

要素配置扭曲是否阻碍了中国企业 关键核心技术突破

杏稼龙, 吴福象

(南京大学 经济学院, 江苏 南京 210093)

摘要:创新驱动高质量发展背景下,要素配置扭曲成为影响企业关键核心技术突破的主要因素。通过构建理论模型剖析要素配置扭曲对企业关键核心技术突破的作用机制,基于2001—2020年中国上市企业数据测算企业关键核心技术突破能力,实证检验资本和劳动力配置扭曲对企业关键核心技术突破的影响。结果发现:考察期内中国企业资本配置扭曲程度呈上升趋势,劳动力配置扭曲程度呈下降趋势;企业关键核心技术突破能力整体呈上升趋势,但大多数企业关键核心技术突破能力仍处于较低水平;资本和劳动力配置扭曲均显著抑制企业关键核心技术突破,且劳动力配置扭曲的抑制作用更大;要素配置扭曲的抑制作用因企业地理位置、企业规模、企业所有权性质差异而存在异质性。结论可以为改善要素配置扭曲程度、促进全国统一大市场建设,进而推动企业关键核心技术突破提供启示。

关键词:要素配置扭曲;关键核心技术突破;统一大市场;作用机制

DOI:10.6049/kjbydc.2022100189

中图分类号:F273.1

文献标识码:A

开放科学(资源服务)标识码(OSID):

文章编号:1001-7348(2024)02-0001-12



0 引言

关键核心技术是制造业升级的重要引擎,对落实创新驱动发展战略、保障国家经济安全具有重大意义。当前,中国在光刻机、高端芯片、航空发动机短舱等领域的关键核心技术仍受制于人,面临部分发达国家禁售与保护主义带来的“卡脖子”风险^[1]。由此,关键核心技术突破难题成为制约中国建设世界科技强国面临的关键问题^[2]。中共二十大报告明确强调,要坚持创新在现代化建设全局中的核心地位,加快实施创新驱动发展战略,打赢关键核心技术攻坚战。

要素配置是影响企业创新的重要因素。近年来,中国企业不断加大要素投入以提高自主创新能力,但由于要素配置存在扭曲,企业持续增长的要素投入并未带来关键核心技术突破。在要素配置扭曲情况下,资本与劳动力无法实现最优配置,进而抑制企业研发投入^[3]、创新产出^[4]和创新效率提升^[5],因而可能对企业关键核心技术突破产生不利影响。要素配置扭曲究竟如何影响企业关键核心技术突破?影响程度有多大?虽然现有研究考察了要素配置扭曲对企业创新的影响,但当前更重要的问题是全国统一大市场建设背景下企业关键核心技术突破难题。鉴于此,本文尝试从理论机制阐述和实证检验两方面考察要素配置扭曲

对企业关键核心技术突破的影响,以期为促进企业关键核心技术突破提供政策启示。

本文可能的边际贡献如下:第一,基于要素配置扭曲视角,从数理模型和理论论证两个方面阐明要素配置扭曲对企业关键核心技术突破的作用机制,以丰富既有研究。第二,构建关键核心技术突破能力指标,通过评估中国企业关键核心技术突破能力,揭示行业龙头企业在关键核心技术突破过程中的重要性。第三,基于上市企业数据,运用FE、IV-2SLS等方法实证检验资本和劳动力配置扭曲对企业关键核心技术突破的影响,并对地理区位、企业规模、企业所有权性质进行异质性分析,以期政府部门制定相关政策提供参考。

1 文献综述

围绕关键核心技术突破难题,现有研究不仅从理论层面讨论了关键核心技术的概念^[6],而且从技术层面探索了基于专利数据识别与测算关键核心技术的方法^[7-8]。同时,部分学者进一步考察了阻碍企业关键核心技术突破的因素。例如,张杰^[9]将阻碍企业关键核心技术突破的因素归纳为基础研究投入不足等9类问题;庄子银等^[10]分析阻碍企业关键核心技术突破的内外部壁垒;张杰和吴书凤^[11]认为,阻碍企业关键核心技术突破的因素包括国外技术封锁等8种内外部因素。上述研究

收稿日期:2022-10-10 **修回日期:**2022-12-09

基金项目:国家社会科学基金重大项目(20&ZD123);国家自然科学基金面上项目(72073061);江苏省决策咨询研究基地重点项目(22SSLA001)

作者简介:杏稼龙(1995—),男,甘肃庆阳人,南京大学经济学院博士研究生,研究方向为产业经济、创新经济;吴福象(1966—),男,安徽安庆人,博士,南京大学经济学院教授、博士生导师,研究方向为全球价值链与创新链治理。

侧重于理论论证,忽视了要素配置扭曲这一重要因素。

事实上,要素配置扭曲一直是影响企业创新的主要因素,现有研究大多采用3种思路考察要素配置扭曲对企业创新的影响:一是考察要素配置扭曲对企业创新投入的影响。如张杰等^[3]采用工业企业样本考察要素配置扭曲对企业R&D投入的抑制作用。二是考察要素配置扭曲对企业创新产出的影响。如蒲艳萍和顾冉^[4]以新产品产值衡量企业创新发现,劳动力工资扭曲显著抑制企业创新。三是考察要素配置扭曲对企业创新效率的影响。如白俊红和卞元超(2016)通过测算创新生产效率发现,要素配置扭曲显著抑制企业创新活动和创新效率提升;戴魁早和刘友金^[5]研究发现,要素配置扭曲显著抑制企业创新效率提升。上述研究可为本文进一步揭示要素配置扭曲对企业关键核心技术突破的影响提供理论参考。

综上所述,现有研究系统考察了关键核心技术的概念界定、识别与测算方法,探究了要素配置扭曲对企业创新的影响,但鲜有关注要素配置扭曲对企业关键核心技术突破的影响。因此,基于要素配置视角考察要素配置扭曲对企业关键核心技术突破的影响,成为本文的出发点和主要目标。

2 理论模型与研究假设

2.1 基本假设

(1)生产。借鉴Hsieh&Klenow^[12]、戴魁早和刘友金^[5]的研究思路,考虑垄断竞争市场结构,假设*i*地区*t*时间代表性企业投入资本*K_{it}*、劳动力*L_{it}*两种要素从事生产活动,其生产函数如下:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_{K_i}} L_{it}^{\beta_{L_i}} \quad (1)$$

其中,*Y_{it}*是*i*地区*t*时间代表性企业的产出水平。参数 β_{K_i} 、 β_{L_i} 分别是资本和劳动力两类要素对产出的贡献率。*A_{it}*表示地区*i*代表性企业关键核心技术能力。

考察行业内所有地区*N*个代表性企业,任一企业关键核心技术能力*A_{it}*均满足*A_{it}* ∈ [*A_t*, *A_t*]⁻。其中,

A_t = min{*A_{it}*, *i* ∈ *N*}⁻, *A_t* = max{*A_{it}*, *i* ∈ *N*}⁻。基于技术追赶理论,本文将关键核心技术突破定义为技术落后企业关键核心技术能力追上技术先进企业关键核心技术能力。技术落后企业开展创新生产活动并不必然带来关键核心技术突破,换言之,企业技术创新与关键核心技术突破之间并不是单调关系。因此,本文中企业关键核心技术突破可表示为技术落后企业关键核心技术能力达到同期所有企业最优关键核心技术能力的概率,即企业关键核心技术突破能力为:Pr =

$$P\{|A_{it} - \bar{A}_t| < \epsilon, \exists \epsilon > 0\} = \frac{A_{it}}{\bar{A}_t}$$

写为:

$$Y_{it} = \text{Pr}_{it} \bar{A}_t K_{it}^{\beta_{K_i}} L_{it}^{\beta_{L_i}} \quad (2)$$

式(2)表明,企业关键核心技术突破概率越大,企业关键核心技术突破能力越强、产出水平越高。

(2)利润。参考陈永伟和胡伟民^[13]的做法,从价税 $\tau_{K_{it}}$ 、 $\tau_{L_{it}}$ 分别考察资本要素与劳动力要素价格扭曲程度,扭曲后的资本价格和劳动力价格分别为 $(1 + \tau_{K_{it}})r_{it}$ 、 $(1 + \tau_{L_{it}})w_{it}$ 。其中,*r_{it}*、*w_{it}*分别为竞争性条件下资本要素和劳动力要素价格。

代表性企业要素价格扭曲条件下利润最大化的目标函数如下:

$$\max \pi_{it} = \max \{P_{it} Y_{it} - (1 + \tau_{K_{it}})r_{it} K_{it} - (1 + \tau_{L_{it}})w_{it} L_{it}\} \quad (3)$$

其中,*P_{it}*是*t*时间地区*i*代表性企业产品价格。

(3)需求。假设地区*i*代表性厂商只生产一种产品,当市场出清时,收入为*E*的消费者从所有产品中获得的效用如下:

$$U(Y_{it}) = \left[\int_0^N Y_{it}^{(\sigma-1)/\sigma} di \right]^{\sigma/(\sigma-1)}, \sigma > 1 \quad (4)$$

2.2 模型构建

(1)消费者选择。消费者效用最大化问题如下:

$$\max U(Y_{it}) s. t. \int_0^N P_{it} Y_{it} di \leq E \quad (5)$$

从式(5)解得:

$$\frac{Y_{it}}{Y_{jt}} = \left(\frac{P_{it}}{P_{jt}} \right)^{-\sigma} \quad (6)$$

对式(6)两边同乘*P_{it}*并积分,引入CES加总价格

$$P_t = \left[\int_0^N P_{it}^{1-\sigma} di \right]^{1/(1-\sigma)}, \text{式(6)可变换为:}$$

$$Y_{it} = EP_{it}^{-\sigma} / P_t^{1-\sigma} \quad (7)$$

式(7)表明,当市场出清时,消费者对第*i*类产品的需求取决于消费者收入(*E*)、产品价格(*P_{it}*)和加总价格(*P_t*)。

(2)代表性企业选择。由式(3)可以解出要素价格扭曲条件下企业要素投入量,如式(8)所示。

$$\frac{L}{K} = \frac{(1 + \tau_{K_{it}})r_{it}\beta_L}{(1 + \tau_{L_{it}})w_{it}\beta_K} \quad (8)$$

为了建立企业生产边际成本与产品价格的关系,参考戴魁早和刘友金^[5]的做法,假设代表性企业开展创新生产活动没有固定成本,即*TC_{it}* = *MC_{it}**Y_{it}*。由此,将式(3)表示的代表性企业利润最大化函数改写为:

$$\max \pi_{it} = \max \{P_{it} Y_{it} - TC_{it}\} s. t. Y_{it} = EP_{it}^{-\sigma} / P_t^{1-\sigma} \quad (9)$$

解出产出价格与企业生产边际成本的关系如式(10)所示。

$$P_{it} = \sigma MC_{it} / (1 - \sigma) \quad (10)$$

由于边际成本难以观察,因而从代表性企业产出既定情况下的成本最小化角度思考代表性企业选择问题。假设既定产出为*Y_{it}*,将式(8)代入式(2),可以解

得企业投入的资本要素和劳动力要素,如式(11)(12)所示。

$$K_{it} = \left[\frac{(1 + \tau_{K_{it}}) r_{it} \beta_L}{(1 + \tau_{L_{it}}) w_{it} \beta_K} \right]^{-\beta_L} \left(\frac{Y_{it}}{\text{Pr}_{it} A_t} \right) \quad (11)$$

$$L_{it} = \left[\frac{(1 + \tau_{K_{it}}) r_{it} \beta_L}{(1 + \tau_{L_{it}}) w_{it} \beta_K} \right]^{-\beta_K} \left(\frac{Y_{it}}{\text{Pr}_{it} A_t} \right) \quad (12)$$

代表性企业生产边际成本可以表示为:

$$MC_{it} = \frac{\partial TC_{it}}{\partial Y_{it}} = \frac{\partial [(1 + \tau_{K_{it}}) r_{it} K_{it} + (1 + \tau_{L_{it}}) w_{it} L_{it}]}{\partial Y_{it}} = \frac{D}{\text{Pr}_{it} A_t} \{ [(1 + \tau_{K_{it}}) r_{it}]^{\beta_K} + [(1 + \tau_{L_{it}}) w_{it}]^{\beta_L} \} \quad (13)$$

其中, $D = (\beta_L / \beta_K)^{\beta_K} + (\beta_K / \beta_L)^{\beta_L}$ 。

进一步地,引入要素价格绝对扭曲系数 $\gamma_{K_{it}}$ 和 $\gamma_{L_{it}}$ 衡量要素价格扭曲程度^[4]。将要素价格绝对扭曲系数定义为要素相对没有扭曲时的加成情况,如式(14)(15)所示。

$$\gamma_{K_{it}} = \frac{1}{1 + \tau_{K_{it}}} \quad (14)$$

$$\gamma_{L_{it}} = \frac{1}{1 + \tau_{L_{it}}} \quad (15)$$

由此,式(13)可以改写为:

$$MC_{it} = \frac{D}{\text{Pr}_{it} A_t} \left(\frac{r_{it}}{\gamma_{K_{it}}} \right)^{\beta_K} \left(\frac{w_{it}}{\gamma_{L_{it}}} \right)^{\beta_L} \quad (16)$$

将式(16)代入式(10),可得:

$$\text{Pr}_{it} = \frac{D \sigma / (1 - \sigma)}{\text{Pr}_{it} A_t} \left(\frac{r_{it}}{\gamma_{K_{it}}} \right)^{\beta_K} \left(\frac{w_{it}}{\gamma_{L_{it}}} \right)^{\beta_L} \quad (17)$$

由此,本文构建要素配置扭曲对企业关键核心技术突破能力影响的理论框架。

式(17)分别对资本配置扭曲 $\gamma_{K_{it}}$ 和劳动力配置扭曲 $\gamma_{L_{it}}$ 求偏导,可得 $\frac{\partial \text{Pr}_{it}}{\partial \gamma_{K_{it}}} < 0$ 和 $\frac{\partial \text{Pr}_{it}}{\partial \gamma_{L_{it}}} < 0$ 。

由此可知,资本、劳动力配置扭曲与企业关键核心技术突破能力呈反向变动,即资本和劳动力配置扭曲均会阻碍企业关键核心技术突破。

2.3 研究假设

从资本配置扭曲看,一方面,市场失灵会抑制企业研发资本投入,进而阻碍关键核心技术突破。市场机制下房地产等行业快速扩张,在刺激资本流入本行业的同时,会扭曲制造业等实体经济资金供需关系^[9]。此外,平台型互联网企业通过商业模式创新会进一步挤压制造企业的盈利空间^[9]。双重市场失灵会抑制制造企业技术研发投入,进而阻碍关键核心技术突破。另一方面,政府补贴错配会导致企业研发意愿降低,进而阻碍企业关键核心技术突破。中国财政分权体制与“晋升锦标赛”机制下,地方政府偏好补贴本地国有企

业或对税收贡献较大企业^[3],导致企业“寻租”动机增强,不利于企业技术积累,从而阻碍关键核心技术突破。

从劳动力配置扭曲看,首先,劳动力市场分割导致企业创新人才储备不足,进而阻碍关键核心技术突破。户籍制度与地区差异会限制创新人才流动,导致劳动力市场分割。由此,企业无法维持创新人才队伍的稳定性,难以满足关键核心技术突破对创新人才的要求,因而无法实现关键核心技术突破。其次,劳动力培养滞后与工资扭曲导致技能劳动力供需缺口,从而阻碍关键核心技术突破。国内高校专业设置与人才培养体系滞后于企业需求,加上部分行业较高工资会扭曲创新人才的就业选择,导致制造企业面临技能劳动力供需缺口^[3]。技能劳动力供需不匹配容易引发企业关键核心技术研发不畅^[14],难以形成有效的闭环正反馈,从而抑制关键核心技术突破。最后,企业逐底竞争会扭曲劳动力工资,挤出研发人才,从而阻碍关键核心技术突破。制造企业受较低利润率的约束,偏好使用成本较低的有形要素进行“逐底竞争”,从而压低劳动力工资^[4]。较低的工资水平会抑制劳动力消费水平提升^[15],消费水平下降又导致企业收入下降,使企业更加偏好使用低技能劳动力,导致研发人才被挤出,从而阻碍关键核心技术突破。

综上分析,结合理论模型结论,本文提出如下假设:

H₁: 在其它条件相同的情况下,资本配置扭曲程度上升导致企业关键核心技术突破能力下降,即资本配置扭曲抑制企业关键核心技术突破。

H₂: 在其它条件相同的情况下,劳动力配置扭曲程度上升导致企业关键核心技术突破能力下降,即劳动力配置扭曲抑制企业关键核心技术突破。

3 数据、变量与计量模型

3.1 数据来源

本文使用的数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)和国泰安数据库(CSMAR)。其中,CNRDS的CITE数据库包含专利引用详细信息;国泰安数据库包含上市公司主要财务指标信息和区域经济研究数据。本文按照年份与上市公司股票代码,合并上市公司财务数据、专利申请数据与引用数据,剔除存在缺失值的上市公司样本,最终得到946家中国上市公司面板数据,时间跨度为2001—2020年。

3.2 变量说明

(1)关键核心技术突破能力(Pr)。基于技术追赶视角,本文采用如下步骤测算企业关键核心技术突破能力:

第一步,测算企业不同技术领域相对技术优势。由于企业可能同时持有多个技术领域的专利,而不同

技术领域的专利引用量与该领域相关,若直接加总企业在不同技术领域的专利引用量并以此衡量企业技术创新能力可能产生测量偏误。因此,借鉴 Kim 等^[16]构建的企业相对技术优势指标 (RTA),以此衡量企业在不同技术领域的创新能力,如式(18)所示。

$$RTA_{ijt} = \frac{\frac{W_{ijt}}{W_{jt}}}{\frac{W_{it}}{W_t}} = \frac{\frac{W_{ijt}}{W_{it}}}{\frac{W_{jt}}{W_t}} \quad (18)$$

其中, w_{ijt} 是代表性企业 i 在 t 时期在 j 领域的专利前向引用量。技术领域划分参考国家知识产权局《国际专利分类表(2018 版)》中的八大技术领域。同时,考虑到存在专利前向引用量为 0 的情况,本文对企业专利前向引用量数据统一加 1 以避免出现分母为 0 的情况。

第二步,测算企业关键核心技术能力。基于企业相对技术优势 (RTA_{ijt}), Kim 等^[16]、徐娟^[17]采用式(19)测算企业关键核心技术能力。式(19)的经济学含义如下:企业在某领域相对技术优势越大,该领域专利引用量越多,说明企业在该领域的关键核心技术能力越强。企业在所有领域关键核心技术能力的最大值代表该企业关键核心技术能力,如式(19)所示。

$$A_{it} = \ln \{ \max \{ RTA_{ijt} \cdot W_{ijt}, \forall j \} \} \quad (19)$$

最后,测算企业关键核心技术突破能力。从技术追赶角度看,关键核心技术突破能力衡量的是后发企业关键核心技术能力 A_{it} 追上同期先进企业关键核心技术能力 \bar{A}_t 的可能性。 A_{it} 距离 \bar{A}_t 越近,技术差距 $d = |A_{it} - \bar{A}_t|$ 越小,后发企业关键核心技术能力越接近技术前沿面,说明该企业关键核心技术突破能力越强,关键核心技术突破概率越大。基于此,企业关键核心技术能力突破能力 Pr_{it} 可表示为:

$$Pr_{it} = 1 - d / \bar{A}_t \quad (20)$$

(2)企业要素配置扭曲程度(Distk、Distl)。由于要素价格绝对扭曲系数无法直接测算,部分学者采用要素价格相对扭曲系数加以替代^[14]。该方法通常被用来测算行业或地区错配程度,考虑到数据可得性,本文采用要素边际产出与要素实际价格的差距衡量要素价格扭曲程度^[5]。假设 i 企业 t 时期采用资本 (K_{it})、劳动力 (L_{it}) 两种要素生产价值为 $P_{it}Y_{it}$ 的产品,资本价格为 r_{it} ,劳动力价格为 w_{it} ,资本与劳动力要素产出弹性分别为 β_K 和 β_L ,则资本与劳动力要素价格扭曲程度可表示为:

$$\gamma_{K_{it}} = \beta_K \frac{P_{it}Y_{it}}{r_{it}K_{it}} - 1 \quad (21)$$

$$\gamma_{L_{it}} = \beta_L \frac{P_{it}Y_{it}}{w_{it}L_{it}} - 1 \quad (22)$$

借鉴王文和牛泽东^[18]的做法,本文采用基于 C-D 生产函数面板固定效应模型估计资本和劳动力要素产

出弹性。考虑到当期要素配置对产出的影响可能存在时间滞后性,本文在面板固定效应模型中引入资本与劳动力要素的二阶滞后项。本文采用总营业收入衡量企业产出,采用上市公司固定资产和员工人数衡量资本与劳动力投入量,并采用永续盘存法测算资本存量。其中,参考张军等^[19]的研究成果,折旧率取 9.6%。Hsieh & Klenow^[13]将资本价格设为 10%,包括 5%折旧率和 5%实际利率。然而,现实中资本价格并非固定不变,白俊红和卞元超(2016)选择一年期金融机构法定贷款利率的均值作为利率水平。基于此,本文采用国际宏观综合数据库中的中国年度贷款利率衡量资本价格,变动资本价格更贴合经济社会实际(由于缺少 2020 年贷款利率,根据以往贷款利率变动趋势,本文采用线性插值法进行补充)。采用分行业劳动力平均工资衡量劳动力工资,并基于实际工资指数换算为 2001 年的不变价。在无价格扭曲的情况下, γ_K 和 γ_L 等于 0;若要素边际产出大于要素实际报酬,则扭曲程度大于 0。由于存在扭曲程度大于 0 和小于 0 两种情况,为确保回归方向一致,本文对扭曲程度取绝对值^[20],并取对数。扭曲程度数值越大,要素边际产出与要素实际报酬的偏离程度越高。回归系数为负,意味着要素配置扭曲程度与企业关键核心技术突破呈反向变动。

(3)控制变量。企业关键核心技术突破能力除受要素配置扭曲的影响外,还可能受其它因素的影响。由此,本文控制变量如下:企业规模(Size):采用企业营业收入的对数值衡量;盈利能力(Profit):采用企业营业利润占营业收入的比值衡量;企业资产负债率(DR):采用企业总负债占总资产的比值衡量;企业年龄(Age):采用观测年份与企业成立年份的差值衡量;资本价格(CP):采用国际宏观综合数据库中的中国年度贷款利率衡量;劳动力价格(LP):采用分行业劳动力平均工资衡量。

为降低异常值的影响,本文对连续变量进行前后 1%的缩尾处理。主要变量定义与描述性统计结果如表 1 所示,变量间相关性统计结果如表 2 所示。

3.3 计量模型设定

为考察要素配置扭曲程度对企业关键核心技术突破能力的影响,本文构建如下基准回归模型:

$$Pr_{it} = \alpha_0 + \beta_0 Distk_{it} + \beta_1 Distl_{it} + \sum_j \gamma_j X_{ijt} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (23)$$

其中, Pr_{it} 是企业关键核心技术突破能力, $Distk_{it}$ 和 $Distl_{it}$ 分别表示资本与劳动力配置扭曲程度, X_{ijt} 是所有控制变量。 μ_i 表示不可观测的个体效应, λ_t 表示时间效应, ϵ_{it} 是随机干扰项。本文重点关注资本和劳动力配置扭曲程度的系数,该系数可衡量要素配置扭曲对关键核心技术突破的影响。

表 1 主要变量定义与描述性统计结果
Table 1 Definitions of main variables and descriptive statistics

变量名称	单位	符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
关键核心技术突破能力	概率值	Pr	18 920	0.257 5	0.192 0	0.024 2	1.000 0
资本扭曲程度	对数值	$Distk$	18 920	2.694 6	1.172 6	-1.262 7	6.926 2
劳动力扭曲程度	对数值	$Distl$	18 920	2.480 6	1.021 1	-1.173 6	5.951 4
企业规模	对数值	$Size$	18 920	21.354 4	1.508 0	15.910 0	28.718 3
盈利能力	比值	$Profit$	18 920	0.069 9	0.286 6	-7.569 6	2.277 7
资产负债率	比值	DR	18 920	0.482 2	1.225 9	-66.454 5	132.794 1
企业年龄	年	Age	18 920	15.374 5	7.391 8	0.000 0	54.000 0
资本价格	百分比	CP	18 920	0.054 0	0.008 4	0.043 5	0.074 7
劳动力价格	万元 / 年	LP	18 920	4.000 6	2.728 9	0.064 3	24.686 8

表 2 主要变量相关性统计结果
Table 2 Correlation statistics of main variables

变量	Pr	$Distk$	$Distl$	$Size$	$Profit$	DR	Age	CP	LP
Pr	1.000 0								
$Distk$	0.117 1	1.000 0							
$Distl$	-0.009 6	0.331 9	1.000 0						
$Size$	0.369 1	0.351 7	0.306 8	1.000 0					
$Profit$	-0.019 5	0.113 6	0.144 0	0.057 4	1.000 0				
DR	0.010 5	-0.007 9	-0.008 8	0.046 8	-0.077 6	1.000 0			
Age	0.151 0	0.186 2	-0.233 9	0.278 6	-0.087 8	0.032 5	1.000 0		
CP	0.008 7	-0.178 6	0.191 1	-0.172 1	0.041 7	-0.003 2	-0.447 5	1.000 0	
LP	0.101 6	0.239 7	-0.302 8	0.324 3	-0.014 7	0.012 2	0.653 8	-0.532 0	1.000 0

4 实证结果分析

4.1 典型事实与现状描述

式(21)(22)测算考察期内中国企业资本和劳动力配置扭曲程度,数值越大,要素配置扭曲程度越高。图 1 呈现样本企业考察期内,资本和劳动力配置扭曲程度的年度均值变化趋势。由此可以看出:中国资本市场和劳动力市场均存在较高程度的配置扭曲,说明统一要素市场建设尚未完全实现,这与既有研究结论一致(季书涵等,2016;简泽等,2018)。近年来,资本配置扭曲程度呈上升趋势,劳动力配置扭曲程度呈下降趋势。简泽等(2018)研究发现,相较于劳动力,资本配置扭曲更严重;陈翼然等^[21]研究发现,在整体资源错配程度逐年提升背景下,资本错配比劳动力错配更严重。上述分析认为,资本由于较强的流动性以及惯有的逐利动机和避险本能,容易出现“无序扩张”^[22],从而导致资本配置扭曲。劳动力配置扭曲程度下降可能得益于高铁开通、新型城镇化建设等城市层面政策措施,后者能够刺激劳动力跨省际、跨城乡、跨行业流动^[23],使劳动力配置扭曲问题得到一定的缓解。

利用式(18)~(20),本文测算企业关键核心技术突破能力。数值越大,说明企业关键核心技术突破能力越强。图 2 汇报了考察期内企业关键核心技术突破能力测算结果与年度均值变动趋势。

(1)2000—2016 年企业关键核心技术突破能力整体呈上升趋势,于 2016 年达到局部最大值。上述结果说明,近年来,中国创新型国家建设取得显著成效。2017 年至今,企业关键核心技术突破能力呈现下降趋势,可能原因如下:一方面,2017 年“美国优先”政策的提出和

2018 年中美贸易战导致西方发达国家对中国采取技术封锁和贸易脱钩政策,阻碍知识沿全球产业链和贸易网络外溢,从而对中国企业关键核心技术突破产生负面影响;另一方面,考虑到专利前向引用存在累积效应,越晚申请的专利累积的引用量越低,可能导致企业关键核心技术突破能力测算结果呈下降趋势。

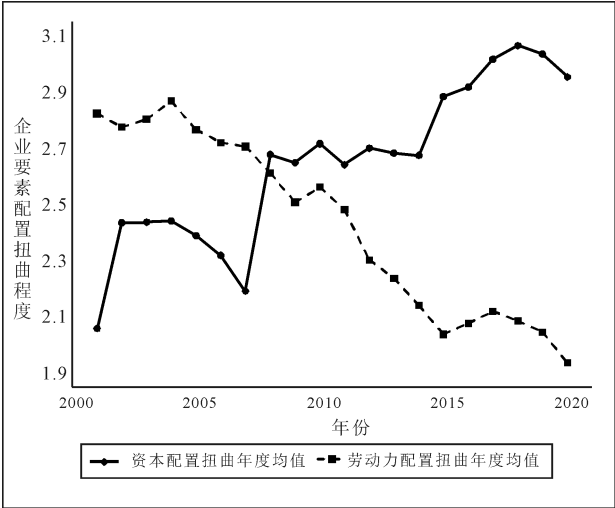


图 1 企业要素配置扭曲程度趋势

Fig. 1 Distortion trends of enterprise factor allocation

(2)75%的中国企业关键核心技术突破能力不到 0.5,50%的企业关键核心技术突破能力不到 0.25。上述结果说明,绝大多数中国企业创新能力距离实现关键核心技术突破存在较大差距,99%的中国企业关键核心技术突破能力达不到 0.75,仅少数企业具有较高的关键核心技术突破能力。图 2 中,关键核心技术突破能力大于 0.75 的圆点数量较少。考虑到提供资金、技术等要素的供给侧政策有助于促进企业创新突

破^[24],应引导行业内龙头企业、标杆企业率先实现关键核心技术突破。

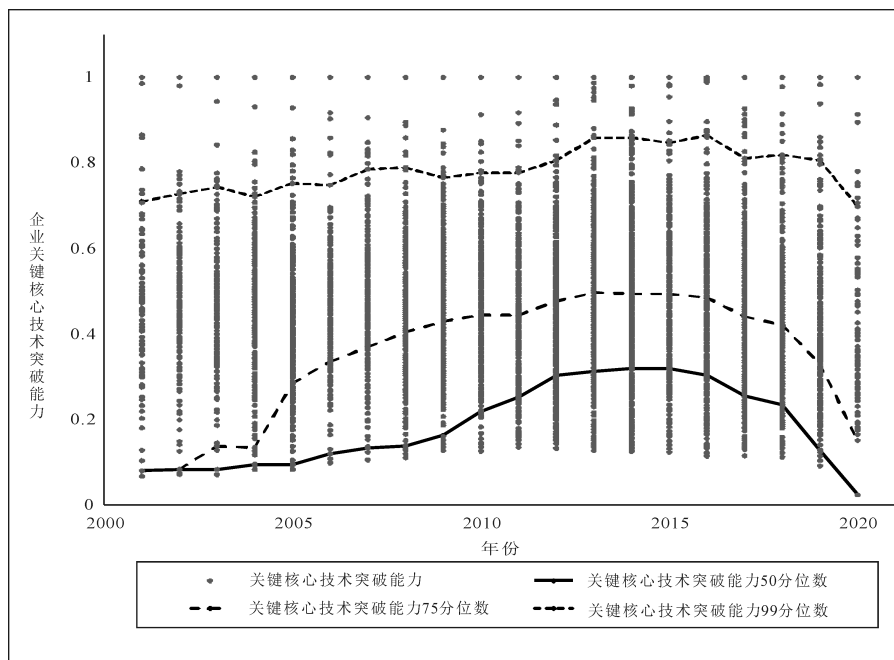


图2 企业关键核心技术突破能力描述

Fig. 2 Description of enterprise key technology breakthrough capability

4.2 基准回归结果

表3汇报了要素配置扭曲对企业关键核心技术突破影响的基准回归结果。第(1)列是控制行业、省份与年份的简单 OLS 回归,第(2)~(8)列是依次加入控制变量的面板固定效应模型(FE)回归结果。由上述结果可知, $Distk$ 、 $Distl$ 估计系数均为负,除第(2)列外均通过 1%显著性水平检验,说明资本配置扭曲($Distk$)和劳动力配置扭曲($Distl$)均能显著抑制企业关键核心技术突破,假设 H_1 和 H_2 得到验证。核心解释变量系数表示由要素配置扭曲引致的企业关键核心技术突破概率边际下降程度。列(8)中, $Distl$ 估计系数为 -0.02 ,表明劳动力配置扭曲导致企业关键核心技术突破概率边际下降 0.02; $Distk$ 估计系数为 -0.01 ,表明资本配置扭曲导致企业关键核心技术突破概率边际下降 0.01。考虑到企业关键核心技术突破概率边际下降最大幅度不可能超过 1,列(8)估计得到的边际下降幅度是不容忽视的。换言之,要素配置扭曲对企业关键核心技术突破的影响不容忽视。对比 $Distk$ 与 $Distl$ 估计系数可以发现,相较于资本配置扭曲,劳动力配置扭曲对关键核心技术突破的抑制作用更显著。上述结果说明,劳动力配置扭曲是阻碍企业关键核心技术突破的首要问题。因此,推动企业关键核心技术突破应优先考虑改善劳动力配置扭曲,从而挖掘人才创新潜力。

表3第(8)列结果显示,企业规模($Size$)系数显著为正,说明企业规模越大,越可能实现关键核心技术突破。规模较大企业通常拥有雄厚的人力、物力开展研发创新活动,同时抵御研发失败风险的能力较强,有助于关键核心技术突破。企业年龄(Age)系数显著为负,

可能是因为“年岁大”的企业,其管理者对变革创新的看法较为保守。资本价格(CP)系数和劳动力价格(LP)系数均显著为负,说明要素价格上升不利于企业关键核心技术突破。要素价格上升意味着企业支付成本增加,导致用于研发创新活动的资源减少,不利于企业关键核心技术突破。盈利能力($Profit$)系数显著为负,说明企业并未将丰厚的利润投入到关键核心技术突破过程中。研发创新活动不仅需要大量投入,而且存在研发失败的可能性,容易导致企业关注眼前利润,从而抑制长期研发创新。此外,盈利能力较强企业的多元化投资容易导致研发投入分散,不利于关键核心技术突破。

4.3 内生性问题处理

尽管固定效应模型很大程度上能够缓解企业异质性特征带来的内生性问题,且要素配置扭曲与关键核心技术突破能力不存在反向因果关系,但基准回归结果依旧可能因遗漏变量引致内生性问题,即要素配置扭曲与关键核心技术突破能力可能受某一共同因素的影响,带来估计偏误。对此,本文主要从两个方面缓解内生性问题。

(1)增加潜在遗漏变量。要素配置扭曲与关键核心技术突破能力不仅受企业层面特征的影响,而且受区域层面特征的影响,如区域人力资本结构、对外开放水平、基础设施建设水平。人力资本结构可能通过人力资本供给与构成影响企业创新^[4]。区域对外开放水平越高,基础设施越完善,越有助于要素配置效率提高和企业创新环境优化。因此,本文将区域人力资本结构($Human$)、对外开放水平(Ope)、区域基础设施建设

水平(*Bas*)作为区域层面的控制变量纳入计量模型。其中,区域人力资本结构(*Human*)采用省级层面大专及以上学历人口占6岁以上人口的比重衡量;对外开放水平(*Ope*)采用省级层面净出口总额占地区生产总值的比

重衡量,同时将进出口总额换算为以人民币衡量的进出口总额;区域基础设施建设水平(*Bas*)采用省级层面人均城市道路面积(m^2)衡量。相关数据来自国泰安数据库。

表3 基准回归结果

Table 3 Results of the baseline regression

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
<i>Distk</i>	-0.000 8 (0.001 2)	-0.000 4 (0.002 3)	-0.007 4 *** (0.002 4)	-0.007 3 *** (0.002 4)	-0.007 3 *** (0.002 4)	-0.007 3 *** (0.002 4)	-0.006 9 *** (0.002 3)	-0.006 5 *** (0.002 4)
<i>Distl</i>	-0.020 2 *** (0.001 4)	-0.002 8 (0.002 8)	-0.017 8 *** (0.003 2)	-0.017 7 *** (0.003 2)	-0.017 6 *** (0.003 2)	-0.017 6 *** (0.003 2)	-0.019 2 *** (0.003 2)	-0.018 9 *** (0.003 2)
<i>Size</i>	0.049 8 *** (0.001 1)		0.032 2 *** (0.003 3)	0.032 2 *** (0.003 3)	0.032 8 *** (0.003 3)	0.032 8 *** (0.003 3)	0.033 2 *** (0.003 3)	0.033 3 *** (0.003 3)
<i>DR</i>	-0.000 7 (0.000 5)			0.000 4 * (0.000 3)	0.000 5 ** (0.000 2)	0.000 5 ** (0.000 2)	0.000 4 * (0.000 2)	0.000 4 (0.000 2)
<i>Age</i>	0.001 5 *** (0.000 3)				-0.004 1 ** (0.002 0)	-0.004 1 ** (0.002 0)	-0.004 0 ** (0.002 0)	-0.004 0 ** (0.002 0)
<i>CP</i>	6.354 8 *** (0.797 8)					1.709 6 (2.568 8)	-2.086 3 (2.721 1)	-2.009 3 (2.720 1)
<i>LP</i>	-0.010 4 *** (0.001 2)						-0.008 8 *** (0.002 0)	-0.008 7 *** (0.002 0)
<i>Profit</i>	-0.015 1 *** (0.003 4)							-0.007 0 * (0.003 8)
<i>_cons</i>	-1.183 9 *** (0.054 2)	0.142 8 *** (0.009 2)	-0.452 5 *** (0.062 4)	-0.452 4 *** (0.062 3)	-0.439 8 *** (0.062 4)	-0.539 9 *** (0.175 5)	-0.314 3 * (0.183 3)	-0.320 8 * (0.183 2)
行业控制	是	是	是	是	是	是	是	是
省份控制	是	是	是	是	是	是	是	是
年份控制	是	是	是	是	是	是	是	是
N	18 920	18 920	18 920	18 920	18 920	18 920	18 920	18 920
R ²	0.349 5	0.300 4	0.315 8	0.315 8	0.316 3	0.316 3	0.318 5	0.318 7

注:括号内为稳健标准误,*、* *、* * *分别表示10%、5%、1%的显著性水平,下同

表4汇报了增加潜在遗漏变量后的回归结果。第(1)列是简单OLS估计结果,第(2)(3)(4)列分别是加入潜在遗漏变量后的FE模型估计结果。FE模型中,*Distk*、*Distl*估计系数均显著为负,说明资本和劳动力配置扭曲显著抑制企业关键核心技术突破。所加入的潜在遗漏变量只有区域基础设施建设水平(*Bas*)通过1%显著性水平检验,说明基础设施建设水平提升能够显著促进企业关键核心技术突破,而区域人力资本结构和对外开放水平对关键核心技术突破的影响尚未显现。相较于基准模型,加入潜在遗漏变量后,*Distk*、*Distl*估计系数分别下降6.06%和5.91%,说明部分应该由区域基础设施建设水平(*Bas*)解释的影响效应被要素扭曲解释了,即遗漏变量导致基准回归中要素扭曲的估计系数偏误。

(2)工具变量估计。在Lewbel^[25]提出有效内部工具变量法后,国内学者^[3-4,26]采用企业扭曲与行业扭曲均值差值的三次方作为企业扭曲的工具变量。因此,本文采用企业资本配置与行业资本配置均值差值的三次方作为企业资本配置扭曲的工具变量(*Distk_IV*),

同样构造劳动力配置扭曲的工具变量(*Distl_IV*)。工具变量回归结果见表5。

表5第(1)(2)列分别是FE模型回归结果和工具变量第二阶段回归结果。*Distk*、*Distl*系数均显著为负,说明资本和劳动力配置扭曲显著抑制企业关键核心技术突破。第(3)(4)列是工具变量第一阶段回归结果。第一阶段回归的F值分别为226.49和350.24,均远大于经验值10,说明所构造的工具变量不存在弱工具变量问题。第一阶段回归结果中,*Distk_IV*、*Distl_IV*系数均为正,且全部通过1%显著性水平检验,表明所构造的工具变量和内生变量存在显著正相关关系。由于构造的工具变量个数恰好等于内生变量个数,因而无法进行过度识别检验。参考孙圣民和陈强^[27]、蒲艳萍和顾冉^[4]的做法,本文将工具变量引入基准回归模型。如果工具变量与基准回归扰动项不相关,则在基准回归中加入的工具变量系数不显著。第(5)列是将工具变量加入第(1)列后的基准回归结果。*Distk_IV*、*Distl_IV*系数均未通过10%显著性水平检验,说明本文构造的工具变量满足外生性假设。

表 4 内生性问题处理(增加潜在遗漏变量)

Table 4 Endogeneity treatment(adding the potential omitted variables)

变量	(1) OLS	(2) FE	(3) FE	(4) FE	(5) FE
<i>Distk</i>	-0.000 7 (0.001 2)	-0.006 5*** (0.002 4)	-0.006 3*** (0.002 4)	-0.006 0** (0.002 4)	-0.005 9** (0.002 4)
<i>Distl</i>	-0.019 9*** (0.001 4)	-0.018 9*** (0.003 2)	-0.018 8*** (0.003 2)	-0.017 9*** (0.003 1)	-0.017 9*** (0.003 1)
<i>Size</i>	0.049 6*** (0.001 1)	0.033 3*** (0.003 3)	0.0331*** (0.003 3)	0.032 3*** (0.003 3)	0.032 1*** (0.003 3)
<i>DR</i>	-0.000 8 (0.000 5)	0.000 4 (0.000 2)	0.000 4 (0.000 2)	0.000 3 (0.000 3)	0.000 3 (0.000 3)
<i>Age</i>	0.001 5*** (0.000 3)	-0.004 0** (0.002 0)	-0.004 0* (0.002 1)	-0.004 1* (0.002 1)	-0.004 1* (0.0021)
<i>CP</i>	8.438 6*** (0.917 3)	-2.011 8 (2.719 3)	-1.728 2 (2.793 6)	0.898 4 (2.899 5)	1.110 4 (2.960 5)
<i>LP</i>	-0.007 8*** (0.001 3)	-0.008 6*** (0.002 0)	-0.007 9*** (0.002 0)	-0.004 5** (0.002 1)	-0.003 8* (0.002 2)
<i>Profit</i>	-0.014 8*** (0.003 4)	-0.006 9* (0.003 8)	-0.007 1* (0.003 8)	-0.006 8* (0.003 8)	-0.006 9* (0.003 8)
<i>Human</i>	-0.000 2 (0.000 4)	-0.000 2 (0.000 3)			-0.000 2 (0.0003)
<i>Ope</i>	0.000 6 (0.000 9)		0.001 4 (0.001 2)		0.001 2 (0.001 2)
<i>Bas</i>	0.001 8 (0.000 4)			0.002 2*** (0.000 6)	0.002 2*** (0.000 6)
<i>_cons</i>	-1.322 7*** (0.062 3)	-0.320 6* (0.183 2)	-0.341 6* (0.187 8)	-0.500 1** (0.194 2)	-0.516 1*** (0.198 1)
行业控制	是	是	是	是	是
省份控制	是	是	是	是	是
年份控制	是	是	是	是	是
N	18 920	18 920	18 920	18 920	18 920
R ²	0.350 2	0.318 7	0.318 8	0.320 7	0.320 9

表 5 内生性问题处理(工具变量法)

Table 5 Endogenous treatment(instrumental variable approach)

变量	(1) FE	(2) IV-2SLS	(3) 一阶段: <i>Distk</i>	(4) 一阶段: <i>Distl</i>	(5) FE
<i>Distk</i>	-0.005 9** (0.002 4)	-0.005 3** (0.002 2)			-0.009 7*** (0.002 6)
<i>Distl</i>	-0.017 9*** (0.003 1)	-0.019 9*** (0.002 2)			-0.020 6*** (0.003 6)
<i>Distk_IV</i>			0.118 8*** (0.003 3)	0.010 0*** (0.001 0)	0.000 9 (0.000 6)
<i>Distl_IV</i>			0.025 6*** (0.002 0)	0.169 2*** (0.004 9)	0.000 9 (0.000 8)
<i>Size</i>	0.032 1*** (0.003 3)	0.050 7*** (0.001 2)	0.110 4*** (0.004 6)	0.175 4*** (0.004 1)	0.032 1*** (0.004 1)
<i>DR</i>	0.000 3 (0.000 3)	-0.000 8* (0.000 5)	-0.002 6 (0.005 4)	-0.000 3 (0.003 9)	0.000 4 (0.000 6)
<i>Age</i>	-0.004 1* (0.002 1)	0.001 5*** (0.000 3)	-0.000 1 (0.001 2)	-0.004 3*** (0.001 0)	-0.004 4** (0.001 9)
<i>CP</i>	1.110 4 (2.960 5)	8.212 5*** (0.924 3)	-53.695 3*** (4.609 8)	34.860 1*** (3.847 7)	0.568 9 (2.678 4)
<i>LP</i>	-0.003 8* (0.002 2)	-0.007 8*** (0.001 3)	0.006 0 (0.007 1)	-0.069 8*** (0.006 0)	-0.003 9*** (0.001 5)
<i>Profit</i>	-0.006 9* (0.003 8)	-0.013 0*** (0.003 5)	0.117 0*** (0.025 4)	0.112 6*** (0.027 3)	-0.007 3** (0.003 3)
<i>Human</i>	-0.000 2 (0.000 3)	-0.000 2 (0.000 4)	0.000 1 (0.002 0)	0.000 9 (0.001 5)	-0.000 2 (0.000 2)
<i>Ope</i>	0.001 2 (0.001 2)	0.000 5 (0.000 9)	-0.021 5*** (0.004 1)	-0.007 7** (0.003 3)	0.001 1 (0.001 2)
<i>Bas</i>	0.002 2*** (0.000 6)	0.001 7*** (0.000 4)	-0.007 1*** (0.001 8)	-0.004 1*** (0.001 6)	0.002 2*** (0.000 5)
<i>_cons</i>	-0.516 1*** (0.198 1)	-1.319 8*** (0.062 8)	3.140 2*** (0.306 8)	-2.429 5*** (0.256 5)	-0.466 4** (0.199 0)
行业控制	是	是	是	是	是
省份控制	是	是	是	是	是
年份控制	是	是	是	是	是
F	99.643 2		226.49	350.24	
N	18 920	18 920	18 920	18 920	18 920
R ²	0.320 9	0.349 7	0.649 9	0.703 1	0.321 6

4.4 稳健性检验

(1)替换被解释变量。专利被引用量越多,说明市场对专利的评价越高^[28],因而拥有该专利的企业越有可能实现关键核心技术突破。此外,企业当年申请授权专利数量越多,说明企业创新能力越强,即企业关键核心技术突破能力越强。因此,本文分别采用专利被引用量(*Cite*)和申请授权专利数量(*Number*)衡量企业关键核心技术突破能力,估计结果见表6第(1)(2)列。资本配置扭曲(*Distk*)、劳动力配置扭曲(*Distl*)系数均显著为负,说明要素配置扭曲显著抑制企业关键核心技术突破,与基准回归结论一致。

(2)替换核心解释变量。参考 Hsieh&Klenow^[12]的研究成果,本文采用行业内企业全要素生产率的方差衡量该行业要素配置扭曲程度,其依据是行业内要素配置越合理,行业内所有企业全要素生产率越趋近于行业最高全要素生产率,因而方差越小。行业全要素生产率方差可以反映行业间要素配置扭曲程度,但无法区分资本和劳动力各自扭曲程度,也无法区分企业面临多大程度

的要素扭曲。本文分别采用企业全要素生产率与行业平均全要素生产率的距离(*DistGap*)和基于 $H-K$ 方法测算得到的全行业要素配置扭曲程度(*DistVar*)衡量企业要素配置扭曲程度。*DistVar* 指标能够从行业层面考察企业要素配置扭曲程度,*DistGap* 指标则保留了企业要素配置扭曲的异质性特征。通过对比两个指标估计结果,检验基准回归结论的稳健性,回归结果见表6第(3)(4)列。借助两种指标测算得到的要素配置扭曲程度 *DistGap*、*DistVar* 系数均显著为负,再次表明资本和劳动力要素配置扭曲显著抑制企业关键核心技术突破。

(3)采用面板 Tobit 模型回归。本文测算得到的企业关键核心技术突破能力数值介于 0~1 之间,属于有限因变量。Greene^[29]认为,采用面板 Tobit 模型可以有效修正估计偏差。表6第(5)列汇报了面板 Tobit 模型估计结果,LR 检验强烈拒绝原假设,由此选择随机效应模型。从估计结果看,资本和劳动力配置扭曲均显著抑制企业关键核心技术突破,再次证明本文研究结论具有稳健性。

表6 稳健性检验结果

Table 6 Results of robustness tests results

变量	(1) <i>Cite</i>	(2) <i>Number</i>	(3) <i>DistGap</i>	(4) <i>DistVar</i>	(5) <i>Pr</i>
<i>Distk</i>	-20.845 5** (9.441 9)	-9.804 2* (5.476 5)			-0.005 8*** (0.001 4)
<i>Distl</i>	-36.169 8*** (11.502 3)	-11.024 4** (4.789 5)			-0.019 1*** (0.001 7)
<i>DistGap</i>			-0.021 1*** (0.005 0)		
<i>DistVar</i>				-0.035 3** (0.013 9)	
<i>Size</i>	74.208 8*** (10.500 6)	29.831 0*** (7.925 4)	0.032 1*** (0.003 8)	0.021 1*** (0.002 7)	0.036 2*** (0.001 5)
<i>DR</i>	0.034 8 (4.849 0)	0.140 8 (0.236 0)	0.000 4 (0.000 3)	0.000 5* (0.000 3)	0.000 2 (0.000 7)
<i>Age</i>	1.302 7 (7.843 9)	-0.206 8 (0.709 2)	-0.004 2** (0.002 1)	-0.004 3** (0.002 0)	-0.000 3 (0.000 7)
<i>CP</i>	9 664.017 0 (10 849.769 0)	2 274.125 5 (2 681.875 8)	1.310 9 (2.940 2)	-0.244 8 (2.783 4)	6.105 5*** (1.142 3)
<i>LP</i>	-2.497 8 (8.579 7)	-0.154 5 (5.379 0)	-0.002 0 (0.002 2)	-0.002 9 (0.002 2)	-0.004 3*** (0.001 3)
<i>Profit</i>	4.746 3 (23.720 5)	2.419 9 (5.649 8)	-0.010 3*** (0.003 9)	-0.015 0*** (0.003 9)	-0.008 3** (0.003 6)
<i>Human</i>	4.543 9** (2.006 3)	1.415 5 (0.982 8)	-0.000 2 (0.000 3)	-0.000 2 (0.000 3)	-0.000 2 (0.000 3)
<i>Ope</i>	0.605 2 (4.399 5)	-4.629 2 (3.122 7)	0.001 6 (0.001 2)	0.001 3 (0.001 2)	0.001 1* (0.000 7)
<i>Bas</i>	-2.212 4 (1.981 2)	-1.090 3* (0.646 6)	0.002 6*** (0.000 6)	0.002 4*** (0.000 6)	0.002 1*** (0.000 3)
<i>_cons</i>	-1 891.442 0*** (705.406 6)	-652.902 0*** (250.509 3)	-0.597 5*** (0.208 5)	-0.250 1 (0.183 2)	-0.918 5*** (0.084 9)
行业控制	是	是	是	是	是
省份控制	是	是	是	是	是
年份控制	是	是	是	是	是
N	18 920	18 920	18 920	18 900	189 20
R ²	0.010 3	0.025 8	0.317 4	0.315 9	

4.5 异质性分析

为进一步考察要素配置扭曲对企业关键核心技术突破的影响是否因地理位置、企业规模和企业所有权性

质差异而有所不同,本文引入要素配置扭曲与相关变量的交乘项进行检验。在地理位置异质性检验中,若企业所在省份的省会城市位于胡焕庸线东侧,则将企业地理

区位虚拟变量 (*HuLine*) 赋值为 1, 其它赋值为 0; 在企业规模异质性检验中, 将大型企业虚拟变量 (*Large*) 赋值为 1, 其它赋值为 0; 在企业性质异质性检验中, 将国有企业虚拟变量 (*StateOwned*) 赋值为 1, 其它为 0。

表 7 汇报了异质性检验结果。资本配置扭曲对关键核心技术突破的抑制作用, 胡焕庸线西侧企业强于东侧企业, 中小微企业强于大型企业, 国有企业强于非国有企业; 劳动力配置扭曲对关键核心技术突破的抑制作用, 胡焕庸线东侧企业强于西侧企业, 大型企业强于中小微企业, 国有企业与非国有企业无显著差异。

表 7 异质性检验结果

Table 7 Results of heterogeneity test

变量	(1)	(2)	(3)
	胡焕庸线东西侧	企业规模大小	国企或非国企
<i>Distk</i>	-0.014 4*** (0.005 2)	-0.007 6*** (0.002 2)	-0.004 1** (0.002 0)
<i>Distl</i>	-0.007 4 (0.005 6)	-0.012 8*** (0.002 5)	-0.019 4*** (0.002 3)
<i>Distk</i> × <i>HuLine</i>	0.009 0* (0.005 3)		
<i>Distl</i> × <i>HuLine</i>	-0.011 1** (0.005 6)		
<i>Distk</i> × <i>Large</i>		0.002 8 (0.002 3)	
<i>Distl</i> × <i>Large</i>		-0.006 6*** (0.002 4)	
<i>Distk</i> × <i>StateOwned</i>			-0.003 0 (0.002 4)
<i>Distl</i> × <i>StateOwned</i>			0.004 4* (0.002 6)
<i>Size</i>	0.032 2*** (0.001 6)	0.033 2*** (0.001 7)	0.033 2*** (0.0017)
<i>DR</i>	0.000 3 (0.000 7)	0.000 3 (0.000 7)	-0.000 0 (0.001 3)
<i>Age</i>	-0.004 1*** (0.001 2)	-0.004 0*** (0.001 2)	-0.004 0*** (0.001 2)
<i>CP</i>	1.084 9 (1.665 3)	1.132 8 (1.665 1)	0.557 1 (1.688 5)
<i>LP</i>	-0.003 8*** (0.001 3)	-0.004 0*** (0.001 3)	-0.005 3*** (0.001 4)
<i>Profit</i>	-0.007 0* (0.003 6)	-0.007 6** (0.003 6)	-0.007 7** (0.003 7)
<i>Human</i>	-0.000 2 (0.000 3)	-0.000 2 (0.000 3)	-0.000 2 (0.000 3)
<i>Ope</i>	0.001 4** (0.000 7)	0.001 2* (0.000 7)	0.001 1 (0.000 7)
<i>Bas</i>	0.002 3*** (0.000 3)	0.002 2*** (0.000 3)	0.002 2*** (0.000 3)
<i>_cons</i>	-0.516 6*** (0.108 3)	-0.540 1*** (0.109 1)	-0.503 9*** (0.110 2)
行业控制	是	是	是
省份控制	是	是	是
年份控制	是	是	是
N	18 920	18 920	18 920
R ²	0.321 1	0.321 3	0.326 8

(1) 胡焕庸线东侧企业资本配置效率高于西侧企业, 因而西侧企业资本配置扭曲效应更显著。同时, 由于更缺乏技能劳动力和创新人才, 因而东侧企业劳动力配置扭曲效应更显著。

(2) 相较于大型企业, 中小微企业缺乏投资融资能

力, 但对技能劳动力配置的要求较低, 因而资本配置扭曲对其关键核心技术突破的抑制作用显著, 同时劳动力配置扭曲对其关键核心技术突破的抑制作用较小。

(3) 国有企业因国资属性容易引致过度投资, 资本配置扭曲对其关键核心技术突破的抑制作用强于非国有企业; 国有企业与非国有企业面临相同的创新人才匮乏问题, 劳动力配置扭曲对企业关键核心技术突破的抑制作用相近。

上述结果说明, 推动企业关键核心技术突破, 应加强企业技能培育, 尤其应重视胡焕庸线东侧企业和大型企业人才队伍建设, 同时强化胡焕庸线西侧企业、中小微企业和非国有企业的投资融资能力。

5 结语

5.1 结论

改善要素配置扭曲程度, 对构建统一大市场和推动创新型国家建设具有重要现实价值。本文通过构建理论模型, 阐述要素配置扭曲对企业关键核心技术突破的作用机制, 并基于 2001—2020 年中国上市企业数据, 构建关键核心技术突破能力指标, 实证检验资本和劳动力配置扭曲对企业关键核心技术突破的影响, 得到以下主要结论:

(1) 考察期内中国资本要素和劳动力要素均存在配置扭曲问题。其中, 资本配置扭曲程度呈上升趋势, 劳动力配置扭曲程度呈下降趋势。

(2) 近年来, 中国企业关键核心技术突破能力整体呈上升趋势, 但绝大多数企业创新能力距离实现关键核心技术突破存在较大差距, 仅少数行业龙头企业、标杆企业具有实现关键核心技术突破的能力。

(3) 资本和劳动力配置扭曲程度均对企业关键核心技术突破具有显著抑制作用。经过稳健性检验后, 结论依旧成立。

(4) 资本配置扭曲对关键核心技术突破的抑制作用, 胡焕庸线西侧企业强于东侧企业, 中小微企业强于大型企业, 国有企业强于非国有企业; 劳动力配置扭曲对关键核心技术突破的抑制作用, 胡焕庸线东侧企业强于西侧企业, 大型企业强于中小微企业, 国有企业与非国有企业无显著差异。

5.2 政策启示

(1) 构建全国统一要素大市场, 确保企业实现关键核心技术突破的要素需求得到满足。一方面, 深化要素市场改革, 逐步破除户籍制度、城乡二元、地理区域差异带来的劳动力流动障碍, 促进劳动力自由流动, 解决制造业技能劳动力短缺困境; 另一方面, 建立国家级金融监管平台, 完善资本市场管理体系, 着力解决资本配置过程中的信息不对称、效率低、管理难、风险高等问题, 依托监管平台引导资本流向制造企业研发部门。

(2) 打造以行业龙头企业为主体的创新联合体, 驱

动龙头企业率先实现关键核心技术突破。当前,行业龙头企业是最有能力实现关键核心技术突破的国家战略科技力量。由此,通过构建以龙头企业为核心的创新联合体,融合官产学研各类创新部门,创新关键核心技术攻关奖励机制,形成从基础研究到应用研究再到市场消费的正向循环,持续强化龙头企业研发能力,从而驱动龙头企业率先突破关键核心技术。

(3)细化创新驱动政策,从区域、企业层面提升政策针对性。政府部门应综合考虑企业所在区域、企业规模和企业所有权性质,分析阻碍关键核心技术突破的主要障碍,出台相应的要素配置优化方案。同时,地方政府应重视本地政策与其它区域创新政策的协调性,确保本地政策能够有效推动企业关键核心技术突破。

5.3 不足与展望

本文存在以下不足:从数理分析和量化评估两个方面,检验了要素配置扭曲对企业关键核心技术突破的抑制作用,但尚未完全打开企业要素配置扭曲效应的“黑箱”,后续研究可进一步检验要素配置扭曲抑制企业关键核心技术突破的传导机制。

参考文献:

- [1] 汤志伟,李昱璇,张龙鹏.中美贸易摩擦背景下“卡脖子”技术识别方法与突破路径——以电子信息产业为例[J].科技进步与对策,2021,38(1):1-9.
- [2] 袁野,汪书悦,陶于祥.人工智能关键核心技术创新能力测度体系构建:基于创新生态系统视角[J].科技进步与对策,2021,38(18):84-93.
- [3] 张杰,周晓艳,李勇.要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D[J].经济研究,2011,46(8):78-91.
- [4] 蒲艳萍,顾冉.劳动力工资扭曲如何影响企业创新[J].中国工业经济,2019,36(7):137-154.
- [5] 戴魁早,刘友金.要素市场扭曲与创新效率——对中国高技术产业发展的经验分析[J].经济研究,2016,51(7):72-86.
- [6] 韩凤芹,史卫,陈亚平.以大战略观统领关键核心技术攻关[J].宏观经济研究,2021,16(3):111-119,159.
- [7] ARDITO L, MESSENI PETRUZZELLI A, PANNIELLO U. Unveiling the breakthrough potential of established technologies: an empirical investigation in the aerospace industry[J]. Technology Analysis & Strategic Management, 2016, 28(8): 916-934.
- [8] KAMURIWO D S, BADEN-FULLER C, ZHANG J. Knowledge development approaches and breakthrough innovations in technology-based new firms[J]. Journal of Product Innovation Management, 2017, 34(4): 492-508.
- [9] 张杰.中国关键核心技术创新的特征、阻碍和突破[J].江苏行政学院学报,2019,19(2):43-52.
- [10] 庄子银,贾红静,肖春唤.突破性创新研究进展[J].经济动态,2020,18(9):145-160.
- [11] 张杰,吴书凤.“十四五”时期中国关键核心技术创新的障碍与突破路径分析[J].人文杂志,2021(1):9-19.
- [12] HSIEH C-T, KLEINOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [13] 陈永伟,胡伟民.价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用[J].经济学(季刊),2011,10(4):1401-1422.
- [14] 蔡旺春,吴福象,刘琦.研发补贴与中国高技术细分行业出口竞争力比较分析[J].产业经济研究,2018,17(6):1-9.
- [15] 李平,季永宝.要素价格扭曲是否抑制了我国自主创新[J].世界经济研究,2014,33(1):10-15,87.
- [16] KIM J, LEE C Y, CHO Y. Technological diversification, core-technology competence, and firm growth[J]. Research Policy, 2016, 45(1): 113-124.
- [17] 徐娟.技术多元化、核心技术能力与企业绩效——来自新能源汽车行业上市公司的面板数据[J].经济管理,2016,38(12):74-88.
- [18] 王文,牛泽东.资源错配对中国工业全要素生产率的多维影响研究[J].数量经济技术经济研究,2019,36(3):20-37.
- [19] 张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004,39(10):35-44.
- [20] 文东伟.资源错配、全要素生产率与中国制造业的增长潜力[J].经济学(季刊),2019,18(2):617-638.
- [21] 陈翼然,李贻东,靳来群,等.我国要素配置优化的着力点在哪——基于多维度要素配置扭曲程度的比较分析[J].管理评论,2022,34(2):62-75.
- [22] 乔晓楠,何自力,王奕.防止资本无序扩张的政治经济学分析[J].南开经济研究,2022,38(5):17-37.
- [23] 韦朕韬,张腾.高铁开通、资源错配与我国工业产能过剩[J].经济经纬,2021,38(5):80-90.
- [24] 孙忠娟,范合君,李纪珍.何种创新政策更有效——基于企业规模的异质性分析[J].经济管理,2022,44(2):73-87.
- [25] LEWBEL A. Constructing instruments for regressions with measurement error when no additional data are available, with an application to patents and R&D[J]. Econometrica, 1997, 65(5): 1201-1213.
- [26] 高翔,刘啟仁,黄建忠.要素市场扭曲与中国企业出口国内附加值率:事实与机制[J].世界经济,2018,41(10):26-50.
- [27] 孙圣民,陈强.家庭联产承包责任制与中国农业增长的再考察——来自面板工具变量法的证据[J].经济学(季刊),2017,16(2):815-832.
- [28] HALL B H, JAFFE A, TRAJTENBERG M. Market value and patent citations[J]. The RAND Journal of Economics, 2005, 36(1): 16-38.
- [29] GREENE W H. On the asymptotic bias of the ordinary least squares estimator of the Tobit model[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1981, 49(2): 505-513.

(责任编辑:张悦)

Are Factor Allocation Distortions Hindering Breakthroughs in Key Technologies of Chinese Enterprises

Xing Jialong, Wu Fuxiang

(School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: China is lagging behind the developed countries in the fields of lithography, high-end chips and other key technologies, and the developed countries keep the stranglehold of trade embargoes and protectionism. Although Chinese enterprises have been strengthening factor investment in recent years to improve their independent innovation capability, the continuous growth of factor investment has not brought breakthroughs in key technologies due to the factor allocation distortions. With the distorted factor allocation, the optimal allocation of capital and labor cannot be achieved, thus inhibiting the R&D investment, innovation output and innovation efficiency of enterprises, and even the breakthroughs in key core technologies of enterprises. It can be seen that factor allocation distortion has become an important factor affecting the breakthroughs in key technologies of enterprises. Therefore, it is important to examine the impact of factor allocation distortion on the breakthroughs of key technologies of enterprises from the perspective of factor allocation to accelerate the implementation of innovation-driven development strategy and achieve key technology breakthroughs.

This paper constructs a mathematical model to explain the theoretical mechanism of factor allocation distortion affecting the breakthroughs in key technologies of enterprises, and measures their breakthrough ability of key technologies from the perspective of technology catch-up. On this basis, the financial data, patent application data and patent citation data of listed companies from the China Research Data Services Platform (CNRDS) and the China Stock Market & Accounting Research Database (CSMAR) are combined by year and with the stock codes of listed companies, the paper finally obtains the panel data of 946 Chinese listed companies from 2001 to 2020. Thus the effects of factor allocation distortions on key technology breakthroughs are robustly examined by using the panel FE and IV-2SLS methods. The heterogeneity of factor allocation distortions affecting enterprise key technology breakthroughs is further examined by introducing the cross-multiplication terms between factor allocation distortions and firm location, firm size and ownership.

The results show that, firstly, there are allocation distortions in both capital and labor factors in China, with capital allocation distortions showing an upward trend and labor allocation distortions showing a downward trend. Secondly, in recent years, the overall ability of Chinese enterprises to break through key technologies has been on the rise, but there is a large gap in the innovation ability of most enterprises to achieve key technology breakthroughs, and only a very small number of industry-leading enterprises have the ability to achieve breakthroughs in key technologies. Thirdly, both capital and labor allocation distortions have a significant inhibitory effect on enterprise breakthroughs in key technologies. After dealing with the endogeneity problem and robustness tests, the conclusions still hold. Finally, the inhibitory effect of capital allocation distortion is stronger for the enterprises in western regions than the enterprises in the east, for small, medium, and micro enterprises than large enterprises, and for state-owned enterprises than non-state-owned enterprises in the Hu line. The inhibitory effect of labor allocation distortions is stronger for enterprises on the east side of the Hu line than on the west side, and stronger for large enterprises than for small, medium, and micro enterprises, with no significant difference between state-owned enterprises and non-state-owned enterprises.

From the perspective of factor allocation distortion, this paper elucidates the mechanism of factor allocation distortion affecting the breakthroughs of key technologies of enterprises from both mathematical model and mechanism analysis; meanwhile, by constructing the key technology breakthrough capability indicators, this paper measures and evaluates the current capability of Chinese enterprises. Thus, it reveals the important role of industry-leading enterprises in key technology breakthroughs and deepens the understanding of the current situation of key technology breakthroughs of Chinese enterprises. In addition, this paper empirically examines the direction and extent of the impact of capital and labor allocation distortions on enterprise breakthroughs in key technologies using the methods such as FE and IV-2SLS, and analyzes the heterogeneity of firm location, firm size, and nature of firm ownership, providing an empirical supplement to the existing theoretical studies on the breakthroughs of key technologies of enterprises.

Key Words: Distortions in Factor Allocation; Breakthroughs in Key Technologies; Unified National Market; Mechanism of Action