

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

吕承超,王媛媛

(青岛科技大学 经济与管理学院, 山东 青岛 266061)

摘要: 基于扩展的理论模型及中国制造业上市公司数据,从企业融资能力和效率异质性视角考察正规金融市场和民间金融市场的利率分割,以及信贷供求失衡对技术创新产出的作用机制及影响,并探索了信贷失衡在金融市场分割与技术创新产出关系中的调节作用。研究表明:(1) 金融市场分割因增加外部融资利率,对所有企业技术创新产出均有阻碍作用。(2) 信贷失衡对异质性企业技术创新产出的影响存在差异,具体影响机制是信贷失衡使得融资能力强的低效率企业实现技术创新,而仅使极少数高效企业放弃技术创新,因此信贷失衡在一定程度上促进技术创新产出。(3) 金融市场分割对技术创新产出的总体作用效果受到信贷失衡程度的影响,即信贷失衡能够削弱金融市场分割对技术创新产出的抑制作用。在引入工具变量解决内生性问题后,上述结论仍然具有稳健性。最后,从深化金融改革、促进技术创新和产业结构升级等方面给出了政策建议。

关键词: 金融市场分割; 信贷失衡; 技术创新产出; 融资能力; 效率异质性

中图分类号: F01; F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2019)06-0063-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.06.006

一、引言

在创新驱动发展战略下,我国技术创新产出成果呈现井喷式增长,专利申请量和科技论文发表数攀升,但增长率波动幅度较大,究其原因,主要是金融市场中存在严重的金融摩擦,高融资利率^[1]和过度集中信贷配置^[2]都是造成技术创新产出波动的因素。政府在利率管制、信贷配给方面实施一系列金融抑制政策,导致了正规金融市场与非正规金融市场同时存在的特殊金融环境,即为“金融双轨制”^[3]。工农中建交等国有银行占据市场80%的份额^[4],民间金融的合法性受到质疑,金融市场一体化程度低,市场利率脱节。从现有的研究进展来看,学者们开始关注中国社会主义经济发展中的金融市场割裂问题,并对金融市场分割产生的经济效应进行了研究,但鲜有文献研究金融市场分割对技术创新的影响。利率市场化能够有效缓解金融市场分割的负面作用,提升了企业技术创新能力,有效增加企业技术创新产出^[5]。政府对资本价格的调控会对贷款的研发激励功能产生双重替代效应,降低了企业研发积极性^[6],加剧了金融摩擦程度,致使那些难以获得信贷资金的企业不得不依赖贷款利率高于银行的民间金融市场^[7]。进入门槛高、信贷资金来源约束度高等原因,造成民间金融市场的借贷利率远高于正规金融市场利率^[8-9]。尽管民间金融对部分企业技术创新有一定的激励

收稿日期: 2019-04-18; 修回日期: 2019-10-15

作者简介: 吕承超(1983—),男,山东即墨人,青岛科技大学经济与管理学院教授、硕士生导师,研究方向为国民经济学、品牌经济学;王媛媛(1993—),女,山东东营人,青岛科技大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向为金融理论与实践。

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71802117); 国家社会科学基金青年项目(17CJL031)

作用,但高融资利率会给企业带来较高的融资成本,而过高的融资成本会侵蚀企业利润并抑制其生产投资和研发支出^[10-11]。

信贷资金兼具“社会性”和“战略性”双重特征^[12]。Stiglitz and Weiss 的“信贷配给”理论阐述了当存在信息不对称时,商业资金将会流向信号作用明显的优势企业和地区^[13]。企业集团化发展、政府的隐性担保^[14]都是影响信贷资金配置的微观因素,信贷配置发展的缺陷和不公平进一步拉大了强势企业群与弱势企业群之间的差距^[15]。Ayyagari *et al.*^[16]从企业融资渠道视角出发,发现融资约束显著抑制企业技术创新活动及创新产出,降低企业间的资金配置效率。国内学者从融资约束和政策性金融角度论述了信贷失衡对技术创新产出的影响,认为金融市场的高进入门槛,挤压了企业的融资渠道,在一定程度上增加了企业的融资成本,抑制了企业技术创新。中国以银行为投放信贷资金的主体,使得企业融资成功率不同,直观表现为国企及大企业更容易获得信贷支持,而中小企业融资难、融资贵^[17]。这种信贷资源的定向配置和不同所有制企业的差别待遇,造成信贷配给的结构失衡和信贷扭曲。信贷失衡无疑是损害资本配置效率的,但是在中国现有的经济体制和金融环境下,信贷失衡是否会抑制技术创新产出还有待研讨。综上所述,鲜有文献能清晰解释金融市场分割、信贷失衡对技术创新产出影响的内在逻辑,为此,本文运用制造业上市公司数据,论证金融市场分割、信贷失衡及其交互作用对技术创新产出的影响。

二、理论模型与研究假说

假设企业技术创新由三个环节组成:一是了解消费者需求和市场现状,投入研发资金,支付研发成本;二是根据所得到的信息进行产品研发,技术创新成功的概率取决于企业研发努力程度,设企业研发“尽职”时技术创新成功概率为 g_H ,“卸责”时为 g_L ($g_L < g_H$),而 $\Delta g = g_H - g_L$ 为企业研发努力边际收益概率;三是当企业研发成功时,会将创新成果投入生产环节,从而获得收益率 R ,反之,则不进行生产,那么企业也没有收益。企业“尽职”时,从金融市场筹到的资金,全部用于技术研发,私人收益为 0;企业“卸责”时,可以得到收益率为 R' 的私人收益。为使研究有意义,假设只有在企业研发“尽职”时,技术创新才有价值,即要保证企业“尽职”时才能获得收益,同时“卸责”时尽管存在私人收益但总收益小于 0,满足 $g_H R - 1 > 0$ 且 $g_L R + R' - 1 > 0$ 。

(一) 企业技术创新收益

在垄断竞争市场前提下,本文沿用 Dixit-Stiglitz 模型的基本假定,认为消费者偏好满足模型的基本形式,即认为差异产品之间存在不变替代弹性 ε ,且 $\varepsilon > 1$ 。假设短期内固定成本为 0,则代表性企业 j 的市场需求量等于产品部门的产量即 $q(j) = p(j) S^{-\varepsilon}$,其中 S 反映了市场规模, $p(j)$ 为产品的销售价格。那么企业利润(π_j)最大化可表示为:

$$\max_p \pi_j = p(j) q(j) - C(q(j)) \quad (1)$$

式(1)中 $C(q)$ 表示企业销售 q 单位产品所需的可变成本,包括生产成本和销售成本,生产成本与生产效率负相关,与产量正相关,则企业 j 的生产成本为 $q(j)/A(j)$,其中 $A(j)$ 为生产效率。厂商为追求利润最大化,在市场均衡时,必然会将销售成本转嫁给消费者,本文用 τ 来表示包括销售成本在内的总成本与生产成本的比值,且 $\tau > 0$ 。因此企业销售 q 单位产品所需的可变成本 $C(q_j) = \tau q(j)/A(j)$,代入(1)式可得:

$$\pi_j = S p(j)^{-\varepsilon} \left(p(j) - \frac{\tau}{A(j)} \right) \quad (2)$$

对式(2) π_j 求偏导: $\frac{\partial \pi_j}{\partial p(j)} = -\varepsilon p(j)^{-\varepsilon-1} S \left(p(j) - \frac{\tau}{A(j)} \right) + S p(j)^{-\varepsilon}$ 。令 $\partial \pi_j / \partial p(j) = 0$,得到利润最大化时的价格:

$$p^* = \frac{\varepsilon \tau}{(\varepsilon - 1) A(j)} \quad (3)$$

此时,企业技术创新收益率 $R = \pi_j/f$, 其中, f 为技术创新投入。假设企业没有自有资金, 研发资金来源于金融市场, 金融市场贷款利率为 $r_0 > 0$, 则企业研发“尽职”时预期利润为:

$$\Pi(j) = g_H P(j)^{-\varepsilon} S\left(p(j) - \frac{\tau}{A(j)}\right) - (1 + r_0)f \quad (4)$$

将式(3)代入式(4)得:

$$\Pi(j) = g_H (\varepsilon^{-\varepsilon} \tau^{-\varepsilon+1} / ((\varepsilon - 1) A(j))^{-\varepsilon+1}) S - (1 + r_0)f \quad (5)$$

式(5)表明,外部融资成本 $r_0 f$ 会影响企业预期利润。

(二) 外部融资成本

技术创新活动是一项高风险、高成本的项目,由于存在信息不对称的问题,投资机构在提供资金之前需要对投资项目进行评估与甄别,并根据企业技术创新成功后所能实现的预期收益率 R_e 来决定是否放贷。假设投资机构预期收益率 $R_e \in [R_m, R_n]$ 服从均匀分布, R_e 越大企业越容易获得外部融资。企业外部融资能力 ω 越大,说明企业融资能力强、诚信度高,“卸责”的可能性小,相应的 R 和 g_L 越小。企业研发部门一旦创新成功,投资者获得的收益率为 R_l , 若创新失败,企业和投资者的收益率均为 0。由于在企业研发“卸责”时,技术创新净现值小于 0, 投资者与企业签订贷款合约过程中,投资者需要预估到企业剩余收益大于企业私人收益,从而使企业研发不会因为私人收益而“卸责”,影响技术创新,即必须满足:

$$(g_H - g_L)(R_e - R_l)f - R(\omega)f \geq 0 \quad (6)$$

式(6)中, $R(\omega)$ 表示外部融资能力为 ω 的企业在“卸责”时的私人收益率。假定投资者为风险中性的,则投资人在给企业贷款时预期收益率必须大于等于零,即:

$$g_H(1 + R_l) \geq 1 \quad (7)$$

结合式(6)和式(7)推导出企业获得贷款的条件是

$$\frac{R(\omega)}{\Delta g(\omega)} \leq R_e - R_l \leq R_e - \frac{1}{g_H} + 1 \quad (8)$$

投资机构预期收益率 R_e 越大,企业获得外部融资的可能性越大。企业在银行等正规金融机构获得融资的必要条件为 $R_e > R(\omega)$, 即正规金融机构预期收益率要高于外部融资能力为 ω 的企业的技术创新收益率, $R(\omega)$ 体现企业对正规金融机构预期收益率的最低要求。同时由于收益率服从均匀分布,故外部融资能力 ω 的企业,在银行等金融机构获得贷款的概率为:

$$P(\omega) = \max\left\{\frac{R_n - R(\omega)}{R_n - R_m}, 0\right\} \quad (9)$$

从式(9)可以看到,无论外部融资能力多强的企业,都无法保证可以在银行等正规金融机构获得 100% 的贷款。当 $R(\omega) > R_n$ 时,企业获得外部融资的概率为 0。假设投资活动是竞争性的,投资机构存在零期望利润约束,即 $R_l = r_l$, 满足 $g_L(1 + R_l) = 1$, 此时企业从银行等正规金融市场贷款的利率 $r_l = 1/g_h - 1$ 。部分没有从正规金融机构获得融资的企业可以从非正规融资机构获得融资。相比于正规金融机构,非正规金融机构的放贷利率 r_h 较高, $r_h > r_l$, 企业获得外部融资的概率等于 1。结合正规金融市场和非正规金融市场,外部融资能力为 ω 的企业融资利率 r_0 为:

$$r_0(\omega, \varphi) = r_l P(\omega) + r_h (1 - P(\omega)) = r_l ((1 - P(\omega))\varphi + 1) \quad (10)$$

式(10)中 $\varphi = (r_h - r_l)/r_l > 1$ 表示金融市场分割程度,即在金融市场中正规金融市场和非正规金融市场的分割程度。外部融资能力越强(ω 越大),企业融资利率 r_0 越小,则外部融资成本越小。式(10)中 r_0 对 φ 求导得:

$$\frac{\partial r_0(\omega, \varphi)}{\partial \varphi} = r_l (1 - P(\omega)) \geq 0 \quad (11)$$

由式(11)可以发现,企业融资利率随金融市场分割程度增大而增大,即金融市场分割越严重,外部融资成本越高。进一步,企业的外部融资能力 ω 能够削弱金融市场分割对外部融资成本的正向影响。

(三) 企业技术创新决策

任何产品都具有时效性,低端产品随时会被新产品所取代,因而企业创新利润是有时效性的。式(5)中,对 $A(j)$ 求导 $\partial \Pi(j) / \partial A(j) = g_H(\varepsilon / (\varepsilon - 1))^{-\varepsilon} \tau^{-\varepsilon+1} A(j)^{\varepsilon-2} > 0$, $\Pi(j)$ 为关于生产效率 $A(j)$ 的单调增函数,因而在企业 j 融资能力 ω 和金融市场分割程度 φ 给定的条件下,存在生产效率的一个临界值 $A(j)^*$,使得 $\Pi(j) = 0$ 。

$$A(j)^* = \left(\frac{f}{S} \right)^{1/(\varepsilon-1)} \varepsilon^{\varepsilon/(\varepsilon-1)} \frac{\tau}{\varepsilon-1} g_H^{1/(1-\varepsilon)} (1 + r_0(\omega, \varphi))^{1/(\varepsilon-1)} \quad (12)$$

企业开展技术创新活动,通过长期调整均能获得利润,本文针对在现有生产效率下能够获得利润的企业技术创新决策进行分析。

(四) 企业技术创新产出

假设企业融资能力和生产效率的联合概率密度函数为 $\psi(\omega, A(j))$,则行业 i 的技术创新产出可以表示为:

$$Y_i = N_i \xi \int_{A(j)^*}^{\infty} A(j)^{\varepsilon-1} \psi(\omega, A(j)) dA(j) d\omega \quad (13)$$

其中, N_i 表示行业 i 中企业数目, ξ 表示市场有效规模, $\xi = S(\varepsilon \tau / (\varepsilon - 1))^{1-\varepsilon}$ 。技术创新产出与行业中企业数目以及市场有效规模正相关。对式(13)求金融市场分割率 φ 的偏导,得到:

$$\frac{\partial Y_i}{\partial \varphi} = N_i \xi \int A(j)^{\varepsilon-1} \psi(\omega, A(j)^*) \frac{\partial A(j)^*}{\partial \varphi} d\omega$$

由式(11)知道 $\partial r_0 / \partial \varphi \geq 0$,同时对式(12)金融市场分割率 φ 求偏导,得 $\partial A(j)^* / \partial \varphi \leq 0$ 。由于企业融资能力受到各种条件制约, $P(\omega)$ 不可能达到1,则 $\partial Y_i / \partial \varphi < 0$ 。

假设1: 当企业数目(N_i)、市场有效规模(ξ)、金融市场利率(r_0)及企业效率和融资能力联合概率密度函数($\psi(\omega, A(j)^*)$)确定时,行业技术创新产出(Y_i)与金融市场分割率(φ)负相关。

在正规金融市场贷款利率给定条件下,金融市场分割率增大等价于非正规金融市场贷款利率提高,而企业的发展依赖民间金融。金融市场分割加剧增大了企业外部融资成本,抑制了技术创新积极性,进而减少技术创新企业数目,创新产出相应减少。因此,金融市场分割程度与行业技术创新产出负相关。为进一步探究影响技术创新产出的因素,假设企业融资能力和生产效率独立分布,那么有 $\psi(\omega, A(j)) = \mu(\omega) \vartheta(A(j))$,其中, $\mu(\omega)$ 表示融资能力 k_1 的概率密度函数, $\vartheta(A(j))$ 表示生产效率的概率密度函数。假设生产效率 $A(j)$ 服从帕累托分布,其概率密度函数为 $\vartheta(A(j)) = k_1 A(j)^{-k_1-1}$, $A(j) \in [1, +\infty]$,将概率密度函数代入式(13),技术创新产出表达式转化为:

$$Y_i = -N_i \xi \frac{k_1}{-k_1 + \varepsilon - 1} \int A(j)^{-k_1+\varepsilon-1} \mu(\omega) d\omega \quad (14)$$

为保证积分的收敛性,要求 $k_1 > \varepsilon - 1$,对式(14)中 k_1 求偏导,即 $\frac{\partial Y_i}{\partial k_1} = -\frac{N_i \xi (\varepsilon - 1)}{(-k_1 + \varepsilon - 1)^2} \int A(j)^{-k_1+\varepsilon-1} \mu(\omega) d\omega - \frac{N_i \xi k_1}{k_1 - \varepsilon + 1} \int A(j)^{-k_1+\varepsilon-1} \ln A(j)^* \mu(\omega) d\omega$,可以得到 $\partial Y_i / \partial k_1 > 0$, $\ln A(j)^*$ 的标准差为 $1/k_1$,令 $\theta_1 = 1/k_1$ 表示效率异质度,体现企业间生产效率的差异程度,则有:

$$\frac{\partial Y_i}{\partial \theta_1} = \frac{\partial Y_i}{\partial k_1} \frac{\partial k_1}{\partial \theta_1} = -\frac{\partial Y_i}{\theta_1^2 \partial k_1} > 0 \quad (15)$$

假设2: 当企业数目(N_i)、市场有效规模(ξ)、金融市场利率(r_0)、金融市场分割程度(φ)及外部

融资能力的概率密度函数($\mu(\omega)$)确定时,行业技术创新产出(Y_i)与效率异质度(θ_i)正相关。

企业外部融资能力主要通过影响外部融资成本间接作用于技术创新产出。令 $\omega_2 = \omega^\vartheta$ 为投资者评价的企业融资能力, $\vartheta \in [0, 1]$ 为投资者对企业融资能力的反应程度。企业外部融资能力服从帕累托分布,参数为 k_2 ,则概率密度函数 $\mu(\omega) = -k_2 \omega^{-k_2-1}, \omega \in [1, +\infty]$, $\ln \omega$ 的标准差为 $1/k_2, 1/k_2$ 体现了企业融资差异程度。投资者认为企业融资能力概率密度函数为 $\mu(\omega_2) = (1/\theta_2) \omega_2^{-(1/\theta_2)}$,其中 $\theta_2 = \vartheta k_2, \omega_2 \in [1, +\infty]$ 。因此 $\ln \omega_2$ 的标准差等于 θ_2 ,故 θ_2 为信贷失衡程度,与 ϑ 正相关,与 $1/k_2$ 正相关。将企业融资能力概率密度函数代入式(13),得到:

$$Y_i = N_i \xi \frac{k_1}{k_1 - \varepsilon + 1} \int_1^{+\infty} A_j(\omega_2)^{-k_1 + \varepsilon - 1} \mu(\omega_2, \theta_2) d\omega_2 \quad (16)$$

$$\text{对式(16)中 } \theta_2 \text{ 求偏导得: } \frac{\partial Y_i}{\partial \theta_2} = N_i \xi \frac{k_1}{k_1 - \varepsilon + 1} \int_1^{+\infty} A_j(\omega_2)^{-k_1 + \varepsilon - 1} \frac{\partial \mu(\omega_2, \theta_2)}{\partial \theta_2} d\omega_2$$

因为 $\partial \mu(\omega_2, \theta_2) / \theta_2 > 0$,所以 $\partial Y_i / \theta_2 > 0$ 。

假设3:当企业数目(N_i)、市场有效规模(ξ)、金融市场利率(r_0)、金融市场分割程度(φ)及外部融资能力的概率密度函数($\mu(\omega_2, \theta_2)$)确定时,信贷失衡(θ_2)与行业技术创新产出(Y_i)正相关,即信贷失衡程度加大会促进行业技术创新产出的增加。

信贷配置失衡时,外部融资能力强的企业获得了正规金融市场较大份额的信贷资源并具有低融资成本,企业加大研发投入以获取高额利润,积极实施创新活动以提高生产效率,进一步扩大市场占有率。大部分企业仅能在正规金融市场获得较小份额的信贷资金,技术创新所需的剩余资金来自民间金融市场。虽然企业外部融资成本增加,但是企业进行技术创新后的利润增加值仍然能够弥补外部融资成本。企业通过增加技术创新产出提高生产效率是有利可图的,因而企业技术创新产出增加。

三、计量模型和数据说明

(一) 计量模型

为了验证信贷失衡与技术创新产出之间的关系,本文构建如下实证方程:

$$\ln tech_{ci} = \beta_0 + \beta_1 \ln spay_{ci} + \beta_2 \ln sope_{ci} + \beta X + \delta_{ci}$$

其中, $\ln tech$ 为技术创新产出, $\ln spay$ 为信贷失衡程度, $\ln sope$ 为效率异质度, X 为影响技术创新产出的控制变量。 β_0 为常数项, β_1 为信贷失衡对技术创新产出的影响系数; β_2 为效率异质度对技术创新产出的影响系数; β 为控制变量对技术创新产出的影响系数。 c 和 i 分别为不同省份和行业, δ_{ci} 为随机误差项。为研究金融市场分割和技术创新产出之间的关系,本文构建计量模型如下:

$$\ln tech_{ci} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln fs_c + \alpha_2 \ln spay_{ci} + \alpha_3 \ln sope_{ci} + \alpha X + \delta_{ci}$$

其中, fs_c 为省份 c 的金融市场分割程度, α_0 为常数项, α_1 为金融市场分割对企业技术创新产出的影响系数, α_2 为信贷失衡对技术创新产出的影响系数, α_3 为效率异质度对技术创新产出的影响系数, α 为控制变量对技术创新产出的影响系数。为进一步考察信贷失衡对金融市场分割与技术创新产出关系的调节作用,在基本回归模型中加入 $\ln fs_c \times \ln spay_{ci}$ 交互项:

$$\ln tech_{ci} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln fs_c + \gamma_2 \ln fs_c \times \ln spay_{ci} + \gamma_3 \ln spay_{ci} + \gamma_4 \ln sope_{ci} + \gamma X + \delta_{ci}$$

其中, γ_0 为常数项, γ_1 为加入交互项后金融市场分割对技术创新产出的影响系数, γ_2 为金融市场分割和信贷失衡的交互项对技术创新产出的影响系数, γ_3 为加入交互项后信贷失衡对技术创新产出的影响系数, γ_4 为加入交互项后效率异质度对技术创新产出的影响系数, γ 为加入交互项后控制变量对技术创新产出的影响系数。

(二) 变量说明及数据来源

1. 变量说明

(1) 被解释变量:技术创新产出($tech$)。技术创新产出主要包括技术性产出和产品产出两方面,

考虑到新产品产值数据缺失,选用技术性产出衡量技术创新产出,将企业当年发明申请数和授权数、当年实用新型申请数和授权数、当年外观设计申请数和授权数加总来衡量技术创新产出^[6,18]。

(2) 核心解释变量: 金融市场分割(fs)。为探究金融市场分割对技术创新产出的影响,分别从两个方面展开分析: 一是根据金融市场完善程度测度金融市场分割,选用信用制度不完善指数($ncul$) (信用制度不完善指数 = 1 - 金融信用的基础设施和制度建设指数) 来度量金融市场分割程度,信用制度不完善指数越大,金融市场分割越严重。二是依据民间投资供需测算金融市场分割,采用房地产自筹资金占房地产企业总资金的比重来衡量,房地产自筹资金占比越高,金融市场分割程度越大。在研究金融市场分割与技术创新产出之间的关系时,加入银行等正规金融机构存贷款余额占 GDP 比重($rloan$) 作为金融发展程度对技术创新产出影响的控制变量进行研究。

信贷失衡($spay$)。利息支出可以表示为 $\lambda D_F r_0(\omega)$ 的函数, λ 为企业外部融资依赖度, D_F 为企业资金需求, ω 为企业外部融资能力。当企业外部依赖度和资金需求不变时,利息支出取决于企业外部融资能力,本文选用企业利息支出标准差来代表信贷失衡,采用企业平均利息支出($apay$) 来控制总体利息支出波动情况。

效率异质度($sope$)。效率异质度的直接诱导因素为企业间技术差别^[19-21],表现为企业之间生产效率差异程度。借鉴 Helpman *et al.*^[21] 做法,选用企业营业收入标准差来度量效率异质度。企业营业收入标准差越大,企业间生产效率差异越大。

(3) 控制变量。本文依据企业创新理论和企业异质性理论^[22],主要从企业自身特征角度,分析了以下控制变量:

平均研发投入($arnd$)。研发活动具有高风险性,前期需要大量的资金投入,研发经费支出是创新投入能力的综合体现。研发投入越多,潜在技术创新能力越高,技术创新产出往往越多^[23]。

企业数目(num)。企业是技术创新主体,技术创新的企业数目反映行业技术创新发展状况,企业数目越大,创新广度越大,行业技术创新产出越多。

平均研发人员数($aemp$)。研发人员是创新活动的主体,创新产出过程是研发人员将知识进行转化的过程。研发人员投入有助于创新水平的提高,增加技术创新产出^[24]。由于研发人员数据存在较多缺失值,选用平均从业人员数作为平均研发人员数的代理变量。

资本密集度($acap$)。资本是开展研发活动的重要基础,资本积累与创新是一种长期互相补充的关系^[25]。资本密集度对企业创新可能存在影响,采用人均固定资产即企业固定资产净额与员工数量之比来度量企业资本密集度。

2. 数据来源

为体现企业异质性特征,考虑到中国工业企业数据库样本匹配、指标缺失和异常、测度误差等问题可能导致研究结论错误^[26],采用制造业上市公司数据来展开研究,剔除了缺失值、ST、PT 和已经退市企业,最终选择 2013 年 884 家制造业上市公司数据共 1 093 个观察值,涵盖了 30 个省份(西藏除外)及 27 个制造业子行业。将数据根据所属省份和子行业进行分组,共得到 162 个样本组,逐组计算技术创新产出、效率异质度、金融市场分割、信贷失衡等变量。企业资本密集度、企业营业收入标准差、市场集中度、研发投入、利息支出标准差等变量数据或整理数据均来自国泰安数据库和上市公司年报。金融信用的基础设施和制度建设指数、房地产开发企业自筹资金及地区生产总值数据分别来源于《中国地区金融生态环境评价(2013—2014)》《中国房地产统计年鉴》《中国统计年鉴》,金融机构存贷款余额数据来源于《中国城市统计年鉴》。

3. 描述性统计

为避免多重共线性,本文测算了主要变量的相关系数矩阵,各个解释变量间相关系数均低于 0.6 (除利息支出标准差和平均利息支出相关系数外),绝大部分相关系数通过了 5% 显著性水平检验。本文采用 White 异方差对估计系数进行了修正,以克服异方差问题。具体见表 1。

(三) 变量内生性及其处理

内生性问题是导致估计偏误和非一致性的重要原因,本文选择与技术创新产出相关的主要变量,能在一定程度上避免遗漏变量情况,有效降低估计偏误。信贷失衡和技术创新产出之间可能存在双向因果关系,信贷失衡可能是内生变量,即技术创新产出越高的行业或地区,其金融市场信贷配置失衡程度也可能较高。

本文选用市场集中度作为信贷失衡的工具变量,主要考虑到:首先,通常企业的市场集中度越高,所拥有的资源越多,流入该企业的信贷资金就越多,这满足工具变量的相关性要求;其次,无法判断市场集中度是否决定了技术创新产出水平,例如,烟草行业市场集中度大,产品单一,但鲜有创新。因此,市场集中度不会直接影响技术创新产出,是合适的工具变量。借鉴 Aghion and Howitt^[2]做法,本文采用勒纳指数来测度企业市场集中度,勒纳指数等于企业利润总额减去利息支出除以营业收入。本文增加了工具变量的数量以得到更有效的估计结果,除了使用市场集中度作为信贷失衡的工具变量外,还加入平均利息支出作为其工具变量。

四、实证分析

本部分选取 884 家上市公司全样本数据考察信贷失衡、效率异质度对技术创新产出的影响,使用 30 个省份样本数据考察金融市场分割对技术创新产出的影响,来验证理论模型中的三个假设。

(一) 信贷失衡和技术创新产出

利息支出标准差、营业收入标准差与技术创新产出关系的散点图及拟合趋势线如图 1 和图 2 所示,二者均与技术创新产出呈现正相关关系,验证了理论模型中假设 2 和假设 3,即信贷失衡、效率异质度促进了技术创新产出。

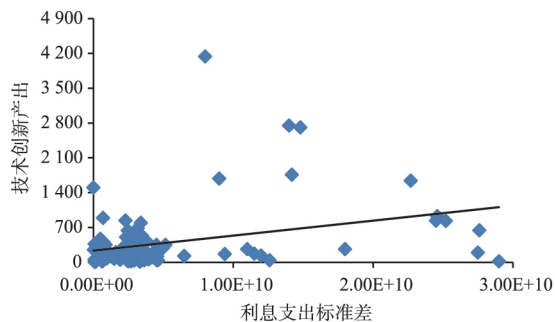


图1 信贷失衡和技术创新产出关系拟合

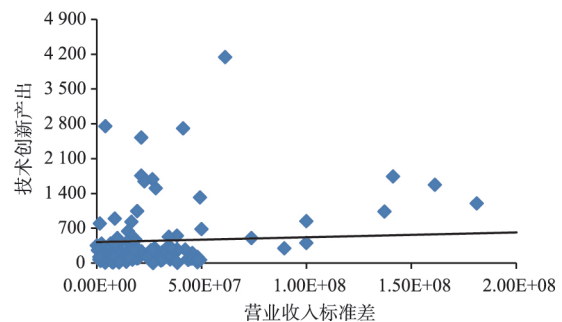


图2 效率异质度和技术创新产出关系拟合

表 2 报告了信贷失衡、效率异质度对技术创新产出的差异性影响。列(1)仅加入平均利息支出作为控制变量。利息支出标准差估计系数为正,通过了 1% 显著性水平检验,支持了假设 3 中信贷失衡与技术创新产出正相关假定。营业收入标准差作为效率异质度的代理指标,其估计系数显著为正,验证了假设 2 的结论。为进一步验证信贷失衡和效率异质度对技术创新产出促进作用的稳健性,列(2)中引入了平均研发投入和企业数目等控制变量,营业收入标准差和利息支出标准差系数均略有下降,但仍然通过了 1% 显著性水平检验且为正值。研发投入主要应用于技术创新领域,能够削弱企业间生产效率差距和信贷失衡对企业技术创新产出的影响。由于资本密集度不仅反映企业技术创新优势,也能

反映企业资金需求情况,平均研发人员数与研发创新相关,也可能干扰营业收入标准差与技术创新产出之间的关系,故本文在列(3)中加入了控制变量资本密集度和平均研发人员数。考虑到各省份要素禀赋和发展水平的差异性以及产业类型特征及营商环境对技术创新产出的影响,模型引入虚拟变量以消除异质性因素对技术创新产出的影响,在列(4)中引入省份和行业虚拟变量,以控制地区和行业固定效应。研究发现,逐步控制上述因素后,利息支出标准差和营业收入标准差系数依然为正,变动幅度有限,且在1%显著性水平下显著,进一步支持了假设2和假设3的论点。加入虚拟变量后,核心解释变量显著性加强了,符号方向并未发生改变。表2列(5)报告了使用多工具变量两阶段最小二乘法IV-2SLS的估计结果。信贷失衡、效率异质度与技术创新产出正相关,在5%显著性水平下显著,与普通最小二乘估计的结论基本一致。本文选取的工具变量较好地解决了内生性问题,使得结果具有较强解释力。为保险起见,本文选用有限信息最大似然法(LIML)来估计,验证2SLS的结果是否有偏,结果显示LIML结果与2SLS结果相近,有力地支持了回归结果的有效性。值得注意的是,对比表2列(4)和列(5)估计结果,利息支出标准差系数明显减小而营业收入标准差系数显著增大,说明内生性问题使得最小二乘估计产生向下偏移,从而造成了效率异质度与技术创新产出关系估计的偏误。

表2 信贷失衡和技术创新产出

变量	OLS				IV-2SLS	LIML
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnspay	1.177 0 *** (6.33)	0.748 5 *** (3.78)	0.557 4 ** (2.60)	0.532 6 ** (2.44)	0.144 9 ** (2.33)	0.105 3 * (1.78)
lnslope	0.519 3 *** (5.64)	0.346 2 *** (3.60)	0.429 7 *** (3.74)	0.453 1 *** (3.42)	0.554 3 *** (4.95)	0.537 1 *** (4.57)
lnapay	-1.210 8 *** (-6.14)	-0.814 6 *** (-4.02)	-0.493 5 ** (-2.17)	-0.441 0 * (-1.88)		
num		0.062 3 ** (2.22)	0.056 8 ** (2.00)	0.044 6 ** (2.27)	0.056 6 *** (3.49)	0.071 6 *** (2.61)
arnd		0.130 4 ** (2.53)	0.145 7 *** (2.82)	0.165 0 ** (2.56)	0.155 7 *** (2.69)	0.138 6 ** (2.57)
lnpcap			-0.889 7 *** (-5.09)	-0.974 1 *** (-4.90)	-1.124 3 *** (-6.44)	-1.014 8 *** (-6.10)
lnaemp			-0.321 7 (-1.53)	-0.504 8 ** (-2.12)	-0.687 2 *** (-3.48)	-0.521 7 ** (-2.51)
行业虚拟变量				控制	控制	控制
地区虚拟变量				控制	控制	控制
_cons	-1.757 * (1.030)	0.087 8 (1.041)	4.106 *** (1.376)	5.905 *** (1.909)	6.320 *** (1.709)	4.648 *** (1.470)
F	32.32 ***	19.38 ***	15.98 ***	6.91 ***		
A-R Ward					249.45 ***	94.88 ***
K-P					43.30 ***	
H-J					0.33 **	0.96 ***
N	162	162	162	162	162	162
R ²	0.416	0.515	0.584	0.653	0.654	0.569

注: 括号内为回归系数 t 值; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; A-R Ward 代表 Anderson-Rubin Wald 统计量; Duibin-Wu-Hausman(D-W-H) 内生性检验的零假设为解释变量是外生变量。

由于技术创新产出变化范围跨度较大,为了准确地描述技术创新产出条件分布全貌,分析信贷失衡和效率异质度对不同行业技术创新产出的影响,本文进一步运用分位数回归进行检验。从表3可以看出,信贷失衡对于低等技术创新产出行业的影响系数明显高于高等技术创新产出行业,而效率异质度对不同行业技术创新产出的影响差异较小。在0.1~0.6分位点,信贷失衡对技术创新产出的影响系数显著且表现出明显的下降趋势,信贷失衡更有利于低等技术创新产出行业,信贷失衡在一定程度上缩小了行业技术创新产出差距。在0.2~0.3分位点,效率异质度系数并未通过显著

性检验,0.3 分位点以后的系数表现出小幅增长趋势,表明效率异质度对技术创新产出影响没有明显的趋向性。此外,平均研发人员数仅在 0.5 分位点显著,且其关联系数为负,说明研发人员数量增加并不一定会提高技术创新产出,可能的原因在于本文使用平均从业人员数作为平均研发人员数的替代变量,企业从业人员数和研发人员数不能够完全统一,企业从业人员数量多而从事技术创新的人员少。除 0.1 分位点外,资本密集度与技术创新产出显著负相关(通过 1% 的显著性检验),并且从低分位点到高分位点,技术创新产出的资本密集度弹性绝对值逐步增大,这由资本密集度系数的变化趋势可以直观地看到。这从侧面反映出我国信贷资源配置失衡状况,信贷资金利用效率低下,我国采取的高杠杆率抑制高资本密集度企业融资办法,以及缓解低资本密集度企业融资难的举措,实施效果尚不明显,如何采取更加有效的措施解决信贷配置失衡等资本市场扭曲问题值得进一步思考。

表 3 信贷失衡对技术创新的影响:分位数回归的计量结果

变量	(1) QR_10	(2) QR_20	(3) QR_30	(4) QR_40	(5) QR_50	(6) QR_60	(7) QR_70	(8) QR_80	(9) QR_90
lnspay	1.057 0** (2.48)	1.203 9*** (3.77)	0.625 1** (2.05)	0.561 4* (1.92)	0.407 2* (1.80)	0.459 2** (2.05)	0.237 0 (0.95)	0.144 3 (0.53)	0.052 3 (0.14)
lnslope	0.594 9** (2.42)	0.288 1 (1.56)	0.299 8* (1.71)	0.356 2** (2.11)	0.377 3*** (2.89)	0.406 1*** (3.13)	0.383 8*** (2.66)	0.447 9*** (2.83)	0.393 5* (1.82)
lnapay	-1.016 1* (-2.23)	-1.125 2** (-3.28)	-0.525 6 (-1.61)	-0.507 8 (-1.62)	-0.350 8 (-1.45)	-0.423 8* (-1.76)	-0.229 4 (-0.86)	-0.039 5 (-0.13)	-0.005 4 (-0.01)
num	0.053 6 (1.51)	0.054 5** (2.04)	0.122 1*** (4.80)	0.106 7*** (4.36)	0.107 2*** (5.67)	0.093 8*** (5.00)	0.104 4*** (5.01)	0.090 9*** (3.97)	0.075 2** (2.40)
arnd	-0.041 8 (-0.38)	-0.012 6 (-0.15)	0.153 2* (1.96)	0.202 0*** (2.68)	0.203 4*** (3.49)	0.269 3*** (4.66)	0.193 0*** (3.00)	0.115 6 (1.64)	0.338 2*** (3.50)
lnpcap	-0.689 3* (-1.77)	-0.761 2** (-2.61)	-0.794 8** (-2.86)	-0.932 0** (-3.48)	-0.964 4*** (-4.66)	-1.004 5*** (-4.90)	-0.991 9*** (-4.34)	-1.406 2** (-5.61)	-1.200 8*** (-3.50)
lnaemp	-0.267 0 (-0.60)	-0.091 6 (-0.28)	-0.280 3 (-0.88)	-0.456 3 (-1.50)	-0.548 3** (-2.33)	-0.452 4* (-1.94)	-0.221 5 (-0.85)	-0.274 0 (-0.96)	-0.436 1 (-1.12)
行业虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	0.072 3 (0.02)	2.692 6 (1.10)	4.041 0* (1.73)	5.833 1** (2.59)	6.562 9*** (3.78)	5.907 0*** (3.43)	4.713 8** (2.46)	5.818 8*** (2.76)	7.505 8** (2.61)
N	162	162	162	162	162	162	162	162	162

注:括号内为回归系数 t 值;* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

(二) 金融市场分割和技术创新产出

本文作散点图及其拟合线来初步判断金融市场分割和技术创新产出之间的关系,并分别从信用制度不完善指数和房地产自筹资金占比角度测度中国金融市场分割程度。图 3 和图 4 结果与理论假设 1 一致,显示金融市场分割与技术创新产出负相关,即金融市场分割程度越大,技术创新产出越少。

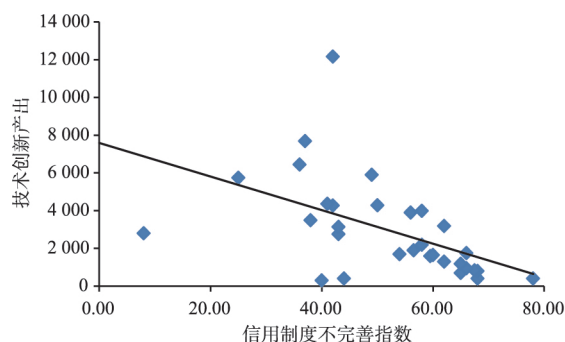


图 3 信用制度不完善指数和技术创新产出

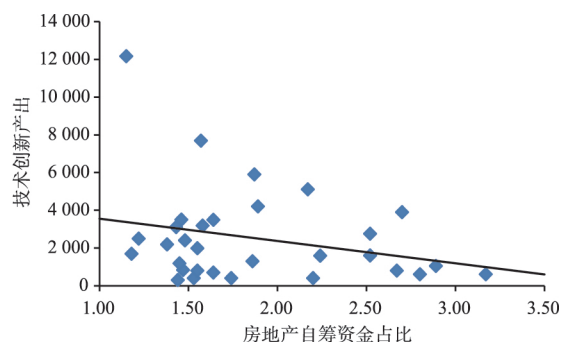


图 4 房地产自筹资金占比和技术创新产出

表4和表5给出了在控制其他影响因素的情况下,金融市场分割对技术创新产出影响的OLS估计结果,其中列(1)至列(6)为信用制度不完善指数对技术创新产出影响的估计结果,列(7)至列(12)为用房地产自筹资金占比代替信用制度不完善指数后的估计结果。列(1)估计结果显示信用制度不完善指数与技术创新产出负相关,信用制度不完善指数每增加1个单位,技术创新产出减少1.6970个百分点,验证了理论推导中金融市场分割抑制技术创新产出的假设1。列(2)至列(4)逐步加入控制变量,考察模型稳健性对估计结果的影响,并加入省份和行业虚拟变量以控制地区和行业差异对估计结果的干扰。从估计结果可以看到,在对诸多影响因素控制后,信用制度不完善指数对技术创新产出抑制作用显著,信贷失衡与技术创新产出呈现正相关关系,且通过了1%显著性检验。比较表4金融市场分割和信贷失衡的系数发现,尽管信贷失衡能够促进技术创新产出,但金融市场分割带来的高融资成本对技术创新产出抑制作用更强。通过比较表4信用制度不完善指数和营业收入标准差系数的变化趋势,发现效率异质度对技术创新产出具有正向促进作用,且这种正效应随着金融市场分割程度的加深而增强。金融市场分割程度加剧使得企业外部融资成本增加,挤占企业利润,外部融资能力弱的企业更多地从高利率民间借贷市场进行融资,更高的融资成本抑制了企业的技术创新产出。

从房地产自筹资金占比对技术创新产出影响的估计结果发现,房地产自筹资金占比估计系数为负,在10%的显著性水平上显著,表明房地产自筹资金占比对技术创新产出在经济意义上的抑制作用不容忽视。由于房地产自筹资金占比反映了民间金融市场利率的高低,房地产自筹资金占比越高,民间金融市场利率越高,从而金融市场分割程度越大,因此房地产自筹资金占比对技术创新产出的抑制作用同样印证了金融市场分割与技术创新产出的负相关关系,再次证明了假设1。尽管国家统计局没有公布民间投资在房地产开发投资中的比重,但房地产是民间投资的重要领域,从全国数据来看,自2017年3月起房地产开发投资增速与民间投资增速差距较小且多次重合,2017年9月到2018年6月房地产开发投资增速与民间投资增速高度重叠。在企业对民间金融市场资金需求不变的情况下,高速发展的房地产领域会吸引更多的资金,从而对其他领域企业产生挤出效应^[8],造成信贷资源紧张,民间金融市场利率升高,金融市场分割程度增大,从而进一步增加企业的融资成本,抑制企业的技术创新产出。

表4 金融市场分割(信用制度不完善指数)和技术创新产出

变量	OLS					IV-2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnncul</i>	-1.697 0** (-2.49)	-1.419 5** (-2.39)	-1.066 7** (-2.09)	-1.540 1** (-2.42)	-2.789 0* (-1.96)	-1.833 0** (-2.08)
<i>lnspay</i>		1.177 2*** (6.35)	0.675 0*** (3.15)	0.645 2*** (3.05)	0.792 6*** (3.07)	0.293 3** (2.15)
<i>lnscope</i>		0.551 7*** (6.20)	0.431 2*** (3.88)	0.432 8*** (3.91)	0.441 5*** (3.96)	0.283 6** (2.48)
<i>lnncul × lnspay</i>					0.214 2 (1.03)	0.228 2 (1.55)
<i>lnapay</i>		-1.192 8*** (-5.96)	-0.574 8** (-2.47)	-0.542 7** (-2.36)	-0.535 5** (-2.23)	
<i>num</i>			0.041 5 (1.48)	0.042 5 (1.51)	0.044 7 (1.54)	0.087 5*** (3.04)
<i>arnd</i>			0.165 9*** (3.50)	0.163 6*** (3.41)	0.158 5*** (3.21)	0.116 7** (2.03)
<i>lnpcap</i>			-1.007 7*** (-6.13)	-1.016 0*** (-6.16)	-1.016 2*** (-6.17)	-0.944 3*** (-5.58)
<i>lnaemp</i>			-0.312 6 (-1.51)	-0.318 3 (-1.52)	-0.331 5 (-1.60)	-0.225 8 (-1.14)
<i>lnrloan</i>				-0.391 2 (-1.10)	-0.394 0 (-1.11)	-0.391 5 (-1.10)
行业虚拟变量				控制	控制	控制
地区虚拟变量				控制	控制	控制
<i>_cons</i>	3.379 6*** (6.72)	-3.260 2*** (-2.90)	3.479 8** (2.44)	5.042 3*** (2.73)	4.149 6** (2.01)	5.405 1** (2.44)
N	137	137	137	137	137	137
R ²	0.039	0.475	0.640	0.661	0.644	0.616
F/Wald	6.21**	29.46***	21.18***	19.43***	16.37***	77.80***
K-P						20.49***
H-J						0.256 6

注:括号内为回归系数的t值;* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; K-P代表Kleibergen-Paap rk LM统计量,其原假设为工具变量识别不足; H-J代表Hansen J统计量,其原假设为所有解释变量均为外生。

为验证金融市场分割和信贷失衡交互作用对技术创新产出的影响,本文将信用制度不完善指数和房地产自筹资金占比分别与信贷失衡构建交互项,引入计量模型,结果如列(5)和列(11)。在列(5)中,加入信用制度不完善指数和信贷失衡交互项后,主效应模型中信用制度不完善指数系数显著为负且信贷失衡的系数显著为正,而其交互项虽然能够抑制信用制度不完善指数对技术创新产出的负向作用,但并不显著。列(11)中,房地产自筹资金占比和信贷失衡交互项通过了5%显著性水平检验,表明信贷失衡在房地产自筹资金占比与技术创新产出关系中具有显著调节作用。通过对比交互项与主效应模型中解释变量回归系数符号发现,信贷失衡对金融市场分割与技术创新产出之间的关系具有正向调节作用,即随着信贷失衡程度的增加,金融市场分割对技术创新产出的抑制作用被削弱。通过房地产自筹资金占比替代信用制度不完善指数前后模型的结果来看,各变量作用方向均保持一致,仅在显著性水平上存在较小差异,证明模型稳健性良好。为解决加入交互项后模型的内生性问题,本文采用包含市场集中度和平均利息支出在内的多工具变量法进行两阶段最小二乘回归,IV-2SLS的回归结果(见列(6)和列(12))是理想的:首先,方程都通过了工具变量有效性检验;其次,金融市场分割程度对技术创新产出有明显的抑制作用,信贷失衡对技术创新产出的促进作用显著,且其交互项系数为正,证实了信贷失衡对金融市场分割抑制技术创新产出具有削弱作用,结果与预期一致,支持了结果的有效性。

五、结论及政策建议

本文构建基于企业异质性的技术创新产出分析框架,运用制造业上市公司数据,实证检验民间和正规金融市场分割、信贷供给过于集中导致的信贷失衡及其交互作用对技术创新产出的影响。理论模型认为企业融资能力和效率异质度与技术创新产出正相关,金融市场分割程度加剧不利于技术创新产出,特别是对融资能力弱的企业。金融市场分割抑制技术创新产出,信贷失衡对技术创新产出有促进作用,且信贷失衡能够削弱金融市场分割对技术创新产出的抑制作用。效率异质度对企业技术创新产出具有促进作用,并随着金融市场分割程度的加深而增加。实证检验结果支持了理论模型的相关假设。

表5 金融市场分割(房地产自筹资金占比)和技术创新产出

变量	OLS					IV-2SLS
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>lnest</i>	-0.239 3 [*] (-0.59)	-0.464 7 (-1.27)	-0.250 2 (-0.79)	-0.169 8 (-0.50)	-2.877 9 ^{***} (-2.78)	-4.554 4 ^{**} (-2.13)
<i>lnspay</i>		1.164 4 ^{***} (6.50)	0.590 3 ^{***} (2.79)	0.593 4 ^{***} (2.74)	0.632 0 (1.28)	2.100 0 ^{**} (2.12)
<i>lnslope</i>		0.551 2 ^{***} (6.21)	0.430 9 ^{***} (3.87)	0.429 1 ^{***} (3.83)	0.441 8 ^{***} (3.92)	0.277 6 ^{**} (2.03)
<i>lnest × lnspay</i>					0.447 7 ^{***} (2.78)	0.799 9 ^{**} (2.26)
<i>lnapay</i>		-1.199 3 ^{**} (-6.35)	-0.502 3 ^{**} (-2.24)	-0.501 8 ^{**} (-2.20)	-0.529 9 ^{**} (-2.30)	
<i>num</i>			0.053 9 [*] (1.84)	0.052 8 [*] (1.79)	0.055 9 ^{**} (2.03)	0.092 3 ^{***} (3.57)
<i>arnd</i>			0.152 8 ^{***} (2.98)	0.156 5 ^{***} (3.11)	0.134 8 ^{**} (2.55)	0.109 4 ^{**} (2.00)
<i>lnpcap</i>			-0.896 2 ^{***} (-5.20)	-0.902 5 ^{***} (-5.24)	-0.970 9 ^{***} (-5.64)	-1.079 0 ^{***} (-5.73)
<i>lnaemp</i>			-0.298 3 (-1.44)	-0.303 5 (-1.47)	-0.245 3 (-1.22)	-0.218 7 (-1.16)
<i>lnrloan</i>				0.164 8 (0.54)	0.152 7 (0.51)	0.045 8 (0.15)
行业虚拟变量				控制	控制	控制
地区虚拟变量				控制	控制	控制
<i>_cons</i>	5.279 8 ^{***} (4.61)	-0.831 8 (-0.62)	4.477 5 ^{***} (2.62)	3.530 3 (1.46)	10.803 1 ^{***} (3.06)	17.851 5 ^{***} (2.77)
N	137	137	137	137	137	137
R ²		0.707	0.594	0.596	0.610	0.507
F		9.56 ^{***}	24.53 ^{***}	21.78 ^{***}	19.31 ^{***}	17.29 ^{***}
K-P						28.569 ^{***}
H-J						0.659 4

注:括号内为回归系数的*t*值;* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; K-P代表 Kleibergen-Paap rk LM 统计量,其原假设为工具变量识别不足;H-J代表 Hansen J 统计量,其原假设为所有解释变量均为外生。

现阶段,以增加信贷配置不均衡来换取技术创新产出的行为屡见不鲜。虽然,信贷失衡对技术创新产出的促进作用不容忽视,但是通过信贷失衡换取技术创新产出的行为不利于经济结构改善。信贷失衡使得信贷资源向融资能力强的企业倾斜,而这部分企业很多是国有企业,虽然创新产出增加,但是导致了信贷配置不均衡和信贷资金低效率利用,抑制了民营企业发展。为此,本文提出以下抑制金融市场分割,促进信贷资金合理配置,提高技术创新产出的政策建议:第一,积极推行工农中建交等大中型银行开展普惠金融业务,并在渠道、产品和服务方面进行创新;放开金融管制,降低民间金融壁垒,设定正规金融市场和非正规金融市场联结利率,提高信贷资源供给效率,缓解信贷过程信息不对称问题,降低企业融资成本。第二,对中小金融机构给予政策支持,根据各地区基础情况不同制定金融机构设立标准;发挥中小金融机构在普惠金融中的作用,在防范风险基础上,提高金融服务覆盖面,降低金融服务成本。第三,优化技术创新企业的效率结构,注重引进研发人员,设立专项资金,促进企业分梯次、分阶段、分门类进行技术创新;不仅要关注大投入和大项目,也要关注微创新;完善制度环境,推进企业技术创新产出和成果的转化。

参考文献:

- [1] BERNANKE B, GERTLER M. Agency costs, net worth, and global imbalance [J]. American economic review, 1989(1): 14-31.
- [2] 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.
- [3] 郑威, 陆远权. 金融市场分割的研发效应及企业差异 [J]. 研究与发展管理, 2019(1): 109-117.
- [4] 郑新广, 郑文. 金融资源配置与收入差距 [J]. 财经论丛, 2007(2): 35-40.
- [5] 李程. 利率市场化与企业创新效率——基于随机前沿函数的大中型工业企业实证研究 [J]. 金融经济研究, 2014(1): 90-99.
- [6] 王旭, 褚旭. 债权融资是否推动了企业创新绩效?——来自治理二元性理论的动态解释 [J]. 科学学研究, 2017(8): 1264-1272.
- [7] HOSONO K, TAKIZAWA M. Misallocation and establishment dynamics [R]. RIETI discussion paper 15-E-011, Tokyo: Research Institute of Economy, Trade, 2015.
- [8] 白彦, 吴言林. 非完整性契约与区域金融市场分割和联结研究 [J]. 现代管理科学, 2011(8): 3-4 + 22.
- [9] 罗伟, 吕越. 金融市场分割、信贷失衡与中国制造业出口——基于效率和融资能力双重异质性视角的研究 [J]. 经济研究, 2015(10): 49-63 + 133.
- [10] 李健, 卫平. 金融发展与全要素生产率增长——基于中国省际面板数据的实证分析 [J]. 经济理论与经济管理, 2015(8): 47-64.
- [11] 聂高辉, 邱洋冬, 龙文琪. 非正规金融、技术创新与产业结构升级 [J]. 科学学研究, 2018(8): 1404-1413.
- [12] 白钦先, 谭庆华. 论金融功能演进与金融发展 [J]. 金融研究, 2006(7): 41-52.
- [13] STIGLITZ J E, WEISS A. Credit rationing in markets with imperfect information [J]. American economic review, 1981, 71(3): 393-410.
- [14] 蔡健, 毛雅娟, 米运生. 资本有效配置、企业技术创新与金融体制改革深化——供给侧改革与农村金融发展论坛综述 [J]. 经济理论与经济管理, 2017(1): 110-112.
- [15] 汪时珍. 农村信贷失衡、非正式信贷市场与垂直联结 [J]. 经济社会体制比较, 2006(5): 121-124.
- [16] AYYAGARI M, DEMIRGÜÇ-KUNT A, MAKSIMOVIC V. Formal versus informal finance: evidence from China [J]. The review of financial studies, 2010, 23(8): 3048-3097.
- [17] 陈德球, 刘经纬, 董志勇. 社会破产成本、企业债务违约与信贷资金配置效率 [J]. 金融研究, 2013(11): 68-81.
- [18] 姚惠泽, 张梅. 要素市场扭曲、对外直接投资与中国企业技术创新 [J]. 产业经济研究, 2018(6): 22-35.
- [19] 曾利飞. 企业生产效率异质性、汇率传递与净出口 [J]. 广东金融学院学报, 2008(5): 114-125.

- [20] 赵恢林,黄建忠. 货币政策、异质性企业与产能过剩 [J]. 产业经济研究,2019(1): 50-61.
- [21] HELPMAN E,MELITZ M J,YEAPLE S R. Export versus FDI with heterogeneous firms [J]. American economic review, 2004,94(1): 300-316.
- [22] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity [J]. Econometrica, 2003,71(6): 1695-1725.
- [23] TRAJTENBERG M. Economic analysis of product innovation: the case of CT scanners [M]. Cambridge, MA: Harvard University Press,1990.
- [24] 徐洁香,邢孝兵. 制造业结构升级对技术创新的影响研究——基于技术机会的视角 [J]. 南京财经大学学报, 2019(2): 21-31.
- [25] HOWITT P,AGHION P. Capital accumulation and innovation as complementary factors in long-run growth [J]. Journal of economic growth,1998,3(2): 111-130.
- [26] 聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. 世界经济,2012(5): 142-158.
- [27] AGHION P,HOWITT P. Technical progress in the theory of economic growth [M]. Economics in a changing world: springer,1995: 101-122.
- [28] BLECK A,LIU X. Credit expansion and credit misallocation [J]. Journal of monetary economics,2018,94: 27-40.

(责任编辑: 雨 珊)

Financial market segmentation, credit imbalance and technology innovation output: a data analysis of listed manufacturing companies based on enterprise heterogeneity

LV Chengchao, WANG Yuanyuan

(School of Economics and Management, Qingdao University of Science and Technology, Qingdao 266061, China)

Abstract: Based on the extended theoretical model and the data of listed companies in China's manufacturing industry and from the perspectives of enterprise financing capacity and efficiency heterogeneity, this paper investigates the interest rate segmentation of formal financial market and private financial market, as well as the action mechanism and influence of credit supply-demand imbalance on technology innovation output, and explores the moderating effect of credit imbalance on the relationship between financial market segmentation and technology innovation output. The research shows: (1) the financial market segmentation hinders technology innovation output of all enterprises due to the increase in external financing interest rate. (2) There are differences in the influence of credit imbalance on the technology innovation output of heterogeneous enterprises, and the specific influence mechanism is that credit imbalance enables low-efficiency enterprises with a strong financing capacity to realize technology innovation, but only a very few high-efficiency enterprises to give up technology innovation, so that credit imbalance promotes technology innovation output to a certain extent. (3) The overall effect of financial market segmentation on technology innovation output is affected by the degree of credit imbalance, that is, credit imbalance can weaken the inhibitory effect of financial market segmentation on technology innovation output. The above conclusion remains robust after instrumental variables are introduced to solve endogenous problems. Finally, this paper gives policy recommendations from the aspects of deepening financial reform, promoting technology innovation and upgrading industrial structure.

Key words: financial market segmentation; credit imbalance; technology innovation output; financing capacity; efficiency heterogeneity