

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2021.04.002

金融扭曲、创新抑制及其对出口复杂度的影响^①

李玉山¹, 陆远权^{2,3*}, 王拓⁴

(1. 重庆工商大学工商管理学院, 重庆 400067; 2. 重庆师范大学经济与管理学院, 重庆 401331;
3. 重庆大学公共管理学院, 重庆 400044; 4. 商务部国际贸易经济合作研究院, 北京 100710)

摘要: 提升出口复杂度是科技体制改革的重要目标,然而少有文献关注到金融扭曲和创新抑制对中国各地区出口复杂度的影响.本文借助金融扭曲指数与中国高技术产业省级层面数据,实证考察金融扭曲、创新抑制及其相互作用如何影响了出口复杂度.研究发现,金融扭曲和创新抑制对出口复杂度有显著的抑制作用.金融扭曲加剧了创新抑制对出口复杂度的侵蚀效应,并且金融扭曲跨越特定临界值,创新抑制的这种影响更为凸显.在较低外向度、较小产值规模以及较低技术密集度的高技术企业中,金融扭曲对出口复杂度的抑制效应尤为强烈.扭曲收益、研发抑制和技术锁定是金融扭曲阻碍出口复杂度提升的重要作用渠道.系列稳健性检验证实了上述结论的可靠性.本文为深化金融和科技体制改革,重塑中国产业国际竞争优势提供了全新的研究视角与决策参考.

关键词: 金融扭曲; 创新抑制; 高技术产业; 金融市场化; 出口复杂度

中图分类号: F273; F752.62; F832 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2021)04-0019-23

0 引言

在中国经济全面进入新常态和全球竞争格局发生深刻变化的背景下,加快转变外贸增长方式、立足出口产品以质取胜以及推动对外贸易转型升级是出口贸易发展的重要内容,而持续提升高技术产品出口复杂度对中国制造业占据全球价值链高端和经济高质量发展具有重大且深远的意义^[1].随着中国经济步入“三期叠加”新阶段,对外贸易规模不断扩大,高技术产品出口比重日益增加,产品出口结构呈现了一定程度上的优化调整与转型升级态势^[2,3].然而,出口产品普遍以低附加值的初级加工产品和贴牌生产制成品为主,高端化产品大多仍处于全球产业链的中低端环节,出口产品显露了附加值获取能力和技术复杂度较低的典型特征^[4].鉴于此,一个亟待学者们

解答的问题是,虑及中国出口贸易的现实情境,哪些因素影响抑或成为提升产品出口复杂度的梗阻?诸多文献从不同侧面对此进行了讨论,认为出口企业外部融资依赖的缓解、FDI流入与OFDI逆向技术溢出、知识产权保护的激励与保障以及完善基础设施条件降低企业的创新成本等因素促进了中国产品出口复杂度的提高^[5,6].而一些研究文献则发现,创新生产效率相对低下、技术水平升级有待加强、寻租活动俘获租金收益^[7]以及政府干预与金融抑制引致性扭曲^[5]等皆为制约中国企业出口和产品复杂度提升的重要因素.

上述研究基于不同视角积极探索了影响中国企业产品出口复杂度的多种因素,然而鲜有文献关注中国渐进式改革和经济转轨中的特殊现象,即市场扭曲尤其作为经济核心组成部分的金融资

① 收稿日期: 2018-12-17; 修订日期: 2020-07-29.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71861034); 国家社会科学基金资助项目(18BMZ149; 19AJY016; 20CJY044); 中央高校基本科研业务费专项资金项目(XDJK2017C057).

通讯作者: 陆远权(1966—),男,重庆云阳人,博士,教授,博士生导师. Email: sxylyq@163.com

源配给是非市场化和扭曲的^[8],因此深入探究各地区普遍存在的金融扭曲这一特征事实对出口复杂度的可能影响意义凸显.金融要素价格扭曲、政府干预资源误置及要素区域流动障碍等都是金融扭曲现象的不同表现^[9,10],金融扭曲不仅会带给出口企业扭曲收益削弱其创新动力^[11,12],而且对技术研发与创新生产效率造成显著的抑制影响^[13],还致使中国经济高质量增长陷入低端锁定困境^[14],故而这些消极影响都可能会阻碍企业出口产品技术水平的提升.由此不禁产生质疑:金融扭曲和创新抑制对产品出口复杂度是否产生抑制效应?如果答案是肯定的,那么哪些异质性企业更易受到金融扭曲的抑制影响?金融扭曲和创新抑制的相互作用又将如何作用于出口复杂度?在国际化交织的时代背景下,深刻剖析上述问题具有重要的理论价值和直接的现实意义.

通过关注和跟踪国内外相关研究的前沿动态,尚未见有针对性的探讨金融扭曲、创新抑制与出口复杂度之间关系的文献,为数不多的奠基性研究主要围绕以下两个方面展开:一是融资约束、资源错配与出口复杂度. Svaleryd 和 Vlachos^[15]将金融部门视为一种特殊的组织资本,其专业化水平能够矫正企业融资过程中的市场扭曲,利于高技术产业积累比较优势. Buera 等^[16]发现落后国家与发达国家之间创新生产率的差异主要源于金融资源错配. 齐俊妍等^[3]指出中国金融系统对企业融资的抑制与偏向是出口产品技术含量较低的原因. 余娟娟等^[17]强调政府补贴易使企业陷入低成本的价格依赖,引发成本倒逼机制扭曲,不利于提升产品出口复杂度. 二是寻租动机、创新抑制与出口产品质量. Kelman^[18]发现企业能够通过寻租活动以较低的价格获得所需的生产资源进行技术创新,短时期内降低投资成本并增强了企业产品在国际市场上的竞争优势. Bernini 等^[19]认为金融资源和融资不足,会减少企业研发投入、高质量中间品生产等高风险的投资,从而降低出口产品质量. 张杰^[5]指出中国现阶段改革并未真正触及创新资源抑制和政府过度干预的根本性变革,金融压抑扭曲了创新资源配置是制约出口产品质量提升的重要原因. 王贵东^[20]发现企业产品出口易受行政干预的影响,含有出口交货值与主营业务收入低的企业更倾向于寻租,依靠大量出口补贴来

维持较高的创新生产率.然而,这些文献始终未涉足金融扭曲、创新抑制及其对出口复杂度的影响研究,同时表征金融扭曲的指标也有待商榷与改进.

本文试图在相关研究文献的基础上,梳理归纳和深入探究金融扭曲与创新抑制影响出口复杂度的详细机理,并利用中国高技术产业分地区层面数据进行经验分析,对前文疑问给出较为全面的解答.与以往研究不同,本文的有益之处可体现在:第一,首次从金融扭曲的视角切入,考察创新抑制对出口复杂度的影响,多维度解读金融扭曲如何通过创新抑制作用于出口复杂度.这是对目前文献尚未涉及内容的极大补充,为金融扭曲、创新抑制和出口复杂度等研究领域平添了重要的理论发现;同时也有助于较为深入地揭示中国高技术产品出口复杂度较低的原因,在一定程度上丰富和拓展了产品出口复杂度制约因素的经验研究.第二,在樊纲、王小鲁等^[21-23]的指引下,本文基于“金融业的市场竞争”和“信贷资金分配的市场化”两个方面的内容重新界定并综合测算了中国分地区金融市场化指数,这克服了现有研究核心数据严重缺失的弊端,为科学可持续的获取金融市场化指数提供了新的可能性.进一步,本文使用全新的金融市场化指数,运用标杆法更为准确地测度了各省份金融扭曲程度^[24].第三,从交互效应、门槛效应和中介效应三重视角实证检验金融扭曲和创新抑制对出口复杂度的影响,有助于加深对出口复杂度的影响机制的理解.需要指出的是,本文研究发现异质性企业通过改变自身特征可以一定程度上规避金融扭曲对出口复杂度的抑制效应,这探明和启发了政策的新方向,并昭示政府应着力推进金融市场化 and 科技体制改革以促进中国高技术产业在全球价值链上不断攀升.

1 机理与假设

1.1 金融扭曲与出口复杂度

美国经济学家 Hausmann 和 Rodrik 在 2003 年研究国家出口产品技术含量时首次使用了“出口复杂度”一词^[25],出口复杂度的提升表明产品技术水平的提高,随后, Hausmann 等将国家出口

产品中高端产品所占的比重使用出口复杂度来衡量,刻画国家经济或产业的对外贸易出口结构变化。众多国内外学者进一步拓展了出口复杂度的内涵^[4, 26],认为其核心内容主要是国家出口产品质量、附加值、技术含量、生产率水平等方面的综合体现,能够用来测度地区某产业或出口产品的技术复杂程度,反映一个国家的对外贸易竞争力水平。

随着市场化改革的不断深化,金融扭曲已成为金融市场发展进程中不容忽视的特征事实^[8, 10],然而学术界有关金融扭曲理论的研究却凤毛麟角,仅有的几篇文献也只是将金融扭曲作为影响因素进行现象描述和讨论,对金融扭曲尚未界定准确的概念。事实上,金融市场中的资源要素价格并非完全由市场供需关系决定,而是受制于政府管控,尤其是信贷利率长期被政府管制和干预,资源要素价格在非竞争情境下处于低估状态^[11, 24]。由于金融资源配置存在关系歧视、规模歧视及所有制歧视并遵循政治主从次序,大量金融资源配给效率低下的国有部门,效率较高的非国有经济却难以获得金融资本的支持,从而成为制约各地区金融资源配置效率的症结。中国在主导信贷资源配给、利率价格管控等多个方面存在的扭曲政策,塑造了金融双轨制的特殊体制环境,进而加剧金融市场的分割程度。因此,本文将金融扭曲界定为政府实施利率管控和资源配给,通过行政经济手段干预和操控金融市场,导致金融要素价格扭曲、资源配置低效以及市场分割程度加剧等现象。

中国出口企业长期处于国际价值链分工“低端锁定”的加工制造环节。齐俊妍等^[3]指出,金融发展水平滞后是造成高技术产业创新瓶颈,陷入价值链低端锁定困境的重要原因。改革开放四十年来,以市场化改革为方向的经济转轨有效提升了中国金融发展水平,但金融扭曲现象仍十分突出。金融扭曲主要从以下两个方面影响出口复杂度:一方面,金融扭曲加剧资本流动性约束,削弱企业创新动机,不利于提高出口复杂度。出口复杂度有技术复杂和交易复杂双重属性,在产品生产、流通等环节存在生产成本和交易成本。生产成本受技术复杂性的影响,需要持续性研发投入,意味着企业承担更大的市场风险。交易成本受资产专

用、交易频次与交易不确定性的影响,产品复杂度越高则成本越高^[27]。金融扭曲阻碍资本形成机制、金融系统采集及加工信息等功能的发挥,抬高了企业融资的多边交易成本,加剧生产流通过程中的资本约束。金融扭曲也容易诱致金融部门权力寻租,对不同所有制企业制定不同贷款利率,信贷“双轨制”致使中小创新企业投入大量人力和物力从事非生产性寻租活动,鲜有资本进行技术创新,从而制约了企业出口复杂度的提高。另一方面,金融扭曲导致资源最优配置失效,抑制企业创新活动,不利于提高出口复杂度。一是金融扭曲释放失真的价格信号,无法实现资源的有效配置。由于金融扭曲的创新效应需要经历一定的经济运行周期才得以显露,要素市场价格失真的滞后发现,会加深地方政府、金融机构和创新企业之间的博弈行为,无形中延长技术创新时间,这阻碍了产品出口复杂度的提高。二是金融扭曲在政策错位作用下,丧失了配置资源的动力。政府制定给予创新企业信贷优惠、研发补贴等激励政策,违背了金融市场发展的信息甄别与要素配置法则,创新资本不能按市场规律进入边际收益高的技术部门^[5]。地方“府际竞争”和“晋升压力”也致使金融资源导向性配给周期短、收益快的基建等项目,置周期长、风险大但前景向好的创新项目于不顾。同时,政府通过压低劳动力要素市场价格等方式招商引资,虽使企业摒弃高成本金融资源而更注重使用有形要素,但不宜高技术人才的培养,因而不利于出口复杂度的提升。以上讨论支持假设1:

H1 金融扭曲与出口复杂度呈负相关关系,金融扭曲会抑制出口复杂度的提高。

1.2 创新抑制与出口复杂度

文献检索结果显示,有关技术创新的研究文献浩如烟海,创新领域国际著名学者 Freeman 将技术创新定义为从技术研发到创新成果市场商业化应用的全过程^[28]。遗憾的是,目前学术界对创新抑制鲜有系统和深入的研究。经过搜集整理和定性归纳现有文献,本文认为创新抑制的本质集中体现于:由于市场干预、管控等外部环境不确定性与复杂性的冲击,以及创新主体自我能力的局限性致使技术创新的系列活动出现失败、终止和低效,抑或达不到预期目标的综合演化过程^[29]。已有研究表明,产品出口复杂度并不是全部等价

于出口技术含量,还涵盖产品附加值、生产绩效等内容^[26],导致产品出口复杂度提升机制受阻的因素众多,其中扭曲收益、研发抑制、技术锁定等创新抑制因素均扮演着重要的角色^[4].具体而言,创新抑制影响出口复杂度的机理主要见于:

第一,扭曲租金收益是创新抑制阻碍出口复杂度提高的重要体现.对于高技术出口企业来说,创新主体的寻租行为主要表现为追求价格扭曲的低成本创新要素,此种通过低成本创新资源获取租金收益的方式直接造成了国家整体出口利润受损^[30].相较于创新性生产活动,寻租成本或交易成本挤出了技术研发投资,形成创新抑制^[7, 11].与此同时,出口企业与地方官员通过关系寻租结为联盟而具有较大权势,诱使出口企业将产品销售重点转移至该地区,为了维系关系寻租获得的势力,企业倾向于投入资金构筑更大的销售网络,从而对产品出口产生“挤出效应”^[31],出口企业的这些做法都不利于提升企业产品的出口复杂度.

第二,遏制研发生产效率是创新抑制阻碍出口复杂度提高的关键体现.技术创新是要素组合方式的优化过程,通过创新要素匹配产生边际效率与边际收益更高的组合模式.研发抑制不仅致使要素配置低效,制约创新成果转化,而且不利于生产、组织与管理方式变革,阻碍生产效率水平的提高^[6].同时,技术创新成果的推广与应用,对创新人员提出更高的要求,而劳动力价格扭曲迫使其放弃知识学习或被动培训;新技术加速专业化分工,劳动力资本扭曲使得创新人员很难长期深耕于某一技术领域,两者均不利于从业人员高素质和熟练技能的形成,对企业的研发生产效率产生遏制作用^[32].研发抑制无形中抬高了企业的出口成本,使其难以在全球价值链上占领中高端.

第三,锁定技术水平是创新抑制阻碍出口复杂度提高的核心体现.一是创新抑制不利于生产设备和工艺的改造升级,降低产品多样性与出口产品质量,而出口产品单一化致使范围经济高成本,产品劣质化则大幅降低产品价值,在创新投入不足的情况下经济效益将会大幅缩减.同时,产品创新技术锁定于某一水平,也不利于出口企业快速嵌入国际市场.二是创新抑制常源于企业“成本病”的拖累,学习借鉴已被市场认可的经验技

术,可以节约大量培育和研发费用,规避投资不确定性和降低企业创新风险,获取较高的研发效率和投资回报,而锁定技术的做法限制了企业进行创新突破且与“干中学”相悖,抑制综合技术水平的提高^[27, 33],进而会对出口复杂度产生阻碍作用.据此分析支持假设2:

H2 随着创新抑制程度的加剧,企业产品出口复杂度将会下降,创新抑制阻碍了出口复杂度的提高.

1.3 金融扭曲与异质性企业出口复杂度

上文的理论推断表明,金融扭曲抑制了产品出口复杂度的提升,而这种抑制作用的程度可能会受到异质性企业的影响.外向度、产值规模以及技术密集度等不同特征的企业,金融扭曲的动能结构和影响程度应有明显的不同,所以,在同样的金融扭曲情境中,异质性企业的产品出口复杂度也应存在差异.

金融扭曲对产品出口复杂度的抑制作用可能会受到企业外向度的影响.外向度越高的企业,在全球价值链体系和对外贸易中所获得的资金收益越多,更大程度上具备了破解金融扭曲与创新抑制以提高出口复杂度的能力^[34].相反,企业在国际化交织的环境中面临激烈的市场竞争,助推着企业通过创新知识的学习与吸收先进技术外溢来保持国际竞争优势.可见,在相似的金融扭曲环境中,随着企业外向度的提高,其提升产品技术含量的动力较足、能力也较强,对产品出口复杂度的提升作用也会更大.由此可得假设3a:

H3a 金融扭曲对外向度较高企业的出口复杂度抑制作用应小些.

企业产值规模大小也可能是影响金融扭曲对产品出口复杂度抑制效应的重要因素.对于产值规模较大的企业来说,能够负担得起更多的创新资本支持,且可以通过大规模的技术创新活动来化解产品生产中的创新风险及消化失败的创新项目;而较大产值规模出口企业的研发创新形成的产品竞争优势,又会反哺激励企业弥补创新生产损失,继而助力产品出口复杂度的提升^[29].因此,在同样的金融扭曲情境下,与较小产值规模的企业相比,产值规模较大企业的出口复杂度要高些.由此可得假设3b:

H3b 金融扭曲对产值规模较大企业的出口

复杂度抑制效应会低些。

金融扭曲对出口复杂度的抑制效应还可能会受到企业技术密集度的影响。相对于低技术密集度的企业而言,具有较高技术密集度的企业,在技术水平、管理能力以及创新人力资本等方面都具有比较优势^[14],更加注重突破制约技术创新的瓶颈,研发与生产技术含量较高的出口产品,并根据国际贸易形势的变化灵活调整和应对。在相近的金融扭曲环境中,技术密集度较低的企业更倾向于通过寻租获取低成本的创新要素及得到租金收益,技术密集度较高的企业则依托于通过提升产品出口复杂度来增强对外竞争优势和获取利润。由此可得假设 3c:

H3c 金融扭曲对技术密集度较高企业的出口复杂度抑制程度要弱些。

1.4 金融扭曲、创新抑制与出口复杂度

当前中国经济处于高速增长向转换增长动力、优化产业结构、转变发展方式的新航向调整阶段,金融市场发展服务于高科技产业技术创新需要下沉“脱虚向实”重心,提高出口产品技术含量和增强国际贸易竞争力优势^[35]。但是政府主导创新资源配置、管控干预利率与激励政策误置,不仅导致金融资源要素价格被严重扭曲及企业寻租行为大行其道,而且金融双轨制、地方保护以及诸侯经济致使各地区演化为较为严重的市场分割,从而对技术创新形成抑制,阻碍出口复杂度的提升。因此,金融扭曲可能会通过加剧创新抑制(扭曲收益、研发抑制与技术锁定),进一步地侵蚀产品出口复杂度。

1) 金融扭曲带给创新企业的扭曲收益阻碍了产品出口复杂度的提高。出于 GDP 竞争、晋升激励以及稳定就业等动因,政府和金融机构利用“有形之手”将创新资金、人力资本等配给到符合其地区产业发展偏好的低技术含量部门,同时通过干预利率和颁布金融优惠、创新补贴等政策意图激发出口企业的技术创新动能^[10]。事实上,政府控制创新资本要素配给会诱使出口企业通过与政府建立各种寻租联系来获取低成本创新资源和生产要素,激励与政府联盟的本土企业利用金融市场的要素扭曲来俘获租金收益,削弱了企业从事技术创新和参与出口竞争的动力。根据现有研究可知,出口产品较高的复杂度水平意味着产品

较高的创新技术含量,生产此类产品的研发难度较大且成功转化的风险也较高。在金融干预和资源误置带给创新企业较低利息负担和较高租金回报的情况下,出口企业缺乏足够的替代性技术竞争压力,来进行高技术含量创新产品的研发与生产而获得企业利润,这着实阻碍了企业产品出口复杂度的提高^[4, 11]。值得说明的是,金融要素市场发展的滞后与扭曲形成的扭曲租金,一方面会破坏创新收益的形成机制,影响出口企业创新项目的甄别、判断与投入决策,大大增加了企业技术创新活动和成果转化的市场风险^[36]。“扭曲租金”的形成机制也会影响高新技术行业的预期收益,尤其在金融扭曲程度加剧时,更为严重地抑制企业创新投资,进一步恶化金融市场扭曲的冲击对企业产品出口复杂度的长期影响。另一方面,金融扭曲带来的租金收益不仅会强化创新企业的非生产性努力,致使异质性企业创新资本的边际收益期望值产生偏差,而且激励高投入、低附加值的出口型产业向该区域转移,从而使得这一地区陷入“高端产业低端技术”创新能力缺失的恶性循环发展路径,这显然制约了中国各区域内产品出口复杂度的提高。由此可见,创新过程中的金融扭曲程度越严重,越容易给出口企业带来更多的扭曲收益,因而更可能阻碍产品出口复杂度的提升。

2) 金融扭曲对创新生产的抑制效应会制约产品出口复杂度的提升。已有的理论分析和经验证据表明,创新资本的投入、创新人才的培育以及创新生产效率的提高皆为促进产品出口复杂度提升的核心因素^[3, 4]。然而,中国各地区普遍存在的金融扭曲却成为创新资本投入增长、创新人才择业与流动、激发创新生产活力等的中梗阻^[13],由此可能会抑制产品出口复杂度的提升。金融扭曲对创新生产活动的抑制影响主要表现在:一是在金融扭曲的实践情境中,由于资源要素价格被低估,企业通过挤出效应将大量的创新资金和人才转移到投机获益的非创新性生产活动中。金融扭曲也制约了金融专业化优势、信息化成本低等功能的发挥,不能有效动员闲散资金寻找创新栖息地和匹配企业的投资需求,这限制了创新资本投入的增长。二是创新人力资本是从事创新生产的人员通过干中学获得知识积累,创新人才的培育

取决于个人财富与投资决策,金融扭曲造成的较高信贷成本左右了创新人员的知识投资,从而削减了创新人力资本高积累^[32].对于中国高技术出口企业而言,在技术创新过程中,人力资本投入占据企业研发投入较大份额,技术创新人员的流动即意味着创新投入的损失,企业在金融扭曲的情况下不能保障这部分支出的长期稳定性与可持续性.三是金融资源价格扭曲产生的超额收益和经济利润,诱致创新主体开展攀附甚至腐败活动,或者投资房地产、证券股票以及炒农产品等偏离高技术企业主营业务的活动^[11],助涨了企业从事高风险研发活动的创新惰性.同时,政府部门强刺激下的资金补贴、金融优惠等政策,可能由于虚假项目以及信息不对称的干扰等原因,导致对创新企业的资助偏差,扭曲了金融资源的供求平衡关系,从而降低资源配置与创新生产效率.综合来看,较高度度的金融扭曲对出口企业创新生产的抑制效应也较强,企业承受的创新效率损失也更大,因而更可能制约产品出口复杂度的提升.

3)金融扭曲对创新水平的技术锁定会阻碍产品出口复杂度的提升.技术创新水平很大程度上取决于资源要素的优化组合,其直接影响着企业产品的出口复杂度^[14],而金融市场化改革与深化进程中深嵌的价格扭曲、市场分割等因素都会制约产品技术创新水平的提升,从而不利于企业提升产品出口复杂度.具体而言,金融扭曲对企业技术创新的遏制作用主要表现在以下两个方面.一方面,金融扭曲致使企业技术进步的价格发现、要素配置、信息传递等动力机制受阻,打破了技术价格在金融部门参与及技术创新自然选择条件下的均衡关系.较高的技术价格通过创新激励促使企业持续加大研发投入,却也受累于可承受成本;较低的市场技术价格则无法补偿高技术企业的创新支出^[36],直接压制了企业研发新技术的势头,因而不利于创新技术水平的提高.同时,创新技术的市场价格较高也会削弱科技企业的技术需求,制约新技术在不同创新主体之间的推广与应用,这弱化了创新技术和产品的扩散效应与溢出效应,降低了知识运用价值^[4].另一方面,金融扭曲情境下市场分割通过挤占创新资源、引发要素错配以及制约区域扩散等抑制了技术创新水平的提高.一般而言,在政府干预与利率管控下,金融部

门主导的创新要素源源不断输血到创新活力尚且不足的大型国有企业,挤占了创新能力迸发的中小民营企业^[9],这些创新活跃度高的中小企业为获取研发资金,会耗费相当程度的人力、物力和财力来应承政府关系支出.现阶段中国利率市场化仍面临巨大挑战,金融要素价格被长期低估以及非正规金融市场融资利率高企不落,引发了金融要素在企业间的错配,强化了创新主体的融资约束.与此同时,创新资源的区域错置与金融市场分割不仅制约了先进技术跨行业的知识学习与流动,而且阻碍了跨地区的技术转移与扩散,这使得先进技术的外溢或扩散效应在创新空间上未能获得充分释放,从而抑制了全域创新水平的提升.总的来说,在金融扭曲程度越高的地区,技术价格、市场分割等因素引发的技术锁定效应也越强,因而更可能抑制产品出口复杂度的提升.上述讨论支持假设4:

H4 金融扭曲对创新抑制的制约效应进一步阻碍了产品出口复杂度的提高;或者说,金融扭曲会通过加剧创新抑制(扭曲收益、研发抑制与技术锁定)对出口复杂度产生阻碍作用.

2 研究设计

2.1 模型设定

为了验证金融扭曲和创新抑制影响出口复杂度的理论假说,在综合借鉴国内外出口复杂度影响因素研究成果的基础上^[26, 34],参考 Balli 和 Sørensen^[37]构建面板模型的做法,设定函数方程

$$LEPY_{it} = \alpha + \beta_0 FIND_{it} + \beta_1 INRE_{it} + \beta_2 (FIND_{it} - \overline{FIND}_i) \times (INRE_{it} - \overline{INRE}_i) + \beta_3 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 i 和 t 代表地区和年份; $LEPY_{it}$ 代表 i 地区第 t 年的出口复杂度; $FIND_{it}$ 代表 i 地区第 t 年的金融扭曲变量; $INRE_{it}$ 代表创新抑制,包括扭曲收益 $DIEE_{it}$ 、研发抑制 $RDRE_{it}$ 与技术锁定 $ITTB_{it}$ 三个指标. X_{it} 代表影响 i 地区第 t 年出口复杂度的其它因素; α 代表常数项; λ_i 、 μ_t 代表地区效应和年份效应; ε_{it} 代表随机误差项.为了消除核心解释变量之间可能存在的多重共线性,式(1)引入了组内平均数“去中心化”的交互项,简作

$\Delta FIND_{it} \times \Delta INRE_{it}$, 待检验的模型式如

$$\begin{aligned} LEPY_{it} = & \alpha + \beta_0 FIND_{it} + \beta_1 INRE_{it} + \\ & \beta_2 \Delta FIND_{it} \times \Delta INRE_{it} + \\ & \beta_3 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

进一步, 为了考察金融扭曲对异质性企业出口复杂度的影响, 设定方程

$$\begin{aligned} LEPY_{it} = & \alpha + \phi_0 FIND_{it} + \phi_1 INRE_{it} + \\ & \phi_2 \Delta FIND_{it} \times \Delta COHE_{it} + \\ & \phi_3 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

其中 $\Delta FIND_{it} \times \Delta COHE_{it}$ 是金融扭曲与异质性企业特征的交互项, 包括金融扭曲与企业外向度 $\Delta FIND_{it} \times \Delta COEV_{it}$ 、金融扭曲与企业产值规模 $\Delta FIND_{it} \times \Delta COVS_{it}$ 以及金融扭曲与企业技术密集度 $\Delta FIND_{it} \times \Delta COTI_{it}$ 三项, 实证检验时同样对乘积项进行了中心化处理。

2.2 数据说明

选取中国 29 个省、直辖市和自治区 (港澳台地区除外) 2005 年 ~ 2015 年间的的面板数据, 作为研究的样本区间。鉴于统计数据缺失较多, 这里将新疆和西藏两个省区暂时予以剔除。相关原始数据主要源自历年《中国统计年鉴》、《中国市场化指数》、《中国区域金融运行报告》、《中国高技术产业统计年鉴》、《中国固定资产投资统计年鉴》、中经网统计数据库以及中国银行业监督管理委员会网站等, 由作者摘录整理或平减测算获得。为规避检验时异常值的影响, 本文对所有连续变量进行缩尾处理。

2.3 变量选择

2.3.1 出口复杂度 (LEPY)

考虑到数据筛选与研究目的不同, 学者们主要从出口市场份额、产品重叠程度及比较优势理论等方面构建出口复杂度的测算方法^[26, 38]。基于出口市场份额的测算方法, 会低估总体出口份额较小但具有产业或产品比较优势地区的权重; 以产品重叠程度为基础来测算, 会主观性的选取参照地区且忽视了人均收入水平的影响; 从比较优势理论方面构建测算方法, 最早是由 Hausmann 在显示性比较优势 (RCA) 指数基础上提出, 此方法既可以赋予比较优势地区合理化的权重, 又能够进行跨国或跨地区比较, 因而得到学术界的广泛认同^[2, 4]。Xu 和 Lu^[6] 在改进人均收入水平及

权重指标的基础上, 使用区域人均 GDP 和对外贸易数据代替国家层面数据, 测度了各地区产品出口复杂度。鉴于跨国比较并非文章的研究目的, 本文参考 Xu 和 Lu 修正后的研究方法, 综合度量中国各省份高技术产业的出口复杂度^[6]。首先, 测算 i 地区第 t 年 j 产品的出口复杂度 PY_{jt}

$$PY_{jt} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{e_{ijt}/E_{it}}{\sum_i e_{ijt}/E_{it}} \overline{gdp_{it}}}{\sum_i e_{ijt}/E_{it}} \quad (4)$$

其中 E_{it} 代表 i 地区第 t 年高技术产业出口总额, e_{ijt} 代表 i 地区第 t 年 j 产品出口额, e_{ijt}/E_{it} 代表 i 地区第 t 年 j 产品出口占比, $\overline{gdp_{it}}$ 代表 i 地区第 t 年的人均 GDP。根据中国高技术产业划分标准, 这里将高技术产品分为医药制造品、航空航天制造品、电子与通信设备制造品、医疗设备与仪器仪表制造品、计算机与办公设备制造品五种类型。需要说明的是, 中国各地区人均 GDP 和贸易出口呈现非均衡态势, 东西部存在较大差异, 内陆地区外贸出口额远低于东部沿海, 因而本文使用省际数据能够准确刻画各地区产品出口复杂度。其次, 将某产品出口复杂度在产业层面加总可得 r 地区第 t 年的高技术产业出口复杂度 EPY_{rt} , 式如

$$EPY_{rt} = \sum_j \frac{e_{rjt}}{E_{rt}} \times PY_{jt} \quad (5)$$

其中 E_{rt} 代表 r 地区第 t 年产品出口总额, e_{rjt} 代表 r 地区第 t 年 j 产品出口额, e_{rjt}/E_{rt} 代表 r 地区第 t 年 j 产品占高技术产业出口总额的比重。为消除实证过程中异方差的影响, 对式 (5) 计算结果取自然对数后得到各地区高技术产品的出口复杂度 $LEPY$ 。

2.3.2 金融扭曲 (FIND)

既有文献使用国有商业银行的贷款余额比重、非国有商业银行市场占比、非国有经济信贷占比与政府信贷干预程度等指标从不同侧面来衡量金融扭曲^[8-10], 由上述金融扭曲的内涵可知, 这些指标不仅无法刻画中国各地区金融扭曲的全貌, 而且忽视了金融市场化演进所可能带来的影响。鉴于此, 参考林伯强和杜克锐测算要素市场扭曲的研究^[24], 本文基于标杆法使用各省份金融市场化指数 ($FIDX$) 与基准金融市场化指数的相对差值反映金融扭曲, 式为

$$FIND_{it} = \frac{\max(FIDX_{it}) - FIDX_{it}}{\max(FIDX_{it})} \quad (6)$$

其中 $\max(FIDX_{it})$ 代表考察期内金融市场化指数所取最大值, $FIND_{it}$ 取值范围为 0-1.

遗憾的是,樊纲、王小鲁等^[21]分省份金融市场化指数仅更新至 2009 年,王小鲁、樊纲等人 2017 年^[22]和 2019 年^[23]发布的金融市场化指数与 2011 年^[21]数据相比,测算方法和一些衡量指标都发生了变化.囿于官方尚未公布中国各省份非国有部门的信贷数据,本文提出测算分地区金融市场化指数的新方法.首先,选取非国有金融机构从业人数、非国有金融机构数量及非国有金融机构资产三项指标,分别计算其在金融机构总量中的占比大小,根据变量的离散差异程度采用改进熵权法确定指标权重^②,进而获取“金融业的市场竞争”综合评价指数.其次,借鉴李梅^[39]的研

究^③,由于各省份投向国有经济部门的信贷总额与国有经济固定资产投资额成比例,因而非国有经济部门贷款额占比,即“信贷资金分配的市场化”可表示为扣除国有部门固定资产投资占全社会固定资产投资总额的比重.最后,考虑到金融市场化指数的跨时期可比性,使用算术平均法代替主成分分析法,将“金融业的市场竞争”和“信贷资金分配的市场化”合成新的金融市场化指数^④.表 1 列示了樊纲、王小鲁等人发布的金融市场化指数与本文测算指标的相关系数,可以看出,本文测算的金融市场化指数 ($FIDX$) 与樊纲、王小鲁等^[21-23]金融市场化指数存在统计特征上较高的显著正相关性,这说明本文测度中国各省份金融市场化指数的方法合理可行.

表 1 樊纲、王小鲁等金融市场化指数与本文测算变量的相关系数

Table 1 Correlation coefficients between Fan Gang and Wang Xiaolu's financial marketization indexes and the variables measured in this paper

樊纲、王小鲁等金融市场化指数	本文测算的金融市场化指数		相关系数为 0 的概率
	Pearson 积差相关系数	Spearman 等级相关系数	
樊纲、王小鲁、朱恒鹏金融市场化指数(2011)	0.667 8	0.641 2	0.000 0
王小鲁、樊纲、余静文金融市场化指数(2016)	0.825 1	0.740 2	0.000 0
王小鲁、樊纲、胡李鹏金融市场化指数(2018)	0.699 8	0.705 0	0.000 0

2.3.3 创新抑制 ($INRE$)

1) 扭曲收益 ($DIEE$). 考虑到准确获取扭曲收益的数据尚存困难,本文遵从张杰等^[11]度量扭曲租金的做法,采用分省份高技术企业净利润率来衡量金融扭曲带给出口企业的扭曲收益,具体为净利润率等于高技术企业利润额占销售总额的比重. 2) 研发抑制 ($RDRE$). 研发创新是错综复杂的系统工程,涵盖创新投入、产出及效率的全过程,仅使用创新人力或创新资本投入表征可能存有较大噪音. 本文根据白俊红和卞元超^[13]度量研发效率损失的建议,测算地区高技术企业研发生产效率损失来刻画研发抑制^⑤. 3) 技术锁定 ($ITTB$). 技术市场交易总额反映地区创新水平状况和技术市

场活跃程度,是检验技术锁定效应存在与否较为理想的指标,该数值较大,反映了较高的技术市场活跃度和较低的技术锁定程度^[4],由此这里选取技术市场交易总额的负数来衡量技术锁定.

2.3.4 控制变量

1) 企业特征控制:(I)企业外向度 ($COEV$). 采用高技术企业出口交货值与销售产值之比表示;(II)企业产值规模 ($COVS$). 采用高技术企业总产值与企业数量之比表示;(III)企业技术密集度 ($COTI$). 采用各省份高技术企业科技活动人员占从业人员的比重表示. 2) 其它因素控制:(IV)融资依赖 ($FIDP$). 采用年度内自筹资金以外固定

② 改进熵权法能够根据原始数据信息评估决策指标的相对重要性,有效克服多指标变量的信息重叠和人为评价主观性导致的权重偏倚,从而得到较为客观准确的综合评价值.

③ 这里运用残差结构自回归固定效应面板模型测度投向非国有部门的信贷总额占比,结论仍然保持一致.

④ 算术平均法是目前王小鲁、樊纲等人测算各省份市场化指数所采用的方法,他们认为在选取测算变量信息比较充分的条件下,区间内变量权重的数值大小不会影响整体数据的排序结果.

⑤ 在创新生产主要投入劳动和资本的情况下,利用研发劳动投入、研发资本投入以及技术创新产出来测算研发效率损失值,具体方法请参见白俊红和卞元超^[13]一文.

资产投资占全部外部资金固定资产投资的比重表示。(V)知识产权保护(IPPT).采用樊纲等^[21]发布的知识产权保护指数分项表示,对2010年~2015年数据予以补齐。(VI)基础设施(IFTR).采用永续盘存法测算各省份交通运输、仓储及邮电通讯业的年度数据表示基础设施存量。

3 实证分析

3.1 描述性统计

表2列示了主要变量的描述性统计指标和相

关系数.被解释变量出口复杂度的均值为9.8010,标准差为0.4470,极值区间是8.9117到10.5428,考察期内出口复杂度的最小值出现在2006年的贵州省,值为12492.8;最大值则为2015年的黑龙江省,值为47567.1.采用本文方法测算的金融扭曲指标均值为0.1659,标准差是0.2438.创新抑制三个变量扭曲收益、研发抑制与技术锁定的均值分别为0.0782、0.2118和-4.8908,对应标准差依次是0.0252、0.0146和0.2421.控制变量中知识产权保护的标准差为3.2855,相比较而言显示了较大的地区间差异。

表2 主要变量的统计特征

Table 2 Statistical characteristics of main variables

变量	定义	均值	标准差	LEPY	FIND	DIEE	RDRE	ITTB	COTI	IPPT
LEPY	出口复杂度	9.8010	0.4470							
FIND	金融扭曲	0.1659	0.2438	-0.8160***						
DIEE	扭曲收益	0.0782	0.0252	-0.4192***	0.3904***					
RDRE	研发抑制	0.2118	0.0146	-0.6300***	0.5885***	0.6690***				
ITTB	技术锁定	-4.8908	0.2421	-0.0458***	0.1475***	0.2288***	0.1332**			
COTI	企业技术密集度	0.0381	0.0372	0.5146***	-0.4414*	-0.3808***	-0.4353	-0.0683		
IPPT	知识产权保护	10.2196	3.2855	0.5038***	-0.4543***	-0.5578***	-0.8168***	0.2046***	0.2847*	
IFTR	基础设施	9.1243	0.8797	0.0505*	-0.0343	-0.1221***	0.0022	-0.0194***	0.0265***	0.0318*

注：***、**、* 分别表示统计值在1%、5%、10%的水平上显著.后文同。

表2主对角线以下为皮尔逊积差相关系数,可以看出,金融扭曲与出口复杂度之间呈现显著负相关关系($p < 0.01$),这意味着地区金融扭曲程度越高,产品出口复杂度越低,金融扭曲抑制了出口复杂度的提升.出口复杂度与研发抑制、技术锁定及扭曲收益之间都显示统计上的负向关系且在1%水平上显著,这说明在创新抑制程度较低的地区,产品出口复杂度相对较高.进一步地,金融扭曲与创新抑制显著正相关($p < 0.01$),说明在金融扭曲较为严重的地区,创新抑制也受到了较为明显的正向影响.出口复杂度与知识产权保护的相关性结果显示,良好的知识产权环境是保障产品出口复杂度得以有效提升的重要因素.余下变量与出口复杂度之间也大多显示了较高的统计相关性,此处不再赘言。

3.2 基准模型回归结果

由于本文研究所使用的面板数据是短时期的,且各地区的个体数目相对较大.根据Islam^[40]的研究,最小二乘虚拟变量法(LSDV)对于时间

期数较少但考察个体数目较大的样本来说,可能估计效果更好.因此,采用LSDV法将金融扭曲、创新抑制与出口复杂度及其影响因素纳入计量模型进行实证检验,结果报告在表3.本文面板模型设定的F统计量均在1%水平上显著为正,且数值较大,说明模型整体结果是稳健可靠的.从表3模型(1)的估计结果可以看出,金融扭曲(FIND)对出口复杂度的影响系数通过了1%水平的显著性检验,数值是-0.6616,说明各省份金融扭曲显著抑制了产品出口复杂度的提高,这验证了假设H1.在分别引入扭曲收益、研发抑制与技术锁定三个创新抑制的指标后,金融扭曲在模型(1)~模型(6)中的回归系数方向和显著性未发生根本变化,表明金融扭曲对高技术产业出口复杂度产生了显著且稳健的负向影响,研究假设H1再次得到印证.表3全部模型列示了扭曲收益(DIEE)、研发抑制(RDRE)及技术锁定(ITTB)对产品出口复杂度的估计结果,创新抑制三变量在至少5%的统计水平上显著为负值,模型(2)、模型

(4)、模型(6)中对应估计值-0.5009、-0.6623和-0.5169,这表明创新抑制是阻碍产品出口复杂度提升的重要因素,各地区创新抑制程度愈严重,

其更大程度上会制约产品出口复杂度的提高. 结论支持假设H2. 由此可见,金融扭曲和创新抑制都对出口复杂度产生了显著的阻碍作用.

表3 基准估计结果

Table 3 Benchmark estimation results

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DIEE</i>	-0.7892*** (-6.5829)	-0.5009** (-2.1793)				
<i>RDRE</i>			-0.6432*** (-4.5861)	-0.6623** (-2.4434)		
<i>ITTB</i>					-0.6529*** (-9.8843)	-0.5169*** (-7.6323)
<i>FIND</i>	-0.6616*** (-5.9505)	-0.4825*** (-3.3301)	-0.5902*** (-6.4662)	-0.4854** (-2.3861)	-0.4946*** (-3.7525)	-0.3606** (-2.0249)
<i>COVS</i>		0.2924*** (4.5676)		0.1817*** (2.7654)		0.1925*** (3.2047)
<i>FIDP</i>		-0.0962* (-1.8157)		-0.1257** (-2.1470)		-0.1291*** (-3.1372)
<i>IPPT</i>		0.1785*** (4.3904)		0.1039** (2.5511)		0.1559*** (4.1719)
<i>IFTR</i>		0.0554** (2.1547)		0.0473* (1.9111)		0.0357 (1.5088)
<i>CONS</i>	-0.2140 (-1.2984)	-0.1435 (-0.9212)	0.6689*** (5.5564)	0.7205*** (4.6802)	-0.7342*** (-4.5813)	-0.6224*** (-4.0198)
地区/年份效应	是	是	是	是	是	是
观测值	319	319	319	319	319	319
Adj-R ² 值	0.8132	0.8449	0.8453	0.8564	0.8477	0.8696

控制变量的估计结果显示,全部模型中企业产值规模的影响系数在1%水平上显著为正值,说明企业总产值规模的增长,有助于出口企业实现经济规模效益,促进出口复杂度的提高. 融资依赖的估计系数为负值且通过了至少10%的显著性水平检验,高技术产业的发展需要大量外部资金支持,降低融资依赖度可以促使企业摆脱资金约束,对出口复杂度产生积极作用. 知识产权保护的估计系数在5%水平上显著为正值,各地区良好的知识产权环境是企业创造新技术、拓展新发现以及规范创新过程的强有力保障. 基础设施的影响系数全部为正且多数显著,完善的基础设施是维系较高技术复杂度的出口企业有效推进创新生产的必要条件,有助于整体出口复杂度的提升.

3.3 异质性企业的影响

引入金融扭曲和企业特征的交互项,来探究

金融扭曲对异质性企业出口复杂度的影响差异. 由表4的回归结果可知,对于加入扭曲收益、研发抑制与技术锁定变量的模型(1)~模型(3),金融扭曲与企业外向度乘积项($\Delta FIND \times \Delta COEV$)的影响系数显著为正值,且在至少5%的统计水平上通过了估计检验,说明在外向度越高的高技术出口企业中,金融扭曲对出口复杂度的负向作用越会受到抑制. 或者说,相较于外向度较低的企业,金融扭曲对外向度较高企业的出口复杂度抑制效应明显更小些. 结论支持H3a. 究其原因,在金融扭曲程度既定的情境中,出口企业外向度越高,嵌入国际市场的程度越深,更会试图通过提高出口复杂度的方式来增强产品的国际竞争力. 模型(4)~模型(6)中金融扭曲和企业产值规模乘积项($\Delta FIND \times \Delta COVS$)的影响系数均为正值,且至少通过了10%的显著性水平检验,这说明,相

比规模较小的高技术企业,金融扭曲对较大产值规模企业的出口复杂度阻碍作用要弱些,这验证了 H3b. 原因在于产值规模较大企业更易得到金融部门的偏爱,融资规模大、成本低,在创新资源

的配给中“挤出”了中小企业;受金融扭曲程度的影响,较大产值规模的企业相对更能承担创新风险,创新人员的流动性也较小,低流动性促使企业聚集了更多的人力资本。

表4 异质性企业影响的检验结果

Table 4 Test results of the impact of heterogeneous enterprises

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>DIEE</i>	-0.542 7** (-2.392 8)			-0.450 4*** (-3.913 1)			-0.506 0** (-2.224 9)		
<i>RDRE</i>		-0.686 3*** (-3.594 5)			-0.805 9** (-2.418 6)			-0.710 5*** (-3.851 0)	
<i>ITTB</i>			-0.517 1*** (-8.612 4)			-0.502 2*** (-4.972 9)			-0.514 9*** (-6.530 3)
<i>FIND</i>	-0.473 0*** (-4.027 5)	-0.480 7*** (-6.550 8)	-0.360 6** (-2.319 3)	-0.427 9* (-1.910 0)	-0.376 7*** (-5.293 6)	-0.289 2*** (-3.672 8)	-0.482 3*** (-5.336 4)	-0.479 8** (-2.236 8)	-0.361 6** (-2.011 2)
<i>COVS</i>	0.280 6*** (4.348 6)	0.169 1** (2.553 9)	0.192 8*** (3.199 4)	0.378 6* (1.966 2)	0.252 0** (2.151 5)	0.271 5 (1.601 8)	0.303 6*** (4.705 3)	0.190 7* (1.924 9)	0.195 6** (2.202 0)
<i>FIDP</i>	-0.100 0** (-2.199 4)	-0.128 6** (-2.198 2)	-0.128 7*** (-3.114 1)	-0.208 8** (-2.298 0)	-0.032 5 (-0.591 8)	-0.238 4* (-1.652 0)	-0.095 3** (-2.097 7)	-0.145 4** (-2.482 4)	0.129 0 (1.139 1)
<i>IPPT</i>	0.176 1*** (4.332 8)	0.098 8** (2.419 0)	0.156 0*** (4.164 9)	0.158 0*** (4.038 5)	0.060 4 (1.604 9)	0.132 1*** (3.731 2)	0.172 4*** (4.215 5)	0.087 2** (2.129 7)	0.154 7*** (4.108 0)
<i>IFTR</i>	0.050 1* (1.930 4)	0.041 9* (1.674 9)	0.036 0 (1.504 3)	0.043 0* (1.742 9)	0.029 1 (1.280 0)	0.022 6 (1.010 7)	0.054 5** (2.121 6)	0.045 1* (1.837 3)	0.035 6 (1.501 3)
$\Delta FIND \times \Delta COEV$	0.021 8*** (3.362 3)	0.021 0** (2.385 8)	0.001 4** (2.094 5)						
$\Delta FIND \times \Delta COVS$				0.178 6*** (2.208 3)	0.243 1* (1.656 4)	0.182 5* (1.696 2)			
$\Delta FIND \times \Delta COTI$							0.031 9* (1.830 4)	0.059 1*** (4.479 4)	0.006 6** (2.293 1)
<i>CONS</i>	-0.176 6 (-1.121 6)	0.734 4*** (4.768 4)	-0.622 5*** (-4.013 2)	-0.230 4 (-1.535 6)	0.673 4*** (4.786 7)	-0.725 7*** (-4.926 3)	-0.167 2 (-1.067 0)	0.721 9*** (4.731 6)	-0.623 5*** (-4.019 4)
地区/年份效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	319	319	319	319	319	319	319	319	319
Adj-R ² 值	0.845 4	0.856 9	0.869 2	0.858 0	0.880 3	0.866 1	0.845 3	0.858 9	0.869 2

对于模型(7)~模型(9),金融扭曲和企业技术密集度乘积项($\Delta FINS \times \Delta COTI$)的估计系数在至少10%的水平上显著为正,随着企业技术密集度的提高,金融扭曲对高技术企业出口复杂度的抑制效应将降低,这验证了 H3c. 这种差异源于,技术密集度较高的企业不仅生产和出口的产品技术复杂度更高^[41],而且在企业管理水平、创新人员和前沿技术等方面兼具比较优势,从而具备了促进出口复杂度提高的必要条件。

总之,在中国高技术产业中,对于外向度较

低、产值规模较小及技术密集度较低的企业来说,金融扭曲对出口复杂度的抑制作用更为突出。

3.4 交互效应分析

表5模型(1)回归结果显示,金融扭曲和扭曲收益交互项($\Delta FIND \times \Delta DIEE$)的估计系数在5%的统计水平上显著为负值,这说明在金融扭曲程度较为接近的地方,企业获得扭曲收益越多的地区,高技术企业产品的出口复杂度则越低。换言之,地区金融扭曲较深程度的恶化带给企业的租金收益对产品出口复杂度的抑制效应要强些。或

者说,对比金融扭曲程度较弱的地区,在金融扭曲程度较高的地区,扭曲收益对产品出口复杂度的制约作用会大些.上述分析结论说明,金融扭曲将会通过加剧扭曲收益阻碍产品出口复杂度的提高,该结论部分验证了假设 H4.按照这样的分析逻辑,由模型(2)和模型(3)回归结果可得,金融扭曲和研发抑制交互项($\Delta FIND \times \Delta RDRE$)、金融扭曲和技术锁定交互项($\Delta FIND \times \Delta ITTB$)的估计系数分别通过了5%和10%的显著性水平检验,这意味着各省份金融扭曲程度的加深显著加剧了

研发抑制和技术锁定对产品出口复杂度的负向影响,而改善地区金融扭曲能够逐步扭转研发抑制和技术锁定对出口复杂度的侵蚀效应,这部分支持了H4的假设.总的来说,金融扭曲和创新抑制交互效应影响出口复杂度的机制检验表明,创新抑制(扭曲收益、研发抑制与技术锁定)对产品出口复杂度的抑制效应因受到金融扭曲的影响而加剧,即金融扭曲通过强化创新抑制的消极作用阻碍了出口复杂度的提高.由此,H4的全部理论假设得到印证.

表 5 交互效应估计结果

Table 5 Results of interaction effect estimation

变量	(1)	(2)	(3)
<i>DIEE</i>	-0.489 7** (-2.104 2)		
<i>RDRE</i>		-1.725 2** (-2.184 1)	
<i>ITTB</i>			-0.513 5*** (-7.695 0)
<i>FIND</i>	-0.454 6*** (-4.384 6)	-0.086 8(-1.542 5)	-0.327 2** (-2.164 7)
<i>COVS</i>	0.292 7*** (4.597 5)	-0.069 6(-1.211 3)	0.200 9*** (3.387 6)
<i>FIDP</i>	-0.143 0* (-1.820 7)	-0.065 8(-1.375 6)	-0.198 5** (-2.265 9)
<i>IPPT</i>	0.193 6*** (4.709 2)	0.010 2*(1.851 9)	0.156 1** (2.235 9)
<i>IFTR</i>	0.047 5*(1.837 3)	0.022 5(1.112 4)	0.031 1(1.330 1)
$\Delta FIND \times \Delta DIEE$	-0.054 9** (-2.040 7)		
$\Delta FIND \times \Delta RDRE$		-0.459 6** (-1.998 7)	
$\Delta FIND \times \Delta ITTB$			-0.078 8* (-1.917 8)
<i>CONS</i>	-0.177 3(-1.137 8)	1.309 8*** (9.646 5)	-0.653 6*** (-4.271 2)
地区/年份效应	是	是	是
观测值	319	319	319
Adj-R ² 值	0.846 6	0.877 4	0.873 2

3.5 稳健性检验

3.5.1 重新测算金融扭曲指标

一是本文测度金融扭曲指标所使用的分地区金融市场化指数是否合理仍可能会引起读者疑惑,为了更好地释疑解惑,选取樊纲等^[21]发布的2005年~2009年短期面板数据重新测算金融扭曲进行检验.二是摒弃仅采集大口径银行业金融机构数据的做法,同样沿袭樊纲等^[22]的思路,使用较小口径的银行业和证券业金融机构的年度数据来度量“金融业的市场竞争”,进而合成金融市场化指数.三是遵循此类文献的惯常做法,选取金融信贷(金融机构年末贷款余额/GDP)和金融相

关性(金融机构年末存贷款余额/GDP)两个变量替代金融市场化指数来检验结论稳健性.

3.5.2 引入潜在的遗漏变量

考虑到金融市场的复杂性和技术创新的不确定性,在回归设计中控制了企业特征、要素禀赋、产权环境等因素的影响,但仍然无法完全排除由于遗漏了重要变量而产生的估计偏误.一方面,地区消费偏好于本国生产的产品能够带来该国福利效用水平的提高^[44],随着福利和收入水平的提高,人们更倾向于消费出口复杂度较高的商品.由于消费偏好具有地区和习惯上的差异,企业需要通过技术改进、员工培训、设备升级等方式优化产

品结构和提升产品性能,以满足不同的消费需求. 一个国家侧重于出口该国国内消费偏好程度高的产品,即“母市场效应”,消费偏好决定了其产品生产和消费决策,企业利用产品消费偏好积累的

技术优势或规模经济效应提高创新生产率,从而获得国际竞争力的提升^[45]. 因此,消费偏好是推动出口产品进入国际市场,促进出口复杂度提升的重要因素.

表6 消费偏好与对外开放的潜在影响

Table 6 Potential impact of consumer preferences and opening up

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>DIEE</i>	-0.616 3** (-2.436 1)			-0.478 5** (-2.026 1)			-0.627 3** (-2.411 0)		
<i>RDRE</i>		-0.621 9** (-2.315 1)			-0.636 7*** (-3.690 7)			-0.640 8*** (-2.772 8)	
<i>ITTB</i>			-0.479 1*** (-8.251 1)			-0.498 4*** (-5.226 3)			-0.420 1*** (-6.495 1)
<i>FIND</i>	-0.395 1*** (-5.652 9)	-0.439 8*** (-2.832 8)	-0.330 7** (-2.529 9)	-0.477 3*** (-4.319 6)	-0.486 9** (-2.186 3)	-0.362 6** (-2.095 6)	-0.370 3*** (-5.728 4)	-0.419 6** (-2.177 6)	-0.350 7** (-2.537 0)
<i>COVS</i>	0.161 4** (2.556 7)	0.100 0 (1.547 6)	0.121 9** (2.048 8)	0.263 7*** (4.105 7)	0.181 2*** (2.755 3)	0.179 2*** (2.969 8)	0.098 7 (1.455 1)	0.052 8 (0.760 4)	0.094 5 (1.433 0)
<i>FIDP</i>	-0.020 3* (-1.706 5)	-0.180 7*** (-3.178 0)	-0.066 0 (-1.591 7)	-0.060 2** (-1.982 8)	-0.124 4** (-2.120 8)	-0.106 4* (-1.680 2)	-0.019 9* (-1.731 5)	-0.191 1*** (-3.269 3)	0.049 8 (1.112 2)
<i>IPPT</i>	0.139 8*** (3.636 5)	0.077 2* (1.947 6)	0.129 5*** (3.567 0)	0.154 0*** (3.735 3)	0.101 1** (2.463 5)	0.141 8*** (3.723 2)	0.073 0* (1.756 8)	0.025 6 (0.611 6)	0.077 4* (1.903 1)
<i>IFTR</i>	0.050 8** (2.114 3)	0.043 9* (1.857 9)	0.033 7 (1.480 1)	0.055 1** (2.167 6)	0.047 5* (1.917 8)	0.036 2 (1.536 5)	0.052 4** (2.136 9)	0.043 8* (1.798 3)	0.029 6 (1.226 4)
<i>UPCE</i>	0.446 8*** (6.507 4)	0.355 8*** (5.316 6)	0.318 2*** (4.929 4)				0.174 9** (2.049 4)	0.136 7* (1.826 0)	0.137 6* (1.662 8)
<i>OPFD</i>				0.169 6*** (2.693 5)	0.038 8* (1.853 4)	0.102 8** (2.174 9)	0.058 7* (1.908 2)	0.047 6 (0.692 5)	0.031 3** (2.451 8)
<i>L. UPCE</i>							0.401 1*** (4.662 9)	0.375 5*** (4.385 0)	0.270 0*** (3.106 4)
<i>CONS</i>	-1.074 7*** (-5.264 6)	0.006 5 (0.032 5)	-1.172 8*** (-6.302 8)	-0.102 3 (-0.660 3)	0.705 8*** (4.520 2)	-0.577 5*** (-3.692 3)	-1.240 7*** (-5.520 6)	-0.196 0 (-0.878 5)	-1.200 9*** (-5.656 9)
地区/ 年份效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	319	319	319	319	319	319	290	290	290
Adj-R ² 值	0.864 6	0.869 0	0.879 5	0.848 3	0.856 1	0.870 5	0.857 7	0.859 7	0.863 9

另一方面,对外开放有助于积极吸引和利用外资,跨国公司依托于东道国的低廉成本,将母国高技术含量的产品转移至东道国进行生产与出口. 对外开放促使本国企业快速接触外商投资和先进技术,通过市场竞争效应、技术示范效应和关联合作效应对跨国企业带来的管理技术和创新知识进行模仿、消化和吸收,提升自身技术能力与创新效率,促进出口复杂度的提升. 由此,本文增加了消费偏好和对外开放两个伴随变量,来考察二

者对出口复杂度的潜在影响.

消费偏好通常以滞后期为参照,对前期消费有着心理上的依赖性、偏好性和习惯性,这使得消费偏好不仅受到当前消费支出的影响,而且有赖于前期消费形成的习惯偏好. 参考袁冬梅等^[46]的研究,选取当期和前期城镇实际人均消费支出来综合反映地区消费偏好(*UPCE*),同时选取经过GDP平减后的外商直接投资实际值来衡量对外开放(*OPFD*)水平. 表6汇报了在基准模型的基

础上分别纳入消费偏好、对外开放以及同时增加两个变量的估计结果,整体而言,消费偏好和对外开放对出口复杂度产生了明显的提升作用.细加分析,消费偏好滞后一期的估计系数均通过了1%水平的统计检验,更为显著的促进了出口复杂度的提升,从而印证了消费偏好有着一定的粘度

和惯性.全部模型回归结果表明,增加潜在遗漏变量的稳健性检验依然支持前文的研究结论.

3.5.3 构造一个安慰剂试验

为检验是金融扭曲和创新抑制本身而不是该地区其它特质影响了出口复杂度,本文设计一个安慰剂测试.

表 7 安慰剂试验估计结果

Table 7 Estimated results of the placebo trial

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Placebo</i>	金融扭曲			创新抑制			金融扭曲和创新抑制		
<i>DIEE</i>	-1.113 3*** (-3.227 9)			-0.025 1 (-1.052 2)			0.024 1 (0.773 1)		
<i>RDRE</i>		-1.088 5** (-2.340 1)			-0.024 1 (-1.012 4)			-0.061 1** (-2.002 9)	
<i>ITTB</i>			-0.786 9*** (-4.337 7)			0.011 8 (0.488 2)			0.027 7 (0.885 8)
<i>FIND</i>	0.019 7 (0.721 4)	0.036 5 (1.328 9)	0.015 1 (0.631 0)	-0.585 7*** (-3.904 2)	-0.574 6*** (-6.706 7)	-0.581 9** (-2.473 7)	0.045 3 (1.450 9)	0.050 6 (1.630 2)	-0.041 5 (-1.330 8)
<i>COVS</i>	0.402 0** (2.450 3)	0.291 1*** (3.673 5)	0.235 6*** (3.532 3)	0.350 2*** (5.463 9)	0.357 5* (1.684 8)	0.354 2*** (5.509 4)	0.667 3*** (4.535 5)	0.665 6** (2.559 7)	0.675 4*** (3.633 6)
<i>FIDP</i>	-0.132 8** (-2.520 1)	-0.199 1*** (-2.816 1)	0.180 7 (1.022 2)	-0.126 3*** (-2.741 9)	-0.130 9*** (-2.838 3)	-0.131 0** (-2.039 5)	0.253 7 (0.331 2)	-0.247 9*** (-4.253 3)	-0.244 6** (-2.166 1)
<i>IPPT</i>	0.404 6*** (5.038 8)	0.323 6** (2.289 0)	0.297 9*** (3.053 7)	0.177 8*** (4.189 5)	0.183 1*** (3.318 4)	0.177 0 (1.223 9)	0.539 7*** (6.503 3)	0.544 5* (1.668 3)	0.538 0*** (12.493 5)
<i>IFTR</i>	0.073 8** (2.469 5)	0.062 3** (2.070 7)	0.038 3 (1.454 7)	0.052 0* (1.931 9)	0.055 2** (2.073 7)	0.053 9** (2.027 0)	0.083 9** (2.440 9)	0.086 3** (2.525 4)	0.088 6** (2.507 7)
$\Delta FIND \times \Delta DIEE$	0.060 8 (1.291 8)			0.027 1** (2.013 0)			-0.019 7 (-0.605 2)		
$\Delta FIND \times \Delta RDRE$		-0.020 0 (-0.716 8)			-0.015 5 (-0.583 9)			-0.022 2* (-1.694 4)	
$\Delta FIND \times \Delta ITTB$			0.001 8 (0.078 6)			0.018 7 (0.767 2)			-0.044 5 (-1.387 4)
<i>CONS</i>	-0.572 3*** (-3.266 3)	0.980 1*** (5.274 5)	-1.088 7*** (-6.723 2)	0.183 4 (1.324 0)	0.182 1 (1.312 1)	0.187 5 (1.351 2)	0.080 4 (0.443 6)	0.063 2 (0.351 1)	0.083 0 (0.459 5)
地区/年份效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	319	319	319	319	319	319	319	319	319
Adj- R^2 值	0.790 4	0.788 5	0.839 7	0.836 2	0.835 6	0.835 3	0.724 2	0.727 2	0.725 5

在其它因素不变的情况下,人为改变地区金融扭曲和创新抑制变量,金融扭曲和创新抑制及其交互项对出口复杂度的抑制效应仍不消除,则表明可能是地区自身的某种因素,既强化了金融扭曲和创新抑制,又对出口复杂度产生阻滞作用.因此,保持企业产值规模、融资依赖、知识产权保护 and 基础设施的一一对应,而将金融扭曲和创新

抑制随机分配给各个地区,如果金融扭曲和创新抑制及其交互项对出口复杂度的抑制效应因此消除,即可认为是金融扭曲和创新抑制本身而非地区的其它因素影响了出口复杂度.表7汇报了以随机配对的金融扭曲和创新抑制及其交互项为安慰剂指标(*Placebo*)对出口复杂度的回归结果,可以看出,模型(1)~模型(3)中随机配对的金融扭

曲估计系数为正、金融扭曲和创新抑制交互项的估计系数有正有负,但都不存在显著性影响。模型(4)~模型(6)和模型(7)~模型(9)的分析与此类似,安慰剂试验进一步排除了与金融扭曲、创新抑制相关的其它因素对出口复杂度抑制效应的可能影响。

3.5.4 出口复杂度指标的再度量

由于本文测算出口复杂度时未纳入人均收入增长因素,可能会因为人均收入存在上升变化趋势而高估出口复杂度的实际值。标准出口复杂度除却了经济增长惯性,可以始终保持产品出口技术特征的稳定性,符合出口产品的内在演变规律并且更容易进行跨期比较^[3]。有鉴于此,使用重新度量的标准出口复杂度(*REPY*)作为理想的替代指标进行稳健性检验,测算公式如

$$REPY_{it} = \frac{[EPY_{it} - \min(EPY_{it})] \times 100}{\max(EPY_{it}) - \min(EPY_{it})} \quad (7)$$

该指标不含数据度量单位,取值范围是0到100。

3.5.5 核心变量的内生性讨论

首先,为了有效规避核心解释变量(金融扭曲和创新抑制)引发的内生性偏误,本文将金融扭曲和创新抑制视作内生性解释变量,并以其滞后项作为当期的工具变量进行两步最小二乘估计。其次,由于出口复杂度动态调整的前期值可能会影响当期值和未来值,引入出口复杂度的滞后一期作为解释变量。虑及寻找完全外生且理想的工具变量有一定难度^[42],为提高模型估计的有效性,运用系统GMM方法检验上述模型。最后,借鉴Lewbel^[43]构造工具变量的做法,采用金融扭曲和创新抑制离差的三次方作为核心解释变量的工具变量,该方法依托自身指标构建有效工具变量,使得模型估计量的标准误差值更小,检验功效和结论更为稳健。

3.5.6 金融危机外生冲击的影响^⑥

上述分析揭示了中国各地区金融扭曲和创新抑制对出口复杂度的影响,但不容忽视的是,2008年爆发的金融危机可能会加剧金融市场扭曲和技术创新的抑制程度,进而对出口复杂度产生更为消极的影响,这里探讨金融危机这一外生事件的

冲击显得很有必要^[47]。具体而言,金融危机主要通过强化融资约束、减少市场需求以及增加不确定性等机制对金融扭曲和创新抑制形成影响,从而不利于提升出口复杂度。一是金融危机打破了资本供求均衡,市场流动性趋于枯竭,企业面临融资成本上升、信用违约频现等严峻的融资问题。由于金融危机具有预期传染效应,金融机构承担高企不落的系统性风险,信贷收紧、利率提高以及惜贷行为凸显,加剧了创新企业的融资约束程度^[48]。企业研发投入的短期资金通常源于对外贸易信用和营收账款,金融危机阻滞了经济主体交易和企业营收进程,更大程度上制约了其技术创新活动,不利于对外贸易和提高产品出口复杂度。二是金融危机爆发致使全球经济陷入低迷状态,削弱创新企业外部市场的商品需求,减少出口企业的期望收益,致使企业创新激励和生产动力不足,进而降低高技术企业的出口参与率,缩减创新企业的出口贸易规模,抑制出口复杂度的提升。三是创新投资具有非可逆性和高风险特征,金融危机给企业带来不确定性的经营与贸易环境,企业会延迟或暂停当前正在进行的技术创新活动,这种不确定性使得企业的创新投资决策更加谨慎。同时消费者也会因为未来不确定性风险的增加而减少现期消费,直接导致国际贸易需求的下降,不宜于出口复杂度的提升。

为洞察金融危机是否改变了金融扭曲对出口复杂度的影响,本文将金融危机视为一项准自然实验,引入虚拟变量(*Dummy*)和金融扭曲的交互项,设定金融危机爆发后*Dummy*值为1,否则取值是0,构建模型

$$\begin{aligned} LEPY_{it} = & \alpha + \xi_0 FIND_{it} + \xi_1 INRE_{it} + \\ & \xi_2 Dummy \times FIND_{it} + \\ & \xi_3 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

由表8模型(1)~模型(3)可知,虚拟变量和金融扭曲交互项的影响系数显著为负值,这意味着金融危机强化了金融扭曲对出口复杂度的抑制效应。金融危机中政府的强经济刺激下的救市计划很大程度上导致了金融资源的错配,扭曲了企

⑥ 此处衷心感谢匿名审稿专家提出的建设性意见。

业在金融危机中的创新投融资行为. 金融危机后, 进一步恶化, 致使企业前期创新投入的边际产出伴随着外需疲软和资源价格扭曲, 外部营商环境减少, 因而不利于提高出口复杂度.

表8 金融危机冲击的影响

Table 8 Impact of the financial crisis

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	金融危机冲击			随机抽样检验			反事实检验		
<i>DIEE</i>	-0.590 4*** (-5.008 2)			-0.433 5* (-1.822 7)			-0.527 5** (-2.404 3)		
<i>RDRE</i>		-0.754 8** (-2.531 2)			-0.907 4* (-1.835 1)			-0.708 4*** (-3.917 1)	
<i>ITTB</i>			-0.511 6*** (-3.727 8)			-0.525 6** (-2.272 3)			-0.502 6*** (-6.515 9)
<i>FIND</i>	-0.612 6*** (-5.342 6)	-0.634 5*** (-2.833 4)	-0.475 2** (-1.987 4)	-0.665 3** (-2.401 8)	-0.680 1** (-2.351 5)	-0.509 7* (-1.866 9)	-0.510 3** (-2.018 2)	-0.536 6** (-2.345 1)	-0.395 2* (-1.930 9)
<i>COVS</i>	0.292 2*** (4.710 5)	0.169 7** (2.192 0)	0.202 9*** (3.447 2)	0.174 1 (1.222 6)	0.066 4* (1.650 3)	0.021 9 (0.167 0)	0.277 1*** (4.354 7)	0.159 2** (2.433 6)	0.184 5*** (3.087 0)
<i>FIDP</i>	-0.120 8* (-1.720 2)	-0.127 7** (-2.274 8)	-0.152 4*** (-3.749 8)	-0.328 3** (-2.302 9)	-0.350 2* (-1.804 0)	-0.338 9** (-2.564 1)	0.115 9 (1.528 0)	-0.110 6** (-1.985 0)	-0.148 8*** (-3.493 7)
<i>IPPT</i>	0.151 2*** (3.790 4)	0.063 3 (1.588 0)	0.135 0*** (3.649 4)	0.167 6** (2.441 8)	0.025 5 (0.353 1)	0.139 1** (2.240 8)	0.167 9*** (4.153 4)	0.087 3** (2.166 9)	0.145 8*** (3.928 5)
<i>IFTR</i>	0.050 5** (2.026 5)	0.040 8* (1.716 0)	0.032 1 (1.384 3)	0.045 2 (1.251 9)	0.028 3*** (2.780 7)	0.018 2 (0.554 9)	0.050 4* (1.908 6)	0.040 7* (1.667 3)	0.031 3 (1.328 7)
<i>Dummy × FIND¹</i>	-0.274 7** (-2.414 1)	-0.302 1*** (-3.089 5)	-0.208 9* (-1.678 4)						
<i>Dummy × FIND²</i>				-0.289 6** (-2.125 7)	-0.295 1* (-1.930 2)	-0.249 4** (-2.036 5)			
<i>Dummy × FIND³</i>							-0.145 8 (-1.070 4)	0.207 6 (0.150 2)	-0.137 7 (-1.152 9)
<i>CONS</i>	-0.185 6 (-1.226 6)	0.813 6*** (5.470 0)	-0.601 5*** (-3.966 9)	-0.461 5*** (-2.707 9)	-1.020 3*** (-4.726 2)	-0.253 1* (-1.9570)	-0.155 1*** (-3.007 8)	0.765 0 (1.316 4)	-0.598 6*** (-3.891 0)
地区/年份效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	319	319	319	165	165	165	319	319	319
Adj-R ² 值	0.854 4	0.868 0	0.875 1	0.829 3	0.861 2	0.855 3	0.804 5	0.837 7	0.853 8

为了检验上述结论是否可靠, 本文一方面随机抽取 15 个省份的样本进行实证考察, 模型(4)~模型(6)中交互项的估计结果验证了结论的稳健性. 另一方面, 设计一个反事实检验, 假定 2012 年为临界年份重新引入虚拟变量对式(8)进行计量分析. 模型(7)~模型(9)的估计结果显示, 反事实检验中交互项的影响系数有正有负, 且均不显著. 金融危机对金融扭曲的抑制效应并未显现出矫正效果, 反事实检验复而印证金融危机强化了金融扭曲对出口复杂度的抑制效应.

综合来看, 上述更换核心指标、讨论内生性、控制遗漏变量、安慰剂试验等稳健性测试(囿于

篇幅, 结果未予逐一汇报, 留存备索), 以及金融危机外生冲击的影响分析均验证了本文研究结论的可靠性.

4 拓展讨论

4.1 门槛效应分析

前文初步探明, 金融扭曲加剧了创新抑制对出口复杂度的制约作用. 需要指出的是, 交互效应检验局限于“金融扭曲的影响是单调递增或单调递减的线性关系”的前提假设, 而已有研究表明, 金融与创新对出口复杂度有着潜在的非线性影

响^[4, 29]。由此自然疑问：金融扭曲和创新抑制对出口复杂度的阻碍作用是简单的线性关系，还是金融扭曲跨越一定的“临界值”才能改变创新抑制对出口复杂度的影响？鉴于此，本文进一步改进了交互效应的检验方法，运用目前学术界已广泛应用的门槛效应模型进行分析

$$LEPY_{it} = \alpha + \theta_0 INRE_{it} I(FIND_{it} \leq \eta_1) + \theta_1 INRE_{it} I(\eta_1 < FIND_{it} \leq \eta_2) + \dots + \theta_{n-1} INRE_{it} I(\eta_{n-1} < FIND_{it} \leq \eta_n) + \theta_n INRE_{it} I(FIND_{it} > \eta_n) + \tau X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中 $FIND_{it}$ 代表门槛变量； η 代表金融扭曲的未知门槛值； θ_0 、 θ_1 、 \dots 、 θ_{n-1} 和 θ_n 为不同门槛值区

间创新抑制对出口复杂度的影响系数，若 θ_0 、 θ_1 、 \dots 、 θ_{n-1} 和 θ_n 的值具有显著差异，说明选取的门槛变量有效。 $I(\cdot)$ 为指示函数，条件成立 $I = 1$ ，否则 $I = 0$ 。

首先，设定金融扭曲作为门槛变量，按照无门槛值（原假设）或有 1 个门槛值（备择假设）、仅有 1 个门槛值（原假设）或有 2 个门槛值（备择假设）、仅有 2 个门槛值（原假设）或有 3 个门槛值（备择假设）三种情况进行逐步回归，运用“自举法”重叠模拟似然比检验统计量 300 次获得门槛数量的识别结果，扭曲收益、研发抑制和技术锁定相应的门槛变量分别存在单门槛值 0.229 0、0.168 0 和 0.106 0。

表9 门槛效应估计结果

Table 9 Results of threshold effect estimation

变量	(1)		(2)		(3)	
	以 <i>DIEE</i> 为门槛依赖变量		以 <i>RDRE</i> 为门槛依赖变量		以 <i>ITTB</i> 为门槛依赖变量	
<i>INRE_1</i>	$I(FIND_1 \leq 0.2290)$	-0.5118*** (-3.9464)	$I(FIND_1 \leq 0.1680)$	-0.4861*** (-5.4937)	$I(FIND_1 \leq 0.1060)$	-0.1015* (-1.7264)
<i>INRE_2</i>	$I(FIND_2 > 0.2290)$	-1.4513** (-2.1082)	$I(FIND_2 > 0.1680)$	-0.8232*** (-6.6504)	$I(FIND_2 > 0.1060)$	-0.3586*** (-4.0828)
<i>COVS</i>	0.1437** (2.4630)		0.0495 (0.8862)		0.4136*** (7.4924)	
<i>FIDP</i>	-0.1728*** (-2.7261)		-0.2329** (-2.3154)		-0.4115** (-2.0673)	
<i>IPPT</i>	0.2565*** (6.3550)		0.3787*** (6.1147)		0.4837*** (12.1042)	
<i>IFTR</i>	0.06621** (2.0874)		0.02724 (0.8511)		0.0450 (1.2558)	
<i>CONS</i>	0.2139*** (5.9394)		0.0659** (2.0328)		0.0709** (2.0535)	
地区/年份效应	是		是		是	
观测值	319		319		319	
Adj-R ² 值	0.7437		0.7195		0.6641	

其次，将各模型金融扭曲的单一门槛值代入检验方程，可以得到创新抑制在不同的门槛值区间对产品出口复杂度的影响系数。从表9中估计系数的显著性及方向来看，本文构建的门槛检验模型合理且有效。列(1)显示，当金融扭曲低于门槛值0.2290时，扭曲收益对产品出口复杂度的影响系数显著为负，值为-0.5118，通过了1%的统计水平检验；而当金融扭曲程度高于这个门槛值，扭曲收益的影响系数变为-1.4513，且在5%水平上显著。这说明金融扭曲程度越高，越会加剧扭曲收益对出口复杂度的抑制效应。模型(2)和模型(3)的分析思路与此类似，随着金融扭曲跨

越门槛值0.1680和0.1060，研发抑制和技术锁定对出口复杂度的阻碍作用逐渐增强。以上门槛效应分析表明：地区金融扭曲越严重，创新抑制对出口复杂度的制约效应越会得以强化，换言之，金融扭曲加剧了创新抑制对出口复杂度的负向影响。

4.2 中介效应分析

转换一种角度解读金融扭曲和创新抑制影响出口复杂度的机制，上述金融扭曲和创新抑制交互项的估计系数显著为负值，也极有可能源自金融市场严重扭曲和技术创新过度抑制两者之间某种程度上的相互影响，正是这一影响对出口复杂

度产生了抑制效应.也就是说,交互效应检验未必能够有效识别假设 H4 中金融扭曲通过加剧创新抑制对出口复杂度产生的消极影响.为此,遵循 Mackinnon 等^[49]的做法,探讨创新抑制在金融扭曲与出口复杂度之间是否具有中介效应,设定递归模型

$$LEPY_{it} = \alpha + \zeta_1 FIND_{it} + \zeta_2 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$INRE_{it} = \alpha + \varphi_1 FIND_{it} + \varphi_2 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$LEPY_{it} = \alpha + \gamma_1 FIND_{it} + \gamma_2 INRE_{it} + \gamma_3 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中中介效应检验要求上述递归模型(10)~模型(12)的回归结果全部显著,任何模型不显著则无法进行下一步.

表 10 中介效应估计结果

Table 10 Results of mediating effect estimation

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	步骤一	步骤二	步骤三	步骤二	步骤三	步骤二	步骤三
	出口复杂度	扭曲收益	出口复杂度	研发抑制	出口复杂度	技术锁定	出口复杂度
<i>FIND</i>	-0.5813*** (-4.0242)	0.1971*** (3.8954)	-0.4825*** (-3.3301)	0.1447** (2.4757)	-0.4854** (-2.3861)	0.4269* (1.6781)	-0.3606** (-2.0249)
<i>COVS</i>	0.3575*** (5.5978)	-0.1300** (-2.2340)	0.2924*** (4.5676)	-0.2655*** (-7.7091)	0.1817*** (2.7654)	-0.3193* (-1.6674)	0.1925*** (3.2047)
<i>FIDP</i>	-0.1299*** (-2.8234)	0.0673 (1.0455)	-0.0962* (-1.8157)	0.3859*** (5.5549)	-0.1257** (-2.1470)	0.0015 (0.0381)	-0.1291*** (-3.1372)
<i>IPPT</i>	0.1766** (2.2242)	-0.0037* (-1.7865)	0.1785*** (4.3904)	-0.1098*** (-4.8714)	0.1039** (2.5511)	-0.0402 (-1.0897)	0.1559*** (4.1719)
<i>IFTR</i>	0.0545** (2.0638)	0.0017 (0.1301)	0.0554** (2.1547)	-0.0109 (-0.7665)	0.0473* (1.9111)	-0.0364** (-2.5635)	0.0357 (1.5088)
<i>DIEE</i>			-0.5009** (-2.1793)				
<i>RDRE</i>					-0.6623** (-2.4434)		
<i>ITTB</i>							-0.5169*** (-7.6323)
<i>CONS</i>	0.1846 (1.3332)	-0.6551*** (-9.8466)	-0.1435 (-0.9212)	0.8091*** (10.8392)	0.7205*** (4.6802)	-1.5613*** (-12.7862)	-0.6224*** (-4.0198)
地区/年份效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	319	319	319	319	319	319	319
Adj-R ² 值	0.8360	0.8121	0.8449	0.8023	0.8564	0.7224	0.8696

如果金融扭曲的估计系数 γ_1 和创新抑制的估计系数 γ_2 均显著,且 γ_1 的系数绝对值小于 ζ_1 的系数绝对值,说明创新抑制充当了部分性质的中介作用;若金融扭曲的估计系数 γ_1 不显著而创新抑制的估计系数 γ_2 显著,则可能意味着创新抑制存在完全中介效应.考虑到表 10 模型(1)汇报了递归模型的第一步,为避免结果重复报告且便于比较,在检验研发抑制和技术锁定的中介效

应时仅展示回归结果的第二步和第三步.表 10 列(1)汇报了递归模型的第一步,可以看出,金融扭曲对出口复杂度的影响系数在 1%水平上显著为负,值为 -0.5813.模型(2)结果显示,金融扭曲的估计系数在 1%水平上显著为正,值为 0.1971,说明金融扭曲对扭曲收益产生了显著的正向影响.列(3)的估计结果中金融扭曲和创新抑制对出口复杂度的影响系数分别通过了 1%和 5%的显著

性水平检验,而且金融扭曲估计系数 γ_1 的绝对值(值是 -0.4825)明显小于表10模型(1)中估计系数 ζ_1 (值是 -0.5813)的绝对值,说明扭曲收益扮演了部分中介效应的角色,这也意指金融扭曲通过强化扭曲收益的侵蚀效应,抑制了产品出口复杂度的提升.在金融扭曲影响出口复杂度的总效应中,扭曲收益贡献了因果解释链条16.98%的份额^⑦.表10余下模型有关研发抑制和技术锁定中介效应的分析呈现了同样的逻辑,验证了金融扭曲通过加剧研发抑制和技术锁定这两个传导机制,进一步地对产品出口复杂度产生了抑制效应.通过中介效应占比测算,分别有16.49%和37.96%的比率来自研发抑制和技术锁定的中介效应^⑧.以上中介效应分析表明:金融扭曲会通过加剧创新抑制来阻碍出口复杂度的提升;而通过研发抑制的阻碍作用最小,扭曲收益次之,技术锁定最强.

5 结束语

现有文献忽视金融扭曲和创新抑制这一特征事实,对中国各地区出口复杂度问题展开研究是有失偏颇的,鉴于金融扭曲和创新抑制如何作用于出口复杂度仍是一个尚未打开的“黑匣子”,本文通过梳理和归纳既有文献,理论上解读了金融扭曲、创新抑制及其相互作用对出口复杂度的影响机理,并利用2005年~2015年中国高技术产业省际层面面板数据对理论假设加以验证.实证考察印证了本文提出的全部研究假设,中国各地区普遍存在的金融扭曲显著阻碍了产品出口复杂度的提升,在外向度较高、产值规模较大以及技术密集度较高的高技术企业中,金融扭曲对出口复杂度的抑制效应更弱些,而金融危机强化了金融扭曲对出口复杂度的抑制作用.进一步地,创新抑制对产品出口复杂度产生了明显的侵蚀效应,并

且该侵蚀效应因为受到金融扭曲的影响而得以强化.随着金融扭曲达到特定的门槛值,创新抑制对出口复杂度的抑制效应更加凸显.值得说明的是,创新抑制在金融扭曲与出口复杂度之间扮演了部分中介效应的角色,从而验证了金融扭曲主要通过扭曲效应、研发抑制以及技术锁定等创新抑制因素阻碍出口复杂度提高的传导机制.通过测算创新抑制的中介效应发现,技术锁定作为中介变量的抑制效应占据主导,扭曲收益次之,而研发抑制最弱.

本文着眼于中国各地区金融扭曲的现实背景,探讨创新抑制对出口复杂度的影响,从理论构建和经验考察两个层面揭示金融扭曲、创新抑制及其相互作用如何影响了产品出口复杂度,有助于加深金融扭曲、创新抑制与出口复杂度之间内在规律的认识和理解.本文的研究结论对金融改革与科技创新发展以及提升中国产业出口竞争力水平具有重要的政策启示:1)政府在规划和制定提升出口产品质量与产品结构转型升级的促进政策时,不仅要重视金融发展滞后和市场扭曲对出口复杂度产生的影响,而且应充分考虑企业租金收益、创新生产损失和技术水平锁定等制约因素对产品出口复杂度的差异化影响.2)各地方应继续深化金融和技术市场改革,逐步消除金融扭曲和创新抑制对出口复杂度的不利影响.同时,根据辖区内高技术企业的自身发展特征,在企业外向度、企业产值规模及企业技术密集度等方面做好“文章”,综合增强中国出口企业的国际竞争优势和破除金融扭曲对出口复杂度形成的阻滞效应.

当前中国经济处于“三期叠加”的关键时期,政府努力做好以下政策工作对力促金融服务“脱虚向实”,增强高技术产业质量优势,促进中国制造业迈向全球价值链中高端有着重要的意义.一是各地方应把握深化金融体系改革的重点,结合

⑦ $0.1971 \times (-0.5009) / (-0.5813) = 16.98\%$.

⑧ $0.1447 \times (-0.6623) / (-0.5813) = 16.49\%$; $0.4269 \times (-0.5169) / (-0.5813) = 37.96\%$.

辖区实际情况,有侧重地构建资本价格形成机制,逐步放开甚至解除利率管控,破解创新企业的融资依赖困境;以提升产品出口复杂度为导向,发展和完善创新资本配给和人才自由流动的规范化市场体系,持续优化创新环境来铲除寻租导致的抑制效应;制定和落实促进创新技术发展的政策,引导企业进行知识学习与吸收技术外溢,同时不断推进创新要素的初次分配改革,及时调整出口退税与创新补贴政策,来推动出口产品质量升级。二是有效协调高技术产业升级促进政策与企业出口退税政策,通过调整企业进出口关税促进高技术企业产品产业内发展,以推动企业外向程度的提

升;不断完善高技术企业并购重组的财税政策,对技术关联出口企业的并购重组给予激励,并且辅以创新投资及信贷政策支撑,以扩大高技术出口企业的产值规模;通过完善创新项目服务外包税收政策与补贴政策,引导高技术出口企业剥离并外包自身非核心业务,聚焦关键产品的技术创新和突破,以提升出口企业的技术密集度。另外,各地方政府应不断开发和改善基础设施、加强高技术企业培育和扶持、降低企业融资依赖度、积极扩大内需和引导消费偏好以及营造良好的知识产权保护环境,提高产品出口复杂度以推动中国产业向全球价值链高端跃升。

参 考 文 献:

- [1] 段玉婉, 纪 珽. 中国地区间收入差异变化的影响因素探究——基于国内价值链视角的分析[J]. 管理科学学报, 2018, 21(12): 111 - 123.
Duan Yuwan, Ji Ting. Dynamic of China's regional income disparity and its determinants: A domestic value chain perspective[J]. Journal of Management Sciences in China, 2018, 21(12): 111 - 123. (in Chinese)
- [2] Rodrik D. What's so special about China's exports? [J]. China and World Economy, 2006, 14(5): 1 - 19.
- [3] 齐俊妍, 王永进, 施炳展, 等. 金融发展与出口技术复杂度[J]. 世界经济, 2011, (7): 91 - 118.
Qi Junyan, Wang Yongjin, Shi Bingzhan, et al. Financial development and export technical sophistication[J]. The Journal of World Economy, 2011, (7): 91 - 118. (in Chinese)
- [4] 戴魁早. 技术市场发展对出口技术复杂度的影响及其作用机制[J]. 中国工业经济, 2018, (7): 117 - 135.
Dai Kuizao. The impact of the development of technology market on the export technical sophistication and its mechanism[J]. China Industrial Economics, 2018, (7): 117 - 135. (in Chinese)
- [5] 张 杰. 金融抑制、融资约束与出口产品质量[J]. 金融研究, 2015, (6): 64 - 79.
Zhang Jie. Financial depression, financing constraints and the quality of China's export products[J]. Journal of Financial Research, 2015, (6): 64 - 79. (in Chinese)
- [6] Xu B, Lu J Y. Foreign direct investment, processing trade, and the sophistication of China's exports[J]. China Economic Review, 2009, 20(3): 425 - 439.
- [7] Moberg L. Liberalizing rent-seeking: How export processing zones can save or sink an economy[J]. Social Science Electronic Publishing, 2014, 33(4): 61 - 89.
- [8] 林毅夫, 孙希芳, 姜 烨. 经济发展中的最优金融结构理论初探[J]. 经济研究, 2009, 44(8): 4 - 17.
Lin Yifu, Sun Xifang, Jiang Ye. Toward a theory of optimal financial structure in economic development[J]. Economic Research Journal, 2009, 44(8): 4 - 17. (in Chinese)
- [9] Guariglia A, Poncet S. Could financial distortions be no impediment to economic growth after all? Evidence from China [J]. Journal of Comparative Economics, 2008, 36(4): 633 - 657.
- [10] 汪 伟, 潘孝挺. 金融要素扭曲与企业创新活动[J]. 统计研究, 2015, 32(5): 26 - 31.

- Wang Wei, Pan Xiaoting. Financial factor distortions and enterprises innovation activities[J]. *Statistical Research*, 2015, 32(5): 26 – 31. (in Chinese)
- [11] 张杰, 周晓艳, 郑文平, 等. 要素市场扭曲是否激发了中国企业出口[J]. *世界经济*, 2011, 34(8): 134 – 160.
Zhang Jie, Zhou Xiaoyan, Zheng Wenping, et al. Did factor market distortions stimulate Chinese enterprises to export[J]. *The Journal of World Economy*, 2011, 34(8): 134 – 160. (in Chinese)
- [12] Brown J R, Martinsson G, Petersen B C. Do financing constraints matter for R&D? [J]. *European Economic Review*, 2012, 56(8): 1512 – 1529.
- [13] 白俊红, 卞元超. 要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失[J]. *中国工业经济*, 2016, (11): 39 – 55.
Bai Junhong, Bian Yuanchao. Factor market distortion and the efficiency losses of Chinese innovative production[J]. *China Industrial Economics*, 2016, (11): 39 – 55. (in Chinese)
- [14] Weldemicael E. Technology, trade costs and export sophistication[J]. *The World Economy*, 2014, 37(1): 14 – 41.
- [15] Svaleryd H, Vlachos J. Financial markets, the pattern of industrial specialization and comparative advantage: Evidence from OECD countries[J]. *European Economic Review*, 2005, 49(1): 113 – 144.
- [16] Buera F J, Kaboski J P, Shin Y. Finance and development: A tale of two sectors[J]. *American Economic Review*, 2011, 101(5): 1964 – 2002.
- [17] 余娟娟, 余东升. 政府补贴、行业竞争与企业出口技术复杂度[J]. *财经研究*, 2018, 44(3): 112 – 124.
Yu Juanjuan, Yu Dongsheng. Government subsidies, industrial competition and enterprises' export technology complexity [J]. *Journal of Finance and Economics*, 2018, 44(3): 112 – 124. (in Chinese)
- [18] Kelman S. Corruption and government: Causes, consequences, and reform[J]. *Journal of Policy Analysis and Management*, 2000, 19(3): 488 – 491.
- [19] Bermini M, Guillou S, Bellone F. Financial leverage and export quality: Evidence from France[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2015, 59: 280 – 296.
- [20] 王贵东. 中国制造业企业的垄断行为: 寻租型还是创新型[J]. *中国工业经济*, 2017, (3): 83 – 100.
Wang Guidong. Monopoly behavior of China's manufacturing enterprises: Rent-seeking or innovative[J]. *China Industrial Economics*, 2017, (3): 83 – 100. (in Chinese)
- [21] 樊纲, 王小鲁, 马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. *经济研究*, 2011, (9): 4 – 16.
Fan Gang, Wang Xiaolu, Ma Guangrong. The contribution of marketization to China's economic growth[J]. *Economic Research Journal*, 2011, (9): 4 – 16. (in Chinese)
- [22] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
Wang Xiaolu, Fan Gang, Yu Jingwen. *Marketization Index of China's Province(2016)* [M]. Beijing: Social Sciences Academic Press(China), 2017. (in Chinese)
- [23] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
Wang Xiaolu, Fan Gang, Hu Lipeng. *Marketization Index of China's Province(2018)* [M]. Beijing: Social Sciences Academic Press(China), 2019. (in Chinese)
- [24] 林伯强, 杜克锐. 要素市场扭曲对能源效率的影响[J]. *经济研究*, 2013, 48(9): 125 – 136.
Lin Boqiang, Du Kerui. The energy effect of factor market distortion in China[J]. *Economic Research Journal*, 2013, 48(9): 125 – 136. (in Chinese)
- [25] Hausmann R, Rodrik D. Economic development as self-discovery[J]. *Journal of Development Economics*, 2003, 72(2): 603 – 633.
- [26] Hausmann R, Hwang J, Rodrik D. What you export matters[J]. *Journal of Economic Growth*, 2007, 12(1): 1 – 25.
- [27] Hale G. Comment on “What accounts for the rising sophistication of China's exports?” [J]. *Nber Chapters*, 2010, 19

- (1): 43–47.
- [28] Freeman C, Soete L. The Economics of Industrial Innovation[M]. Cambridge: The MIT Press, 1997.
- [29] Jefferson G J, Bai H M, Guan X J, et al. R&D performance in Chinese industry[J]. Economics of Innovation and New Technology, 2006, 15(4–5): 345–366.
- [30] Bernard A B, Jensen J B. Why some firms export[J]. Review of Economics and Statistics, 2004, 86(2): 561–569.
- [31] Lee S H, Weng D H. Does bribery in the home country promote or dampen firm exports? [J]. Strategic Management Journal, 2013, 34(12): 1472–1487.
- [32] Fase M M G. Wage moderation, innovation, and labour productivity: Myths and facts revisited[J]. Wo Research Memoranda, 2000, 149(1): 115–127.
- [33] Faems D, Visser M D, Andries P, et al. Technology alliance portfolios and financial performance: Value-enhancing and cost-increasing effects of open innovation[J]. Journal of Product Innovation Management, 2010, 27(6): 785–796.
- [34] Fang Y, Gu G D, Li H Y. The impact of financial development on the upgrading of China’s export technical sophistication [J]. International Economics and Economic Policy, 2015, 12(2): 257–280.
- [35] 刘贯春, 刘媛媛, 闵敏. 经济金融化与资本结构动态调整[J]. 管理科学学报, 2019, 22(3): 71–89.
Liu Guanchun, Liu Yuanyuan, Min Min. Financialization and dynamic adjustment of capital structure: Evidence from China[J]. Journal of Management Sciences in China, 2019, 22(3): 71–89. (in Chinese)
- [36] Markman G D, Siegel D S, Wright M. Research and technology commercialization[J]. Journal of Management Studies, 2010, 45(8): 1401–1423.
- [37] Balli H O, Sørensen B E. Interaction effects in econometrics[J]. Empirical Economics, 2013, 45(1): 583–603.
- [38] Sanjaya L, John W, Zhang Jinggang. The “sophistication” of exports: A new trade measure[J]. World Development, 2006, 34(2): 224–238.
- [39] 李梅. 金融发展、对外直接投资与母国生产率增长[J]. 中国软科学, 2014, (11): 170–182.
Li Mei. Financial development, outward foreign direct investment and productivity growth in home country[J]. China Soft Science, 2014, (11): 170–182. (in Chinese)
- [40] Islam N. Small sample performance of dynamic panel data estimators in estimating the growth-convergence equation: A monte carlo study[J]. Advances in Econometrics, 2001, 15(1): 317–339.
- [41] 蓝海林, 吕迪伟, 曾萍. 海外市场多元化对出口绩效的影响机制研究[J]. 管理科学学报, 2018, 21(7): 52–65.
Lan Hailin, Lü Diwei, Zeng Ping. A research on mechanism of international diversification influences export performance [J]. Journal of Management Sciences in China, 2018, 21(7): 52–65. (in Chinese)
- [42] Blundell R, Bond S. GMM estimation with persistent panel data: An application to production functions[J]. Econometric Reviews, 2000, 19(3): 321–340.
- [43] 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): 1201–1214.
- [44] Lian Z, Lien J W, Lu L, et al. International trade with social comparisons[J]. Review of International Economics, 10. 2139/SSRN.3418461, 2018.
- [45] 祝树金, 许和连, 赖明勇. 国际商品贸易和 Ramsey 增长模型中的不确定性[J]. 管理科学学报, 2006, 9(6): 31–36.
Zhu Shujin, Xu Helian, Lai Mingyong. International goods trade and indeterminacy in a Ramsey growth model[J]. Journal of Management Sciences in China, 2006, 9(6): 31–36. (in Chinese)
- [46] 袁冬梅, 李春风, 刘建江. 城镇居民预防性储蓄动机的异质性及强度研究[J]. 管理科学学报, 2014, 17(7): 50–62.
Yuan Dongmei, Li Chunfeng, Liu Jianjiang. Strength and heterogeneity of precautionary saving motives of urban inhabitants

- in China[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2014, 17(7): 50 – 62. (in Chinese)
- [47] Amiti M, Weinstein D E. Exports and financial shocks[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(4): 1841 – 1877.
- [48] 裴茜, 朱书尚. 中国股票市场金融传染及渠道——基于行业数据的实证研究[J]. *管理科学学报*, 2019, 22(3): 90 – 112.
- Pei Xi, Zhu Shushang. Financial contagion in China's stock market: A study based on industry-level data[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(3): 90 – 112. (in Chinese)
- [49] Mackinnon D P, Krull J L, Lockwood C M. Equivalence of the mediation, confounding and suppression effect[J]. *Prevention Science*, 2000, 1(4): 173 – 181.

Financial distortion, innovation restraint and their effects on export sophistication

LI Yu-shan¹, LU Yuan-quan^{2, 3*}, WANG Tuo⁴

1. School of Business Administration, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China;
2. School of Economics and Management, Chongqing Normal University, Chongqing 401331, China;
3. School of Public Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China;
4. Chinese Academy of International Trade and Economic Cooperation, Beijing 100710, China

Abstract: Increasing export sophistication is an important goal of the reform of the scientific and technological system. However, few literature have focused on the impact of financial distortions and innovation restraints on China's export sophistication in various regions. Based on the financial distortion index and provincial-level data of China's high-tech industries, this paper empirically examines how financial distortions, innovation restraints and their interaction affect export sophistication. The study found that financial distortions and innovation restraints have a significant inhibitory effect on export sophistication. Financial distortions have exacerbated the eroding effect of innovation restraints on export sophistication, and this eroding effect of innovation restraints is even more pronounced when financial distortions exceed a certain threshold. In high-tech enterprises with low extroversion, small output value and low technology intensity, the inhibitory effect of financial distortions on export sophistication is particularly strong. Distorted earnings, R&D restraint, and technology lock-in are important channels through which financial distortions impede export sophistication. A series of robustness tests confirms the reliability of the above conclusions. This article provides a new research perspective and decision-making reference for deepening the reform of the financial and technological system and reshaping the international competitive advantage of China's industries.

Key words: financial distortion; innovation restraint; high-tech industry; financial marketization; export sophistication