

非正规金融促进了本土企业产品创新吗?^{*}

——来自中国制造业的证据

刘政 杨先明

内容提要:本文利用中国工业企业数据库2005—2007年数据,实证检验了商业信用代表的非正规金融对于中国制造企业产品创新强度的影响,并考察了相关机制。研究发现,非正规金融具有促进企业产品创新的融资功能。就机理而言,非正规金融便于缓解创新融资约束,降低小企业创新与融资的信息非对称性,且在企业缺乏现金时能够更好替代现金以平滑研发波动,最终因融资信息优势和现金替换优势等促进企业创新。本文还发现,创新民营企业在非正规融资领域也面临所有制歧视,其制约了民营企业产品创新能力。因此,针对我国上游国有企业垄断、下游民营企业竞争的非对称市场结构,应当削弱垄断国有企业借助市场势力挤压竞争民营企业商业信用融资的非正规渠道优势,以提升民营企业的非正规融资水平和产品创新能力。

关键词:非正规融资 商业信用 产品创新 融资歧视

一、引言

金融发展是经济增长的基础条件。然而,不少金融制度落后国家却实现了持续增长,比如中国(Allen et al, 2005)。长期以来,虽然中国金融发展缓慢且存在金融歧视(Cull et al, 2009),但中国经济却保持了30多年的高速增长。与此同时,中国制造企业的研发投入也在持续上升,至今没有出现减弱迹象(鞠晓生, 2013)。许多学者将“中国金融发展滞后而经济高速增长”的悖论称为“中国增长之谜”。对其的普遍解释是:尽管中国由银行信贷主导的正规金融体系发展缓慢,但存在着一个以商业信用、民间借贷为代表的高效率非正规金融系统,其在一定程度上弥补了正规金融体系的功能缺位和效率损失(Allen et al, 2005; Cull et al, 2009)。鉴于非正规金融主要服务于民营部门,民营经济的快速发展也的确支撑了中国经济的持续增长(Song et al, 2011)。^①因此,从非正规金融替代正规金融的视角来解释“中国增长之谜”具有一定的说服力。然而,又如何理解“金融发展滞后与中国研发创新持续增长”呢?难道金融发展对研发创新不重要?经济增长理论给予了否定,认为金融发展之所以促进经济增长,其根本原因在于金融发展能够促进研发创新,基于研发创新的技术进步效应,金融发展最终促进经济增长(Brown et al, 2009)。许多研究从宏观、产业以及微观企业层面证实了国家金融系统对于研发创新的促进作用(Beck et al, 2008; Brown & Petersen, 2011)。既然如此,在中国金融发展缓慢的背景下,中国制造企业持续的研发增长与高效的非正规金融系统具有何种关系?已有文献对此鲜有讨论。

为了回答上述问题,需要进一步明确非正规金融是否具有促进创新的融资功能?如果有,非正规融资渠

* 刘政,云南大学理论经济学博士后流动站、昆明理工大学管理与经济学院,邮政编码:650093,电子邮箱:adamliu704@163.com;杨先明,云南大学发展研究院,邮政编码:650091,电子邮箱:xmyang1953@163.com。本文受国家社科基金重点项目“企业原始创新的决定因素与影响效应研究”(14AJL008)、国家自然科学基金“不确定性环境下我国沿边经济区的企业行为与企业集聚研究”(71362026)和教育部人文社科青年基金项目“双重金融抑制下本土企业创新融资错配的形成机制与应对策略研究”(15YJC790064)资助。感谢匿名审稿专家的意见和建议,文责自负。

道如何影响企业创新?鉴于此,本文利用2005—2007年工业企业数据,实证检验了商业信用代表的非正规金融对于中国制造企业产品创新强度的影响,并考察了相关机制。

二、文献回顾与理论假说

相关文献主要从三个方面展开:一是研究非正规融资来源与企业创新融资缺口;二是分析非正规融资渠道特征与融资对创新的作用机制;三是比较企业非正规融资差异与创新影响。

(一)非正规融资来源与企业创新融资缺口

金融支持是企业创新的前提。在创新过程中,企业无论采用、改进还是创造新技术都需要融资,与创新有关的企业融资理论引起了学界广泛关注。Kamien & Schwartz(1978)很早从信息非对称的角度指出,与外部融资相比,企业内部资金具有成本低、风险小、约束少的优点,而且有助于克服创新过程中的信息非对称问题,因而内部融资是创新企业首选的融资来源。然而,对绝大多数创新企业而言,受自有资本和留存收益限制,若仅靠内部资金积累来实施创新活动难以弥补创新融资缺口,因此,外部融资也是许多创新企业重要的融资来源(张杰等,2012)。进一步细分,企业依赖的外部融资包括:银行信贷等主导的正规融资体系和商业信用、民间借贷等主导的非正规融资体系(Du et al,2012)。

具体到中国,受转型体制影响,中国正规的金融体系具有典型的国有制偏好,大量银行信贷资源流向了国有企业,而广大创新的民营企业 and 私有企业难以获得银行信贷支持,融资约束相对严峻(陈斌开、林毅夫,2012)。在这样的背景下,商业信用等非正规融资逐渐成为非国有企业缓解融资约束的重要替代选择(Ge & Qiu,2007)。张杰、冯俊新(2011)证实,非金融企业之间的借贷与产业链中合作商之间的商业信用等非正规融资已经成为我国民企获取融资的重要来源,且对于企业技术研发投入具有重要作用(张杰等,2012)。鉴于民营企业是我国经济发展和国家创新系统的生力军,而商业信用等非正规融资也是民营企业极为重要的外部融资渠道,提出假说1。

假说1:以商业信用主导的非正规金融渠道是我国制造企业获取创新融资的重要来源,能够促进企业产品创新,且对于融资约束较强企业的创新促进作用更明显。

(二)非正规融资特征与融资对创新的作用机制

非正规融资是一种不依赖正式法律实施机制,仅靠自我契约执行和社会规范来确保融资合同得以执行的融资途径(Straub,2005),其本身具有产品交易属性(余明桂、潘红波,2010a)和价格歧视属性(Aktas et al,2012)。此外,非正规融资还具有独特的信息优势和融资(含现金)替换优势。就信息优势而言,基于信息非对称理论,Giannetti et al(2011)发现,与正规融资相比,非正规融资的合同更易执行和便于监督,表明非正规融资具有独特信息渠道。刘民权等(2003)从信息采集和借款人信息甄别两个方面指出,非正规融资在替代正规融资上具有信息优势。林毅夫、孙希芳(2005)发现,非正规金融机构在收集中小企业“软信息”方面具有天然优势,最终非正规融资比正规融资更易消除借贷双方的信息非对称问题。而作为一种短期的融资工具,非正规融资也具有一定的现金替换功能。Amiti & Weistein(2011)指出,非正规的商业信用融资主要源于企业购买商品时延期付款而占用其他企业资金的行为,其等价于买卖双方互为提供的短期贷款,具有一定的现金替换功能。

信息非对称和现金替换两个特征贯穿于企业创新的融资过程。其中,信息非对称问题是制约创新投资的重要瓶颈,尤其对于缺乏资产抵押的小企业,创新与融资的信息非对称性极大地制约了企业的创造性破坏能力(韩剑、严兵,2013)。就创新支出的具体范畴来看,创新的大部分支出用于支付研发人员薪酬(鞠晓生,2013),为了确保研发活动的持续性,企业会选择维持研发投资相对平滑的融资路径(吴淑娥等,2016)。对于财务波动大且缺乏长期融资的小企业和年轻企业而言,其偏好依赖调整成本较低的短期资本如营运资本、现金等及时平滑研发支出,确保创新投资的平稳性和持续性(鞠晓生等,2013;吴淑娥等,2016)。因此,综合非正规融资的信息优势和融资替换优势,并结合企业创新投资的非对称信息特征和对资金周期的平滑需求,提出假说2。

假说2:非正规融资通过融资信息优势和现金替换优势等促进企业创新,对于缺乏信息对称的小企业和面临现金波动的企业,非正规融资对其产品创新的促进作用更明显。

(三) 企业非正规融资差异与创新影响

非金融企业之间的借贷、产业链中合作商之间的商业信用等非正规融资,作为发展中国家企业的融资来源特别是短期融资来源已经得到了大量文献证实(Allen et al,2005;Cull et al,2009),并日益成为我国企业在银行信贷等正规融资渠道之外获取资金的一种重要替代选择(Ge & Qiu,2007;Du et al,2012)。然而,由于非金融企业之间的借贷、发行企业债券以及在产业链中合作的商业信用或贷款拖欠等融资行为,对在位企业的规模与市场势力有着严格的要求,在技术创新过程中企业的非正规融资也存在某种歧视与约束条件。首先,与正规融资渠道一样,非正规融资领域也存在明显的“企业规模歧视”(张杰等,2012),且在大企业对中小企业的商业信用挤占或贷款拖欠中表现得尤为突出(张杰、冯俊新,2011)。其次,在非正规融资领域买方垄断势力的强制性要求十分明显,在市场竞争中处于相对弱势地位的经济主体(如中小企业)自然成为这种强制性信用的最终供给主体(金碚,2006;余婧、罗杰,2012)。因此,企业规模越大、纵向市场势力越强,或在产业链中所处地位越突出的企业,在非正规融资领域所具有的融资优势越明显,通过商业信用、强制借贷等方式获取资金越容易。就我国而言,无论是在企业规模,还是在产业链控制能力等方面,上游国有企业垄断、下游民营企业竞争的非对称纵向市场结构(刘瑞明,2011),使我国国有企业都明显强于民营企业。由此,提出假说3。

假说3:非正规金融领域存在制约小企业或民营企业产品创新的企业规模歧视和金融所有制歧视。

三、模型、变量与数据

(一) 计量模型

借鉴 Du et al(2012)等研究非正规融资影响企业成长的计量模型,并结合吴延兵(2012)等研究技术创新的实证文献,设定如下计量方程:

$$rd_{fsit} = \alpha_0 + \alpha_s + \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 informal_{fsit} + \gamma CV_{fsit} + \epsilon_{fsit} \quad (1)$$

其中,下标 f, s, i 和 t 分别代表企业、省区、行业 and 年份, rd 为产品创新强度, $informal$ 为非正规融资, α_0 为常数项, α_s, α_i 和 α_t 为省区、行业 and 年份固定效应, CV 为控制变量(包括企业生产率、企业重要特征和企业财务指标等), ϵ 为随机扰动项。需要强调的是,本文采用 Levinsohn & Petrin(2003)方法估计了企业全要素生产率,并将其作为控制因素引入计量方程,本文相关变量的设定详见表1。

方程(1)为本文基准方程,重点验证 β_1 的符号和显著性,判断非正规融资能否促进企业产品创新。后续,针对非正规融资影响企业创新的机制,进一步从融资约束、创新与融资信息非对称性以及替代现金与平滑研发波动三个方面进行考察。具体而言,首先采用企业外生变量(规模、年龄)构建企业融资约束 SA 指数(鞠晓生等,2013),并按企业雇员数进行规模分组,分别检验不同融资约束强弱和不同企业规模大小样本中非正规融资对企业产品创新的影响,据以验证非正规融资是否基于缓解融资约束和降低小企业创新融资信息非对称的组合渠道影响企业创新;其次,鉴于营运资本或现金对企业研发十分重要(鞠晓生等,2013;吴淑娥等,2016),本文从替代现金以平滑研发波动角度检验非正规融资影响企业产品创新的现金替代与平滑机制。即在方程(1)中引入企业两类现金流(经营现金流 $cash_{jy}$ 或全部活动现金流 $cash_{all}$)动态减少项($\Delta cash/L.cash$),其中 $\Delta cash = (L.cash - cash)$,将其与企业非正规融资进行交互 $informal \cdot (\Delta cash/L.cash)$,构建计量模型:

$$rd_{fsit} = \alpha_0 + \alpha_s + \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 informal_{fsit} + \beta_2 informal_{fsit} \cdot (\Delta cash_{fsit}/L.cash_{fsit}) + \gamma CV_{fsit} + \epsilon_{fsit} \quad (2)$$

方程(2)^②重点检验交互项系数 β_2 的符号,若其为正,说明当企业现金减幅比例增大时,企业借助非正规融资来替代现金以平滑创新的动力增强,由此证实非正规融资存在平滑研发波动的现金替换机制。最后,本文考察了非正规融资影响企业创新的所有制与规模特征,通过设置企业民营化 $private$ 、小企业 $small$ 与非正规融资的交互项 $informal \cdot private, small \cdot private$,构建以下待检方程:

$$rd_{fsit} = \alpha_0 + \alpha_s + \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 informal_{fsit} + \beta_3 informal_{fsit} \cdot private_{fsit} + \beta_4 informal_{fsit} \cdot small_{fsit} + \beta_5 private_{fsit} + \beta_6 small_{fsit} + \gamma CV_{fsit} + \epsilon_{fsit} \quad (3)$$

方程(3)重点关注系数 β_3 和 β_4 的符号和显著性,若其显著为负,说明在非正规融资渠道存在所有制歧视和企业规模歧视,其抑制了民营企业和小企业的产品创新能力。

(二)变量选取

1. 因变量:企业产品创新。结合相关技术创新文献(吴延兵,2012),用“企业新产品产值占工业总产值比例”构建产品创新强度指标 rd ,反映制造企业产品创新水平。

2. 自变量:非正规融资。结合中国非正规金融的特征事实(Cull et al,2009;孙浦阳等,2014)和 Allen et al(2005)等针对企业非正规融资(主要是商业信用)的指标设定,用企业应付账款占总负债比值(代表商业信用比率)作为企业非正规融资指标 $informal$ 。

3. 主要控制因素。控制变量分为三类:企业特征、财务指标和省区、行业、年份等固定效应(见表1)。首先,结合技术创新文献,分别对企业生产率 $ln\text{tfp}$ 、企业规模 $ln\text{size}$ 、年龄 $ln\text{age}$ 、员工工资 $ln\text{wage}$ 、民营化程度 $private$ 、出口强度 $export$ 、市场竞争程度 hhi 、广告费用强度 $ad\text{fee}$ 、公司治理(股权集中度) $govern$ 等重要企业特征进行控制。其次,结合企业融资与创新投资的相关文献(鞠晓生,2013;吴淑娥等,2016),控制了企业银行融资比例 $bank$ (反映正规融资)、负债率 lev 、经营现金净流入率 $cash_jy$ 、营利率 roa 、应收账款率 $receive$ 和补贴收入率 $subsidy$ 等。最后,鉴于地区、行业、年份等固定特征也是影响企业技术创新的重要外部条件,设置企业所处的省区、行业和年份虚拟变量进行控制。

表1 变量定义与描述性统计

变量	符号	定义(工业企业 2005~2007 数据)	样本	均值	最小值	最大值
产品创新	rd	新产品产值/工业总产值	156997	0.0553	0	1
非正规金融	$informal$	应付账款/总负债	156997	0.1793	0	0.9845
企业生产率	$ln\text{tfp}$	采用 Levinsohn & Petrin(2003)方法进行估计	156997	3.9545	-4.041	8.096
企业规模	$ln\text{size}$	净固定资产对数	156997	9.7311	9.7311	17.972
企业年龄	$ln\text{age}$	(2007-企业成立年+1)取对数	156997	2.1220	2.122	4.0775
平均工资	$ln\text{wage}$	(应付工资/企业人数)取对数	156997	14.711	5.8529	32.142
民营化程度	$private$	法人私有股是否大于国有集体股	156997	0.9048	0	1
出口强度	$export$	出口交货值/工业销售产值	156997	0.0907	0	1
市场竞争	hhi	(企业占地区一行业)销售收入比例平方和	156997	0.0098	1.45e-14	1
广告费强度	$ad\text{fee}$	广告费支出/年营业收入	156995	0.0013	0.0013	3.4360
公司治理	$govern$	企业各种股份的比例平方和	156997	0.9492	0.2602	1
银行融资率	$bank$	[总负债-应付(账款+工资)-应付(福利+税金)]/总负债	156997	0.5858	0	0.9991
负债	lev	总负债/总资产	156997	0.5864	0.2931	0.8769
现金流入率	$cash_jy$	净经营现金/总资产	156997	0.0306	-0.0091	0.1433
营利率	roa	营业利润/营业收入	156995	0.0568	0.0020	0.1860
应收账款率	$receive$	应收账款/产品销售收入	156997	0.1305	0	0.4776
补贴收入率	$subsidy$	补贴收入/营业收入	156995	0.0022	0	0.0598

(三)数据来源

本文主要选取国家统计局公布的 2005—2007 年中国工业企业数据进行实证检验。这些数据同时报告了企业“应付账款”和“新产品创新产值”两类指标,这为本文构建非正规融资和企业产品创新变量提供了数据来源。考虑到工业企业数据具有大样本特征,本文借鉴 Brandt et al(2012)的做法,根据企业法人代码、企业名称等信息进行合并,获得了 2005—2007 年共三年的非平衡面板数据。根据 Cai & Liu(2009)等的筛选方法,作如下选取:其一,删除采矿、电力、燃气与水的生产和供应等行业数据,仅保留制造业企业样本,剔除公司总资产、员工人数、工业总产值、固定资产年均净值以及工业销售产值等关键指标缺失的样本;其二,剔除公司固定资产净值、工业销售产值小于 500 万元的企业,保留公司员工数大于(含)30 人以上的企业;其

三,结合会计准则,剔除流动资产或新增固定资产分别小于总资产以及企业本年折旧大于企业累计折旧的样本,剔除外资股份大于零的企业。最终,我们获得 243929 个本土制造企业样本。

四、实证结果分析

根据理论假说,本文实证检验分为四步:首先,基准检验,验证非正规融资能否促进制造企业产品创新;其次,模型内生性处理,引入非正规融资的工具变量,控制模型内生性并验证非正规融资影响企业产品创新的稳健性;再次,机制检验,验证非正规融资影响制造企业产品创新的作用机制;最后,所有制与企业规模特征检验,引入所有制和小企业虚拟变量构建交互项,验证非正规融资影响制造企业产品创新的所有制歧视和企业规模歧视。

(一)基准检验

结合方程(1),通过逐步控制相关因素,本文利用 Tobit 方法估计了非正规融资对于企业产品创新强度的影响(采用省区稳健性聚类标准误),获得基准检验结果如表 2 所示。表 2 中,第(1)列仅对省区、行业和年份虚拟特征进行控制,初步发现非正规融资估计系数为 0.0543,高度显著(1%显著性),说明非正规融资提升了本土制造企业的产品创新强度。在此基础上,第(2)列补充控制了企业生产率、规模、年龄、工资率、民营化程度、出口强度、市场竞争程度、广告强度以及公司治理等,显示非正规融资的估计系数为 0.0696(略有提升),且显著为正(1%显著性),说明即使控制企业重要特征之后,非正规融资仍然促进制造企业产品创新。第(3)(4)列继续增加控制企业财务指标,第(3)列控制企业银行融资率、负债率、经营现金净流入率、盈利率,第(4)列控制企业应收账款率和补贴率,发现非正规融资的估计系数仍然高度显著为正(1%显著性),说明即使对企业主要财务指标进行控制,非正规融资仍然促进制造企业产品创新。第(5)列对第(1)~(4)列相关因素全部控制,检验结果也证实非正规融资促进了企业产品创新,第(6)列报告了第(5)列检验结果的边际影响,发现的边际系数为 0.0247,说明企业非正规融资比例每提高 1%,对应产品创新强度提升 2.47%。

表 2 初步证实非正规融资具有促进企业产品创新的融资功能,验证了假说 1。就有关文献来看,已有研究从降低交易成本、实施价格歧视、促进产品竞争以及确保产品品质等角度,分别揭示了商业信用代表的非正规金融对于企业成长和企业绩效的影响(Amiti & Weinstein, 2011; 余明桂、潘红波, 2010a),然而针对非正规融资能否促进企业创新的研究却相对缺乏。尽管许多文献从融资角度,证实非正规融资具有短期融资功能并能够缓解企业融资约束(孙浦阳等, 2014),但却极少有文献将非正规金融的融资功能与企业创新相结合,据我们所知目前国内仅有张杰等(2012)极少数学者对此展开研究,而本文的结论进一步对此提供了经验支持。

表 2 其他主要控制变量检验结果显示企业生产率的估计系数显著为正(1%显著性),说明高生产率企业的产品创新强度大。企业规模在 1%显著性水平与产品创新强度正相关,说明大企业比小企业更具产品创新优势,这支持“熊彼特创新假说”,与国内许多文献结论一致(吴延兵, 2012);企业年龄的估计系数显著为正(1%显著性),说明年龄长的企业对应更高产品创新强度;企业平均工资的估计系数显著为正(1%显著性),说明高工资诱致我国制造企业呈现节约昂贵劳动成本的技术偏向特征(Acemoglu, 2002);企业民营化程度变量的估计系数为正,但整体上缺乏显著性;企业出口强度的系数显著为正,说明出口企业比非出口企业更具产品创新性;市场竞争程度和广告支出强度的估计系数均显著为正(1%显著性),说明激烈的市场竞争有助于推动企业产品创新;公司治理变量的估计系数为负,高度显著(1%显著性),说明股权集中不利于企业创新,反而是股权分散企业拥有更高的产品创新强度,这与 Froot et al(1992)等的结论一致。此外,表 2 主要财务指标的检验结果表明:银行贷款率的估计系数显著为正,说明银行融资也是企业产品创新的重要外部融资来源。企业负债率的估计系数小于 0 且高度显著(1%显著性),说明高负债不利于企业产品创新。企业经营活动的净现金流、应收账款率的估计系数均为正,具有 1%以内的高度显著性水平,说明持有经营现金越多、对外提供越多商业信用的企业产品创新性越强。最后,企业营利率的估计系数缺乏显著性,而企业获取补贴的估计系数为正且高度显著,说明获取外部补贴更有助于国内制造企业创新,这支持了毛其淋、许家云(2015)等关于“补贴促进企业创新”的观点。

表2 基准检验结果

	(1)(Tobit)	(2)(Tobit)	(3)(Tobit)	(4)(Tobit)	(5)(Tobit)	(6)(边际)
<i>informal</i>	0.0543*** (3.43)	0.0696*** (4.41)	0.248*** (10.09)	0.128*** (5.57)	0.185*** (7.42)	0.0247*** (7.42)
<i>lnlfp</i>		0.0392*** (10.54)	0.0455*** (11.44)	0.0572*** (14.18)	0.0570*** (13.83)	0.0076*** (13.83)
<i>lnsize</i>		0.137*** (50.97)	0.125*** (42.74)	0.130*** (45.52)	0.124*** (42.65)	0.0166*** (42.85)
<i>lnage</i>		0.0678*** (17.00)	0.0693*** (17.27)	0.0632*** (15.69)	0.0629*** (15.55)	0.00839*** (15.51)
<i>lnwage</i>		0.00941*** (21.00)	0.0101*** (21.91)	0.00936*** (20.55)	0.00953*** (20.67)	0.00127*** (20.68)
<i>private</i>		0.0119 (1.30)	0.00723 (0.79)	0.0155* (1.70)	0.0117 (1.28)	0.00156 (1.28)
<i>export</i>		0.321*** (27.21)	0.325*** (27.53)	0.335*** (28.40)	0.338*** (28.54)	0.04505*** (28.49)
<i>hhi</i>		0.165*** (4.07)	0.165*** (4.09)	0.168*** (4.18)	0.168*** (4.19)	0.0224*** (4.19)
<i>adfee</i>		0.669*** (2.79)	0.646*** (2.68)	0.640*** (2.61)	0.610** (2.51)	0.0814** (2.51)
<i>govern</i>		-0.249*** (-13.98)	-0.242*** (-13.61)	-0.240*** (-13.47)	-0.233*** (-13.11)	-0.03113*** (-13.11)
<i>bank</i>			0.195*** (9.51)	0.0912*** (5.06)	0.156*** (7.56)	0.02078*** (7.56)
<i>lev</i>			-0.117*** (-6.55)		-0.104*** (-5.82)	-0.0139*** (-5.82)
<i>cash</i>			0.618*** (11.63)		0.645*** (12.12)	0.08606*** (12.12)
<i>roa</i>			0.0299 (0.50)		-0.0394 (-0.66)	-0.00526 (-0.66)
<i>receive</i>				0.280*** (11.81)	0.290*** (12.19)	0.03862*** (12.19)
<i>subsidy</i>				1.999*** (6.68)	1.763*** (5.87)	0.23525*** (5.87)
<i>constant</i>	-0.604*** (17.34)	-2.134*** (-46.17)	-2.177*** (-45.46)	-2.229*** (-46.76)		-2.206*** (-46.09)
省区	控制	控制	控制	控制		控制
行业	控制	控制	控制	控制		控制
年份	控制	控制	控制	控制		控制
Pseudo R ²	0.1368	0.1931	0.1948	0.1949		0.1963
样本	158198	156995	156995	156995		156995

注:括号内为t值,*表示 $p < 0.1$,**表示 $p < 0.05$,***表示 $p < 0.01$ 。

(二) 内生性处理

本文试图重点验证非正规融资对企业产品创新的因果作用机制,然而产品创新性越强也意味着企业产品垄断势力越强,导致高创新性企业易于获得或挤占合作伙伴更多商业信用、企业借贷等非正规融资,最终产品创新与获取非正规融资之间也可能存在反向决定机制,致使二者因逆向因果关系而导致计量模型面临内生性问题。^③因此,本文进一步寻找企业非正规融资的工具变量进行稳健性检验。

具体而言,本文从以下两个方面选取工具变量。其一,遵循 Wang et al(2014)的思路,选取世界银行

2005年提供的中国2002—2004年120个主要商业城市随机的企业调研数据,从中提取两个重要维度指标:一是企业与主要客户(包括批发商和零售商)的合作年限(1~7离散指标);二是企业与主要供应商的合作年限(1~7离散指标),我们将其构造为120个城市层面的客户合作期限指标 Cy 和供应商合作期限指标 Sy ,作为企业非正规融资的工具变量。不难理解,城市层面企业与客户或供应商的平均合作期限越长,表明该地区企业在纵向市场上的上下游关系越紧密,这显然有助于企业获取商业信用、借贷等非正规融资。这两类指标均取自另一套权威的城市层面数据,且还滞后于本文采用的工业企业数据(2005—2007年),因而兼具工具变量所需的外生性条件和相关性条件。另外,出于稳健性考虑,在上述两个指标直接作为工具变量的基础上,也采用标尺法构建城市层面企业与客户合作期限指标: $Cy_1 = (Cy - Cy_{min}) / (Cy_{max} - Cy_{min})$ 或与供应商合作期限指标: $Sy_1 = (Sy - Sy_{min}) / (Sy_{max} - Sy_{min})$,作为新的工具变量组合进行检验。

其二,从其他角度寻找工具变量。根据工业企业数据库2005—2007年的微观指标“工业中间投入合计(取对数)”和“直接材料投入(取对数)”,借鉴Fisman & Svensson(2007)构建企业所处省区、行业、年份三个维度平均的“工业中间品投入(取对数)” $Input$ 和“直接材料投入(取对数)” $Material$ 作为企业非正规融资的工具变量。究其原因,中间品投入和直接材料投入与企业商业信用有关联,而选取多个维度的变量平均值可以较好克服企业层面的变量内生性问题(Fisman & Svensson, 2007),最终本文也采用这两个指标作为非正规融资的工具变量。

表3 控制模型内生性的工具变量检验

第二阶段:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>informal</i>	4.062*** (3.45)	6.947*** (4.75)	4.971*** (4.21)	3.423*** (2.71)	6.307*** (4.34)	4.775*** (3.83)	3.853*** (10.15)	4.137*** (10.45)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省区	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
第一阶段:	<i>informal</i>							
工具变量	Cy	0.0022*** (9.24)		0.0016*** (4.65)				
	Sy		0.00217*** (8.32)	0.00089** (2.34)				
	Cy_1				0.0126*** (7.67)		0.0077*** (3.24)	
	Sy_1					0.0133*** (7.50)	0.0072*** (2.81)	
	$Material$							0.0198*** (23.76)
	$Input$							
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省区	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Wald 外生检验	11.79*** [0.0006]	29.87*** [0.0000]	19.30*** [0.0000]	6.12** [0.0134]	22.82*** [0.0000]	14.64*** [0.0001]	99.10*** [0.0000]	109.93*** [0.0000]
样本	115514	115514	115514	115514	115514	115514	156386	156997

注:括号内为t值,*表示 $p < 0.1$,**表示 $p < 0.05$,***表示 $p < 0.01$ 。

采用上述工具变量的检验结果见表3。首先,采用IV-Tobit的两阶段估计法分别控制计量模型的内生性:第一阶段针对解释变量(非正规融资)进行估计,重点报告了各类工具变量对解释变量的估计结果;第二

阶段,在控制内生性之后,继续验证非正规融资对企业产品创新强度的影响。具体来看,表3的第(1)~(3)列分别采用城市层面企业与客户合作期限、与供应商合作期限或二者组合(C_y 和 S_y)进行工具变量检验;第(4)~(6)列分别采用标尺法对应的城市层面企业与客户合作期限 C_{y1} 、与供应商合作期限 S_{y1} 或二者组合(C_{y1} 和 S_{y1})进行工具变量检验;第(7)(8)列分别采用企业所处省区、行业、年份三个维度平均的“直接材料投入”和“工业中间品投入”作为工具变量进行检验。整体而言,在第一阶段针对非正规融资的估计结果中,各类工具变量对应的估计系数显著为正,这说明本文选取的工具变量满足相关性条件;同时,表3各列对应的Wald外生性检验高度显著,对应p值很低,说明本文选取的工具变量也满足外生性条件,证实本文各类工具变量具有合理性和有效性。就第二阶段的检验结论而言,在第(1)~(8)列各类估计方程中,非正规融资的估计系数均显著为正(1%显著性水平),说明控制核心变量之间的内生性问题之后,仍然可以得出非正规融资促进本土制造企业产品创新的一致结论。

(三)机制检验

为什么非正规融资能够促进企业产品创新?本文就其作用机制进行检验。首先,融资约束是制约中国企业创新的重要瓶颈(韩剑、严兵,2013),作为正规融资的重要替代渠道,非正规融资具有缓解企业融资约束的功能(孙浦阳等,2014)。非正规融资是否也通过缓解融资约束的渠道而促进企业产品创新呢?鉴于以往测度融资约束的KZ指数、WW指数都包括了现金流、负债等许多互为因果的内生变量,本文借鉴鞠晓生等(2013)的思路,按企业规模和年龄两个外生变量构建企业融资约束指数SA,^④并按SA指数是否大于样本均值进行分组回归,具体见表4的第(1)(2)列。我们发现,非正规融资在第(1)列强融资约束组的边际系数为0.0412(1%显著性),在第(2)列弱融资约束组的边际系数为0.01508(1%显著性),前者是后者的2.73倍,说明非正规融资促进企业产品创新的结论对于融资约束严重的企业更明显,证实了假说1。

其次,创新与融资的信息非对称性是制约企业创新的重要瓶颈,尤其对于缺乏抵押资产的小企业,其与正规金融机构之间存在更为严重的信息非对称问题(Ilyina & Samaniego, 2011)。同时,融资比较优势理论认为,与正规金融体系中的银行融资相比,商业信用、企业借贷等非正规融资便于收集中小创新企业的“软信息”(林毅夫、孙希芳,2005),尤其是商业信用源于上下游企业之间的频繁交易,促进了借贷双方的信息分享,有助于缓解融资信息非对称性(孙浦阳等,2014)。鉴于此,本文从企业规模入手,分组比较非正规融资与银行信贷(正规融资)对不同规模企业创新的差异影响,来验证非正规融资是否通过缓解小企业创新与融资非对称的独特信息优势而促进企业创新,具体检验见表4的第(3)(4)两列。按企业年均雇员数是否大于1000人进行大小企业规模分组,^⑤显示仅在第(3)列小企业样本组,非正规融资的边际系数显著大于银行融资(正规融资)的边际系数。鉴于创新的小企业普遍面临严重的融资信息非对称问题,而非正规融资比正规融资对企业创新的促进作用更明显的结论也仅存于小企业,说明非正规融资具有比正规融资更强的融资信号优势促进小企业产品创新,证实了假说2。

最后,本文构建企业净经营现金流动态减少项 $\Delta cash_jy/L.cash_jy$ 或企业全部活动现金流动态减少项 $\Delta cash_all/L.cash_all$,将其分别与非正规融资相乘组建交互项,按照方程(2)进行传导机制检验,结果见表4的第(5)(6)列,显示两类交互项的估计系数均为正(10%显著性),说明当企业动态现金流减少时,其普遍借助非正规融资来替代现金以平滑研发需求;在第(6)列进一步引入了银行融资与动态现金流减少的交互项,发现其系数不显著,这说明非正规与正规融资相比,具有更强的现金替换功能,通过替代现金以平滑企业研发波动的渠道优势,非正规融资最终促进了企业产品创新,这再次证实了假说2。

(四)非正规融资影响企业产品创新的所有制歧视和企业规模歧视

长期以来金融抑制是我国金融体系的重要特征,受其影响,民营企业难以获得正规金融支持,商业信用、企业借贷等非正规金融成为广大民营企业重要的融资来源(Allen et al, 2005)。同时,非正规金融中的商业信用渠道也与企业规模和上下游市场结构有关:部分文献发现大企业具有挤占小企业商业信用融资的天然优势(张杰等,2011,2012);少量文献甚至表明,尽管我国民营企业面临较强融资约束,但在商业信用领域民营企业却向融资相对充裕的国有企业提供了更多的商业信用(余明桂、潘红波,2010b;余婧、罗杰,2012),这说明在非正规融资领域除了存在规模歧视以外,也可能存在针对民营企业的金融所有制歧视。那么,这两种可能存在的金融歧视(尤其是金融所有制歧视)如何影响企业产品创新呢?

表4 影响渠道与机制的检验

	机制一:缓解融资约束		机制二:融资信号优势		机制三:平滑创新优势	
	强融资约束	弱融资约束	小企业	大企业	替代现金波动	
	(1)(边际)	(2)(边际)	(3)(边际)	(4)(边际)	(5)(边际)	(6)(边际)
<i>informal</i>	0.0412*** (7.23)	0.01508*** (3.68)	0.03757*** (12.37)	0.15517*** (7.99)	0.06976*** (8.76)	0.0708*** (8.96)
<i>informal</i> · ($\Delta cash_jy/L.cash_jy$)					0.001857* (1.62)	
<i>informal</i> · ($\Delta cash_all/L.cash_all$)						0.00227* (1.90)
<i>bank</i> · ($\Delta cash_all/L.cash_all$)						0.00022 (0.47)
<i>bank</i>	0.03225*** (6.93)	0.01419*** (4.23)	0.03238*** (13.88)	0.16138*** (11.70)	0.072348*** (11.98)	0.0725*** (12.01)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.1539	0.1623	0.1480	0.2709	0.1803	0.1803
样本	56433	100564	147522	9475	35738	35770

注:括号内为 t 值,*表示 $p < 0.1$,**表示 $p < 0.05$,***表示 $p < 0.01$ 。

根据方程(3)本文进一步引入了民营所有制变量、企业规模变量与非正规融资的交互项 *informal* · *private*、*informal* · *small* 进行检验,结果见表5。其中,第(1)(2)列的交互项 *informal* · *private* 系数显著为负(5%显著性),说明在非正规融资渠道存在抑制民营企业创新的融资所有制歧视,制约了民营企业的产品创新能力;在第(3)(4)列单独引入了小企业变量与非正规融资的交互项,显示 *informal* · *small* 的系数也显著为负(5%显著性),说明非正规融资渠道也存在抑制小企业创新的“企业规模歧视”(张杰等,2013);鉴于不同规模的企业融资优势也可能是市场竞争的结果,“企业规模歧视”本身也具有合理的效率成分,对此在第(5)(6)列同时引入上述两类交互项,重点观察在排除“企业规模歧视”之后,交互项 *informal* · *private* 的系数

表5 非正规融资影响企业创新的所有制歧视及规模歧视检验

	(1)(Tobit)	(2)(边际)	(3)(Tobit)	(4)(边际)	(5)(Tobit)	(6)(边际)
<i>informal</i>	0.287*** (5.31)	0.03835*** (5.30)	0.315*** (5.28)	0.04197*** (5.28)	0.394*** (5.38)	0.05255*** (5.38)
<i>informal</i> · <i>private</i>	-0.113** (-2.12)	-0.0151** (-2.12)			-0.102* (-1.89)	-0.01359* (-1.89)
<i>informal</i> · <i>small</i>			-0.115** (-1.99)	-0.01536** (-1.99)	-0.102* (-1.75)	-0.01365* (-1.75)
<i>private</i>	0.0279* (1.95)	0.0037* (1.95)			0.0290** (2.02)	0.003867** (2.02)
<i>small</i>			-0.0917*** (-5.80)	-0.01222*** (-5.80)	-0.0944*** (-5.95)	-0.012576*** (-5.96)
控制变量	控制		控制		控制	
省区	控制		控制		控制	
行业	控制		控制		控制	
年份	控制		控制		控制	
Pseudo R ²	0.1963		0.1970		0.1970	
样本	156995		156995		156995	

注:括号内为 t 值,*表示 $p < 0.1$,**表示 $p < 0.05$,***表示 $p < 0.01$ 。

符号,发现其仍然为负,且具有 10% 以内的显著性水平,这说明即使排除“规模歧视”,非正规融资渠道针对民营企业创新的金融所有制歧视仍然非常明显,制约了民营企业的产品创新能力。鉴于以往的金融歧视研究主要基于正规金融渠道,结合非正规融资歧视并探讨创新影响的文献相对缺乏,本文的上述结论是一个重要发现。出现该结论的原因可能是,本文商业信用是非正规融资的主要来源,而商业信用源于上下游市场结构;鉴于我国普遍存在上游国有企业垄断、下游民营企业竞争的非对称纵向市场结构(刘瑞明,2011),受此影响上游垄断国企易于通过“强制性商业信用”等途径,轻易获取并挤压下游民营企业的商业信用融资(余婧、罗杰,2012),最终这种由国有企业对民营企业在纵向市场结构中的所有制优势可能恶化创新民营企业的非正规融资约束,并抑制了民营企业的产品创新水平。

五、结论与政策建议

作为企业正规融资的一种替代或补充机制,非正规金融对企业研发创新具有重要作用。本文利用 2005—2007 年中国工业企业大样本数据,实证检验了商业信用代表的非正规金融对于中国制造企业产品创新的影响,并分析了相关作用机制。主要结论表明,非正规金融提升了制造企业产品创新强度,说明非正规金融具有促进企业产品创新的融资功能。就相关机理而言,本文发现:非正规金融便于缓解创新企业的融资约束,有助于降低小企业创新与融资的信息非对称问题,且在创新企业面临现金减少时,能够较好替代现金以平滑研发波动,最终非正规金融因融资信息优势和现金替换优势等促进企业产品创新。另外,结合所有制与企业规模特征我们还发现:我国非正规金融领域也存在针对民营企业和小企业创新的融资所有制歧视和规模歧视,其显著抑制了企业产品创新能力。

据此,本文提出两点政策建议。第一,鉴于非正规金融具有促进企业创新的融资功能,且对于强融资约束、小规模以及缺乏现金流的创新企业而言,非正规金融对其产品创新的促进作用更明显。这说明当前我国以银行体系主导的正规金融系统存在失灵和低效,没有担负起促进企业创新的应有功能和重任,对此应该加速深化我国的正规金融体系改革,矫正正规融资体系中的国有制信贷配给偏好,降低政府对正规金融体系的不当干预,有效解决正规金融体系中的银行融资与创新主体的错配问题,并减弱正规融资的企业套利空间,以提升我国正规金融系统对应的企业产品创新能力。第二,本文发现非正规金融领域也存在抑制民营企业创新的融资所有制歧视,说明应该高度重视我国非正规金融领域的金融改革,应将非正规金融领域的制度创新与破解我国上游国有企业垄断、下游民营企业竞争的非对称纵向市场结构紧密结合起来,削弱上游垄断国有企业借助纵向市场优势大幅挤占下游创新民营企业获取商业信用融资的渠道优势,降低纵向市场上因所有制差别而诱发的企业间融资歧视。最终,通过破解创新民营企业在正规和非正规金融市场面临的双重金融歧视,来提升我国企业产品创新能力。

注:

- ①非正规融资相对正规融资而言,指企业依靠自我契约执行或社会规范来确保融资合同得以实施的融资途径,针对中国特征事实,Allen et al(2005)、Cull et al(2009)将商业信用、民间借贷、亲戚朋友借款等作为中国企业获取非正规融资的渠道统称。
- ②鉴于控制变量中已经包括经营现金流指标,为了避免多重共线性,方程(2)没有引入现金流动态指标。
- ③特别感谢匿名审稿人提到这一点。
- ④融资约束指数 SA 为: $SA = -0.737 \times \text{企业规模} + 0.043 \times (\text{企业规模})^2 - 0.04 \times \text{年龄}$ 。SA 指数为负,其值越小(绝对值越大),表明企业面临融资约束越严重;反之,企业融资约束程度越低。
- ⑤根据《中华人民共和国中小企业促进法》、《国务院关于进一步促进中小企业发展的若干意见》(国发〔2009〕36 号)以及《中小企业划型标准规定》,工业从业人员在 1000 人以下或营业收入在 40000 万元以下的企业划分为中小微型企业。本文将企业年均从业人员在 1000 人以下或以上的分别划分为小企业和大企业。

参考文献:

- 陈斌开 林毅夫,2012:《金融抑制、产业结构与收入分配》,《世界经济》第 1 期。
- 韩剑 严兵,2013:《中国企业为什么缺乏创造性破坏——基于融资约束的解释》,《南开管理评论》第 4 期。
- 金磊,2006:《债务支付拖欠对当前经济及企业行为的影响》,《经济研究》第 5 期。
- 鞠晓生,2013:《中国上市公司创新投资的融资来源与平滑机制》,《世界经济》第 4 期。
- 鞠晓生 卢荻 虞义华,2013:《融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性》,《经济研究》第 1 期。

- 刘民权 徐忠 俞建拖,2003:《信贷市场中的非正规金融》,《世界经济》第7期。
- 刘瑞明,2011:《上游垄断、非对称竞争与社会福利——兼论大中型国有企业利润的性质》,《经济研究》第12期。
- 林毅夫 孙希芳,2005:《信息、非正规金融与中小企业融资》,《经济研究》第7期。
- 毛其淋 许家云,2015:《政府补贴对企业新产品创新的影响——基于补贴强度“适度区间”的视角》,《中国工业经济》第6期。
- 孙浦阳 李飞跃 顾凌骏,2014:《商业信用能否成为企业有效的融资渠道——基于投资视角的分析》,《经济学(季刊)》第4期。
- 吴淑娥等,2016:《融资来源、现金持有与研发平滑——来自我国生物医药制造业的经验证据》,《经济学(季刊)》第2期。
- 吴延兵,2012:《中国哪种所有制类型企业最具创新性?》,《世界经济》第6期。
- 余明桂 潘红波,2010a:《金融发展、商业信用与产品市场竞争》,《管理世界》第8期。
- 余明桂 潘红波,2010b:《所有权性质、商业信用与信贷资源配置效率》,《经济管理》第8期。
- 余婧 罗杰,2012:《中国金融资源错配的微观机制——基于工业企业商业信贷的经验研究》,《复旦学报(社会科学版)》第1期。
- 张杰 冯俊新,2011:《中国企业间贷款拖欠的影响因素及其经济后果》,《经济理论与经济管理》第7期。
- 张杰等,2013:《银行歧视、商业信用与企业发展》,《世界经济》第9期。
- 张杰等,2012:《融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入》,《世界经济》第10期。
- Acemoglu, D. (2002), “Direct technical change”, *Review of Economic Studies* 69(4):781—809.
- Aktas, N. et al(2012), “The information content of trade credit”, *Journal of Banking and Finance* 36(5):1402—1413.
- Allen, F. et al(2005), “Law, finance, and economic growth in China”, *Journal of Financial Economics* 77(1):57—116.
- Amiti, M. & D. E. Weinstein(2011), “Exports and financial shocks”, *Quarterly Journal of Economics* 126(4):1841—1877.
- Beck, T. et al(2008), “Finance, firm size and growth”, *Journal of Money, Credit and Banking* 40(7):1379—1405.
- Brandt, L. et al(2012), “Factor market distortions across time, space and sectors in China”, *Review of Economic Dynamics* 16(1):39—58.
- Brown, J. R. et al(2009), “Financing innovation and growth: Cash flow, external equity and the 1990s R&D boom”, *Journal of Finance* 64(1):151—185.
- Brown, J. R. & B. Petersen(2011), “Cash holding and R&D Smoothing”, *Journal of Corporate Finance* 17(3):694—709.
- Cai, H. & Q. Liu(2009), “Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firm”, *Economic Journal* 119(537):764—795.
- Cull, R. et al(2009), “Formal finance and trade credit during China’s transition”, *Journal of Financial Intermediation* 18(2):173—192.
- Du, J. et al(2012), “Bank loans vs. trade credit: Evidence from China”, *Economics of Transition* 20(3):457—480.
- Fisman, R. & J. Svensson(2007), “Are corruption and taxation really harmful to growth? Firm level evidence”, *Journal of Development Economics* 83(1):63—75.
- Froot, K. A. et al(1992), “Shareholder training practices and corporate investment horizons”, *Journal of Applied Corporate Finance* 5(2):42—58.
- Ge, Y. & J. Qiu(2007), “Financial development, bank discrimination, and trade credit”, *Journal of Banking and Finance* 31(2):513—530.
- Giannetti, M. et al(2011), “What you sell is what you lend? Explaining trade credit contracts”, *Review of Financial Studies* 24(4):1261—1298.
- Ilyina, A. & R. Samaniego(2011), “Technology and financial development”, *Journal of Money, Credit and Banking* 43(5):899—921.
- Kamien, M. I. & N. L. Schwartz(1978), “Potential rivalry, monopoly profits and the pace of inventive activity”, *Review of Economic Studies* 45(3):547—557.
- Levinsohn, J. & A. Petrin(2003), “Estimating production functions using inputs to control for unobservables”, *Review of Economic Studies* 70(2):317—341.
- Song, Z. et al(2011), “Growing like China”, *American Economic Review* 101(1):196—233.
- Straub, S. (2005), “Informal sector: The credit market channel”, *Journal of Development Economics* 78(2):299—321.
- Wang, Y. et al(2014), “Judicial quality, contract intensity and exports: Firm level evidence”, *China Economic Review* 31(8):32—42.

(责任编辑:陈建青)

(校对:孙志超)