

# 信贷偏重、数字化转型与企业全要素生产率

周立<sup>1,2</sup> 赵超<sup>1</sup>

(1. 兰州财经大学金融学院,甘肃兰州730020;  
2. 兰州财经大学“一带一路”经济研究院,甘肃兰州730020)

**摘要:** 基于信贷融资偏重现实背景,以我国2012年至2022年沪深A股非金融类上市公司为样本,探究了信贷偏重对企业全要素生产率的影响及其机制,并考察了企业数字化转型在这一过程中的正向调节作用。研究表明:信贷偏重会降低企业资本配置效率和技术创新效率,进而抑制全要素生产率的提升,信贷偏重程度越高,对企业全要素生产率提升的抑制作用越强;数字化转型可有效缓解信贷偏重对企业全要素生产率提升的抑制作用。具体地,数字化转型有效缓解了信贷偏重的资本配置效率机制,但整体上未明显缓解信贷偏重的技术创新效率机制。异质性分析表明,信贷偏重对民营企业、金融业市场化程度较低地区的企业、属于技术密集型行业的企业的全要素生产率的抑制作用更强。研究结论对改善我国企业融资结构、提升资本配置效率、促进企业创新、推动我国经济增长动能的变革具有重要意义。

**关键词:** 信贷偏重;数字化转型;企业全要素生产率

**中图分类号:** F832 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-6049(2024)03-0077-12

## 一、引言

党的二十大报告提出,要着力提高全要素生产率,推动经济实现质的有效提升和量的合理增长。技术创新作为新质生产力的核心内涵之一,可通过对传统生产方式的迭代升级,优化资源配置效率,提高生产效率<sup>[1]</sup>。从企业层面来看,企业全要素生产率的提升主要通过技术创新效率的提高和企业内部资源配置效率的改善加以实现。从产业层面上讲,企业全要素生产率的提升可依靠产业结构的升级来实现。产业结构的升级过程会通过重置企业要素资源提高企业技术进步效率和规模效率,从而促进企业全要素生产率的提升。在我国经济增长动能转换的关键时期,如何提高企业资源配置效率,激发企业创新活力,促进企业技术进步,从而实现全要素生产率的提升,是值得重点关注的问题。

我国的金融体系以银行为主导,资本市场尚未完全成熟,银行信贷成为企业主要的外部融资来源之一,这阻滞了企业的技术创新和全要素生产率的提升。一方面,在以银行信贷为主的间接融资模式下,作为创新的主体,我国民营及中小企业需要稳定充沛的长期资金保障其创新活动的开展。银行主导的金融结构扭曲了企业融资结构,在企业所融外部资金中,信贷偏重的金融资源错配现象仍较为明显。另一方面,资本市场虽可凭借其风险配置、价格信号等优势引导资金要素向创新能力强、效率高的中小企业及民营企业优化配置,为企业创新活动提供资金支持,但中小企业依旧面临“麦克米伦缺口”问题。因此,如何推动金融结构优化、提高企业融资效率、促进企业研发创新,这一问题已经成为推动企业全要素生产率提升及实现我国经济提质增量的重要政策落脚点之一。

收稿日期:2023-12-09;修回日期:2024-05-10

作者简介:周立(1982—)男,湖北咸宁人,经济学博士,兰州财经大学金融学院教授,兰州财经大学“一带一路”经济研究院教授,研究方向为经济与金融发展理论;赵超(1999—)男,四川盐源人,兰州财经大学金融学院硕士研究生,研究方向为金融风险管理。

数字化转型是企业优化资源配置、增强创新效能、促进全要素生产率提升的必由之路。随着大数据、区块链、云计算等数字技术在众多领域的不断应用,数字化转型对改善企业经营过程中信息不对称、加速要素资源流动、提高资源配置效率<sup>[2]</sup>、提高企业创新水平等方面产生了积极的促进作用,为企业全要素生产率的提升提供了重要支持。因此,在信贷融资偏重视角下,进一步研究企业数字化转型在信贷偏重影响企业全要素生产率过程中的调节作用,对改善信贷资源配置效率、激发企业创新活力、提高企业全要素生产率具有重要意义。

本文可能的边际贡献在于:第一,本文在新结构金融学框架下,从资本配置效率和技术创新效率路径探究了信贷偏重影响企业全要素生产率的作用机制,在较大程度上补充了企业全要素生产率领域的现有研究,拓展了新结构金融学领域微观层面的研究。第二,在信贷融资偏重的现实背景下,将企业数字化转型纳入本文的研究范畴,并具体考察企业数字化转型在信贷偏重影响企业全要素生产率过程中的调节作用,为企业数字化转型有助于缓解信贷偏重对企业全要素生产率提升的抑制作用提供了参考依据。第三,通过考察信贷偏重对不同产权属性的企业、不同行业类型的企业及不同金融市场化程度下的企业的异质性影响,丰富并加深了信贷偏重对企业全要素生产率影响机制的认识和理解,为如何改善信贷偏重现象,提高资源配置和技术创新效率,促进企业全要素生产率提升提供了政策启示。

## 二、文献综述与理论分析

### (一) 信贷偏重与企业全要素生产率

适宜的金融结构是满足企业融资需求、促进企业创新、实现全要素生产率提升的关键节点。基于优序融资理论,企业融资过程中会偏向于选择优先内部融资,其次债券融资,最后股权融资的融资顺序。但随着企业所在产业的不断升级,企业研发更加靠近技术前沿边界,研发创新资金需求不断扩大,外部融资已为企业获取资金的重要选择之一。在我国银行主导型的金融结构下,银行信贷融资是我国企业融资的主要来源之一。根据信贷配给理论<sup>[3]</sup>,信贷过程中银企间存在信息不对称和道德风险问题,会使银行将信贷配给于风险低且效率也更低的投资项目,使得企业研发创新活动面临融资约束。因此,新结构金融学理论提出,经济体的要素禀赋结构所决定的最适宜生产结构内生决定于与之相匹配的最适宜金融结构<sup>[4]</sup>,银行主导的金融结构导致企业信贷融资偏重,会阻碍企业研发创新,进而抑制企业全要素生产率的提升。

信贷偏重会降低资本配置效率,进而抑制企业全要素生产率。一方面,信贷过程中银行与企业之间存在信息不对称,使得信贷市场融资偏向于企业固定资产多、经营稳定和具有国企性质的企业<sup>[5]</sup>,信贷配给存在明显的配置偏向性<sup>[6]</sup>。而在银行信贷配置偏向下,银行信贷规模越大,造成的企业的资本扭曲和错配程度越高,这将导致全要素生产率的损失<sup>[7]</sup>。李琳<sup>[8]</sup>认为,囿于我国较低的金融市场化程度和企业研发创新活动的高风险性,以银行信贷为主要融资来源的企业会加剧短贷长投行为,增加企业的非效率投资<sup>[9]</sup>,降低资本配置效率,造成生产效率的损失。另一方面,以银行为主导的融资体系下,银行与企业间存在的信息不对称问题导致企业信贷融资约束加剧,融资约束困境将使得企业通过外部融资所获得的资本在投资决策过程中形成配置扭曲<sup>[10]</sup>,造成资本配置效率低下,进一步加剧资本错配对企业全要素生产率的抑制作用。

信贷偏重会降低技术创新效率,进而抑制企业全要素生产率。信贷资源是企业融资的主要来源之一,因此信贷错配会阻碍我国技术创新产出和原始发明创新能力的提升<sup>[11]</sup>。李真等<sup>[12]</sup>基于融资渠道视角的研究指出,由于银行信贷的风险偏好和信贷资金与融资期限结构的不匹配性,相较于其他直接融资渠道,中长期信贷投入虽能促进技术密集型制造业行业在创新价值链上更好地实现知识创造、技术吸收和成果转化<sup>[13]</sup>,但对企业创新却并无较大的作用。究其原因,作为企业债权人,银行基于风险性和收益性的考量,会诱使企业将信贷资金用于“过度投资”<sup>[14]</sup>,而非进行研发创新,从而导致银行信贷所融资金对企业技术创新产生抑制作用,且企业银行信贷的比重越高,银行信贷对企业研发创新活动的抑制作用越强<sup>[15]</sup>。此外,信贷配给过于集中造成的信贷失衡,也会增加企业融资成本,导致企

业的创新研发受阻<sup>[16]</sup>，降低企业技术进步的效率，最终抑制全要素生产率的提升。由此，基于以上理论分析，提出本文的研究假说1。

假说1：信贷偏重会降低企业资本配置效率和技术创新效率，进而对企业全要素生产率的提升具有抑制作用。

## （二）数字化转型与企业全要素生产率

企业数字化转型有利于改善企业资源配置效率，进而促进全要素生产率的提升。一方面，数字化转型推动数字技术在企业中的深度应用，能促进企业提高信息披露程度，改善企业的社会责任表现<sup>[17]</sup>，有效降低银行在信贷过程中对企业的信息甄别成本，有助于银行为企业提供更多的长期信贷资金，优化企业信贷结构，缓解企业的短贷长投行为<sup>[18]</sup>，实现资本配置效率的提升。另一方面，企业数字化转型能够增强企业间的信息协同，提高企业内外部信息的整合挖掘能力。数字技术的应用可有效降低企业投资决策失误的可能性<sup>[19]</sup>，实现资金资源的合理配置，促进资源配置效率的提升，实现全要素生产率的提升。总体而言，企业可借助数字化技术优势及时获取融资信息，降低融资成本，缓解融资约束<sup>[20]</sup>，矫正企业的非效率投资，提高其投资效率<sup>[21]</sup>，实现资源配置效率的改善，并推动企业外部交易成本的降低和创新水平的提高，最终促进企业全要素生产率的提升<sup>[22]</sup>。

企业数字化转型有利于促进企业技术创新效率提升，实现全要素生产率的提升。数字化转型能够增强企业管理水平，改善企业组织效率，提高创新绩效<sup>[23]</sup>，推动全要素生产率的提升。一方面，数字技术应用会通过优化企业创新要素结构，促进技术创新效率的提升，实现全要素生产率的提升<sup>[24]</sup>。具体而言，数字化增强了企业之间的信息协同与共享，企业数字化转型可以加速和扩大企业间的知识溢出效应<sup>[25]</sup>，促进各企业实现合作协同，降低企业组织资源的冗余<sup>[26]</sup>，推动企业创新提质增效，促进企业全要素生产率的提高。另一方面，企业通过数字技术的应用能够改善公司财务约束，提高企业创新绩效。银行信贷作为企业的债务融资，企业管理者进行信贷融资时会存在风险偏好和融资约束限制，因此，企业获得信贷资金后考虑到债务违约风险，往往会选择降低研发强度，以致企业创新效率下降，而企业数字化转型能有效改善债务违约风险带来的技术创新效率下降的问题<sup>[27]</sup>，推动企业全要素生产率的提升。由此，基于上述理论分析，本文提出研究假说2。

假说2：数字化转型有助于提高企业资本配置效率和技术创新效率，进而在信贷偏重抑制企业全要素生产率提升的过程中具有正向调节作用。

## 三、模型构建与变量选取

### （一）变量选取与说明

被解释变量为企业全要素生产率(*TFP*)。本文基于C-D生产函数，采用LP方法和OP方法对微观企业个体的全要素生产率进行估计，以LP方法计算结果作为被解释变量，并以OP方法计算的企业全要素生产率结果做稳健性检验。

解释变量为：(1) 信贷偏重(*OWC*)。为更好地衡量微观企业个体的信贷偏重指标，本文从企业外源融资结构的角度对信贷偏重指标加以构建。首先，采用企业长期借款与短期借款之和衡量企业通过银行信贷获得的外部融资；其次，采用企业实收资本及应付债券衡量企业通过发行股票或债券获得的其他外部融资；最后，以企业所获的银行信贷融资额与外源融资总额之比表征企业的信贷偏重。(2) 信贷偏重程度(*OWC1*)。作为一种金融错配现象，信贷偏重程度越大，表明金融资本错配程度越高。为更确切地衡量信贷偏重程度，本文参考周达勇和董必荣<sup>[28]</sup>的方法构建信贷偏重程度指标如下：

$$OWC1_{i,t} = \frac{Lorn\_c_{i,t}}{Lorn\_c_{i,t} + Lorn\_EB_{i,t}} - Lorn\_a \quad (1)$$

其中，*OWC1<sub>i,t</sub>*表示信贷偏重程度，*Lorn\_c<sub>i,t</sub>*表示银行信贷融资额，*Lorn\_EB<sub>i,t</sub>*表示企业通过股权及公司债券所取得的融资额，*Lorn\_a*表示企业信贷融资余额占企业外源融资额的平均值。

调节变量为数字化转型(*Dig*)。本文借鉴赵宸宇等<sup>[24]</sup>的做法构建得到企业数字化转型指数。

控制变量为：(1) 企业规模(*size*)，以企业当年总资产额的自然对数来衡量。(2) 企业盈利能力

(*profit*) 用资产收益率(*ROA*) 来表征,资产收益率越高,说明企业盈利能力越强。(3) 企业资本结构(*Lev*) 用资产负债率来表征,反映了其偿债能力。(4) 企业年龄(*Age*) 用企业观测年份与注册年份之差取自然对数来表征。(5) 研发投入(*Ino*) 用企业研发投入金额取对数表征,该数值越大则说明企业研发投入的力度越大,越有利于企业通过创新活动促进企业全要素生产率的提升。(6) 企业产权性质(*state*) 根据企业的注册类型确定其所有制属性,注册类型若为国有企业取值为1,为其他类型则取值为0。(7) 营业成本率(*Yc*) 采用营业成本与营业收入之比加以表征。

## (二) 计量模型构建

为实证考察信贷偏重对企业全要素生产率的影响,本文结合以上理论分析构建回归模型。

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 OW_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中  $i$  表示企业个体,  $t$  表示样本期内的年份,被解释变量  $TFP_{i,t}$  表示企业全要素生产率,解释变量  $OW_{i,t}$  表示信贷偏重和信贷偏重程度,  $Controls_{i,t}$  为本文所选取的其他控制变量,  $\mu_i$  为本文所选样本个体的不因时间而改变的其他个体效应,  $\lambda_t$  表示时间固定效应,  $\varepsilon_{i,t}$  表示随机扰动项。

## (三) 数据描述性统计

根据表1的描述性统计回归结果,全要素生产率  $TFP_{LP}$  和  $TFP_{OP}$  的标准差分别为0.968和0.651,表明企业的全要素生产率相对平稳。信贷偏重( $OWC$ ) 的下四分位数、中位数和上四分位数分别为0.320、0.519和0.681,表明整体上企业的信贷偏重明显,信贷偏重程度( $OWC1$ ) 的下四分位数、中位数和上四分位数分别为-0.171、0.027和0.187,同样表明企业的信贷偏重程度处于较高水平。企业数字化转型( $Dig$ ) 的均值为1.409,其最小值和下四分位数均为0.000,表明企业数字化转型程度整体上还处于较低水平。

表1 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	下四分位数	中位数	上四分位数	最大值
$TFP_{LP}$	10 394	13.406	0.968	11.480	12.721	13.299	13.982	16.261
$TFP_{OP}$	10 394	4.521	0.651	3.222	4.076	4.442	4.905	6.461
$OWC$	10 394	0.492	0.240	0.000	0.320	0.519	0.681	0.910
$OWC1$	10 394	0.000	0.240	-0.496	-0.171	0.027	0.187	0.421
$Dig$	10 394	1.409	1.374	0.000	0.000	1.099	2.303	5.159
$size$	10 394	22.692	1.297	20.306	21.755	22.519	23.438	26.765
$profit$	10 394	0.026	0.057	-0.242	0.009	0.027	0.053	0.167
$Lev$	10 394	0.491	0.176	0.115	0.365	0.491	0.616	0.912
$Ino$	10 394	18.406	1.546	14.487	17.435	18.343	19.328	22.692
$state$	10 394	0.451	0.498	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
$Age$	10 394	2.888	0.333	1.792	2.708	2.944	3.135	3.497
$Yc$	10 394	0.766	0.139	0.288	0.696	0.793	0.864	1.003

## 四、实证分析

### (一) 信贷偏重对企业全要素生产率的影响

表2报告了信贷偏重对全要素生产率影响的回归结果。列(1)至列(3)的回归结果表明,信贷偏重( $OWC$ ) 的回归系数均在1%的水平下显著为负,表明信贷偏重将会导致企业全要素生产率的损失。此外,根据列(4)至列(6)的回归结果可以发现,信贷偏重程度的回归系数同样在1%的显著性水平下为负,表明企业信贷偏重程度越高,企业全要素生产率损失越严重。这意味着企业外部融资中的银行信贷融资比重过高会抑制企业全要素生产率的提升,且信贷融资比重越高,对企业全要素生产率提升的抑制作用越强。

表 2 信贷偏重对企业全要素生产率的影响

变量	(1) TFP_LP	(2) TFP_LP	(3) TFP_LP	(4) TFP_LP	(5) TFP_LP	(6) TFP_LP
OWC	-0.180*** (-9.183)	-0.150*** (-7.419)	-0.174*** (-8.679)			
OWC1				-0.179*** (-9.152)	-0.160*** (-7.940)	-0.173*** (-8.645)
Constants	-0.344** (-2.214)	0.567*** (4.176)	-0.091 (-0.482)	-0.435*** (-2.772)	0.473*** (3.429)	-0.180 (-0.944)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	否	是	是	否	是
个体固定效应	否	是	是	否	是	是
N	10 394	10 394	10 394	10 394	10 394	10 394
With-R <sup>2</sup>	0.617	0.608	0.618	0.617	0.608	0.618

注：\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著 括号内为 t 值。

(二) 信贷偏重、数字化转型与企业全要素生产率

为验证企业数字化转型在信贷偏重影响企业全要素生产率过程中的调节作用,本文在基准模型(2)的基础之上加入企业数字化转型指数及其与信贷偏重的交乘项构建计量模型(3)进行回归,具体计量模型如式(3)。

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 OW_{i,t} + \beta_2 OW_{i,t} \times Dig_{i,t} + \beta_3 Dig_{i,t} + \beta_4 Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中  $Dig_{i,t}$  表示企业数字化转型指数,其他变量含义与模型(1)一致,在回归模型(2)中,若交乘项回归系数  $\beta_2$  显著为正,则表明企业数字化转型对信贷偏重具有正向调节作用,即企业数字化转型能有效缓解信贷偏重对全要素生产率提升的抑制作用。

表 3 列示了加入企业数字化转型及其交乘项后的回归结果。根据列(1)至列(6)可以看出,除了列(2)的企业数字化转型回归系数为负外,其他列的企业数字化转型回归系数大多为正且显著,表明企业数字化转型可以促进全要素生产率的提升。进一步,列(1)至列(3)的信贷偏重与企业数字化转型交乘项的回归系数均在 5%的显著性下为正,这说明企业数字化转型可以缓解信贷偏重对企业全要素生产率提升的抑制作用,且由列(4)至列(6)的回归结果可知,信贷偏重程度越高,企业数字化转型在信贷偏重抑制全要素生产率提升过程中的正向调节作用越明显。

表 3 企业数字化转型在信贷偏重对全要素生产率影响中的作用

变量	(1) TFP_LP	(2) TFP_LP	(3) TFP_LP	(4) TFP_LP	(5) TFP_LP	(6) TFP_LP
OWC	-0.210*** (-7.955)	-0.178*** (-6.599)	-0.200*** (-7.511)			
OWC1				-0.213*** (-8.052)	-0.194*** (-7.201)	-0.203*** (-7.602)
Dig	0.009 (1.428)	-0.003 (-0.441)	0.007 (1.134)	0.020*** (5.256)	0.010** (2.414)	0.019*** (4.665)
Dig × OWC	0.022** (2.057)	0.025** (2.281)	0.023** (2.093)			
Dig × OWC1				0.024** (2.197)	0.027** (2.449)	0.024** (2.231)
Constants	0.171 (1.059)	1.337*** (8.868)	0.668*** (3.441)	0.063 (0.383)	1.222*** (7.994)	0.564*** (2.870)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	否	是	是	否	是
个体固定效应	否	是	是	否	是	是
N	10 394	10 394	10 394	10 394	10 394	10 394
With-R <sup>2</sup>	0.571	0.560	0.573	0.571	0.561	0.573

注：\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著 括号内为 t 值。

### (三) 稳健性检验<sup>①</sup>

#### 1. 内生性处理

首先,本文对被解释变量的滞后一期纳入解释变量进行“系统-GMM”回归,以避免变量测度误差和变量遗漏造成内生性问题。其次,采用商业银行信用负债作为信贷偏重的工具变量,并采用企业所在城市银行机构的数量构建银行业竞争指数作为信贷偏重程度的工具变量,对基准回归模型进行两阶段最小二乘回归和JIVE检验。此外,本文参考Bartik<sup>[29]</sup>的做法,将滞后一期的信贷偏重与信贷偏重的差分项交乘得到预测的信贷偏重指标,并根据本文的信贷偏重程度指标构建方法,用预测的信贷偏重指标计算预测的信贷偏重程度指标,然后将二者分别作为工具变量对基准回归模型进行Bartik检验。基于不同方法的检验结果表明,信贷偏重和信贷偏重程度回归系数的显著性及符号与本文的基准回归结果保持一致,进一步验证了本研究结论具有良好的稳健性。

#### 2. 稳健性检验

本文用由OP法计算所得的企业全要素生产率替换被解释变量,及增加托宾Q值(TQ)和企业股本结构(*Toptenstock*)作为本文的控制变量,进一步检验回归结果的稳健性。其中,托宾Q值采用公司市值与资产总额之比衡量,股本结构采用前十大股东的持股结构来衡量。替换被解释变量和增加控制变量后,信贷偏重及信贷偏重程度回归系数的符号与显著性同样与前文保持一致,再次验证了本文回归结果的可靠性。

### 五、进一步分析

#### (一) 中介效应机制检验

为进一步检验信贷偏重对企业全要素生产率的影响机制,本文结合基准回归模型(2)进一步构建模型(4)和模型(5)进行中介效应检验,具体如下:

$$MED_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 OW_{i,t} + \gamma_2 Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$TFP_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 OW_{i,t} + \theta_2 MED_{i,t} + \theta_3 Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $MED_{i,t}$ 表示中介变量,分别代表资本配置效率(*Coeff*)和技术创新效率(*Teff*),其他变量的含义与模型(1)保持一致。

#### 1. 资本配置效率机制

首先,在资本配置效率指标的选取中,本文借鉴了Richardson<sup>[30]</sup>的做法,采用投资效率模型衡量企业的资本配置效率。表4中列(1)至列(4)报告了资本配置效率的机制检验结果。根据列(1)和列(3)可以看出,信贷偏重和信贷偏重程度对资本配置效率的回归系数分别为0.011和0.010,分别在5%和1%的显著性水平下为正,此外,由列(2)和列(4)的回归结果可知,信贷偏重、信贷偏重程度与资本配置效率的回归系数均在1%的显著性水平下为负,说明资本配置效率在信贷偏重对企业全要素生产率的影响中具有部分中介效应。即信贷偏重会降低企业的资本配置效率,且信贷偏重程度越高,越不利于企业资本配置效率的提升,进而对企业全要素生产率的抑制作用也越大。

#### 2. 技术创新效率机制

为检验技术创新效率机制,本文借鉴汪文璞和徐蔼婷<sup>[31]</sup>的做法,采用SBM-DEA模型计算企业的技术创新效率指标<sup>②</sup>。根据表4列(5)和列(7)的回归结果可以看出,信贷融资占比和信贷偏重程度对技术创新效率的回归系数均在1%的显著性水平下为负,结合表4列(6)和列(8)的回归结果,信贷偏重和信贷偏重程度的回归系数在1%的显著性水平下均为负,技术创新效率的回归系数分别为0.03和0.029,在1%的显著性水平下均为正,说明技术创新效率在信贷偏重对企业全要素生产率的影响过程中具有部分中介效应,这意味着信贷偏重会降低企业的技术创新效率,并且信贷偏重程度越

<sup>①</sup>因篇幅限制,未列出具体的稳健性检验结果,留存备索。

<sup>②</sup>囿于2022年企业专利申请数尚不可得,本文的样本区间中缩减了2022年度的样本,采用了2012年至2021年的样本来计算技术创新效率指标,并进行技术创新效率的机制检验。

高,对企业技术创新效率提升的降低作用越大,进而导致了企业全要素生产率的损失。本文的研究假说1得证。

表4 影响机制检验结果

变量	(1) Coeff	(2) TFP_LP	(3) Coeff	(4) TFP_LP	(5) Teff	(6) TFP_LP	(7) Teff	(8) TFP_LP
OWC	0.011** (2.335)	-0.175*** (-8.368)			-0.067*** (-2.905)	-0.189*** (-9.050)		
OWC1			0.010** (2.259)	-0.175*** (-8.351)			-0.067*** (-2.894)	-0.187*** (-8.971)
Coeff		-0.340*** (-6.256)		-0.341*** (-6.272)				
Teff						0.030*** (3.053)		0.029*** (3.056)
Constants	-0.053 (-1.240)	0.297 (1.458)	-0.049 (-1.116)	0.204 (0.994)	-0.004 (-0.018)	0.019 (0.095)	-0.039 (-0.172)	-0.077 (-0.381)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
With-R <sup>2</sup>	0.034	0.614	0.043	0.614	0.017	0.606	0.017	0.606
N	10394	10394	10394	10394	9449	9449	9449	9449

注:列(1)至列(4)为资本配置效率机制的检验结果,列(5)至列(8)为技术创新机制的检验结果。\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

### (二) 联合影响机制检验

为进一步检验企业数字化转型在信贷偏重影响企业全要素生产率过程中是否存在联合影响机制,本文借鉴戴魁早等<sup>[32]</sup>的做法,在模型(3)的基础上加入企业数字化转型及其交乘项,构建联合机制检验模型。

$$MED_{i,t} = \sigma_0 + \sigma_1 OW_{i,t} + \sigma_2 OW_{i,t} \times Dig_{i,t} + \sigma_3 Dig_{i,t} + \sigma_4 Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

鉴于上文中介机制检验中已验证,信贷偏重会通过降低资本配置效率和技术创新效率这一渠道造成企业全要素生产率的损失。因此,在联合机制检验模型(6)中,本文重点关注交乘项  $OW_{i,t} \times Dig_{i,t}$  的回归系数,若  $\sigma_2$  的回归系数显著,则表明企业数字化转型在信贷偏重影响企业全要素生产率的过程中存在联合影响机制。

#### 1. 改善资本配置效率

根据表5列(1)和列(2)的回归结果可以看出,信贷偏重、信贷偏重程度与企业数字化转型对资本配置效率影响的交乘项的回归系数均在1%的显著性水平下为负,表明企业数字化转型有效缓解了信贷偏重对资本配置效率的降低作用,且对于信贷偏重程度越高的企业,企业数字化转型对缓解信贷偏重的资本配置效率降低机制的效果更强,这说明企业数字化转型可以通过提高资本配置效率来缓解信贷偏重对企业全要素生产率提升的抑制作用,信贷偏重程度越高,企业数字化转型对信贷偏重的资本配置效率机制的缓解作用越强。企业数字化转型改善了信贷偏重对企业全要素生产率的资本配置效率机制。

#### 2. 提高技术创新效率

考虑到不同企业的数字化转型程度存在一定的异质性,会使处于不同数字化转型程度下的企业在技术创新效率机制中存在不同的影响效应,本文借鉴马海涛等<sup>[33]</sup>的做法,将样本按照全样本、企业数字化转型排名前25%的样本和排名前10%的样本加以分类,进一步详细考察不同企业的数字化转型程度对信贷偏重的技术创新机制的影响。表5中的列(3)至列(8)报告了信贷偏重及信贷偏重程度与企业数字化转型对技术创新效率的联合检验结果。由列(3)和列(4)可以看出,全样本中信贷偏重、信贷偏重程度与企业数字化转型交乘项对技术创新效率的回归系数为负,且并未通过显著性检

验,这说明企业数字化转型未能有效提高技术创新效率。由列(5)和列(6)看出,企业数字化转型排名前25%的样本信贷偏重及信贷偏重程度与企业数字化转型的交乘项的回归系数仍不显著,但相较于全样本,该交乘项回归系数却已为正,这意味着企业数字化转型程度越高,对信贷偏重的技术创新效率机制的影响效应可能更强。另外,列(7)和列(8)企业数字化转型程度排名前10%样本的信贷偏重、信贷偏重程度与企业数字化转型交乘项的回归系数在1%的显著性水平下为正,表明在企业数字化转型排名前10%的样本中,企业数字化转型可以缓解信贷偏重对技术创新效率的降低作用。综上所述,在全样本中,企业数字化转型对信贷偏重的技术创新效率机制并未表现出改善效应,但随着企业数字化转型程度的提升,信贷偏重对企业全要素生产率的技术创新效率影响的机制得到改善,企业数字化转型在信贷偏重抑制企业全要素生产率提升过程中的正向调节作用越明显。本文的假说2得证。

表5 联合影响机制检验结果

变量	全样本		全样本		数字化转型排名前25%的企业		数字化转型排名前10%的企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>OWC</i>	0.020*** (3.509)		-0.063** (-2.208)		0.049 (0.120)		-1.247*** (-3.230)	
<i>OWC1</i>		0.022*** (3.723)		-0.062** (-2.203)		0.059 (0.145)		-1.236*** (-3.199)
<i>Dig</i>	0.009*** (6.749)	0.004*** (4.845)	0.000 (0.069)	-0.002 (-0.579)	0.097 (0.306)	0.151 (0.890)	-0.853 (-0.940)	-0.074 (-0.472)
<i>Dig × OWC</i>	-0.011*** (-4.524)		-0.006 (-0.499)		0.086 (0.169)		1.559*** (3.350)	
<i>Dig × OWC1</i>		-0.010*** (-4.329)		-0.005 (-0.438)		0.068 (0.133)		1.542*** (3.309)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Constants</i>	-0.073** (-2.170)	-0.059* (-1.735)	-0.151 (-0.724)	-0.149 (-0.696)	-0.734* (-1.787)	-0.722** (-2.002)	0.780** (2.197)	0.150 (0.485)
With-R <sup>2</sup>	0.034	0.034	0.016	0.016	0.036	0.035	0.051	0.051
N	10394	10394	9449	944	2816	2816	1746	1746

注:列(1)至列(2)为资本配置效率联合机制检验回归结果,列(3)至列(8)为不同数字化转型程度企业样本下的技术创新效率联合机制检验。\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

(三) 异质性分析

1. 对不同企业产权属性样本的检验  
考虑到商业银行往往更愿意将信贷配置给规模大且经营稳定的国有企业,信贷资金在国有企业和民营企业之间的配置具有偏向性<sup>[6]</sup>,本文按照企业性质将样本划分为国有企业和民营企业,考察信贷偏重在不同企业性质之间对全要素生产率的异质性影响。

表6列示国有企业和民营企业的异质性回归结果。由列(1)至列(4)可知,信贷偏重回归系数在1%的显著性水平下均为负,信贷偏重程度的回归系数分别为-0.090和-0.203,均在1%的显著性水

表6 不同企业性质异质性分析结果

变量	国有企业		民营企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>OWC</i>	-0.090*** (-2.954)		-0.202*** (-7.676)	
<i>OWC1</i>		-0.090*** (-2.941)		-0.203*** (-7.716)
<i>Constants</i>	0.379 (1.123)	0.334 (0.984)	0.154 (0.639)	0.048 (0.197)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
With-R <sup>2</sup>	0.583	0.583	0.651	0.651
N	4686	4686	5708	5708

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。



平下为负,表明相较于国有企业,信贷偏重对民营企业的全要素生产率具有更强的抑制作用,且信贷偏重程度越高则民营企业较之于国有企业受到的抑制作用更强。可能的原因是,银行信贷对民营企业存在一定“歧视效应”,导致民营企业中存在更为严重的金融抑制,这提高了民营企业的融资成本,高昂的融资成本使得民营企业无法获得足额资金进行研发创新,从而导致信贷偏重对民营企业的全要素生产率提升的抑制作用更强。

## 2. 对不同金融业市场化程度样本的检验

考虑到在金融市场化程度较高的地区,企业可能具有更多的外部融资渠道,在金融市场化程度相对较低的地区,企业融资来源更依赖于银行信贷,造成企业对银行信贷的依赖程度存在差异性。本文参考李友成等<sup>[34]</sup>的做法,以市场化指数报告中的金融业市场化指数为划分依据,考察不同金融市场化程度地区信贷偏重对企业全要素生产率的异质性影响。

表7 不同金融业市场化程度异质性分析结果

变量	金融业市场化程度较低地区		金融业市场化程度较高地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>OWC</i>	-0.210*** (-9.023)		-0.156*** (-3.528)	
<i>OWC1</i>		-0.211*** (-9.049)		-0.152*** (-3.432)
<i>Constants</i>	0.015 (0.068)	-0.094 (-0.431)	1.484*** (3.637)	1.411*** (3.413)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
With-R <sup>2</sup>	0.629	0.629	0.542	0.542
N	7700	7700	2365	2365

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

表7列示了在不同的金融业市场化程度地区下信贷偏重对企业全要素生产率的影响。由列(1)至列(4)可知,信贷偏重回归系数在1%的显著性水平下均为负,信贷偏重程度的回归系数分别为-0.211和-0.152,在1%的显著性水平下均为负,表明不论在金融业市场化程度较高的地区还是较低的地区,信贷偏重对企业全要素生产率均存在抑制作用。信贷偏重程度越高,对企业全要素生产率提升的抑制作用越强。但值得注意的是,相较于金融业市场化程度较低的地区,信贷偏重对高金融市场化地区的企业全要素生产率的抑制作用更弱。可能的原因是,在金融业市场化相对较低的地区,企业融资渠道相对单一,外部融资主要依赖银行信贷,在金融业市场化较高的地区,企业拥有更多的融资渠道,缓解了信贷偏重对企业技术创新的抑制作用,因而信贷偏重对全要素生产率提升的抑制作用也更弱。

## 3. 对不同行业类型样本的检验

考虑到不同企业的要素密集度之间的差异性会影响信贷偏重对企业全要素生产率的异质性,本文将样本划分为技术密集型、劳动密集型和资本密集型三类进一步做异质性分析。

表8列示了不同行业类型的异质性分析结果。根据列(1)至列(6)可知,信贷偏重和信贷偏重程度的回归系数均显著为负,表明信贷偏重对资本密集型、劳动密集型和技术密集型行业企业的全要素生产率都存在抑制作用,且信贷偏重程度越高则对企业全要素生产率的抑制作用越强。另外,相较于资本密集型行业和劳动密集型行业,技术密集型行业的信贷偏重和信贷偏重程度的回归系数的绝对值都相对更大,说明信贷偏重对技术密集型行业企业的全要素生产率的抑制作用相对更强,这在一定程度上为企业数字化转型未能显著改善信贷偏重的技术创新效率机制提供了佐证。造成这一情况可能的原因是,银行基于风险规避特性,往往只为技术密集型企业提供期限较短的信贷资金。银行的短贷行为阻滞了技术密集型企业的研发创新,进而导致信贷偏重对技术密集型行业企业的全要素生产率的抑制作用更强。

表8 不同行业类型异质性分析结果

变量	资本密集型		劳动密集型		技术密集型	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>OWC</i>	-0.134*** (-3.518)		-0.154*** (-3.419)		-0.196*** (-7.175)	
<i>OWC1</i>		-0.138*** (-3.639)		-0.154*** (-3.389)		-0.193*** (-7.019)
<i>Constants</i>	1.351*** (3.767)	1.274*** (3.519)	0.239 (0.602)	0.158 (0.396)	-0.990*** (-3.735)	-1.081*** (-4.038)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
With-R <sup>2</sup>	0.564	0.564	0.643	0.643	0.653	0.653
N	3 036	3 036	2 089	2 089	5 214	5 214

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

## 六、结论与建议

本文以2012年至2022年中国沪深A股上市企业的数据样本为研究对象,实证考察了信贷偏重对企业全要素生产率的影响及作用机制,并进一步将企业数字化转型纳入研究框架,研究了企业数字化转型在信贷偏重影响企业全要素生产率过程中的作用。本文的主要研究结论如下:(1)信贷偏重对企业全要素生产率的提升具有抑制作用,信贷偏重程度越高则对企业全要素生产率的抑制作用越强。信贷偏重会通过降低资本配置效率及技术创新效率抑制企业全要素生产率的提升,信贷偏重程度越高则对资本配置效率及技术创新效率的降低作用越强。(2)企业数字化转型在信贷偏重抑制企业全要素生产率提升的过程中具有正向调节作用。企业数字化转型有效缓解了信贷偏重的资本配置效率机制,但企业数字化转型并未在整体上缓解信贷偏重的技术创新效率,尚需较高的企业数字化转型程度以更好缓解信贷偏重的技术创新效率。(3)异质性分析发现,信贷偏重对不同所有制及不同行业类型的企业全要素生产率的影响存在差异。信贷偏重对民营企业、技术密集型行业企业及金融市场化程度更低地区企业的全要素生产率提升的抑制作用更强。

基于本文的研究结论,我们提出以下政策建议:(1)持续深化金融体系改革,不断优化我国的金融业态结构。一方面,持续完善多层次金融市场体系功能,进一步拓宽企业融资渠道,提高企业直接融资的比例,促进企业形成多元融资体系,为企业全要素生产率的提升提供长期资金动力。另一方面,加快银行体系改革,优化银行业结构,促进银行信贷资源的优化配置。降低中小银行的金融门槛,探索构建中小银行服务中小企业及大银行服务大企业的银行业态模式,提高企业对银行信贷资本的配置效率,促进企业资源配置效率的提高,推动全要素生产率的持续提升。(2)加快构建企业数字化转型共享平台,推动企业探索数字化转型特色模式。一方面,政府部门要完善企业数字化转型政策体系,完善数字基础设施建设,构建统一的数据监督管理等平台,加快推动企业数字化转型。另一方面,数字化转型程度高的企业要更进一步推动数字化转型,探索并完善数字化转型模式,从而为数字化转型程度相对更低的企业提供经验模式,推动市场主体实现数字化整体转型,增强企业创新效能,为企业全要素生产率的提升持续注入动力。(3)探索金融结构与企业技术创新动态匹配的评估机制,满足不同行业和地区企业的金融需求。一方面,企业全要素生产率的提升有赖于技术创新加以实现,处于不同产业阶段、不同行业及地区的企业进行创新活动面临的风险各有差异,可通过探索构建金融结构与企业技术创新动态匹配评估机制,增强金融结构对企业创新融资需求的匹配度,实现金融支持效率的提升。另一方面,要根据企业所在地区的要素禀赋结构及所在行业的产业结构,推进银行和资本市场因地、因类制宜多元发展,推动金融服务及金融产品种类的多元化和个性化,持续为企业创新注入动力,推动企业全要素生产率的不断提升。

## 参考文献:

- [1] 宋虹桥, 张夏恒. 数字化赋能新质生产力的内在逻辑与实现路径[J]. 湖湘论坛, 2024, 37(3): 48-63.
- [2] 于世海, 许慧欣, 孔令乾. 数字经济水平对中国制造业资源配置效率的影响研究[J]. 财贸研究, 2022, 33(12): 19-34.
- [3] STIGLITZ J E, WEISS A. Credit rationing in markets with imperfect information [J]. The American economic review, 1981, 71(3): 393-410.
- [4] 林毅夫, 徐佳君, 杨子荣, 等. 新结构金融学的学科内涵与分析框架[J]. 经济学(季刊), 2023, 23(5): 1653-1667.
- [5] GILCHRIST S, SIM J W, ZAKRAJŠEK E. Misallocation and financial market frictions: some direct evidence from the dispersion in borrowing costs [J]. Review of economic dynamics, 2013, 16(1): 159-176.
- [6] 贺立龙, 李敬, 何立果, 等. 商业银行信贷配给偏向及动机: 一个微观实证[J]. 经济研究参考, 2020(5): 67-86.
- [7] 简泽, 徐扬, 吕大国, 等. 中国跨企业的资本配置扭曲: 金融摩擦还是信贷配置的制度偏向[J]. 中国工业经济, 2018(11): 24-41.
- [8] 李琳. 银行业竞争、资本配置与制造业上市企业全要素生产率——基于异质性融资依赖视角[J]. 产经评论, 2022, 13(3): 22-39.
- [9] 张庆君, 李萌. 金融发展、信贷错配与企业资本配置效率[J]. 金融经济研究, 2018, 33(4): 3-13.
- [10] 张鹿瑶, 庞川. 融资约束对企业全要素生产率的影响——基于创业板上市公司数据[J]. 社会科学家, 2023(7): 69-75.
- [11] 刘斌斌, 陈熹. 信贷错配环境下知识产权保护对区域技术创新影响分析——基于中美贸易战背景的思考[J]. 金融经济研究, 2020, 35(2): 137-149.
- [12] 李真, 席菲菲, 陈天明. 企业融资渠道与创新研发投入[J]. 外国经济与管理, 2020, 42(8): 123-138.
- [13] 张时坤, 陈帅, 陈春春. 银行信贷期限结构、研发创新与制造业经营绩效[J]. 科学决策, 2022(7): 77-87.
- [14] 蔡庆丰, 陈熠辉, 林焜. 信贷资源可得性与企业创新: 激励还是抑制? ——基于银行网点数据和金融地理结构的微观证据[J]. 经济研究, 2020, 55(10): 124-140.
- [15] FAVARA G, MORELLEC E, SCHROTH E, et al. Debt enforcement investment and risk taking across countries [J]. Journal of financial economic, 2017, 123(1): 22-41.
- [16] 吕承超, 王媛媛. 金融市场分割、信贷失衡与技术创新产出——基于企业异质性的制造业上市公司数据分析[J]. 产业经济研究, 2019(6): 63-75.
- [17] CARDINALI P G, GIOVANNI P D. Responsible digitalization through digital technologies and green practices [J]. Corporate social responsibility and environmental management, 2022, 29(4): 984-995.
- [18] 钟凯, 李鑫, 佟岩. 企业数字化转型与短贷长投[J]. 商业经济与管理, 2023(7): 64-82.
- [19] TUMBAS S, BERENTE N, BROCKE J V. Digital innovation and institutional entrepreneurship: chief digital officer perspectives of their emerging role [J]. Journal of information technology, 2018, 33(3): 188-202.
- [20] 花俊国, 刘畅, 朱迪. 数字化转型、融资约束与企业全要素生产率[J]. 南方金融, 2022(7): 54-65.
- [21] 王京滨, 刘赵宁, 刘新民. 数字化转型与企业全要素生产率——基于资源配置效率的机制检验[J]. 科技进步与对策, 2024, 41(3): 23-33.
- [22] 吕可夫, 于明洋, 阮永平. 企业数字化转型与资源配置效率[J]. 科研管理, 2023, 44(8): 11-20.
- [23] XIAO J, LI G H, ZHU B, et al. Evaluating the impact of carbon emissions trading scheme on Chinese firms' total factor productivity [J]. Journal of cleaner production, 2021, 306(4).
- [24] 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42(7): 114-129.
- [25] 涂心语, 严晓玲. 数字化转型、知识溢出与企业全要素生产率——来自制造业上市公司的经验证据[J]. 产业经济研究, 2022(2): 43-56.
- [26] 李德辉, 潘丽君, 尚铎. 企业数字化转型、冗余资源与创新产出——基于中国非金融上市公司的考察[J]. 软科学, 2023, 37(9): 1-7.

- [27]王守海,刘焯炜,张瀛之. 债务违约风险对企业创新效率的影响[J]. 南京财经大学学报 2023(3):44-54.
- [28]周达勇,董必荣. 银行信贷与中小企业二元创新投入[J]. 经济管理 2022 44(12):118-137.
- [29]BARTIK T J. How do the effects of local growth on employment rates vary with initial labor market conditions? [R]. Upjohn Institute working paper , No. 09-148 2009.
- [30]RICHARDSON S. Over-investment of free cash flow[J]. Review of accounting studies 2006 ,11( 2/3 ):159-189.
- [31]汪文璞,徐蔼婷. 数字经济能驱动企业创新效率吗[J]. 现代经济探讨 2022(12):79-90.
- [32]戴魁早,黄姿,王思曼. 数字经济促进了中国服务业结构升级吗 [J]. 数量经济技术经济研究 2023 40(2):90-112.
- [33]马海涛,李小荣,张帆. 资产评估机构声誉与公司并购重组定价[J]. 中国软科学 2017(5):101-118.
- [34]李成友,孙涛,王硕. 人口结构红利、财政支出偏向与中国城乡收入差距[J]. 经济学动态 2021(1):105-124.

(责任编辑:刘淑浩;英文校对:谈书墨)

## Overweight of Credit , Enterprise Digital Transformation , and Enterprise Total Factor Productivity

ZHOU Li<sup>1,2</sup> , ZHAO Chao<sup>1</sup>

(1. School of Finance , Lanzhou University of Finance and Economics , Lanzhou 730020 , China;

2. Economic Research Institute of the Belt and Road Initiative , Lanzhou University  
of Finance and Economics , Lanzhou 730020 , China)

**Abstract:** Based on the institutional background of a high proportion of credit , this paper employs a sample of A-share non-financial Shanghai-listed and Shenzhen-listed companies for the period 2012 to 2022 to explore the impact of the overweighting of credit on firms' total factor productivity , the mechanism for this effect , and the role digital transformation in the process. The results show that the overweighting of credit financing will inhibit improvements in total factor productivity by reducing capital allocation efficiency and technological innovation; the higher the degree of overweighting , the stronger the inhibitory effect on enterprise total factor productivity; this effect can be effectively alleviated through digital transformation. Specifically , enterprises' digital transformation improves the efficiency of the mechanism by which capital is allocated with the overweighting of credit financing. However , the digital transformation of enterprises has not significantly improved the technological innovation efficiency with the excess credit financing. The heterogeneity analysis shows that the inhibitory effect of excess credit financing on total factor productivity is strongest for private enterprises , those in areas with a low degree of financial sector marketization , and technology-intensive industries. The conclusions are significant for improving the financing structure of Chinese enterprises , improving capital allocation efficiency , promoting innovation , and promoting China's economic growth momentum.

**Key words:** overweight of credit financing; digital transformation; total factor productivity of enterprises