

技术市场发展对出口技术复杂度的影响及其作用机制

戴魁早

[摘要] 中国各地区的技术市场发展如何影响出口技术复杂度?本文采用中国高技术产业1995—2015年地区层面的面板数据,探究技术市场发展对出口技术复杂度的影响及其作用机制。研究发现:技术市场发展显著提升了高技术产品出口技术复杂度,这种提升效应通过增加研发投入、推动技术转化和增强技术溢出效果等机制实现;随着中国加入WTO,技术市场发展的促进作用更显著,而金融危机后的出口激励政策则弱化了这种影响;与其他地区相比,技术市场发展对东部沿海地区的促进作用更为突出;而且对技术密集度、外向度和垂直专业化程度较高的企业来说,技术市场发展的这种影响更为明显。本文验证了技术市场发展这一科技体制改革的成效,深化了对技术市场发展影响出口技术复杂度的基本规律的认识和理解,为高技术产品出口技术复杂度的促进政策制定提供了有益的参考依据,对中国正在推进的科技体制改革和对外贸易政策的设计也有着启示意义。

[关键词] 出口技术复杂度; 技术市场发展; 高技术产业; 传导机制

[中图分类号]F424 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)07-0117-19

一、问题提出

高技术产业国际竞争力的不断提升是促进中国制造业迈上全球价值链中高端的核心环节,也是增强中国经济质量优势的重要方向。研究表明,高技术产业的国际竞争力主要由高技术产品的出口技术复杂度决定(Hausmann et al.,2007;Rodrik,2006;黄先海等,2010;陈晓华等,2017),因而,在当前中国经济正处在由高速增长转向高质量发展的新阶段,持续提升高技术产品出口技术复杂度,对中国高技术产业发展乃至转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力都具有重要意义。随之而

[收稿日期] 2017-12-11

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“要素价格扭曲对中国高技术产业出口技术复杂度的影响机制及调控政策研究”(批准号71773107);国家自然科学基金地区项目“外包影响产业技术创新的机制与路径:理论与中国电子信息产业的实证研究”(批准号71263010);浙江省自然科学基金项目“垂直专业化分工与IT业产业升级:机制与政策研究”(批准号LY15G030020)。

[作者简介] 戴魁早,浙江财经大学经济学院教授,博士生导师,经济学博士。电子邮箱:daikz2007@aliyun.com。本文曾在第十七届中国青年经济学者论坛上报告,感谢浙江大学黄先海、诸竹君,暨南大学陈林、刘啟仁,中南财经政法大学李敬子等与会学者的评论和建议。作者感谢匿名审稿专家和编辑部的修改意见和建议,当然文责自负。

来的问题是,哪些因素影响或者决定着产品出口技术复杂度呢?

文献检索结果显示,发达国家较高的出口技术复杂度主要源于较高的收入水平与经济增长(Lall et al.,2006;陈晓华,2012)、较高的技术水平与较低的贸易成本(Ermias,2014;Willem and Pai,2015)、较高的人力资本质量和研发投入增长(Zhang and Yang,2016)等因素驱动,而过高的出口价格则在一定程度上阻碍了发达国家产品出口复杂度的提升(Juan and Peter,2008;陈晓华,2012)。与发达国家不同,越南等发展中国家或地区出口技术复杂度的提高主要源于FDI的技术溢出(Katharina and Stephan,2016)、关税下降与贸易自由化等因素的影响(Xuan,2016),而较低的技术水平则是制约东南亚国家出口技术复杂度提升的重要因素(Willem and Pai,2015)。跨国经验研究表明,制度质量的完善、产品内国际分工及其与制度质量的交互作用、外商直接投资、人力资本、研发经费投入和基础设施等都对出口技术复杂度的提升产生了重要影响(戴翔和金碚,2014)。

近年来,中国出口产品呈现出一定程度的结构升级但技术复杂度仍然较低这一典型特征,学术界从不同角度对其形成原因进行了探究。研究发现,外商直接投资与加工贸易的技术溢出(Xu and Lu,2009)、参与全球价值链分工所获取的国外中间投入利益(刘维林等,2014)、基础设施改善所带来的企业调整成本下降(王永进等,2010)、出口增长与出口价格上涨(黄先海等,2010;陈晓华,2012)等因素都对出口技术复杂度产生了提升效应,而研发投入不足与人力资本水平相对较低(王永进等,2010)、知识产权保护不足(代中强等,2015)、金融发展水平相对滞后(齐俊妍等,2011)等则是阻碍出口技术复杂度提高的重要因素。

以上研究尽管从不同视角深刻解释了这些因素如何影响出口技术复杂度,但是忽略了中国各地区技术市场持续发展这一科技体制市场化改革的可能影响^①。中国自1984年实施以技术市场发展为突破口的科技体制改革,目前已基本实现从计划经济体制向市场经济体制的转变。技术市场发展过程中取得了巨大成就,交易日趋活跃,市场交易规模迅速扩大,技术交易形式不断创新,技术交易服务水平日益提高。各地区技术市场的发展推动了创新资源优化配置、技术成果转化和技术转移,增强了自主创新能力(刘和东,2006;张汝飞等,2016),因而可能会促进产品出口技术的提高。由此自然有这样的疑问:中国各地区技术市场发展是否提升了企业出口技术复杂度?如果是,其提升出口技术复杂度的途径和机制是什么?进一步地,什么样特征的企业,其出口技术复杂度更会受到技术市场发展的提升?解答这些问题,对中国经济“新常态”背景下的科技体制改革、高技术产品出口技术复杂度的提升和国家竞争优势的增强等都具有指导意义。

鉴于尚未见有文献专题研究上述问题,本文在现有文献的基础上,系统地梳理和归纳技术市场发展影响出口技术复杂度的途径和机制,并利用中国高技术产业1995—2015年省级面板数据对理论预期进行验证,从而实现对上述问题较为全面的解答。研究发现,技术市场发展显著地提升了中国各地区的高技术产品出口技术复杂度;技术市场发展对高技术产品出口技术复杂度的提升效应,主要通过研发投入效应、技术转化效应和技术溢出效应等途径和传导机制实现;技术市场发展对不同特征企业的提升效应存在差异,其对技术密集度较高、外向度较高或垂直专业化程度较高的企业的提升效应更加显著。

^① 1984年11月,国务院常务会议做出“加速技术成果商品化,开放技术市场”的决议,提出以技术市场为突破口进行科技体制改革,30多年间,中国技术市场走过制度设计、政策演进、模式创新的发展历程,经过不断完善和优化,目前已初步形成由法律、部门规章和地方性法规构成的技术市场制度体系,由科技行政部门主导、各部门协作构成的技术市场管理体系以及由广大社会力量参与、以促进技术转移和成果转化为核心的技术市场服务体系。

与既有文献相比,本文的贡献主要体现在:①从理论和实证两个层面探究技术市场发展如何影响中国高技术产品出口技术复杂度,并得出了富有启示意义的研究结论。这既丰富了出口技术复杂度的研究视角,又拓展了技术市场发展理论的研究领域,是对技术市场发展和出口技术复杂度理论的有益补充;同时,还为中国出口产品技术复杂度较低问题的解决引入了一条新思路。②运用递归模型验证技术市场发展如何通过研发投入效应、技术转化效应和技术溢出效应等传导机制影响高技术产品的出口技术复杂度。这既加深了对技术市场发展影响出口技术复杂度内在规律的认识和理解,为政府通过进一步的科技体制改革来更为有效地提升出口产品技术复杂度提供了理论依据和现实指导;又提供了重要的政策启示,即政府应该在推进技术市场发展的同时,协调研发政策、技术成果转化政策和技术溢出政策等,更为有效地提升高技术产品的出口技术复杂度。③既有文献大多是关注出口技术复杂度的某些重要影响因素,较少探讨这些因素影响出口技术复杂度的企业差异,本文则进一步考察了技术市场发展对技术密集度、外向度和垂直专业化等特征不同企业的出口技术复杂度的影响是否存在差异。这不仅丰富和深化了出口技术复杂度的研究内容,而且为地方政府依据自身的实际情况适当改变技术密集度等企业特征(以更为有效地提升高技术产品出口技术复杂度)提供了针对性的政策建议。

二、理论分析与研究假设

出口技术复杂度是出口品技术含量和生产效率的综合反映(Hausmann et al.,2007;黄先海等,2010),其高低主要取决于技术创新和技术进步(王永进等,2010;齐俊妍等,2011);而技术市场^①作为科技成果交易的市场化平台,对技术创新和技术进步具有重要推动作用(刘和东,2006;张汝飞等,2016)。因此,技术市场发展很可能是影响中国产品出口技术复杂度的重要因素。通过梳理和归纳既有文献,可以发现,技术市场发展能够通过促进研发投入增长、推进技术成果转化和提高技术溢出效果等途径和机制,对产品出口技术复杂度产生提升效应(如图1所示)。

技术市场发展对研发投入增长的促进作用,可能有助于产品出口技术复杂度的提升。技术市场之所以能够影响出口技术复杂度,是由于技术市场发展可以激励企业增加研发投入;而既有研究发现,研发投入增长是提升产品技术含量的关键因素,对国家或地区产品出口技术复杂度产生了显著

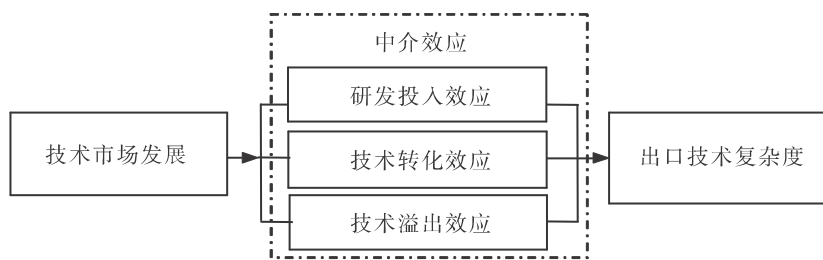


图1 技术市场发展对出口技术复杂度的影响及其机制

① 科技部《“十三五”技术市场发展专项规划》明确:技术市场是重要的生产要素市场,作为中国现代市场体系和国家创新体系的重要组成部分;技术市场与人才市场、土地市场、资本市场,共同构成中国社会主义生产要素市场;技术市场在新时期肩负着统筹配置科技创新资源、健全技术创新市场导向机制、促进技术转移和成果转化的重要使命。可以从两个视角衡量技术市场发展:一是从科技体制改革的视角,即技术市场发展是科技体制改革的一部分;二是从技术商品交换场所的视角,即技术市场发展是技术商品交易的总体状况。

促进作用(齐俊妍等,2011;代中强等,2015)。技术市场发展对企业研发投入的激励主要体现在两个方面:一方面,随着技术市场发育程度的提高,技术交易的市场环境更为公开透明,技术创新成果能够更好地遵循供需原理实现商业价值,使得企业研发活动能够获得更好的经济利益(张汝飞等,2016),这有助于激励企业不断增加研发投入;另一方面,技术市场是科学技术搜寻、发布和交流的平台,发育程度较高的技术市场能够提供更好的技术、产品和人才等信息,并能够更好地与技术成果的需求方对接(张汝飞等,2016),这有助于激励企业针对技术成果的需求信息有针对性地进行研发活动,进而会促进企业研发投入的增长。可见,发育程度较高的技术市场对企业研发活动的激励更强,企业研发投入会较多(Arora et al.,2001;隋立祖和寇宗来,2011)。

技术市场发展对技术成果转化的推动作用,也可能有助于提升产品出口技术复杂度。发育程度较高的技术市场能够更为有效地促进企业将技术成果转化为新产品和新生产工艺(隋立祖和寇宗来,2011),而技术成果转化是技术创新最为重要的环节,新技术和新发明只有转化为新生产工艺和新产品才能实现其市场价值(蔡跃洲,2015),才能作用于产品的出口技术复杂度,因此,技术市场发展带来的技术成果转化效果的提高,可能有助于产品出口技术复杂度的提升。一般来说,技术市场发展对企业技术成果转化的推动作用主要体现在:一方面,发育程度较高的技术市场,转化成功的技术成果能够实现较好的商业价值,这会增强企业将技术成果进行商业化转化的动力;另一方面,技术成果的商业性转化是一项复杂的系统工程,形成生产技术过程中存在诸多中间环节,只有最终形成产品设计、新材料、新工艺流程以及工艺检测方法等才能实现成果转化(唐未兵等,2014);其转化最终成效受市场需求、技术与人才支撑及转化经费等多重因素的影响(蔡跃洲,2015),而较发达的技术市场不仅能给企业提供更为准确的技术需求信息,还能够为技术成果转化过程提供更好的技术和人才支撑(张汝飞等,2016),并且这类市场上较为完善的风险资本投资体系还能够为成果转化的中试阶段提供所需的转化经费,技术市场发展的这些影响都有助于推动企业技术成果的转化。

技术市场发展带来的技术溢出也可能有助于提升产品出口技术复杂度。大量研究表明,先进技术的所有者可以通过投资和贸易等方式,降低技术相对落后企业的研发和学习成本,实现技术外溢(Coe and Helpman,1995);这种技术溢出带来的技术进步,促进了技术相对落后国家或地区产品出口技术复杂度的提高(王永进等,2010;齐俊妍等,2011)。而技术市场作为先进技术的搜寻、发布、交流和交易平台,可以通过以下途径实现技术溢出:一是通过合作研发外溢技术,即技术市场联结起来的企业技术人员、大学研究人员以及企业家通过非正式交流或各种正式的学术研讨会交换异质性知识,实现技术成果的溢出或扩散;二是通过科技人才流动形成技术溢出,即技术市场联结起来的企业科技人才在不同企业之间流动并与周围群体发生互动和交流,加快了先进技术在不同企业之间的传播(Audretsch and Feldman,2004);三是通过技术交易产生技术溢出,即较高的技术交易量可以使得更多先进技术需求方使用先进技术以改进落后的生产方式,能促进先进技术的运用、推广和扩散(戴魁早和刘友金,2016),而且技术需求方还能在基础性技术商品基础上,进行有目的的技术改造、技术模仿和技术创新,可以极大缩短二次创新的研发时间,并能够获得高水平的科技创新成果(Tietze and Herstatt,2010;张汝飞等,2016)。相对而言,发达程度较高技术市场的合作研发机会较多、科技人才流动较为方便和技术交易量较大,技术溢出的效果也更好,因而对产品出口技术复杂度的作用效果可能会更好。由此可见,技术市场发展可能通过影响先进技术的溢出效果,进而对出口技术复杂度产生提升效应。

上述分析表明,技术市场发展很有可能通过上传导机制(或中介效应)对中国高技术产品出口技术复杂度产生提升效应。因此,随着中国技术市场的不断发展,高技术产品的出口技术复杂度

也会持续提高;或者说,在技术市场发育程度较高的地区,高技术产品出口技术复杂度可能会较高。为了验证以上分析,本文提出:

假设 1:中国各地区的技术市场发展对高技术产品出口技术复杂度产生提升效应;或者说,在中国技术市场发达程度较高的地区,高技术产品的出口技术复杂度较高。

假设 2:中国各地区的技术市场发展主要通过促进研发投入增长、推进技术成果转化和提高技术溢出效果等机制,对高技术产品出口技术复杂度产生提升效应。

三、计量模型、变量与数据说明

1. 计量模型

为了考察技术市场发展对出口技术复杂度的影响(即验证假设 1 和假设 2),借鉴出口技术复杂度影响因素的研究成果(Schott, 2008;王永进等, 2010;黄先海等, 2010;戴翔和金碚, 2014),本文设定如下函数式:

$$ETC_{it} = f(HCP_{it}, RDK_{it}, DTM_{it}, Z_{it}) = B_{it} HCP_{it}^{\alpha} RDK_{it}^{\beta} DTM_{it}^{\gamma} e^{\varphi Z_{it}} \quad (1)$$

式(1)中, i 表示省份, t 表示时期。 ETC_{it} 表示各省份高技术产品出口技术复杂度, HCP_{it} 、 RDK_{it} 和 DTM_{it} 分别表示人力资本、研发资本和技术市场发展;这表明出口技术复杂度既是技术市场发展的函数,又是人力资本和研发投入的函数(王永进等, 2010;齐俊妍等, 2011;戴翔和金碚, 2014)。 B 为常数项(包含技术水平等信息), Z_{it} 为影响出口技术复杂度的其他因素。对式(1)取自然对数可得到如下公式:

$$LETC_{it} = \ln B + \alpha LHCP_{it} + \beta LRDK_{it} + \gamma LDTM_{it} + \varphi Z_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, $LETC_{it}$ 为各省份高技术产品出口技术复杂度(ETC_{it})的自然对数, $LHCP_{it}$ 、 $LRDK_{it}$ 和 $LDTM_{it}$ 分别为人力资本、研发资本和技术市场发展的自然对数; φ 为解释变量的系数, ε_{it} 为随机扰动项, λ_i 为地区效应。式(2)隐含地假定了高技术产品出口技术复杂度($LETC_{it}$)会随着技术市场发展等因素的变化而瞬时发生改变。然而,高技术产品技术复杂度的调整过程中,上一期对当期可能是存在影响的,这种影响可借助局部调整模型进行解释:

$$LETC_{it}^e = \ln B + \alpha LHCP_{it} + \beta LRDK_{it} + \gamma LDTM_{it} + \varphi Z_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, $LETC_{it}^e$ 表示出口技术复杂度的期望水平,其他符号的含义与式(2)相同。式(3)表明了技术市场发展等变量当期值影响着高技术产品出口技术复杂度的期望值,然而,由于技术、人力和资本等因素的制约,高技术产品出口技术复杂度的期望值在短期无法实现,而是需要政策措施的逐渐调整才能实现。这样,出口技术复杂度的实际变化只是预期变化的一部分。由此,存在以下的关系:

$$LETC_{it} - LETC_{it-1} = (1-\tau)(LETC_{it}^e - LETC_{it-1}) \quad (4)$$

其中, $1-\tau$ ($0 < \tau < 1$)为高技术产品出口技术复杂度值向期望水平的调整系数,值越大表明其调整速度越快;如果 $\tau=1$,表明当前出口技术复杂度值与前期值相等, t 期的出口技术复杂度水平没有变化;如果 $\tau=0$,则表明实际出口产品技术复杂度水平与预期水平相等。将(4)式代入(3)式可得:

$$LETC_{it} = \ln B^* + \tau LETC_{it-1} + \alpha^* LHCP_{it} + \beta^* LRDK_{it} + \gamma^* LDTM_{it} + \varphi^* Z_{it} + \varepsilon_{it}^* \quad (5)$$

式(5)中, $\alpha^* = (1-\tau)\alpha$, $\beta^* = (1-\tau)\beta$, $\gamma^* = (1-\tau)\gamma$, $\varphi^* = (1-\tau)\varphi$ 。 γ 为长期乘数,刻画技术市场发展对高技术产品出口技术复杂度的长期影响; γ^* 为短期乘数,反映技术市场发展的短期影响; τ 为滞后乘

数,反映上期对当期出口技术复杂度的影响。式(5)为本文的基准计量模型。

依据出口技术复杂度研究领域的相关文献, Z_{it} 应包括资本深化、金融发展、基础设施、外商直接投资等控制变量以及技术密集度、外向度和垂直专业化程度等企业特征变量。这样,解释变量 Z_{it} 可由下式表达:

$$Z_{it} = \theta_1 CDPN_{it} + \theta_2 FDI_{it} + \theta_3 FDEP_{it} + \theta_4 INST_{it} + \theta_5 IPPR_{it} + \theta_6 ENTI_{it} + \theta_7 EXTV_{it} + \theta_8 EVSP_{it} \quad (6)$$

式(6)中, $CDPN_{it}$ 、 FDI_{it} 、 $FDEP_{it}$ 、 $INST_{it}$ 和 $IPPR_{it}$ 表示资本深化、外商直接投资、金融发展、基础设施和知识产权保护, $ENTI_{it}$ 、 $EXTV_{it}$ 和 $EVSP_{it}$ 分别反映企业技术密集度、企业外向度和企业垂直专业化程度。

在验证假设1的基础上,为了验证假设2,即验证技术市场发展是否通过研发投入效应、技术转化效应和技术溢出效应等机制促进出口技术复杂度的提高,这里借鉴中介效应的检验方法(Baron and Kenny, 1986; 温忠麟和叶宝娟, 2014; 汪伟等, 2015),构建如下的递归模型进行验证:

$$LETC_{it} = \ln B^* + \tau LETC_{it-1} + \alpha^* LHCP_{it} + \beta^* LRDK_{it} + \gamma^* LDTM_{it} + \varphi^* Z_{it} + \varepsilon_{it}^* \quad (7)$$

$$M_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 M_{it-1} + \sigma_2 LHCP_{it} + \sigma_3 LRDK_{it} + \sigma_4 LDTM_{it} + \eta Z_{it} + \zeta_{it} \quad (8)$$

$$LETC_{it} = \omega_0 + \omega_1 LETC_{it-1} + \omega_2 LHCP_{it} + \omega_3 LRDK_{it} + \omega_4 LDTM_{it} + \omega_5 M_{it} + \kappa Z_{it} + v_{it} \quad (9)$$

其中, M 为中介变量,反映三种中介效应的代理变量。因滞后项可以在一定程度上控制遗漏变量的可能影响,为了增加分析结果的稳健性,这里将中介变量滞后一期作为解释变量引入式(8)。根据中介效应的检验方法,第一步对式(7)进行回归,检验技术市场发展的系数是否显著为正,若 γ^* 显著为正,则意味着地区技术市场发展对出口技术复杂度产生了提升效应。第二步对式(8)进行估计,考察技术市场发展与中介变量之间的关系,预期技术市场发展对三个中介变量的影响系数显著为正。第三步对式(9)进行估计,在验证三种中介效应时,如果系数 ω_4 和 ω_5 显著为正,且系数值 ω_4 小于 γ^* ,则说明研发投入、技术转化和技术溢出存在部分性质的中介效应。

2. 变量选取^①

(1)出口技术复杂度($LETC$)。Hausmann et al.(2007)基于比较优势理论和RCA指数提出的出口技术复杂度测算指标得到了国内外学术界的普遍使用(Rodrik, 2006; 邱斌等, 2012),该指标适用于国家层面产品出口技术复杂度衡量。在不进行跨国比较情况下,为了测算一个国家中不同地区产品出口技术复杂度,Xu and Lu(2009)对Hausmann et al.(2007)的出口技术复杂度指标进行了修正,使用地区层面出口数据和地区层面人均GDP代替Hausmann et al.(2007)衡量指标国家层面的数据,从而测算出了一个国家各地区产品的出口技术复杂度。近年来,出于对中国各地区产品出口技术复杂度的研究需要,Xu and Lu(2009)的修正指标在国内学术界得到了较为广泛的应用(代中强等, 2015)。

本文的目的是考察技术市场发展对中国各省份高技术产业出口技术复杂度的影响,不需要进行跨国比较,基于此,这里采用Xu and Lu(2009)修正后的出口技术复杂度指数,分两步测算各省份高技术产业的出口技术复杂度。第一步是采用下面的公式计算 k 产品的技术复杂度(TC_k):

$$TC_k = \sum_{i=1}^n \frac{x_{ik}/X_i}{\sum_i x_{ik}/X_i} Y_i \quad (10)$$

式(10)中, x_{ik} 表示 i 省份 k 产品的出口额, X_i 表示 i 省份全部高技术产品出口总额, x_{ik}/X_i 表示 i

^① 考虑到本文的研究目标(暂未考察技术市场发展对出口部门或内销部门的影响差异)和数据的可得性,本文的相关数据都是省级层面的高技术产业数据,未区分出口部门或内销部门。

省份 k 产品的出口份额, Y_i 是 i 省份的人均国内生产总值。所以, 实际上该测算方法下的某一产品的出口技术复杂度是各省份人均 GDP 的加权平均, 权重为各省份该产品出口的 RCA 指数 (Rodrik, 2006; 邱斌等, 2012)。

在第一步得到某一高技术产品出口技术复杂度的基础上, 第二步将其加总到产业层面可得到 j 省份高技术产业的出口技术复杂度 ETC_j , 具体以如下公式测算:

$$ETC_j = \sum_k (x_{jk}/X_j) TC_k \quad (11)$$

式(11)中, X_j 表示 j 省份高技术产业全部产品的出口总额, x_{jk} 表示 j 省份 k 高技术产品的出口额, x_{jk}/X_j 表示 j 省份 k 产品占高技术产业总出口额的份额, 进而得到 j 省份高技术产业的出口技术复杂度 (ETC_j)。

考虑到数据的可获得性, 这里按《中国高技术产业统计年鉴》标准进行分类, 即高技术产品由航空航天制造、医药制造、计算机及办公设备制造、电子及通信设备制造、医疗设备及仪器仪表制造等五类产品构成。具体测算时, 先按照式(10)测算五类高技术产品出口技术复杂度, 在此基础上, 根据式(11)将五类高技术产品加总到产业层面, 得到各省份高技术产业的出口技术复杂度 (ETC_j) (实证分析时, 为了与计量模型设定一致, 取自然对数, 用 $LETC$ 表示; 技术市场发展、研发资本与人力资本也同样处理)。

(2) 技术市场发展 ($LDTM$)。关于如何准确地衡量技术市场发展程度, 目前学术界尚未形成统一的衡量指标。鉴于研究的目的不同, 学者从不同视角对之进行了研究, 衡量指标则不尽相同, 且都具有重要的科学意义 (张江雪, 2010; 樊纲等, 2011)。但是, 要准确地反映中国各省份技术市场发展状况, 较为理想的衡量指标应该既能反映技术市场的含义, 又简单明了且测算数据可获得。学术界一般认为, 技术市场是技术商品交换的总和 (柳卸林, 2014; 张欣炜和林娟, 2015), 因而能够反映技术商品交换状况的指标应该是技术市场发展程度较为理想的衡量指标, 而技术市场交易额指标既能反映各省份技术商品的交换状况 (刘和东, 2006; 张汝飞等, 2016), 还简单明了。基于此, 本文选取技术市场交易额衡量各省份技术市场发展程度。

(3) 控制变量: ①研发资本 ($LRDK$)。与该领域的通常做法一致, 本文用省际高技术产业研发资本存量来衡量。永续盘存法的计算公式为 $RD_t = E_{t-1} + (1-\delta)RD_{t-1}$; 用省际高技术产业研发支出当前总额衡量 E , 为了避免与下文研发投入效应的衡量指标——研发人力投入重复, 计算时扣除了劳务费, 并用原材料购进价格指数和固定资产投资价格指数的算术平均值来构建研发支出价格指数平减, 参考学术界常用的做法直接将折旧率 δ 设定为 15%; 并依据公式 $RD_0 = E_0 / (g + \delta)$ 确定基期研发资本存量 RD_0 , 其中, g 为省际高技术产业研发实际支出增长率的算术平均值。②人力资本 ($LHCP$)。参考何兴强等 (2014) 方法, 用省际高技术产业科技活动人员数占从业人员数的比重衡量。③资本深化 ($CDPN$)。用省际高技术产业当年固定资产总值与高技术产业从业人员的比值衡量。④外商直接投资 (FDI)。用省际高技术产业外商直接投资额占高技术产业总产值的比重反映。⑤金融发展 ($FDEP$)。借鉴齐俊妍等 (2011) 做法, 采用各省份私人信贷占 GDP 的比重来反映。⑥基础设施 ($INST$)。选取《中国固定资产投资统计年鉴》“交通运输、仓储和邮电通讯业”年度数据, 通过永续盘存法估算出省际基础设施存量。⑦知识产权保护 ($IPPR$)。这里使用樊纲等 (2011) “中国市场化进程指数”中的知识产权保护这一分项指数来反映, 即用各省份专利申请受理量占科技人员的比重与专利申请批准数占科技人员的比重的算术平均值来刻画。

(4) 企业特征变量: ①企业技术密集度 ($ENTI$)。用省际层面高技术企业的研发经费支出数与产

值之比来反映,高技术企业的研发经费支出为该省份高技术产业研发经费支出总数与企业数之比的平均值(其他企业特征变量测算数据与此一致)。^②企业外向度(*EXTV*)。用省际层面高技术企业的出口交货值与销售收入之比刻画。^③企业垂直专业化程度(*EVSP*)。这里借鉴戴魁早(2011)的做法,采用垂直专业化指数衡量,用省际层面高技术产业总产值与企业数的比值反映高技术企业的平均总产值,省级层面高技术产业增加值与企业数的比值反映高技术企业的平均增加值。

(5)中介变量:^①研发人力投入(*RMIN*)。用省际高技术产业的 R&D 活动人员折合全时当量来反映(取自然对数)。^②技术成果转化(*TACH*)。高技术产业的技术成果主要是专利,而这些成果转化效果体现在其商业化转化上(蔡跃洲,2015),新产品销售收入则较好地反映了高技术产业技术成果转化效果,基于此,本文用省际高技术产业新产品销售收入与专利申请数的比值衡量技术成果转化。^③技术溢出(*TESP*)。借鉴 FDI 技术溢出的研究思路,采用全要素生产率作为技术溢出的间接衡量指标。关于全要素生产率,本文用基于 DEA-Malmquist 指数进行测算,测算全要素生产率的产出变量用省际高技术产业总产值反映,劳动力投入和资本投入数据分别用省际高技术产业当年平均从业人员数和实际资本存量反映。

3. 数据说明

考虑到数据的可获得性,本文将 1995—2015 年设定为样本区间。鉴于新疆和西藏缺失了较多数据,本文没有涉及这两个地区,样本共 29 个省份。技术市场发展数据源于中经网统计数据库;高技术产品出口技术复杂度的相关测算数据源于历年《中国统计年鉴》和《中国高技术产业统计年鉴》;高技术企业的人力资本水平、研发资本存量、企业外向度、企业技术密集度和企业垂直专业化程度等相关测算数据源于《中国高技术产业统计年鉴》;金融发展和知识产权保护指数的相关数据源于《中国统计年鉴》相关年度;基础设施的测算数据来源《中国固定资产投资统计年鉴》。在数据处理过程中,为了减轻离群值(或称异常值)对估计结果可能产生的影响,估计时对连续变量都进行缩尾处理。

四、实证检验与结果分析

为了克服式(5)动态面板模型可能存在的内生性问题,这里采用 SYS-GMM 方法估计(Blundell and Bond,1998);同时,鉴于相对于一步估计而言,两步估计更为有效(Windmeijer,2005),本文主要采用两步 SYS-GMM 进行估计。此外,鉴于出口技术复杂度的影响因素较多,在选取解释变量时难免会遗漏一些变量。这里遵循计量经济学中“从一般到特殊”原则进行建模,以尽可能降低遗漏变量问题可能产生的影响(李子奈,2008)。具体来说,在控制全部解释变量进行“一般性”检验的基础上,再分步添加企业外向度和企业技术密集度等变量进行“特殊性”检验,以考察企业特征对技术市场发展这种影响的冲击情况。

1. 基准估计的结果分析

(1) 总体影响分析。从表 1 中模型 1 的估计结果可以看出,AB 检验和 Hansen 检验满足两步 SYS-GMM 估计的要求,这表明模型 1 不存在工具变量的过度识别问题,而且所采用的工具变量也合理有效。模型 1 的系数估计结果显示,技术市场发展(*LDTM*)的系数在 1%的水平上显著为正,值为 0.2425。这说明技术市场发展显著地提升了高技术产品的出口技术复杂度,这验证了假设 1。

为了确保 GMM 估计的可靠性,这里采用动态混合估计模型(POLS)和动态固定效应模型(FE)进行验证,即 $LETC_{t-1}$ 的 GMM 估计系数如果介于动态 POLS 和动态 FE 对应估计系数之间,则表明 GMM 估计不存在较大的偏差。动态 POLS 和 FE 估计结果如表 1 中的模型 2 和模型 3 所示。可以看出,表 1 中模型 1 的 $LETC_{t-1}$ 系数值为 0.3123,模型 2 和模型 3 的 $LETC_{t-1}$ 系数值分别为 0.3492 和

0.2854,这说明模型1的结果并未因为工具变量和样本数量的选择而有着明显的偏差。由此可见,技术市场发展对高技术产品出口技术复杂度的提升效应显著且稳健,从而很好地验证了假设1。

(2)不同省份的影响分析。理论上,是否沿海可能会影响产品出口技术复杂度(Huang,2007;王永进等,2010),由此有这样的推测和猜想,技术市场发展对沿海地区或者内陆地区的出口技术复杂度的影响程度可能存在差异。为了验证,在此引入地区虚拟变量 D ,即沿海省份取1,内陆省份取0。在式(5)右边加上乘积项 $\mu_1(D \times LDTM_{it})$ (μ_1 表示参数估计值),如果 μ_1 的估计值不等于零且显著,则可以判定技术市场发展对不同地区的影响存在差异(如果 μ_1 值大于0,则表明技术市场发展对沿海省份的提升效应大于其他省份)。

从表1模型4可以看出,地区虚拟变量与技术市场发展乘积项($D \times LDTM_{it}$)的系数显著为正,值为0.0623。这说明,技术市场发展对沿海省份高技术产品出口技术复杂度产生的提升效应更为显著,这也间接地验证了“内陆国家或地区的出口产品复杂度相对较低”这一结论(Huang,2007)。不同省份的这种影响差异可能源于两个方面的原因:一方面,沿海省份发展程度较高的技术市场,使得技术市场发展对研发投入、技术转化和技术溢出(或技术扩散)的促进作用高于内陆省份,这有利于强化技术市场发展对出口技术复杂度的积极影响;另一方面,沿海省份区位优势所带来的贸易成本和贸易风险下降有利于地区国际贸易的发展,而国际贸易发展带来的国际竞争加剧,会进一步激励高技术企业通过提高产品技术含量以保持国际竞争力(王永进等,2010)。

(3)不同时间段的影响分析。这里引入两个时间虚拟变量 T_1 和 T_2 验证技术市场发展影响的时期差异: T_1 为考察“入世”前后技术市场发展的影响是否存在差异,“入世”前的1995—2001年取值为0,“入世”后的2002—2007年取值为1。 T_2 为考察金融危机前后技术市场发展的影响差异,在金融危机后的2008—2015年取值为1,金融危机前的2002—2007年取值为0。

表1模型5报告了引入 $T_1 \times LDTM_{it}$ 的两步SYS-GMM估计结果,可以看出,乘积项 $T_1 \times LDTM_{it}$ 的系数值在1%水平上显著为正,值为0.1132,这说明了“入世”前后技术市场发展对出口技术复杂度的影响存在明显差异,即“入世”后技术市场发展对高技术产品出口技术复杂度的促进作用更加显著了,也就是说,“入世”在一定程度上增强了技术市场发展的提升效应。对此可能的解释是:加入WTO是中国市场化改革进一步深化的重要标志,作为科技体制改革重要举措技术市场的发展速度更快和发展程度更高,会增强研发投入效应、技术转化效应和技术溢出效应,因而有利于高技术产品出口技术复杂度的提高。同时,“入世”后越来越激烈的国际市场竞争会激励高技术企业通过不断更新设备、采用更先进的适应性技术与增加研发投入等途径获得或确保产品的国际竞争优势,这也更有利于出口技术复杂度的提高。

从表1模型6引入乘积项 $T_2 \times LDTM_{it}$ 的估计结果可以发现,乘积项系数不显著为负,值为-0.0451,这说明金融危机后技术市场发展对出口技术复杂度的影响下降了,但这种影响的下降并不显著。对此可能的解释是:一方面,金融危机以后,各地区更加重视技术市场在经济发展中的作用,推动了技术市场的快速发展。数据显示,1995—2015年,金融危机后的这一段时间技术市场发展速度是最快的(年均增长率为1.4348%)。另一方面,金融危机后,为了破解出口受阻,政府通过提高出口退税率与补贴、降息等多种政策措施鼓励企业出口。在政府控制要素价格鼓励出口的情况下,出口企业能够较容易获得因价格扭曲产生的超额利润或租金收益,这可能削弱了企业对高风险R&D活动的动力,进而可能不利于高技术企业产品技术含量的提高,表现为高技术产业出口技术复杂度在2008—2015年提升速度较慢(年均上升幅度0.5313%)。结合以上两方面的信息,可以推测,金融危

表 1 基准估计结果

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	全样本			地区虚拟变量 (D)	时间虚拟变量 (T ₁)	时间虚拟变量 (T ₂)
<i>LETC_{t-1}</i>	0.3123*** (4.1547)	0.3492*** (3.6238)	0.2854*** (2.9947)	0.2781*** (4.1835)	0.2630*** (5.1632)	0.2342*** (5.8942)
<i>LRDK</i>	0.4122*** (3.4436)	0.3455*** (4.1234)	0.3043** (2.2332)	0.3892*** (4.0353)	0.3752*** (2.7835)	0.3363*** (3.7752)
<i>LHCP</i>	0.2232*** (3.5347)	0.1550 (1.6319)	0.1131** (2.3127)	0.1864*** (3.8832)	0.2113*** (2.7713)	0.1932** (2.2234)
<i>LDTM</i>	0.2425*** (4.3338)	0.2221*** (2.6344)	0.1372 (0.9425)	0.2172*** (3.2236)	0.2363*** (3.0458)	0.2515*** (2.7227)
<i>D×LDTM</i>				0.0623*** (2.7432)		
<i>T₁×LDTM</i>					0.1132*** (2.9922)	
<i>T₂×LDTM</i>						-0.0451 (-1.4312)
<i>ENTI</i>	0.1633*** (2.6033)	0.2252 (1.4554)	0.1055* (1.8432)	0.1532*** (2.9746)	0.1482*** (2.8138)	0.1751** (2.33)
<i>EXTV</i>	0.0663*** (3.1122)	0.0271 (0.4312)	0.1032 (1.3818)	0.0532*** (2.6636)	0.0602** (2.2933)	0.0582*** (2.7825)
<i>EVSP</i>	0.0244*** (2.7134)	0.0592 (1.5237)	-0.1532 (-1.3345)	0.0334*** (3.2858)	0.0291*** (3.0135)	0.0182* (1.9946)
估计方法	两步系统 GMM	动态 POLS	动态 FE	两步系统 GMM	两步系统 GMM	两步系统 GMM
观测值	580	580	580	580	348	377
R ² 值		0.7742	0.8033			
AR(1)-test P 值	0.0941			0.0234	0.0772	0.0653
AR(2)-test P 值	0.4532			0.1992	0.1764	0.1443
Hansen-test P 值	0.6542			0.8765	0.6673	0.5984

注:①***、**、*表示统计值在1%、5%和10%的显著性水平上显著;②圆括号内的数值为t值;③工具变量的选择为解释变量的一阶滞后值;④估计时对变量进行了标准化处理;⑤GMM方法所用的软件包是Stata/MP12.0,所用的程序是xtabond2;⑥限于篇幅,未报告控制变量资本深化(CDPN)、金融发展(FDEP)、基础设施(INST)、外商直接投资(FDI)和知识产权保护(IPPR)的估计结果。下表同。

机后技术市场发展对出口技术复杂度的影响下降,可能是源于政府鼓励企业出口相关政策措施,在一定程度上抵消了技术市场发展的研发投入、技术转化和技术溢出等对出口技术复杂度的影响。^①

2. 分步估计的结果分析

前文进行了“一般性”验证,这里进一步进行“特殊性”分析,即通过依次添加企业特征变量的方式,以考察外向度等企业特征变量对技术市场发展的提升效应有着怎样的影响。具体做法是,先不控制企业特征变量进行估计,然后依次加入了企业技术密集度、企业外向度和企业垂直专业化程度三个企业特征变量。估计结果如表2所示,其中,模型1未控制企业特征变量,模型2—模型4依次加入了三个企业特征变量(表2模型4与表1模型1相同)。

^① 为了突出本文的主题及限于篇幅,控制变量的影响分析略。

从表 2 模型 1 可以看出,在未控制企业特征变量时,技术市场发展(LDTM)的系数显著为正,值为 0.0914,这与前文的结论一致。在模型 2 引入企业技术密集度(ENTI)后,技术市场发展的系数显著变大了(值为 0.1383),而且企业技术密集度变量系数也为正。这说明企业技术密集度的提高不仅有助于提升高技术产品的出口技术复杂度,而且还能强化技术市场发展对出口技术复杂度的提升效应。对此可能的解释是:技术密集度较高的企业在管理水平、人力资源和技术等方面都优于技术密集度较低的企业,在技术含量较高产品的研发和生产等方面具有比较优势(柳卸林,2014),而且利用技术市场发展所带来研发投入等中介效应的能力也高于技术密集度较低的企业,因而技术密集度较高的企业既具有较高的出口技术复杂度,又有利于提高技术市场发展对出口技术复杂度的积极影响。

表 2 模型 3 显示,技术市场发展对出口技术复杂度的正向影响变大了(系数值为 0.1610),而且企业外向度(EXTV)的系数也显著为正(值为 0.0714)。这说明企业外向度的提高不仅有助于提升高技术产品出口技术复杂度,还能增强技术市场发展对出口技术复杂度的作用。对此可能的解释是:一方面,外向度较高的企业获得国际先进技术外溢的机会和好处更多,面临的国际竞争也更为激烈,而激烈的国际竞争会激励高技术企业不断提高产品技术含量以获得或保持国际竞争优势(齐俊妍等,2011),因而外向度较高的企业会有较高的技术复杂度。另一方面,相对外向度较低的企业而言,外向度较高的企业利用技术市场发展所带来好处的能力更强、动力更足,因而能够在一定程度上增强技术市场发展对出口技术复杂度的促进作用。

表 2 模型 4 显示,在引入企业垂直专业化程度(EVSP)后,技术市场发展的系数变大了(值为 0.2425),而且企业垂直专业化程度的系数也显著为正。这说明企业垂直专业化程度不仅是影响出口技术复杂度的重要因素,还有助于强化技术市场发展对出口技术复杂度的提升效应。对此可能的解释是:一方面,垂直专业化程度较高的发包企业专注于产品价值链中的更高端环节,而接包企业

表 2 分步估计的结果

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>LETC_{t-1}</i>	0.3574*** (5.1228)	0.3925*** (4.5516)	0.3383*** (5.6944)	0.3123*** (4.1547)
<i>LRDK</i>	0.5513*** (3.1724)	0.5015*** (2.7333)	0.4573*** (4.1828)	0.4122*** (3.4436)
<i>LHCP</i>	0.3272*** (3.1125)	0.3224*** (2.7929)	0.2851** (2.3733)	0.2232*** (3.5347)
<i>LDTM</i>	0.0914*** (2.7742)	0.1383*** (3.5504)	0.1610*** (2.9250)	0.2425*** (4.3338)
<i>ENTI</i>		0.1052** (2.2305)	0.1722* (3.4542)	0.1633*** (2.6033)
<i>EXTV</i>			0.0714*** (3.8845)	0.0663*** (3.1122)
<i>EVSP</i>				0.0244*** (2.7134)
观测值	580	580	580	580
AR(1)-test P 值	0.0864	0.0943	0.0041	0.0941
AR(2)-test P 值	0.1452	0.2374	0.1994	0.4532
Hansen-test P 值	0.3663	0.5592	0.4672	0.6542

所承接的是更为高端的生产环节和阶段,这意味着企业出口技术复杂度水平的整体提高(黄先海等,2010),这印证了戴翔和金碚(2014)的实证结论。另一方面,垂直专业化程度较高的企业(不论是发包企业还是接包企业)获得国际专业化分工的好处更多,面对的国际竞争也更激烈,这有助于提升其利用技术市场发展所带来好处的能力和动力,因而能够在一定程度上强化技术市场发展对其出口技术复杂度的提升效应。

3. 传导机制的检验结果分析

根据上文的理论机制分析,技术市场发展可能会通过研发投入效应、技术转化效应和技术溢出效应等途径和机制促进出口技术复杂度的提高。这里进一步检验三种中介效应是否存在,即验证假设2。由于前文表1模型1报告了递归模型的第一步估计结果,这里需报告中介效应的第二步和第三步估计结果,即运用两步SYS-GMM估计式(8)和式(9)。相关结果如表3所示,模型1—模型6的Hansen检验和AB检验显示两步SYS-GMM估计结果具有稳健性。

表3模型1结果显示,技术市场发展对研发人力投入的系数在1%水平上显著为正(值为0.3224),表明技术市场发展促进了高技术产业研发投入的增长,这间接验证了刘和东(2006)、张汝飞等(2016)的研究结论。从模型2可以看出,技术市场发展和研发人力投入(中介变量M)对出口

表3 传导机制的检验结果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
中介效应	研发投入效应		技术转化效应		技术溢出效应	
被解释变量	RMIN	LETC	TTRA	LETC	TESP	LETC
估计步骤	第二步	第三步	第二步	第三步	第二步	第三步
被解释变量滞后一期	0.5432*** (2.8738)	0.3580*** (3.9224)	0.4323*** (2.8123)	0.2914*** (3.7527)	0.4052*** (6.3111)	0.3294*** (5.2532)
<i>LDTM</i>	0.3224*** (3.8912)	0.1562*** (2.6331)	0.3670*** (3.5111)	0.1615*** (2.9824)	0.2913*** (4.5804)	0.2152*** (2.9128)
<i>LRDK</i>	-0.1324 (-0.2153)	0.4752*** (3.4322)	0.2254*** (2.3640)	0.4372*** (3.3602)	0.3124*** (3.7416)	0.4831*** (2.7825)
<i>LHCP</i>	0.3053*** (4.5248)	0.1881*** (2.8514)	0.1113 (0.5532)	0.2330*** (3.8224)	0.1672 (1.2845)	0.1404*** (2.8417)
<i>ENTI</i>	0.1234** (2.7724)	0.1952*** (3.9518)	0.1374 (0.3226)	0.1572*** (2.8336)	0.0444 (0.9613)	0.1372** (2.3343)
<i>EXTV</i>	0.1231 (1.5113)	0.0872*** (2.8448)	0.1772*** (2.9823)	0.0464** (2.2512)	0.1025** (2.3904)	0.0631*** (2.6923)
<i>EVSP</i>	0.1422 (0.3311)	0.1064** (2.3432)	0.1631 (1.2137)	0.0770*** (2.7943)	0.1161*** (2.6754)	0.1271*** (2.9327)
<i>M</i>		0.2673*** (2.8950)		0.2214*** (3.6218)		0.0935** (2.2326)
观测值	580	580	580	580	580	580
AR(1)检验p值	0.0231	0.0415	0.0122	0.0880	0.0822	0.0033
AR(2)检验p值	0.2714	0.3242	0.1665	0.2285	0.1934	0.3352
Hansen-test P值	0.8632	0.4284	0.9162	0.3781	0.8355	0.5890

技术复杂度的估计系数都在1%水平上显著为正,而且技术市场发展的系数 ω_4 (值为0.1562)明显小于基准估计模型(表1模型1)中的估计系数 γ^* (值为0.2425),这验证了研发投入起到了部分中介效应的作用,说明技术市场发展可以通过激励企业增加研发投入这个传导机制,对高技术产品出口技术复杂度产生提升效应,这与理论预期一致。

数据显示,1995—2015年,随着中国各地区技术市场的不断发展(年均增长速度为19.55%),高技术企业的研发资金投入和研发人力投入以年均30.98%和16.70%速度增长,与此同时,高技术产品出口技术复杂度以年均9.88%幅度提高。这印证了技术市场的发展会带来企业研发投入的增长,进而提高了出口技术复杂度。省级层面的数据也印证了这个结论,如宁夏和青海技术市场发展程度远远落后于北京和上海等发达省份(前两者技术交易额年均值为8.70亿元和1.26亿元,后两者为1012.47亿元和271.28亿元),而宁夏和青海年均研发资金投入(分别为0.03亿元和0.28亿元)远远低于北京和上海(分别为57.72亿元和25.06亿元)。与此同时,宁夏和青海等欠发达省份高技术产品出口技术复杂度(均值为18857.28和23864.10)也低于北京和上海(均值为27203.75和27423.68)。因而,对于宁夏等省份来说,研发投入的增长具有巨大的潜力,也有望成为这些省份推动高技术产品出口技术复杂度提升的重要力量。

从表3模型3可以看出,技术市场发展的影响系数在1%水平上显著为正(值为0.3670),表明技术市场发展提高了高技术成果转化的效果,这验证了中国各省份技术市场发展对技术成果转化的成效。模型4的结果显示,技术市场发展和技术转化率的估计系数都显著为正,而且技术市场发展的系数 ω_4 (0.1615)小于基准估计模型中的估计系数 γ^* (值为0.2425),这验证了技术成果转化起到了部分中介效应的作用,说明了技术市场发展通过提高企业技术成果转化进而促进了高技术产品出口技术复杂度的提升。数据显示,随着中国各地区技术市场的不断发展,1995—2015年高技术企业技术成果的转化率以年均1.32%速度增长,表明技术市场的发展有效地促进了企业技术成果的转化。省级层面的数据印证了这个结论,如技术市场发展滞后的宁夏和青海的技术成果转化率(年均值分别为3.94%和2.45%),远远低于技术市场发达的北京和上海(年均值分别为23.18%和26.57%)。因而,对于宁夏等这些地区来说,采取政策措施促进企业技术成果转化,对提升区域内高技术产品出口技术复杂度具有重要的现实意义。

从表3模型5可以看出,技术市场发展对全要素生产率的影响系数在1%水平上显著为正(值为0.2913),说明中国各地区的技术市场发展促进高技术成果的扩散和溢出,这验证了前文的理论分析。模型6的结果显示,技术市场发展和全要素生产率的估计系数都显著为正,而且技术市场发展的系数 ω_4 (0.2152)小于基准估计系数 γ^* (值为0.2425),这验证了技术溢出起到了部分中介效应的作用。省级层面的数据印证了这个结论,如技术市场发展滞后的宁夏和青海的全要素生产率(年均增长率为0.55%和0.31%),远远低于技术市场发达的北京和上海(年均增长率分别为4.77%和5.93%)。因而,对于宁夏这些技术市场发展滞后省份来说,采取政策措施促进高技术成果的技术扩散或技术溢出,对提升区域内高技术产品出口技术复杂度具有重要的现实意义。

以上中介效应的检验结果表明,技术市场发展通过研发投入效应、技术转化效应和技术溢出效应等渠道促进出口技术复杂度的提高,这验证了假设2,也为假设1提供了进一步的有利支撑证据。比较三个中介效应中技术市场发展的系数 ω_4 和基准估计系数 γ^* (0.2425),可以发现,研发投入效应的 ω_4 值(0.1562)下降幅度最大,接着依次是技术转化效应(ω_4 值为0.1615)和技术溢出效应(ω_4 值为0.2152),这表明技术市场发展通过研发投入促进高技术产业出口技术复杂度提升最为有效,

技术转化的效果次之,而技术溢出的效果有限。

4. 稳健性检验

为了确保本文估计结果的可信性和有效性,除了遗漏变量和内生性等控制措施外,本文还重新测算了出口技术复杂度和重新选取技术市场发展指标进行稳健性检验。

(1)重新测算出口技术复杂度。前文采用 Xu and Lu(2009)修正后的出口技术复杂度指数分两步测算各省份高技术产业的出口技术复杂度。该测算方法没有使用跨国的数据,测算结果可能没有反映国际竞争信息;而且前文测算指标中的人均收入随着时间变化可能呈现上升趋势,可能导致测算的出口技术复杂度变化较大而事实上产品技术特征变化却较小的情况(齐俊妍等,2011)。为了克服上述两个方面的可能影响,这里借鉴赵瑞丽和孙楚仁(2015)的测算方法,重新测算中国各省份高技术产品出口技术复杂度。具体做法是:①在测算式(10)中 k 产品的技术复杂度(TC_k)时,使用跨国层面的相关数据,即利用全球高技术产品出口额占世界总出口额90%以上的46个国家高技术产品出口数据和人均GDP数据,测算出1995—2015年医药制造、航空航天制造、电子通信设备制造、计算机与办公设备制造、医疗设备及仪器仪表制造等产品出口技术复杂度(TC)。高技术产品出口数据来源于UN Comtrade数据库,人均GDP数据来源于IMF数据库。②依据第一步测算的五类高技术产品出口技术复杂度(TC),将出口复杂度的测算推广到中国各省份。中国 i 省份出口技术复杂度计算方程为: $IETC_i = \sum_k (x_{ik}/X_i)TC_k$,其中, X_i 表示 i 省份高技术产业全部产品的出口总额, x_{ik} 表示 i 省份 k 高技术产品的出口额,显然, x_{ik}/X_i 表示 i 省份 k 产品占高技术产品总出口额的份额,得到 i 省份高技术产品出口技术复杂度($IETC_i$)。③依据 $IETC_i$ 的测算结果,使用标准出口技术复杂度指标($SIETC$)的计算公式 $SIETC_{it} = 100 \times (IETC_{it} - IETC_{\min}) / (IETC_{\max} - IETC_{\min})$,计算出 i 省份高技术产品的标准出口技术复杂度。标准出口技术复杂度取值范围在0与100之间,没有度量单位,能保证产品出口技术特征的跨期稳定性,因而是进行稳健性检验的理想指标。

(2)重新选取技术市场发展的衡量指标。樊纲等(2011)从市场化进程视角对技术市场发展的衡量得到了较为广泛的认可,即“中国市场化指数”中“要素市场发育程度方面指数”的单项构成指标——技术市场市场化进程指数。前文从技术市场总体交易状况衡量了技术市场发展,这里选用技术市场市场化进程指数(用符号 $TMIN$ 表示)进行稳健性检验。

上述两种稳健性检验的估计结果显示^①,技术市场发展等解释变量的系数显著性以及影响方向与上文的估计结果大多一致,这说明上文的相关结论具有稳健性。

五、扩展分析:企业特征的影响

上文分步估计的结果说明,企业特征可能能够改变技术市场发展对出口技术复杂度的影响程度。既有研究也发现,外向度和垂直专业化等都是影响出口技术复杂度的重要因素(王永进等,2010;戴翔和金碚,2014)。由此自然会有这样的疑问:外向度等企业特征是否会影响技术市场发展对出口技术复杂度的提升效应?如果是,企业特征与技术市场发展的这种提升效应是简单的线性关系,还是外向度超过一定“门槛”值的企业才能改变技术市场发展对出口技术复杂度的影响程度(其他企业特征依此类推)?为了检验这些疑问,本部分采用近年来得到广泛应用的“门槛回归”方法进行验证。

将企业技术密集度($ENTI$)、企业外向度($EXTV$)和企业垂直专业化程度($EVSP$)作为门槛变量,

^① 限于篇幅,稳健性检验结果未报告。

在不存在门槛值、一个门槛值和两个门槛值的设定下依次进行估计。从门槛值的估计结果可以看出,企业技术密集度和企业垂直专业化程度在5%的显著水平上均存在单一的门槛效应,门槛值分别为0.0802、0.7381;而企业外向度则存在双重的门槛效应(10%的显著水平上),门槛值为0.1121和0.5072。将技术密集度等企业特征变量的门槛值代入门槛计量模型,可以得到企业特征的不同门槛值区间技术市场发展对出口技术复杂度的影响系数。表4报告了面板固定效应的估计结果,可以看出,解释变量的估计系数大多显著且影响方向大多一致,这表明模型设定合理且有效。

(1)企业技术密集度的影响。表4模型1结果显示,在企业技术密集度(ENTI)高于和低于门槛值0.0802的两个区间时,技术市场发展对出口技术复杂度的影响程度存在明显的差异;当企业技术密集度低于门槛值时,技术市场发展的系数为0.0274且在5%水平上显著,技术市场发展对出口技术复杂度的影响程度相对较低;而当企业技术密集度跨过门槛值时,技术市场发展的系数达0.2653,技术市场发展对出口技术复杂度的影响程度更高了。

省级层面数据显示,企业技术密集度跨过门槛值0.0802的省份有上海、江苏、福建和广东等,而内蒙古、海南和宁夏等省份企业技术密集度远远低于门槛值;这表明,技术市场发展对上海等省份出口技术复杂度的提升效应较强,而对于内蒙古等省份的高技术企业来说,促进企业技术密集度适当提高,对提升高技术产品出口技术复杂度有着重要的现实意义。

(2)企业外向度的影响。从表4模型2可以看出,在企业外向度(EXTV)的不同门槛值区间,技术市场发展对出口技术复杂度的影响方向、影响大小存在明显不同。当企业外向度低于第一个门槛值0.1121时,技术市场发展的影响系数在1%水平上显著为负,值为-0.0182;当大于第一个门槛值时,技术市场发展对出口技术复杂度的影响方向改变了,系数值为0.0455;随着企业外向度跨越第二个门槛值0.5072,技术市场发展的系数值为0.2951,对出口技术复杂度的影响程度得到了显著的

表4 企业特征影响的门槛检验结果

门槛变量 解释变量	企业技术密集度(ENTI)	企业外向度(EXTV)	企业垂直专业化程度(EVSP)
	模型1	模型2	模型3
LDTM_1	0.0274** (2.2634)	-0.0182*** (-3.0124)	0.1011*** (2.8641)
LDTM_2	0.2653*** (3.9334)	0.0455* (1.7838)	0.2882*** (3.7950)
LDTM_3		0.2951*** (3.6526)	
LRDK	0.5013*** (4.3229)	0.4681*** (2.8811)	0.5054*** (4.1036)
LHCP	0.1845*** (3.1215)	0.2432*** (3.6731)	0.1520*** (3.7344)
ENT I	0.1783*** (3.1351)	0.1364*** (4.2345)	0.2152*** (3.1728)
EXTV	0.0661*** (2.7432)	0.0192** (2.3350)	0.0284** (2.2935)
EVSP	0.0350*** (2.8125)	0.0634*** (3.3224)	0.0851*** (3.2642)
估计方法	固定效应	固定效应	固定效应
观测值	580	580	580
R ² 值	0.7543	0.8234	0.8012

提升。上述结果说明了,企业外向度要超过一个门槛值,才能增强技术市场发展对出口技术复杂度的提升效应,而在企业外向度低于门槛值 0.1121 的企业中,技术市场发展不利于高技术企业出口技术复杂度的提高。

从企业外向度的省级层面均值看,低于外向度第一个门槛值 0.1121 的省份主要青海、甘肃和贵州等,而跨过第二门槛值 0.5072 的省份主要有上海、江苏和广东等,北京、天津和河北等省份企业外向度处于两个门槛值之间。

(3)企业垂直专业化程度的影响。表 4 模型 3 结果显示,在企业垂直专业化程度(*EVSP*)的不同门槛值区间,技术市场发展的影响系数大小明显不同。这说明企业垂直专业化程度的影响存在门槛效应,或者说,企业垂直专业化程度的适当变化能够改变技术市场发展的提升效应。究其原因,可能在于:随着出口企业不断地融入国际垂直专业化分工体系(即发包企业专注于产品价值链中的环节逐渐高端化、接包企业所承接生产环节和阶段也不断高端化),企业获得国际专业化分工好处更多、面对的国际竞争更激烈,企业利用技术市场发展益处的能力会提高、动力会增强。然而,只有当垂直专业化程度达到一个临界点后,企业这种能力和动力才能显著地提升产品的出口技术复杂度。省级层面数据显示,企业垂直专业化程度跨过门槛值 0.7381 的地区包括北京、上海、天津、江苏、福建、浙江和广东等,而青海、甘肃、吉林和云南等省份企业远远低于门槛值。

六、研究结论和政策启示

1. 研究结论

中国科技体制改革的重要举措——技术市场发展如何影响出口技术复杂度? 鉴于尚未有文献明确回答这个问题,本文系统地梳理和归纳了技术市场发展影响出口技术复杂度的途径和机制,并利用中国高技术产业 1995—2015 年的面板数据,考察了技术市场发展对出口技术复杂度的影响及其传导机制,在此基础上,进一步探讨了技术密集度、外向度和垂直专业化程度等企业特征是否会影晌技术市场发展对出口技术复杂度的提升效果。

研究结果表明,中国各省份的技术市场发展显著提升了高技术产品的出口技术复杂度,对沿海省份高技术产品出口技术复杂度的提升效果更加显著;在不同的时间段,技术市场发展的提升效应存在一定差异,“入世”后的提升效应更显著,但金融危机后技术市场发展的积极影响下降了。技术市场发展的提升效应主要通过研发投入效应、技术转化效应和技术溢出效应等途径和传导机制实现,通过研发投入效应的影响最为有效,技术转化效应的影响效果次之,而技术溢出效应的影响效果最为有限。

关于企业特征的影响,本文进一步的研究发现,企业技术密集度、外向度和垂直专业化程度不仅是影响高技术产品出口技术复杂度的重要因素,而且具有较高技术密集度、外向度和垂直专业化程度等特征的高技术企业,其出口技术复杂度受到技术市场发展的影响程度更加显著。因此,各省份应根据自身的实际状况,在推进技术市场发展的同时,采取政策措施适当改变企业技术密集度、企业外向度和企业垂直专业化程度等,以强化技术市场发展对高技术产品出口技术复杂度的提升效应。

2. 政策启示

本文较为系统地探究了中国各地区技术市场发展如何影响出口技术复杂度,研究结果既明确了技术市场发展对高技术产品出口技术复杂度的提升效应,又加深了技术市场发展影响出口技术复杂度传导机制的认识和理解。这验证了技术市场发展这一个科技体制改革重要举措的成效,对科

科技部《“十三五”技术市场发展专项规划》的实施与落实、党的十九大报告提出的供给侧结构性改革乃至现代化经济体系建设都具有一定的启示意义。同时,鉴于高技术产品出口技术复杂度的提升是实现中国制造业迈上全球价值链中高端的必然途径,也是增强中国产业质量优势的重要内容,本研究也为高技术产品出口技术复杂度的提升提供了有益的参考依据和政策启示。具体来说,本文的重要政策启示有:

(1)政府制定推动出口产品升级政策时,应考虑技术市场发展对出口技术复杂度的影响。各地区需要采取相关政策措施落实科技部“十三五”技术市场发展专项规划,大力推进技术市场发展。在推进技术市场发展过程中,各地区需要依据实际情况有所侧重,内陆地区尤其要重视技术市场发展对出口技术复杂度的促进作用。在推进技术市场发展过程中,需要以市场需求为导向、以企业为主体,充分发挥市场在配置技术要素资源中的决定性作用;重点要完善技术市场法律政策保障体系、健全技术市场监督管理体系、优化技术市场服务体系、加强技术市场人才培养以及提升技术市场服务水平;尤其要利用“互联网+”等现代信息技术手段,促进技术市场、资本市场和人才市场的衔接和深度融合,推进全国技术市场服务网络的形成,以提升创新要素流通速度和创新资源配置效率。同时,还要以出口技术复杂度的提高为导向,不断调整和完善出口退税政策和补贴政策。

(2)鉴于出口技术复杂度的提高既要求技术市场的持续发展,又需要研发投入的不断增长、技术成果转化效率的提高和技术溢出效果的增强。因此,为了更有效地促进出口产品技术复杂度的提高,政府促进技术市场发展的政策措施需要与高技术产业的研发政策、成果转化政策和技术溢出政策等相互配合与协调。相关的政策措施应该包括:完善企业研发的财税优惠力度和企业研发投入税前抵扣比例等政策,以激励高技术企业增加研发投入。以科技成果使用权、处置权和收益权的改革为重点,破除制约高技术成果转化的体制机制障碍;培育和发展一批机制灵活、人才集聚、成效突出的成果转化和技术转移服务机构;完善技术交易增值税和技术转让所得税优惠政策;完善促进技术转移和成果转化的投融资模式,建立技术转移基金或创业投资基金,形成多元化、多层次、多渠道的投融资体系;通过技术成果转化的后补助、引导基金、风险补偿和配套专项基金等方式,按照市场规律引导企业科技成果转化。通过财税政策的调整,激励高技术企业对引进先进技术的消化、吸收、应用与再创新,以提高先进技术的溢出效果。

(3)地方政府需要根据本地区的实际状况,在企业技术密集度、外向度、垂直专业化程度等方面下功夫,以增强技术市场发展对出口技术复杂度的提升效应。具体来说,通过完善项目外包的税收和补贴政策,使得企业能够更为便利地将自身的非核心业务通过项目外包出去,这样可以提高高技术企业的产品技术密集度;同时,完善鼓励企业增加研发投入的财税政策,通过研发资本的积累来提高企业的技术密集度。将进出口关税的调整和产业升级政策协调起来,既需要通过进出口关税的相应调整活跃高技术产品的产品内贸易,以提高高技术企业的外向度;又需要通过产业升级政策鼓励和引导高技术企业采用先进技术更深入地融入到国际垂直专业化分工体系,以实现在全球价值链上的不断攀升。

[参考文献]

- [1]蔡跃洲. 科技成果转化的内涵边界与统计测度[J]. 科学学研究, 2015, (1):37-44.
- [2]陈晓华. 产业出口复杂度演进的动因与效应研究[D]. 浙江大学博士学位论文, 2012.
- [3]陈晓华,金泽成,余林徽. 技术复杂度革新、要素价格扭曲和企业价格加成——基于高中低技术复杂度企业视角的实证分析[J]. 财经论丛, 2017, (7):3-11.
- [4]戴魁早. 垂直专业化的工资增长效应——理论与中国高技术产业的经验分析[J]. 中国工业经济, 2011, (3):36-46.

- [5]戴魁早,刘友金.要素市场扭曲如何影响创新绩效[J].世界经济,2016,(11):54-79.
- [6]戴翔,金碚.产品内分工、制度质量与出口技术复杂度[J].经济研究,2014,(7):4-17.
- [7]代中强,梁俊伟,孙琪.知识产权保护、经济发展与服务贸易出口技术复杂度[J].财贸经济,2015,(7):109-122.
- [8]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.
- [9]何兴强,欧燕,史卫,刘阳.FDI技术溢出与中国吸收能力门槛研究[J].世界经济,2014,(10):52-76.
- [10]黄先海,陈晓华,刘慧.产业出口复杂度的测度及其动态演进机理分析——基于52个经济体1993—2006年金属制品出口的实证研究[J].管理世界,2010,(3):44-55.
- [11]李子奈.计量经济学应用研究的总体回归模型设定[J].经济研究,2008,(8):136-144.
- [12]刘和东.中国技术市场与自主创新关系的实证研究[J].科学学研究,2006,(12):974-978.
- [13]刘维林,李兰冰,刘玉海.全球价值链嵌入对中国出口技术复杂度的影响[J].中国工业经济,2014,(6):83-95.
- [14]柳卸林.技术创新经济学(第2版)[M].北京:清华大学出版社,2014.
- [15]齐俊妍,王永进,施炳展,盛丹.金融发展与出口技术复杂度[J].世界经济,2011,(7):91-118.
- [16]邱斌,叶龙凤,孙少勤.参与全球生产网络对我国制造业价值链提升影响的实证研究——基于出口复杂度的分析[J].中国工业经济,2012,(1):57-67.
- [17]隋立祖,寇宗来.中国技术市场发展——理论逻辑和绩效评价[J].研究与发展管理,2011,(6):118-124.
- [18]唐未兵,傅元海,王展祥.技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J].经济研究,2014,(7):31-43.
- [19]汪伟,刘玉飞,彭冬冬.人口老龄化的产业结构升级效应研究[J].中国工业经济,2015,(11):47-61.
- [20]王永进,盛丹,施炳展,李坤望.基础设施如何提升了出口技术复杂度[J].经济研究,2010,(7):103-115.
- [21]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析——方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,(5):731-745.
- [22]张江雪.我国技术市场发展程度的测度[J].科研管理,2010,(9):79-86.
- [23]张汝飞,刘超,赵彦云.技术市场与科技创新互动效应研究——以北京技术市场为例[J].数学的实践与认识,2016,(8):43-51.
- [24]张欣炜,林娟.中国技术市场发展的空间格局及影响因素分[J].科学学研究,2015,(10):1471-1478.
- [25]赵瑞丽,孙楚仁.最低工资会降低城市的出口复杂度吗[J].世界经济文汇,2015,(6):43-75.
- [26]Arora, A., F. Andrea, and G. Alfonso. Markets for Technology and Their Implications for Corporate Strategy[J]. Industrial and Corporate Change, 2001,10(2):419-451.
- [27]Audretsch, D. B., and M. P. Feldman. Knowledge Spillovers and the Geography of Innovation [A]. Henderson, J. V., and J. Thisse (eds.) Handbook of Urban and Regional Economics [C]. Amsterdam: North Holland Publishing, 2004.
- [28]Baron, R. M., and D. A. Kenny. The Moderator—mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986,51(6):1173-1182.
- [29]Blundell, R., and S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. Journal of Econometrics, 1998,87(1):115-143.
- [30]Coe, D. T., and E. Helpman. International R&D Spillovers[J]. European Economic Review, 1995,39(5): 859-887.
- [31]Ermias, W. Technology, Trade Costs and Export Sophistication[J]. World Economy, 2014,37(1):14-41.
- [32]Hausmann, R., J. Hwang, and D. Rodrik. What You Export Matter[J]. Journal of Economic Growth, 2007,12(1):1-25.
- [33]Huang, R. R. Distance and Trade: Disentangling Unfamiliarity Effects and Transport Cost Effects [J]. European Economic Review, 2007,51(1):161-18.
- [34]Juan, C. H., and K. S. Peter. Estimating Cross-Country Differences in Product Quality [R]. NBER Working Paper, 2008.

- [35]Katharina, E., and H. Stephan. Product Sophistication and Spillovers from Foreign Direct Investment [J]. Canadian Journal of Economics, 2016,49(4):1658-1684.
- [36]Lall, S., J. Weiss, and J. Zhang. The “Sophistication” of Exports: A New Trade Measure [J]. World Development, 2006,34(2):222-237.
- [37]Rodrik, D. What Is So Special about China’s Exports[J]. China&World Economy, 2006,14(5):1-19.
- [38]Schott, P. K. The Relative Sophistication of Chinese Exports[J]. Economic Policy, 2008,23(53):5-49.
- [39]Tietze, F., and C. Herstatt. Technology Markets Intermediaries and Innovation [A]. Opening Up Innovation: Strategy, Organization and Technology[C]. Imperial College London Business School, 2010.
- [40]Willem, T., and Pai Hao-Kai. The Sophistication of East Asian Exports [J]. Journal of the Asia Pacific Economy, 2015,20(4):658-678.
- [41]Windmeijer, F. A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimator[J]. Journal of Econometrics, 2005,126(1):25-51.
- [42]Xuan, N. D. Trade Liberalization and Export Sophistication in Vietnam [J]. Journal of International Trade & Economic Development, 2016,25(8):1071-1089.
- [43]Xu B., and J. Y. Lu. Foreign Direct Investment, Processing Trade and the Sophistication of China’s Exports[J]. China Economic Review, 2009,20(3):425-439.
- [44]Zhang, H. Y., and X. Y. Yang. Intellectual Property Rights and Export Sophistication [J]. Journal of International Commerce[J]. Economics & Policy, 2016,7(3):1-14.

The Impact of the Development of Technology Market on the Export Technical Sophistication and Its Mechanism

DAI Kui-zao

(School of Economics, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou 310018, China)

Abstract: How does the development of technology market (DTM) affect the export technical sophistication? Based on the provincial panel data from 1995 to 2015 of China’s high-tech industries, this paper analyzes the impact and its transmission mechanism of DTM on the export technical sophistication of high-tech products. The results prove that DTM has significantly promoted the export technical sophistication of high-tech products, the promoting effect mainly through the way and mechanism of increasing R&D investment, promoting the technology transfer and enhancing the effect of technology spillover. After the entry of WTO, the impact has been enhanced, but it has been weakened after the financial crisis. Compared with other regions, DTM plays a more prominent role in the eastern coastal areas. Moreover, the impact of DTM is more obvious for firms with higher technology-intensive or higher outward-degree or higher degree of vertical specialization. This paper verifies the effectiveness of DTM, and deepens the understanding of the basic rule of how DTM affecting the export technical sophistication. Moreover, it provides a useful reference for promoting the export technical sophistication, and also provides some important enlightenment for the reform of the science and technology system and the design of trade policy.

Key Words: export technical sophistication; development of technology market; high-tech industries; transmission mechanism

JEL Classification: C33 F14 P42

[责任编辑:王燕梅]