示控制变量结果，备索。下同。

(2) 细分劳动力雇佣数量。

基准回归结果表明，资本市场开放促使试点企业提高了对高技能劳动力的雇佣比例，事实上，该结果可能由以下情形导致：第一，高技能劳动力雇佣数量不变，低技能劳动力雇佣数量下降；第二，低技能劳动力雇佣数量不变，高技能劳动力雇佣数量增加；第三，高低技能劳动力雇佣数量均发生改变，但高技能劳动力的相对增幅更大。为进一步分析资本市场开放对企业劳动力要素配置的具体影响路径，借鉴刘啟仁和赵灿(2020)的做法，本文细分劳动者类型并对其重新进行估计，结果如表 5 所示。列(1)–(3)的被解释变量分别为企业雇员总数的对数值(Labor)、高技能劳动力员工数的对数值(High_Labor)和低技能劳动力员工数的对数值(Low_Labor)，其中，核心解释变量 Treat×Post 的系数分别为 0.1193、0.1442 和 0.0912，且均在 1%水平下显著为正。该结果表明，资本市场开放促使企业雇佣更多劳动力，且高技能劳动力和低技能劳动力均显著增加。这一结果的理论逻辑在于，资本市场开放缓解了企业面临的融资约束，促使企业增加投资和进行规模扩张，由此扩大了企业对劳动力要素的整体投入，也促使企业增加对不同技能劳动力的投入水平。结合前文的结论，上述结果表明，资本市场开放后，虽然企业从整体上增加了对劳动力要素的投入水平，但其对高技能劳动力的相对投入力度更大。

表 5 细分劳动雇佣数量的回归结果

	(1)	(2)	(3)
变量	Labor	High_Labor	Low_Labor
Treat×Post	0.1193*** (0.0202)	0.1442*** (0.0244)	0.0912*** (0.0232)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制

企业固定效应	控制	控制	控制
样本量	13443	13443	13443
Adj. R ²	0.3558	0.4240	0.2367

2. 稳健性检验

(1) 平行趋势检验。

倍差法(DID)的有效性依赖于处理组和控制组的结果变量在政策实施前后具有共同时间趋势,这是使用本文识别策略的重要前提。为检验本文的研究样本是否符合平行趋势假设,这里设计以下模型:

$$High_Skill_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=-5}^{j=5} \beta_j Treat_i \times D_t^j + \alpha_1 Control + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中, D_t^j 为年份虚拟变量, 设定企业被纳入标的股票的年份为基准年, 若企业在第 t 年与基准年份恰好相差 j 年, 则该变量赋值为 1, 否则为 0。由此, 系数 β_j 反映了在第 t 年试点企业与非试点企业关于高技能劳动雇佣比例差异与其在基准年份差异的相对大小。借鉴 Larrain(2015)的做法, 在进行具体估计时, 为减少政策实施当年对研究结论的影响, 本文删去 D_{t0} 。图 1 展示了对应估计系数 β_j 及其在 95% 水平下的估计区间, 结果显示, 在政策实施前, $\beta_j (j=-5, -4, -3, -2, -1)$ 均不显著异于 0, 说明处理组和控制组在政策实施前具有共同时间趋势, 从而验证了平行趋势假设。此外, 进一步观察政策实施后的时期, 即 $\beta_j (j=1, 2, 3, 4, 5)$, 估计系数从第 3 期开始显著为正, 说明资本市场开放对企业人力资本结构的促进作用大约从政策实施后的第 3 期开始显现, 也说明资本市场开放的人力资本升级效应具有时滞性。该结果表明, 资本技能互补效应的发挥需要时间, 伴随资本深化过程的不断推进, 企业人力资本结构才会作出相应调整。

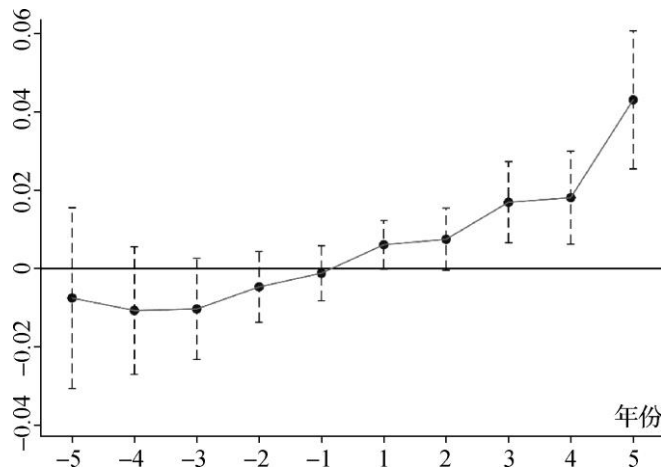


图 1 平行趋势检验

(2) 倾向得分匹配。

虽然“互联互通”交易机制为本文提供了一个理想的倍差法(DID)应用场景,但值得注意的是,试点企业可能并非随机选择,

这可能导致严重的内生性问题。为缓解样本非随机选择带来的结果偏差，借鉴钟覃琳和陆正飞(2018)、连立帅等(2019)的研究方法，本文使用倾向得分匹配法(PSM)为处理组匹配合适的控制组样本。首先，本文使用Logit模型回归估计上市公司被选为“互联互通”标的的概率，所使用的匹配变量包括企业市场价值、股票年交易金额、总资产规模、销售收入增长率、上市年限、资产负债比以及总资产收益率。在具体匹配时，本文使用对应指标在试点前3年的均值进行估计，并分别使用无放回的最邻近匹配方法(Nearest Neighbors Matching)、核匹配法(Kernel Matching)和半径匹配法(Radius Matching)逐年为每个处理组企业寻找一个对应的控制组企业。最终，我们得到了分别包含8403、8925和8932个“企业一年度”层面观测值的匹配后样本。表6第(1)至(3)列分别对上述匹配后的研究样本重新进行了估计，结论与前文一致。

(3) 安慰剂检验。

尽管本文通过引入控制变量缓解了企业固有特征对研究结论的影响，但一些不可观测的潜在因素仍可能导致内生性问题。为排除样本公司固有特征差异对实证结果的干扰，本文使用安慰剂检验方法对模型重新进行估计。参考连立帅等(2019)、陈运森和黄健峤(2019)等的做法，本文将“互联互通”交易机制的启动时间设定为真实启动时间之前的某个时点，并将研究样本的截止时间统一设定为2013年(针对沪市股票)和2015年(针对深市股票)¹⁰。具体而言，本文将政策实施时间分别向前平推4、5、6年，例如，若将政策实施时间向前平推4年，则相当于假设“沪港通”于2010年开始实施、“深港通”于2012年开始实施。此外，为便于比较，在进行具体估计时，本文保留政策实施前5年内的研究样本。在上述设定下，若Treat×Post的估计系数仍显著为正，则表明确实存在某些潜在的不可观测因素促使试点企业增加对高技能劳动力的相对需求，也说明前文的结果并非由资本市场开放导致；反之，若Treat×Post的系数变得不再显著，由此可以证明前文结论的稳健性。

安慰剂检验的估计结果如表6第(4)至(6)列所示，政策实施时间分别向前平推4、5、6年，被解释变量均为高技能劳动力占比。结果显示，Treat×Post的估计系数均不显著，说明资本市场开放后，企业的人力资本升级效应并非由不可观测的固有特征导致，从而强化了本文结论的稳健性。

(4) 排除替代解释。

资本市场开放往往与其他经济政策并行，因此，前文的实证结果可能由其他替代机制所解释。首先，一个潜在的混淆因素是贸易自由化政策，根据Stolper-Samuelson定理，贸易开放会改变一国基本要素的相对价格，进而对企业生产要素配置产生影响；另一方面，贸易成本的降低使得进口资本设备变得更加便宜，由此导致企业增加对物质资本的投资，进而对企业人力资本结构产生影响(Parro, 2013)。另一潜在的混淆因素是金融发达程度，Kneer(2013)通过研究发现，金融自由化和随之而来的金融部门增长增加了实体经济对高技能工人的需求。在中国，申广军等(2017)通过对城市层面的数据进行实证检验，发现金融发展程度与地区技能人口比重显著正相关。近年来，中国不断深化贸易开放，金融自由化程度亦不断加深，为排除这些因素对本文结论的干扰，有必要对其进行进一步的检验。

本文在回归模型中进一步控制地区贸易开放度和金融发展程度，并重新进行了估计。其中，借鉴Larrain(2015)的做法，贸易开放度(Trade_Openness)用上市公司所在省份的进出口总额在GDP中的占比来表示；此外，参照申广军等(2017)的做法，用各地区金融机构存贷款余额¹¹在GDP中的占比表示地区金融发展程度(FD)。表6第(7)列结果显示，贸易开放度系数至少在5%水平下显著为正，而地区金融发展程度的系数不显著，这表明贸易自由化会显著影响企业高技能劳动力占比。在引入贸易开放度和金融发展程度两个变量后，核心解释变量Treat×Post的估计系数仍在1%的水平下显著为正，由此验证了前文结论的稳健性。

表6 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
--	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

变量	倾向得分匹配			安慰剂检验			排除替代解释	替换自变量	替换因变量
Treat×Post	0.0174*** (0.0054)	0.0166*** (0.0052)	0.0166*** (0.0052)	0.0091 (0.0097)	0.0063 (0.0103)	0.0030 (0.0110)	0.0144*** (0.0050)		0.0923*** (0.0262)
OP								0.0081** (0.0038)	
Trade_Openness							0.0339** (0.0165)		
FD							0.0032 (0.0038)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	8403	8925	8932	5241	4990	4639	13443	13443	13443
Adj. R ²	0.1080	0.1032	0.1031	0.0073	0.0094	0.0075	0.1164	0.1145	0.0274

(5)其他稳健性检验。

本文还进行了如下稳健性检验：一是替换解释变量，前文关于 Treat×Post 的设定并未考虑标的股票后续调出和调入情况，为缓解该问题对结论的影响，本文将 Treat×Post 重新定义为一个综合反映政策冲击时间和个体的虚拟变量(OP)，若企业股票当期能够在“互联互通”机制下进行交易，则取值为1，否则为0，相关结果展示于表6第(8)列，结果显示，OP的估计系数为0.0081，且至少在5%水下显著为正，该结论与前文一致；二是替换被解释变量，借鉴刘啟仁和赵灿(2020)的做法，在表6第(9)列，本文用高技能劳动力与低技能劳动力的相对雇佣比例作为被解释变量重新进行了估计，结论不变。

3. 机制检验

理论分析表明，资本市场开放之所以对企业人力资本结构产生影响，主要源于其降低了企业的资本成本，进而缓解了企业面临的融资约束。为检验上述中介机制是否存在，参照温忠麟和叶宝娟(2014)关于中介效应检验的做法，本文设计如下模型：

$$High_Skill_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

$$FC_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (7)$$

$$High_Skill_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \gamma_2 FC_{it} + \gamma_3 Control_{it} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (8)$$

其中, FC_{it} 代表企业面临的融资约束, 其余变量定义同前。自 Fazzari 等 (1988) 以来, 学者们通过不同方法构造指标以测度企业面临的融资约束。本文使用 SA 指数 (Hadlock 和 Pierce, 2010) 作为对企业融资约束的衡量¹², 其值越大, 表明企业面临的融资约束越强。本文依次检验上述方程主要变量的回归系数, 对中介效应的判断方法如下: 当系数 α_1 、 β_1 以及 γ_2 都显著时, 若 γ_1 不显著, 则存在完全中介效应; 反之, 若 γ_1 显著, 则存在部分中介效应。而在部分中介效应的情形下: 若 $\beta_1\gamma_2$ 与 γ_1 异号, 则为遮掩效应; 若 $\beta_1\gamma_2$ 与 γ_1 同号且 $Treat_i \times Post_i$ 的影响变小, 则存在部分中介效应。此外, 当系数 α_1 显著, 而 β_1 与 γ_2 中任意一个估计系数不显著时, 还可以通过 Sobel 检验进一步判断是否存在中介效应。

表 7 报告了中介机制的检验结果, 列 (1) — (3) 分别对应式 (16) — (18) 的回归模型: 列 (1) 被解释变量为高技能劳动力占比 (High_Skill), 结果显示, $Treat \times Post$ 的系数在 1% 水平下显著为正, 表明资本市场开放显著增加了企业的高技能劳动力占比; 列 (2) 的被解释变量为融资约束 (FC), 结果显示, $Treat \times Post$ 的系数在 1% 水平下显著为负, 表明资本市场开放有助于缓解企业面临的融资约束; 列 (3) 结果显示, 在引入融资约束变量 FC 后, $Treat \times Post$ 的系数虽然相较于列 (1) 有所下降, 但其仍在 5% 水平下显著为正, 而 FC 的估计系数为负但不显著, 因此, 有必要进行 Sobel 检验。结果显示, 融资约束变量通过了中介效应检验: 其中, Sobel Z 统计值为 3.823, 在 1% 水平下显著, 且中介效应占比达 10.36%。这表明, 存在以融资约束为中介变量的间接效应。因此, 资本市场开放可通过缓解企业面临的融资约束, 促使企业提高对高技能劳动力的雇佣比例, 进而带来人力资本结构升级效应。

表 7 融资约束的中介效应检验

	(1)	(2)	(3)
变量	High_Skill	FC	High_Skill
Treat×Post	0.0130*** (0.0050)	-0.0217*** (0.0030)	0.0116** (0.0050)
FC			-0.0620 (0.0377)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
样本量	13443	13443	13443
Adj. R ²	0.1151	0.8427	0.1163
Sobel Z			3.823***
中介效应占比 (%)			10.3592

4. 异质性分析

理论分析结果指出, 资本市场开放对企业人力资本结构的影响可以被分解为“资本效应”和“互补效应”两部分。前者代表资本市场开放促使企业进行资本深化的程度; 后者表示资本深化在多大程度上提高企业对高技能劳动力的相对需求, 两者共同决定了企业人力资本升级效应的大小。

结合前文的分析, “资本效应”在外部融资依赖程度越高的行业中越明显。为检验上述效应是否存在, 本文按照行业外部融

资依赖程度的中位数将研究样本划分为高融资依赖和低融资依赖两组，并分别对其进行估计。具体地，行业外部融资依赖指标参照 Rajan 和 Zingales (1998) 的做法进行构造¹³。回归结果如表 8 第 (1) 和 (2) 列所示，结果显示，列 (1) 中 Treat×Post 的系数至少在 10% 水平下显著为正，该系数在外部融资依赖度低的组中不显著，且前者显著大于后者。这表明，资本市场开放对企业人力资本结构的促进作用在外部融资依赖度越高的行业中越明显，由此验证了研究假说 2。

表 8 异质性分析

	外部融资依赖		资本技能互补性	
	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	高	低	高	低
Treat×Post	0.0155* (0.0079)	0.0077 (0.0062)	0.0180** (0.0087)	0.0111 (0.0079)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	6179	6478	4708	5158
Adj. R ²	0.0748	0.1398	0.1241	0.0845

另一方面，“互补效应”与企业资本技能互补性有关。具体地，若企业生产函数中资本和高技能劳动力的互补性越强，在同等资本深化条件下，企业对高技能劳动力的相对需求越多，因此资本市场开放对企业人力资本的促进作用越明显。为验证该效应是否存在，参照 Larrain (2015) 的做法，本文计算每个行业的资本技能互补指数¹⁴。按照该指标的中位数，本文将研究样本划分为高资本技能互补行业和低资本技能互补行业两组，并分别进行回归估计，结果如表 8 第 (3) 和 (4) 列所示。列 (3) 中，Treat×Post 的估计系数至少在 5% 水平下显著为正，而在列 (4) 中不显著，且前者显著大于后者。该结果表明，资本市场开放的人力资本结构升级效应在资本技能互补性越强的行业中越明显，由此验证了研究假说 3。

六、拓展性分析

1. 物质资本要素

前文的分析主要围绕劳动力要素展开，接下来，本文分析企业的另一种生产要素——物质资本要素。资本市场开放促使企业人力资本结构升级依赖于“资本效应”，该效应是指资本市场开放通过降低企业资本成本缓解企业面临的融资约束，进而促使企业进行资本深化，并增加其对物质资本要素的投入。为检验上述效应是否存在，本文对物质资本要素投入进行实证检验，结果如表 9 所示。其中，列 (1) 的被解释变量为物质资本投资 (Capital)，用固定资产净值除以总资产表示，结果显示，Treat×Post 的估计系数在 1% 水平下显著为正，表明资本市场开放显著促使企业增加物质资本投资，由此，“资本效应”得以验证。事实上，资本市场开放之所以促使企业进行资本深化，其主要原因在于缓解了企业面临的融资约束，为检验该效应是否存在，本文对融资约束进行中介效应检验，结果展示在表 9 列 (2) 和 (3) 中。其中，列 (2) 的被解释变量为 SA 指数，也即融资约束 (FC)，结果显示，Treat×Post 的估计系数在 1% 水平下显著为负，表明资本市场开放显著缓解了企业面临的融资约束；进一步地，列 (3) 的被解释变量为物质资本投资 (Capital)，结果显示，在引入中介变量 (FC) 后，Treat×Post 的系数虽有所下降，但仍在至少 5% 水平下显著为正，与此同时，融资约束 (FC) 的系数在 5% 水平下显著为负，由此验证了融资约束的中介效应。为稳健起见，本文还报告了 SobelZ

值(为 3.820),其在 1%水平下显著,且中介效应占比达 11.77%,由此进一步增强了结论的稳健性。上述结果为“资本效应”的内
在机制提供了证明,也即,资本市场开放通过缓解企业面临的融资约束促进其资本深化。

表 9 物质资本要素投入

	(1)	(2)	(3)
变量	Capital	FC	Capital
Treat×Post	0.0075*** (0.0028)	-0.0206*** (0.0031)	0.0066** (0.0029)
FC			-0.0426** (0.0213)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
样本量	13438	13438	13438
Adj. R ²	0.3846	0.8431	0.3854
Sobel Z			3.820***
中介效应占比(%)			11.7694

注:此处控制变量与前文不同,借鉴前人的研究,表中控制变量包括:企业雇佣的员工总数(取对数)、销售收入(取对数)、
销售收入增长率、上市年限、资产负债比、总资产净利率以及资本密集度。具体估计时,除上市年限外,上述控制变量均滞后一
期。

2. 劳动力成本

成本是企业生产经营过程中必须考虑的重要一环,前文结果表明,资本市场开放提高了企业对劳动力要素的投入,其中,高
技能劳动力的相对增幅更大。该结论的一个自然结果是,企业劳动力成本随之增加。为检验资本市场开放对企业劳动力成本的影
响,本文对相关变量进行估计。回归结果如表 10 所示,其中,列(1)的被解释变量为企业劳动力成本(Labor_Cost),用企业当期
支付给职工以及为职工支付的现金(对数值)来衡量。结果显示,Treat×Post 的系数为 0.1159,该系数至少在 1%水平下显著为
正,表明资本市场开放显著增加了企业的劳动力成本。

事实上,企业劳动力成本通常由雇员数量和工资率两方面共同决定。结合前文的实证结果,资本市场开放促使企业总雇员数
量增加,因此,列(1)中劳动力成本上升的结果可能由以下两种情形导致:雇员数量增加,工资率不变;雇员数量增加,工资率
上升。为检验上述情形,本文在表 10 列(2)至(5)进行中介效应检验。其中,列(2)和(3)以雇员数量(Labor)为中介变量进行了检
验,结果表明,资本市场开放促使企业雇员数量上升,这进一步提高了企业的劳动力成本,且中介效应占比高达 62.51%,由此验
证了雇员数量对企业劳动成本的中介效应。列(4)和(5)以工资率为中介变量进行了实证检验,其中,工资率(Wage)用企业人均货
币工资表示,Sobel 检验结果表明,工资率并没有通过中介效应检验,这一结果与本文对工资率变量的构造方法有关。
Larrain(2015)发现资本账户开放会加剧技能劳动力与非技能劳动力的相对工资差距,具体表现为更高的技能溢价。然而,本文
使用的工资率指标没有区分不同技能劳动者,由此两者作用可能被相互抵消。因此,有必要区分不同技能劳动者的工资率水平,

重新估计上述中介效应。但遗憾的是，囿于数据限制，本文无法对其进行估计。不过，本文可通过以下间接方法分析该问题：由于高技能劳动者的工资率水平通常高于低技能劳动者，一般而言，当一个企业高技能劳动力占比越大时，企业工资率水平越高，企业的劳动力成本也应该越高。因此，本文以高技能劳动力占比为中介变量重新进行中介效应检验，相关结果展示于表 10 列 (6) 和 (7) 中：Sobel 检验结果显示，企业高技能劳动力占比通过了中介效应检验，其中介效应约为 0.99%，表明资本市场开放提高了企业高技能劳动力占比，这导致企业工资率上升，进而增加了企业的劳动力成本。

表 10 劳动力成本

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
变量	Labor_Cost	Labor	Labor_Cost	Wage	Labor_Cost	High_Skill	Labor_Cost
Treat×Post	0.1159*** (0.0174)	0.1193*** (0.0202)	0.0435*** (0.0121)	-0.0095 (0.0134)	0.1183*** (0.0170)	0.0130*** (0.0050)	0.1147*** (0.0174)
Labor			0.6074*** (0.0200)				
Wage					0.2577*** (0.0273)		
High_Skill							0.0887 (0.0783)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	13443	13443	13443	13443	13443	13443	13443
Adj. R ²	0.7025	0.3558	0.8510	0.5250	0.7154	0.1151	0.7027
Sobel Z			9.764***		-1.120		2.333**
中介效应占比 (%)			62.5063		-2.1071		0.9916

3. 企业全要素生产率

高技能劳动力占比增加的另一个自然结果是企业生产效率的提高。人力资本结构升级有助于提升企业的知识生产效率、增强其创新能力和优化劳动力与物质资本的匹配性，这有助于避免单纯依靠生产要素投入扩张而引致的规模报酬递减效应，因此，其通常会提高企业 TFP。为检验资本市场开放是否通过促进企业人力资本升级提高了企业 TFP，本文对其进行回归分析，结果展示在表 11 中。其中，列(1)的被解释变量为企业 TFP (TFP)，本文使用 LP 方法 (Levinsohn 和 Petrin, 2003) 计算 TFP (对数值)¹⁵，结果显示，Treat×Post 的估计系数为 0.0766，该系数至少在 1% 水平下显著为正，这表明资本市场开放显著提升了企业 TFP，该结论与戴鹏毅等 (2021)、任灿灿等 (2021) 的研究一致。但是，以上文献主要从资本市场开放促使资本市场运行效率提升的角度解释该现象，而本文认为，人力资本结构升级是其中的一个重要机制。进一步地，为检验这一中介机制是否存在，本文在表 11 列 (2)

和(3)中进行了相关检验,结果支持了上述观点,且中介效应占比约为15.45%。提高企业TFP是实现经济高质量发展的微观基础,上述研究结论表明,资本市场开放通过促进企业人力资本结构升级促使企业生产效率提升,由此可见,资本市场开放对改善企业劳动力结构和促进经济提质增效意义重大。

表 11 企业 TFP

	(1)	(2)	(3)
变量	TFP	High_Skill	TFP
Treat×Post	0.0766*** (0.0194)	0.0264*** (0.0051)	0.0648*** (0.0189)
High_Skill			0.4483*** (0.0785)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
样本量	12813	12813	12813
Adj. R ²	0.3556	0.1216	0.3642
Sobel Z			7.256***
中介效应占比(%)			15.4481

注：此处控制变量与前文不同，借鉴相关研究，表中控制变量包括：企业雇佣的员工总数(取对数)、销售收入增长率、上市年限、资产负债比、总资产净利率。具体估计时，除上市年限外，上述控制变量均滞后一期。

七、结论和启示

本文从理论推导和实证分析两方面研究了资本市场开放对企业人力资本结构的影响。通过构造双层嵌套型 CES 生产函数和区分不同技能劳动力,本文从理论上推导了资本市场开放与企业人力资本结构调整的关系。理论分析结果表明,资本市场开放降低了企业面临的资本成本,这促使企业增加物质资本投资(“资本效应”),由于资本技能互补性(“互补效应”),企业倾向于提高对高技能劳动力的相对需求,从而促使企业人力资本结构升级。上述结论得到了实证结果的支持,以“互联互通”交易机制为准自然实验,本文使用中国 A 股上市公司 2009 年—2020 年的研究样本,采用多期倍差法对上述问题进行了实证检验。实证结果显示,资本市场开放缓解了企业面临的融资约束,促使企业提高对高技能劳动力的雇佣比例,且该结果在多种稳健性检验后仍然成立;其次,资本市场开放对企业人力资本结构升级的促进作用具有异质性,具体表现为该效应在外部融资依赖度越高或资本技能互补性越强的行业中越明显,这分别源于“资本效应”和“互补效应”的加强。最后,本文还进行了一系列拓展性分析,结果显示:物质资本要素投入方面,资本市场开放促使企业增加物质资本投资,由此验证了“资本效应”;资本市场开放增加了企业的劳动力成本,这主要源于员工人数的增加;资本市场开放通过促使企业人力资本结构升级进一步提升了企业 TFP,由此为理解资本市场深化改革对国内实体经济的影响提供了一个新视角。

本文的研究结论有如下两点启示:第一,资本市场开放对企业物质资本深化和人力资本结构升级都具有显著的促进作用,两者均为企业塑造核心竞争优势提供了保障。在当下中国经济结构转型升级的关键时期,本文认为,应继续扩大“互联互通”交易

机制的试点范围、逐步扩大和取消交易限额，从需求端缓解中国的就业结构性问题，推动物质资本要素和人力资本要素的匹配发展与协调升级，提升生产要素的市场化配置作用，进而推动经济高质量发展。第二，由于资本市场开放促使企业提高对高技能劳动力的相对需求，这意味着，伴随资本市场逐步开放，一方面，市场对高技能劳动力的需求将进一步增加；另一方面，高、低技能劳动力的相对工资差距将进一步拉大(Larrain, 2015)。基于此，为缓解上述因素对国内经济和社会可能产生的不利影响，本文认为，应进一步贯彻落实对基础教育和技能培训的投入力度，增强低技能劳动者的技能水平和生产效率，提高高技能劳动者创新和运用新技术的能力，促使中国从人口数量红利向人口质量红利转变，以保证经济转型平稳有序进行。

参考文献:

- [1]. Autor, D. H., F. Levy, and R. J. Murnane. The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration. *The Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118 (4): 1279-1333.
- [2]. Bai, L. Graduate Unemployment: Dilemmas and Challenges in China's Move to Mass Higher Education. *The China Quarterly*, 2006, 185: 128-144.
- [3]. Chan, K., V. Covrig, and L. Ng. Does Home Bias Affect Firm Value? Evidence from Holdings of Mutual Funds Worldwide. *Journal of International Economics*, 2009, 78 (2): 230-241.
- [4]. Chari, A., and P. B. Henry. Risk Sharing and Asset Prices: Evidence from a Natural Experiment. *The Journal of Finance*, 2004, 59 (3): 1295-1324.
- [5]. Chari, A., and P. B. Henry. Firm-Specific Information and the Efficiency of Investment. *Journal of Financial Economics*, 2008, 87 (3): 636-655.
- [6]. Duffy, J., C. Papageorgiou, and F. Perez-Sebastian. Capital-Skill Complementarity? Evidence from a Panel of Countries. *Review of Economics Statistics*, 2004, 86 (1): 327-344.
- [7]. Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen. Financing Constraints and Corporate Investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, 19 (1): 141-206.
- [8]. Griliches, Z. Capital-Skill Complementarity. *The Review of Economics and Statistics*, 1969, 51 (1): 465-468.
- [9]. Hadlock, C. J., and J. R. Pierce. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23 (5): 1909-1940.
- [10]. Kneer, C. Finance as a Magnet for the Best and Brightest: Implications for the Real Economy. Netherlands Central Bank, Research Department, 2013.
- [11]. Knight, J., Q. Deng, and S. Li. The Puzzle of Migrant Labour Shortage and Rural Labour Surplus in China. *China Economic Review*, 2011, 22 (4): 585-600.
- [12]. Larrain, M. Capital Account Opening and Wage Inequality. *The Review of Financial Studies*, 2015, 28 (6): 1555-1587.

-
- [13]. Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(2):317-341.
- [14]. Parro, F. Capital-Skill Complementarity and the Skill Premium in a Quantitative Model of Trade. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2013, 5(2):72-117.
- [15]. Rajan, R., and L. Zingales. Financial Development and Growth. *American Economic Review*, 1998, 88(3):559-586.
- [16]. Schultz, T. W. Investment in Human Capital. *American Economic Review*, 1961, 51(1):1-17.
- [17]. Verhoogen, E. A. Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector. *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(2):489-530.
- [18]. 陈运森、黄健峤:《股票市场开放与企业投资效率——基于“沪港通”的准自然实验》,《金融研究》2019年第8期。
- [19]. 戴鹏毅、杨胜刚、袁礼:《资本市场开放与企业全要素生产率》,《世界经济》2021年第8期。
- [20]. 连立帅、朱松、陈关亭:《资本市场开放、非财务信息定价与企业投资——基于沪深港通交易制度的经验证据》,《管理世界》2019年第8期。
- [21]. 刘啟仁、赵灿:《税收政策激励与企业人力资本升级》,《经济研究》2020年第4期。
- [22]. 任灿灿、郭泽光、田智文:《资本市场开放、股价信息含量与企业全要素生产率——基于“沪深港通”的准自然实验》,《国际商务(对外经济贸易大学学报)》2021年第2期。
- [23]. 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。
- [24]. 申广军、欧阳伊玲、李力行:《技能结构的地区差异:金融发展视角》,《金融研究》2017年第7期。
- [25]. 申广军、姚洋、钟宁桦:《民营企业融资难与我国劳动力市场的结构性问题》,《管理世界》2020年第2期。
- [26]. 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》2014年第5期。
- [27]. 杨薇、孔东民:《企业内部薪酬差距与人力资本结构调整》,《金融研究》2019年第6期。
- [28]. 赵灿、刘啟仁:《进口自由化有利于企业人力资本优化吗?——来自中国微观企业的证据》,《经济科学》2019年第6期。
- [29]. 中国经济增长前沿课题组等:《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。
- [30]. 钟覃琳、陆正飞:《资本市场开放能提高股价信息含量吗?——基于“沪港通”效应的实证检验》,《管理世界》2018年第1期。

注释:

1 在进行具体估算时,产出用上市公司营业收入的对数值衡量;资本投入采用固定资产净值对数值衡量;劳动力投入采用支付给职工以及为职工支付的现金的对数值衡量。

2(1)限于篇幅,具体证明过程未列示,备案。

3(2)具体分析时,可对 $\rho > 0$ 和 $\rho < 0$ 的情形分别进行讨论,结论一致。

4(3)申广军等(2020)还使用技术职称和技术等级划分高低技能劳动力,但这些变量在上市公司研究样本中存在较多缺失值,因此本文按照受教育程度划分员工技能水平。

5(4)试点企业是指“互联互通”交易机制下标的股票所对应的上市公司,其余上市公司为非试点企业。

6(5)资本劳动比用固定资产净值(单位:亿元)除以雇员总人数(单位:百人)表示。

7(6)如无特别说明,本文将本科及以上学历的企业员工定义为高技能劳动力,其余定义为低技能劳动力。

8(7)沪港通于2014年启动,为保证政策实施前有至少5年的观测期,对于沪市股票,本文研究样本以2009年为起点。类似地,深港通于2016年启动,对于深市股票,样本开始年份为2011年。

9(8)这里是为保证在资本市场开放政策实施前至少有5年的观测值。

10(9)这里并未考虑标的股票的后续调入和调出情况,在稳健性检验时,本文将此纳入考虑,重新设定核心解释变量后,结论不变。

11(10)此举是为了剔除真实政策实施后的研究样本,进而排除真实政策对研究结论的干扰。

12(11)金融机构存贷款余额数据来源于《中国金融年鉴》,其中2019年数据由各地区统计年鉴补齐。

13(12)SA指数的具体计算方法如下: $SA = -0.737Size + 0.043Size^2 - 0.04Age$,其中,Size用总资产(百万元)取对数后表示,Age表示企业上市年限。由此计算的SA指数为负,其绝对值越大表示融资约束越严重。因此,在具体估计时,本文使用该指数的绝对值,其值越大,代表企业面临的融资约束越严重。

14(13)行业外部融资依赖度计算方法如下:首先,用每家上市公司的资本支出加上研发支出减去经营活动现金流的净值除以资本支出与研发支出之和,以此得到每家企业的外部融资依赖度指标;接下来,计算每一年同一行业中所有企业外部融资依赖度指标的中位数;最后,对上述每一行业在样本期内的时间序列上取中位数,得到行业的外部融资依赖度。这里,行业分类按照证监会2012年三位数行业分类标准执行。

15(14)具体计算方法为,对每个行业进行如下回归,得出的系数 γ 即为每个行业的资本技能互补指数: $\Delta HighSkill_Share_{it} = \beta \Delta \log(Inequality)_{it} + \gamma \Delta \log(Capital_Intensity)_{it} + \Delta \alpha_t + \Delta \varepsilon_{it}$ 。其中, $HighSkill_Share = wh / (whh + wl)$ 表示支付给高技能劳动力的支出在总劳动支出中的份额; $Inequality = wh / wl$ 代表高、低技能劳动力的相对工资之比; $Capital_Intensity$ 表示资本密集度,用固定资产净值除以总资产表示。由于上市公司没有公布不同技能劳动力的工资水平,本文借鉴申广军等(2020)的做

法,用上市公司同一行业和省份内人均工资最低公司的薪酬水平作为 w_1 的替代,用上市公司同一行业和省份内人均工资最高公司的薪酬水平作为对 w_h 的替代。为保证每个行业有足够多的观测值,本文参照 Larrain(2015)对行业的划分方法,重新将三位数行业进行整合,最终将所有行业划分为 26 个行业分类。