

长江经济带进口贸易技术溢出的 门槛效应研究

冯德连¹ 王锦¹ 王若梅²

(1. 安徽财经大学 国际经济贸易学院 233030;

2. 河海大学 商学院 211100)

【摘要】:选取长江经济带 2000-2017 年的省际面板数据,采用非参数方法测算全要素生产率,运用 L-P 方法度量进口贸易技术溢出效应。运用门槛回归模型,分别以人力资本水平和研发投入强度作为门槛变量,从静态和动态两方面分析长江经济带进口贸易技术溢出对全要素生产率的门槛效应。研究发现:当人力资本水平介于两门槛值之间时,长江经济带进口贸易技术溢出对全要素生产率有显著的促进作用。当研发投入强度在越过第二门槛值之前时,长江经济带进口贸易技术溢出对全要素生产率的提高有正向作用,在越过第一门槛值时这种正向作用会更加显著。不论是人力资本水平还是研发投入强度,在越过第二门槛值时,长江经济带进口贸易技术溢出对全要素生产率在一定程度上具有抑制作用。建议上海、江苏优化人力资本结构和加大研发投入,促进自主创新;其他省市,尤其是云南、贵州,加大进口力度,充分发挥进口贸易技术溢出对全要素生产率增长的作用。

【关键词】:长江经济带 进口贸易 技术溢出 门槛效应

【中图分类号】:F752 **【文献标识码】:**A **【文章编号】:**1005-1309(2019)08-0037-014

2018 年 4 月 26 日习近平总书记在长江经济带发展座谈会上,强调推动长江经济带发展是关系国家发展全局的重大战略,以长江经济带高质量发展引领中国经济发展新机遇。全要素生产率的提升是长江经济带经济高质量发展的重要指标。近年来,长江经济带(包括上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、贵州、云南 11 个省市)进口贸易发展迅速,与 2000 年相比,2017 年进口额为 49579.90 亿元,增长了 9.33 倍,年均增长率达 14.04%,高于全国进口总额增速。长江经济带进口贸易技术溢出对其全要素生产率的影响,取决于人力资本水平、研发投入强度等多种因素的共同作用。长江经济带各省市进口贸易技术溢出与全要素生产率的关系研究具有重要的理论与现实意义。本文主要研究长江经济带进口技术溢出的人力资本水平门槛效应和研发投入强度门槛效应,并提出促进长江经济带各省市全要素生产率增长的对策建议。

一、文献综述

关于进口贸易技术溢出效应对全要素生产率的作用,学术界观点不一。大部分学者研究表明进口技术溢出能够促进全要素生产率的增长。Coe & Helpman(1995)提出 C-H 模型,证实发达国家间进口贸易技术溢出效应能够促进本国生产率的提高,之后的研究大多在此基础上进行修正和扩充。Sorin & Krammer (2014)比较了多种技术溢出渠道,结果表明进口贸易的影响系数最大。何雄浪和张泽义(2014)研究发现总体上进口技术溢出对经济增长具有较强的促进作用。于燕(2014)研究发现发展中国家的进口贸易在经过消化吸收之后会产生明显的技术溢出以促进全要素生产率的增长。王红梅和王林等(2017)研究发现进口技术溢出对

全要素生产率有明显的促进作用，尤其是资本品的进口。陈维涛和严伟涛等(2018)研究发现进口贸易自由化能够促进企业创新，进而提升其生产率。也有一部分学者研究表明，进口贸易技术溢出对全要素生产率的促进作用不明显，甚至可能会产生抑制效果。Grüning(2017)把进口贸易对国内技术进步无明显促进作用的原因归结为国内吸收能力存在差异。陈超(2016)研究发现以进口贸易为渠道的技术溢出并没有成为影响技术进步的重要因素。邢孝兵和徐洁香等(2018)认为，基于竞争效应，进口高技术水平产品会阻碍技术创新。

人力资本是进口贸易技术溢出效应对全要素生产率影响的关键要素。新增长理论把知识和人力资本纳入模型，认为经济增长的核心是技术进步。经济的高质量发展需要全要素生产率增长。人力资本是知识和技术进步的载体，是影响全要素生产率的重要因素。彭国华(2007)通过研究发现人力资本的不同构成与全要素生产率存在着不同的相关关系。其中受过高等教育的人力资本与全要素生产率是正向关系，而中学教育程度和基础教育程度的人力资本与全要素生产率是负向关系。谢子远和项燕(2013)发现人力资本和国内研发的交互作用能有效发挥进口技术溢出的正向效应。郝晓莉和卓乘风等(2019)研究发现人力资本的积累能够有效强化国际技术溢出对能源效率的正向作用，而且对进口贸易的调节作用更为明显。可以看出，人力资本对全要素生产率、进口技术溢出有着重要影响。

研发投入也是进口贸易技术溢出效应对全要素生产率影响的关键要素。研发投入作为积累知识资本的基础能为经济增长注入新动力。它不仅对全要素生产率有重要影响，而且对进口贸易技术溢出有一定的作用。梳理文献发现，研发投入与全要素生产率、进口技术溢出的关系研究结论并不一致。李小平和朱钟棣(2006)发现研发投入会阻碍全要素生产率的增长。符宁(2007)研究得出进口技术溢出对中国技术进步的促进效应受其人力资本和国内研发等吸收能力因素的制约。石峰和谢小春(2016)研究表明进口贸易在研发资本与技术创新之间存在着单一门槛效应，当进口贸易交易数量超过特定门槛值时，研发资本投入可以有效推动技术创新的发展。赵莎莎(2019)认为 R&D 资本能够有效推动本省市和相邻省市全要素生产率的提升，尤其是在东部地区表现突出。

进口贸易技术溢出效应对全要素生产率作用的其他影响因素研究主要集中在对外开放程度、技术差距及经济发展水平等方面。在对外开放程度方面，陈永广和韩伯棠等(2011)研究显示进口贸易的知识溢出能够推动地区技术进步，但是基于各省市对外开放水平的不同，知识溢出效应存在明显的地区差异。在技术差距方面，沈能和李富有(2012)研究发现进口贸易技术溢出在我国存在显著的技术势差的双门槛效应。焦建玲和卫欢等(2017)研究得出技术差距从全国整体看具有负向抑制作用，但是其在不同区域效果差异显著。在经济发展水平方面，李小平和朱钟棣(2004)研究发现地区经济发展到一定水平，其进口对技术进步的促进作用反而减弱。齐绍洲和徐佳(2018)研究表明进口的绿色技术溢出有助于绿色技术的发展，与经济发展之间存在着双门槛效应。

关于长江经济带进口贸易技术溢出效应的研究不多。杨玲(2014)通过研究得出上海生产性服务进口贸易对纯技术效率的提升具有小幅、长时期的作用。李扬子和李孟哲(2017)研究表明进口总额的增长能够有效推动湖北省的经济增长，长期来看，进口贸易对区域经济增长表现出向上的促进作用。谭词(2018)通过研究得出长三角地区进口贸易技术溢出效应不显著，对珠三角地区的技术进步甚至会产生抑制效果。

综上所述，大部分学者支持进口贸易技术溢出效应对全要素生产率起促进作用的观点，但观点仍不一致。从人力资本水平和研发投入强度两个视角结合静态和动态两个方面来研究两者之间关系的研究成果不多见，且观点不一。关于长江经济带进口贸易技术溢出效应的研究尚未见到。理论界需要通过选取人力资本水平作为门槛变量，研究在不同水平的人力资本影响下，全要素生产率和进口贸易技术溢出的关系变化情况；需要通过选取研发投入强度作为门槛变量，在不同程度的研发投入强度影响下，研究全要素生产率和进口贸易技术溢出关系的变化情况。本文基于长江经济带 11 个省市 2000-2017 年的面板数据，采用 Hansen(1999)提出的门槛回归模型，以门槛变量的满足条件为指示函数，构建全要素生产率分别在人力资本水平和研发投入强度条件下进口贸易技术溢出的分段函数，对门槛值及门槛效应进行估计与检验。在人力资本水平和研发投入强度两个视角下，考虑技术差距、进口依存度、经济发展水平的影响，从静态和动态两方面来实证分析人力资本水平和研发投入强度对长江经济

带进口贸易技术溢出与全要素生产率关系的门槛效应。

二、模型设定和数据来源

(一)模型设定

Lichtenberg & Potterie(1998)对 C-H 模型做出改进，将双边贸易额与国外 R&D 投入强度的乘积作为自变量，构建 L-P 模型。此后学者们多采用 L-P 模型对进口贸易技术溢出效应进行测度。L-P 模型的表达式为：

$$TFP_{it} = \alpha_1 S_{it}^d + \alpha_2 S_{it}^f + \varepsilon_{it}$$
 (1)

公式(1)中，TFP_{it}表示 i 国 t 时期全要素生产率，S^d_{it}为 i 国 t 时期国内研发资本，S^f_{it}表示 i 国在 t 时期进口贸易技术溢出。

L-P 模型对全要素生产率影响因素的假定不够全面，视角比较单一，不能更全面地反映全要素生产率的变化状态，需要根据长江经济带经济发展的具体情况予以拓展。对 L-P 模型进行了一定的拓展，在原来的基础上增加了研发投入强度(R)、人力资本水平(H)、技术差距(TD)、进口依存度(IM)、经济发展水平(ED)为控制变量，以此来研究进口技术溢出与全要素生产率的关系。修正后的模型如下：

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 S_{it}^f + \alpha_2 R + \alpha_3 H + \alpha_4 TD + \alpha_5 IM + \alpha_6 ED + \varepsilon_{it}$$
 (2)

公式(2)中，TFP_{it}表示 i 省 t 时期的全要素生产率，S^f_{it}表示 i 省 t 时期的进口贸易技术溢出，α₀为常数项，其中 α₁、α₂、α₃、α₄、α₅、α₆分别表示为 S^f_{it}、R、H、TD、IM、ED 对 TFP 的弹性，ε_{it}为随机误差项。

(二)被解释变量与数据来源

选取长江经济带各省市全要素生产率为被解释变量。采用非参数的 Malmquist 指数法来测算全要素生产率，不拘泥于具体的生产函数，能够更加精准地度量其动态变化情况。

在测算全要素生产率时，设定了三种要素投入即资本存量、就业人数以及人力资本，产出要素为不变价表示的实际 GDP。具体投入产出说明见表 1。

表 1 投入产出要素说明表

	变量名称	测算说明与数据来源
产出要素	实际产出	2000 年不变价表示的实际 GDP。GDP 的相关数据来源于《中国统计年鉴》。
投入要素	资本存量	资本存量的计算公式为 K _t =K _{t-1} (1-δ)+I _t 采用永续盘存法计算。K _t 为第 t 期的资本存量，K _{t-1} 为第 t-1 期的资本存量，I _t 为第 t 期的固定资产投资，折算为 2000 年的不变价表示，其中固定资产投资来源于《中国统计年鉴》。δ 为经济折旧率取值为 10.96%，引用单豪杰(2008)资本存量的计算。
	就业人数	采用年末就业人数表示，数据来源于《新中国六十年统计资料汇编》以及《中国劳动统计年鉴》。

采用平均受教育年限表示。按照 0、6、9、12、16 年分别设定文盲、小学、初中、人力资本 高中和专科及以上教育年限。其中就业人员受教育程度构成百分比数据来源于《新中国六十年统计资料汇编》以及《中国劳动统计年鉴》。

使用 DEAP2.1 软件，对 2000-2017 年长江经济带 11 个省市的全要素生产率进行测算，长江经济带全要素生产率的整体变化情况以及分省市变化情况详见表 2、表 3。

表 2 长江经济带 2000-2017 年全要素生产率的均值表

年份	长江经济带全要素生产率整体均值	年份	长江经济带全要素生产率整体均值
2000	0.894	2009	0.870
2001	0.894	2010	0.918
2002	0.895	2011	0.940
2003	0.906	2012	0.889
2004	0.945	2013	0.818
2005	0.930	2014	0.949
2006	0.915	2015	0.889
2007	0.938	2016	0.918
2008	1.277	2017	0.882

注：作者基于投入产出指标的相关数据运用 DEAP2.1 软件测算得出。

由表 2 可以看出，长江经济带从 2000 年到 2017 年全要素生产率的变化大体波动不大，基本与经济发展形势相符，尤其是在 2008 年前后，受到金融危机的冲击，上下幅度波动比较大。2013 年长江经济带全要素生产率达到一个低谷值，而 2013 年相应的 GDP 增长速度达到自 1999 年以来的新低。

表 3 长江经济带各省市 2000-2017 年全要素生产率的均值表

省份	2000-2017 年全要素生产率均值	省份	2000-2017 年全要素生产率均值
上海	1.073	湖南	0.899
江苏	0.964	重庆	0.891
浙江	0.935	四川	0.907
安徽	0.894	贵州	0.894
江西	0.889	云南	0.896
湖北	0.920		

注：作者基于投入产出指标的相关数据运用 DEAP2.1 软件测算得出。

由表 3 可以看出，上海 2000-2017 年全要素生产率的均值高于 1，且和余下 10 个省市相比一直处于领先的状态，其全要素生产率整体保持稳定上升态势，而其他省市 2000-2017 年全要素生产率的均值都未能达到 1，其中紧随其后的是江苏、浙江、湖

北和四川，其全要素生产率的均值都高于 0.9，接近于 1。从整体来看，长江经济带各省市全要素生产率的提升需要依托进口贸易技术溢出的促进效应。

(三)解释变量与数据来源

进口贸易技术溢出效应为解释变量。OECD 国家的研发支出在世界上占有较高比重，其中又以 G-7 国家的研发投入为主。同时发达国家在我国的进口来源中占有较大比例，因此选取 G-7 国家作为测算的贸易国。依据 L-P 模型测算进口技术溢出效应。

国外 R&D 资本存量采用永续盘存法计算，计算公式如下：

$$S_{jt}^d = (1 - \delta) S_{j,t-1}^d + RD_{jt} \quad (3)$$

公式(3)中， RD_{jt} 为 j 国 t 时期的研发支出，来源于 OECD 数据库，用基于购买力平价换算为 2000 年的不变价表示，依据楚明钦和丁平(2013)研发资本存量折旧率 δ 假设为 5%。

初始年份 RD 资本存量的测算公式为：

$$S_{j2000}^d = RD_{j2000}^d / (\delta + g) \quad (4)$$

公式(4)中， S_{j2000}^d 表示 2000 年 j 国的研发资本存量， RD_{j2000}^d 表示 2000 年 j 国的研发资本投入，研发资本存量折旧率 δ 假设为 5%， g 表示 2000-2017 年间 j 国研发投入增长率。

由式(3)和(4)，可以计算出中国总体的进口贸易技术溢出，计算公式如下：

$$S_t^f = \sum_{j=1}^7 \frac{S_{jt}^d}{Y_{jt}} M_{jt} \quad (5)$$

公式(5)中， S_t^f 表示中国在第 t 年的进口贸易技术溢出； S_{jt}^d 为 j 国 t 年的 R&D 资本存量； Y_{jt} 为 j 国 t 年的 GDP，来源于世界银行，用基于购买力平价换算为 2000 年的不变价表示，GDP 平减指数来源于国际货币基金组织； M_{jt} 为中国与 j 国 t 年的进口总额，来源于国家统计局，折算为 2000 年的不变价。

基于公式(3)、公式(4)和公式(5)，可以计算出长江经济带各省的进口贸易技术溢出效应，计算公式如下：

$$S_{it}^f = \frac{IM_{it}}{\sum_i IM_{it}} S_t^f \quad (6)$$

公式(6)中， i 表示省份， S_{it}^f 表示 i 省份 t 年进口技术溢出， IM_{it} 表示 i 省份 t 年的进口总额。

(四)控制变量与数据来源

各控制变量的相关说明见表 4，变量的测度中选用相对值较多，比如研发投入强度、技术差距以及进口依存度等。相对值可以剔除经济规模因素的作用，更好地反映真实情况。

表 4 控制变量的测算说明

变量名称	指标符号	数据描述与数据来源
研发投入强度	R	为门槛变量，用长江经济带各省市研发资本存量与其 GDP 的比值表示，其中研发资本存量的计算类似于国外研发资本存量，采用永续盘存法。其中研发投入的相关数据来源于《中国科技统计年鉴》。
人力资本水平	H	为门槛变量，用平均受教育年限表示。其中就业人员受教育程度构成百分比的数据来源于《新中国六十年统计资料汇编》以及《中国劳动统计年鉴》。
技术差距	TD	G-7 国家最大人均 GDP 与长江经济带各省市人均 GDP 的比值。其中 07 各国的人均 GDP 来源于世界银行。中国各省市的人均 GDP 来源于《中国统计年鉴》。
进口依存度	IM	长江经济带各省市进口总额与 GDP 的比值。其中各省市的进口总额与 GDP 的相关数据来源于《中国统计年鉴》。
经济发展水平	ED	长江经济带各省市实际人均 GDP，以 2000 年不变价表示。其中各省市人均 GDP 来源于《中国统计年鉴》。

三、实证分析

(一)变量的描述性统计

为了更好地了解各变量的情况，对各变量的具体情况进行描述性统计，见表 5。

表 5 变量描述性统计

变量名称	变量含义	平均值	标准差	最小值	最大值
TFP	全要素生产率	1.025	1.596	0.333	23.34
S ^f	进口技术溢出	3400	5800	28.11	24000
ED	经济发展水平	9800	6500	2700	30000
R	研发投入强度	0.102	0.065	0.032	0.362
H	人力资本水平	8.829	1.389	6.184	12.97
TD	技术差距	23.61	21.16	3.188	115.6
IM	进口依存度	0.134	0.202	0.005	0.887

注：各变量的描述性统计由作者运用 STATA 软件计算得出。

(二)进口贸易技术溢出效应的门槛检验分析

运用 stata 软件通过自抽样法对门槛效应进行检验并确定相应门槛值。首先检验单一门槛并搜寻其门槛值;然后检验双重门槛, 搜寻第二门槛值, 并对第一门槛值进行更新;最后检验三重门槛, 搜寻第三门槛值, 第一、第二门槛值选用双重门槛对应的门槛值。各门槛效应检验的具体门槛值和门槛效果自抽样检验见表 6、表 7。

表 6 门槛估计值和置信区间

		门槛估计值	95%置信区间
将人力资本水平作为 门槛变量	单一门槛模型	8.857	[7.904, 9.808]
	双重门槛模型	11.677	[11.677, 11.677]
	q1	8.635	[7.904, 9.377]
	q2		
	三重门槛模型	7.904	[7.904, 8.029]
将研发投入强度作为 门槛变量	单一门槛模型	0.095	[0.051, 0.136]
	双重门槛模型	0.223	[0.223, 0.223]
	q1		
	q2	0.094	[0.051, 0.130]
	三重门槛模型	0.052	[0.051, 0.054]

注:作者运用 STATA 软件通过自抽样法检验得到。

表 7 门槛效果自抽样检验

模型		F 值	P 值	BS 次数	临界值 1%	临界值 5%	临界值 10%
将人力资本 水平作为 门槛变量	单一门槛	0.597	0.424	500	73.309	70.254	31.427
	双重门槛	15.688***	0.004	500	15.180	13.918	11.774
	三重门槛	0.045	0.727	300	32.431	13.918	9.074
将研发投入 强度作为 门槛变量	单一门槛	0.670	0.454	500	88.504	50.158	17.122
	双重门槛	33.424**	0.048	500	34.588	33.376	7.969
	三重门槛	1.329	0.227	300	8.039	4.445	3.314

注:作者运用 STATA 软件通过自抽样法检验得到。

由表 6、7 可以看出, 将人力资本水平作为门槛变量时, 在显著性水平为 1%的条件下人力资本水平存在着双重门槛效应。而将研发投入强度作为门槛变量时, 在显著性水平为 5%的条件下研发投入强度这一门槛变量通过了双重门槛检验。由表 6 和表 7 可以看出长江经济带整体门槛值的情况, 即存在双门槛和对应的具体门槛值。

将人力资本水平作为门槛变量, 由表 6 和表 7 以及原始省份数据进行省际门槛值的分类归纳, 具体分析各省份不同门槛值的变化情况。

可以看出, 将人力资本水平作为门槛变量时, 从 2000 年开始, 只有上海越过了第一门槛值 8.635, 其余省市均未越过第一门槛值。在 2003 年江西短暂地第一次越过第一门槛值, 在 2007 年也是如此, 但是直到 2009 年江西才稳定地介于两门槛值之间。

浙江在 2004 年曾短暂地越过第一门槛值，直到 2009 年才稳固介于两门槛值之间。湖南在 2004 年短暂地第一次越过第一门槛值，直到 2008 年才稳健介于两门槛值之间。江苏虽于 2007 年才越过第一门槛值，但从 2007 年开始就保持在两门槛值之间。湖北在 2009 年越过第一门槛值，其后各年均维持在第二区间内。重庆在 2010 年越过第一门槛值，其后一直维持在两门槛值之间。除贵州、云南外其余省市均在 2011 年越过第一门槛值，并稳步落入第二区间。云南在 2017 年越过第一门槛值，截止到 2017 年，长江经济带 11 个省市仅有贵州仍未越过第一门槛值。贵州在人力资本方面有待进一步地提升。上海曾于 2009 年第一次越过了第二门槛值 11.677，但直到 2011 年上海才稳步于第三区间，越过了第二门槛值，其他省市并未越过第二门槛值。

表 8 将研发投入强度作为门槛变量，由表 6 和表 7 结合原始省份数据进行省际门槛值的分类归纳，具体分析各省份不同门槛值的变化情况。

表 8 以研发投入强度为门槛变量的长江经济带各省市具体门槛值说明

	$q < 0.094$	$0.094 < q < 0.223$	$q > 0.223$
2000-2002	江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、贵州、云南	上海、四川	无
2003-2006	江苏、浙江、安徽、江西、湖南、重庆、贵州、云南	上海、湖北、四川	无
2007-2008	浙江、安徽、江西、湖南、重庆、贵州、云南	上海、江苏、湖北、四川	无
2009-2011	安徽、江西、湖南、重庆、贵州、云南	江苏、浙江、湖北、四川	上海
2012-2013	江西、湖南、贵州、云南	江苏、浙江、安徽、湖北、重庆、四川	上海
2014-2015	江西、贵州、云南	江苏、浙江、安徽、湖北、湖南、重庆、四川	上海
2016	贵州、云南	江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川	上海
2017	贵州、云南	浙江、安徽、江西、湖北、湖南、上海、重庆、四川	江苏

注：作者依据各省市研发投入强度的原始数据与其门槛值进行分类归纳得到。

由表 8 可以看出，将研发投入强度作为门槛变量时，从 2000 年开始，只有上海、四川越过了第一门槛值 0.094，其余省市均未越过第一门槛值。在 2003 年湖北也越过了第一门槛值。在 2007 年江苏也越过了第一门槛值。在 2009 年，浙江也越过了第一门槛值，而上海则第一次越过了第二门槛值 0.223，并持续至 2017 年。在 2012 年安徽、重庆也越过了第一门槛值。在 2014 年湖南越过了第一门槛值。在 2016 年除了贵州、云南还未越过第一门槛，其余省市皆已越过第一门槛值。在 2017 年江苏也越过了第二门槛值，其余省市并未通过第二门槛值。直到 2017 年，贵州、云南仍未越过第一门槛值，要加大研发投入的广度和深度，争取早日越过第一门槛值。

(三) 门槛变量的静态门槛模型回归分析

1. 以人力资本水平为门槛变量的静态门槛模型回归分析。

(1) 以人力资本水平为门槛变量的静态回归模型设定。根据上述分析，长江经济带各省份进口技术溢出对全要素生产率的影响存在人力资本水平的双重门槛效应，针对作为门槛变量的人力资本水平建立如下门槛模型，进一步研究二者的关系：

以人力资本水平为门槛变量的回归模型为：

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 S^f_{it} I(H \leq q_1) + \alpha_2 S^f_{it} I(q_1 < H \leq q_2) + \alpha_3 S^f_{it} I(H > q_2) + \alpha_4 R + \alpha_5 TD + \alpha_6 ED + \alpha_7 IM + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式(7)中， $I(\cdot)$ 表示指示函数，依据满足条件与否来进行取值，取1表示条件成立，反之取0。 ε_{it} 为随机误差项， μ_i 代表不随时间变化的个体固定效应， σ_t 代表时间固定效应。 $S^f_{it} I(\cdot)$ 代表长江经济带各省市进口技术溢出对全要素生产率的影响受到门槛变量人力资本水平H的影响，控制变量为研发投入强度R、技术差距TD、经济发展水平ED以及进口依存度IM。

(2)以人力资本水平为门槛变量的静态门槛回归分析。对全样本进行回归分析，采用静态面板固定效应(FE)和随机效应(RE)分别各自进行回归，采用hausman进行检验，结果显示p值小于0.01，拒绝原假设，因此选择固定效应模型。在采用固定效应的基础上再对模型进行双控制固定效应回归，以便对两次回归结果进行比对分析。

$S^f_{it} I(H \leq q_1)$ ，表示当人力资本水平在未越过第一门槛值时进口贸易技术溢出的表达形式。 $S^f_{it} I(q_1 < H \leq q_2)$ ，表示当人力资本水平介于两门槛值之间时进口贸易技术溢出的表达形式。 $S^f_{it} I(H > q_2)$ ，表示当人力资本水平越过第二门槛值时进口贸易技术溢出的表达形式。人力资本水平在未越过第一门槛值时没有通过个体固定效应模型，系数为正值，说明在人力资本水平未能越过第一门槛值时，进口贸易技术溢出对全要素生产率的促进作用不明显。当人力资本水平介于两门槛值之间时，在1%的显著性水平下通过了个体固定效应模型，在10%的显著性水平下通过了双控制固定效应模型，且系数为正，这说明此时进口技术溢出能够促进全要素生产率的增长。当人力资本水平越过第二门槛值时，在1%的显著性水平下通过了个体和双控制的固定效应模型，且系数为负，说明此时进口贸易技术溢出会在一定程度上抑制全要素生产率的增长。产生这种情况的原因有：(1)人力资本水平比较高时，经济发展水平通常也比较高，地区经济越发达，进口贸易技术溢出的技术促进作用就越小(李小平、朱钟棣，2004)；(2)人力资本水平较高时，通常地区技术水平也较高，由于技术势差较小使得进口贸易的溢出效果并不十分明显，但相对的自主创新弹性很高(沈能、李富有，2012)；(3)当人力资本水平很高时，自主创新意识较高，此时相较于依靠进口技术溢出的间接促进效应，自主创新的驱动能够为全要素生产率的提高贡献更多力量。经济发展水平在1%的显著性下通过了个体和双控制固定效应模型，系数为负值，表明经济发展水平对于在人力资本水平门槛变量下的进口贸易技术溢出与全要素生产率之间并不是正向促进关系，原因可能是经济发展水平越高，相应的技术进步与技术效率也会得到提升，与国外技术之间的差距也在进一步缩减，产品替代性逐步增加，进口贸易技术溢出对提升全要素生产率的有效性不再那么显著。技术差距在5%的显著性水平下通过了个体固定效应模型，但是并没有通过双控制固定效应模型，进口依存度和研发投入强度都没有通过个体和双控制固定效应模型，说明技术差距、进口依存度和研发投入强度对在将人力资本水平作为门槛变量下其对进口贸易技术溢出效应和全要素生产率的门槛效应没有显著作用。

2. 以研发投入强度为门槛变量的静态门槛模型回归分析。

(1)以研发投入强度为门槛变量的静态回归模型设定。根据上述分析，长江经济带各省份进口技术溢出对全要素生产率的影响存在研发投入强度的双重门槛效应，针对作为门槛变量的研发投入强度建立如下门槛模型，进一步研究二者的关系：

以研发投入强度为门槛变量的回归模型为：

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 S_{it}^f I(R \leq q_1) + \alpha_2 S_{it}^f I(q_1 < R \leq q_2) + \alpha_3 S_{it}^f I(R > q_2) + \alpha_4 H + \alpha_5 TD + \alpha_6 ED + \alpha_7 IM + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式(8)中, $I(\cdot)$ 表示指示函数, 依据满足条件与否来进行取值, 取1表示条件成立, 反之取0。 ε_{it} 为随机误差项, μ_i 代表不随时间变化的个体固定效应, σ_t 代表时间固定效应。 $S^f I(\cdot)$ 代表长江经济带各省市进口技术溢出对全要素生产率的影响受到门槛变量研发投入强度 R 的影响, 控制变量为人力资本水平 H 、技术差距 TD 、经济发展水平 ED 以及进口依存度 IM 。

(2)以研发投入强度为门槛变量的静态门槛回归分析。对全样本进行回归分析, 采用静态面板固定效应(FE)和随机效应(RE)分别各自进行回归, 采用 hausman 进行检验, 结果显示 p 值小于 0.01, 拒绝原假设, 因此选择固定效应模型。在采用固定效应的基础上再对模型进行双控制固定效应回归, 以便对两次回归结果进行比对分析。

$S_{it}^{f*} I(R \leq q_1)$ 表示 $S_{it}^{f*} I(R \leq q_1)$, 表示当研发投入强度在未越过第一门槛值时进口贸易技术溢出的表达形式。 $S_{it}^{f*} I(q_1 < R \leq q_2)$ 表示 $S_{it}^{f*} I(q_1 < R \leq q_2)$, 表示当研发投入强度介于两门槛值之间时进口贸易技术溢出的表达形式。 $S_{it}^{f*} I(R > q_2)$ 表示 $S_{it}^{f*} I(R > q_2)$, 表示当研发投入强度越过第二门槛值时进口贸易技术溢出的表达形式。基于表 11 结果, 当研发投入强度未跨过第一门槛值时, 在 5%的显著性水平下通过了个体固定效应模型, 在 1%的显著性水平下通过双控制固定效应模型, 且系数为正, 说明此时进口贸易技术溢出能够促进全要素生产率的发展。当研发投入强度介于两门槛值之间时, 在 1%的显著性水平下通过了个体和双控制固定效应模型, 系数为正, 且比未跨过第一门槛值时要大, 说明此时进口贸易技术溢出对全要素生产率的助推有更大的积极作用。当研发投入强度越过第二门槛值时, 在 1%的显著性水平下通过了个体和双控制固定效应模型, 且系数为负值, 此时进口技术溢出会在一定程度上抑制全要素生产率的增长。产生这种情况的原因有:(1)当研发投入强度较大时, 忽略了对技术发展的扭曲性影响, 导致了要素配置效率的下降, 而扭曲性政策的持续实施会导致产业结构与技术结构不匹配等问题, 进一步阻碍了经济增长和生产效率的提高(谢建国、周露昭, 2009);(2)当研发投入强度比较高时, 本国产品的竞争性提高, 和进口产品角逐市场时的替代性增强, 此时对进口贸易技术溢出效应的依赖在不断弱化。如果可以借此形成自己的核心竞争力, 就可以在世界市场上占有一席之地, 实现技术强国的蜕变。经济发展水平、进口依存度在 1%的显著性水平下通过了个体和双控制固定效应模型, 系数为负, 说明经济发展水平和进口依存度与全要素生产率之间并不是正向促进关系, 可能是因为经济发展得越好, 相应的研发能力越强, 自主创新能力越强, 加快自身技术的提升远比依靠进口衍生出的间接技术进步要快要强。而进口依存度高, 说明进口的贸易限制比较少, 贸易开放度比较高, 国内厂商没有庇护, 在技术比较落后的时候, 极容易受到国外技术的冲击、打压, 过度依赖于进口高技术产品, 而本国又没有成熟的生产能力, 会进一步抑制技术的进步, 不利于全要素生产率的提高。技术差距在 1%的显著性水平下通过了个体固定效应, 但是并未通过双控制固定效应检验, 人力资本水平在 10%的显著性水平下通过了个体固定效应模型, 但是并未通过双控制固定效应检验, 说明在研发投入强度作为门槛变量的条件下其对进口贸易技术溢出与全要素生产率的的门槛效应并没有显著的作用。

(四)门槛变量的动态门槛模型回归分析

1. 以人力资本水平为门槛变量的动态门槛模型回归分析。

(1)作为门槛变量人力资本水平的动态回归模型设定。根据上述分析, 长江经济带各省份进口技术溢出对全要素生产率的影响存在人力资本水平的双重门槛效应, 针对作为门槛变量的人力资本水平建立如下门槛模型, 将全要素生产率的滞后一阶纳入模型的解释变量, 进一步研究二者之间的关系。

以人力资本水平为门槛变量的回归模型为：

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TFP_{it-1} + \alpha_2 S_{it}^f I(H \leq q_1) + \alpha_3 S_{it}^f I(q_1 < H \leq q_2) + \alpha_4 S_{it}^f I(H > q_2) + \alpha_5 R + \alpha_6 TD + \alpha_7 ED + \alpha_8 IM + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式(9)中， $I(\cdot)$ 表示指示函数，依据满足条件与否来进行取值，取1表示条件成立，反之取0。 ε_{it} 为随机误差项。 $S_{it}^f(\cdot)$ 代表长江经济带各省市进口技术溢出对全要素生产率的影响受到门槛变量人力资本水平H的影响， TFP_{it-1} 为全要素生产率的滞后一阶，控制变量为研发投入强度R、技术差距TD、经济发展水平ED以及进口依存度IM。

(2)作为门槛变量人力资本水平的动态门槛回归分析。采用一阶差分广义矩估计对全样本进行回归，对附加标准误检验的模型进行序列相关检验，结果二阶序列相关检验的P值为0.3677，大于0.1，接受原假设，即不存在二阶序列相关。同时对不附加标准误检验的模型进行两阶段回归，结果sargan检验的P值为1，大于0.1，接受原假设，即工具变量的选取是合理的。在采用一阶差分广义矩估计的基础上再对模型附加标准误进行回归，以便对两次回归结果进行比对分析。

动态模型回归是在静态模型回归的基础上，将被解释变量全要素生产率的滞后一阶作为解释变量纳入模型中进行回归。可知，核心解释变量的符号和显著性检验结果与上述静态模型回归基本一致。当人力资本水平未越过第一门槛值时，不论一阶差分广义矩估计是否附加标准误检验都未通过显著性检验，但系数为正，说明只是促进作用不明显。在人力资本水平介于两门槛值之间时，不论一阶差分广义矩估计是否附加标准误检验都通过了显著性检验，且系数为正，说明促进作用显著。当人力资本水平越过第二门槛值时，不论一阶差分广义矩估计是否附加标准误检验都通过了显著性检验，但系数为负。其他的控制变量的符号和显著性检验也与上述静态模型回归结果大体一致，不同的是此时不论是否附加标准误检验技术差距都通过了一阶差分广义矩估计的显著性检验，系数为负，可能是由于技术差距过大也会带来较强的竞争效应，甚至远大于示范效应，打压国内厂商技术进步的积极性，国内厂商市场日益萎缩，技术止步不前，甚至达到国外进口垄断国内市场的地步，不利于全要素生产率的提高。由此可知模型设定是比较稳健的。

2. 以研发投入强度为门槛变量的动态门槛模型回归分析。

(1)作为门槛变量研发投入强度的动态回归模型设定。根据上述分析，长江经济带各省份进口技术溢出对全要素生产率的影响存在研发投入强度的双重门槛效应，针对作为门槛变量的研发投入强度建立如下门槛模型，将全要素生产率的滞后一阶纳入模型的解释变量，进一步研究二者之间的关系。

以研发投入强度为门槛变量的回归模型为：

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TFP_{it-1} + \alpha_2 S_{it}^f I(R \leq q_1) + \alpha_3 S_{it}^f I(q_1 < R \leq q_2) + \alpha_4 S_{it}^f I(R > q_2) + \alpha_5 H + \alpha_6 TD + \alpha_7 ED + \alpha_8 IM + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

式(10)中， $I(\cdot)$ 表示指示函数，依据满足条件与否来进行取值，取1表示条件成立，反之取0。 ε_{it} 为随机误差项。 $S_{it}^f(\cdot)$ 代表长江经济带各省市进口技术溢出对全要素生产率的影响受到门槛变量研发投入强度R的影响， TFP_{it-1} 为全要素生产率的滞后一阶，控制变量为人力资本水平H、技术差距TD、经济发展水平ED以及进口依存度IM。

(2)作为门槛变量研发投入强度的动态门槛回归分析。采用一阶差分广义矩估计对全样本进行回归，对附加标准误检验的模型进行序列相关检验，结果二阶序列相关检验的P值为0.4418，大于0.1，接受原假设，即不存在二阶序列相关。同时对不附

加标准误检验的模型进行两阶段回归，结果 sargan 检验的 P 值为 1，大于 0.1，接受原假设，即工具变量的选取是合理的。在采用一阶差分广义矩估计的基础上再对模型附加标准误进行回归，以便对两次回归结果进行比对分析。

动态模型回归是在静态模型回归的基础上，将被解释变量全要素生产率的滞后一阶作为解释变量纳入模型中进行回归。可知，核心解释变量的符号和显著性检验结果与上述静态模型回归大体一致。当研发投入强度未越过第一门槛值时，附加标准误检验的一阶差分广义矩估计未通过显著性检验，但系数为正，说明只是促进作用不明显，而不附加标准误检验的一阶差分广义矩估计通过了显著性检验，且系数为正，说明促进作用比较显著。在研发投入强度介于两门槛值之间时，不论一阶差分广义矩估计是否附加标准误检验都通过了显著性检验，且系数为正，说明促进作用显著。当研发投入强度越过第二门槛值时，不论一阶差分广义矩估计是否附加标准误检验都通过了显著性检验，但系数为负。其他的控制变量的符号和显著性检验也与上述静态模型回归结果大体一致，不同的是此时不论是否附加标准误检验技术差距都通过了一阶差分广义矩估计的显著性检验，系数为负，可能是由于技术差距过大也会带来较强的竞争效应，甚至远大于示范效应，打压国内厂商技术进步的积极性，国内厂商市场日益萎缩，技术止步不前，甚至达到国外进口垄断国内市场的地步，不利于全要素生产率的提高。由此可知模型设定是比较稳健的。

四、结论与政策建议

（一）结论

基于长江经济带 2000—2017 年的省际面板数据，对长江经济带全要素生产率进行测算，并采用 L-P 方法来度量进口贸易技术溢出效应，在此基础上，运用门槛回归模型，考虑技术差距、进口依存度以及经济发展水平的影响，分别以人力资本水平和研发投入强度为门槛变量，从静态和动态两方面去分析长江经济带进口贸易技术溢出对全要素生产率的门槛效应，研究结果表明：

1. 当人力资本水平处于不同层次时长江经济带进口贸易技术溢出对全要素生产率的作用效果是不同的。

当人力资本水平未越过第一门槛值时，进口技术溢出对全要素生产率的促进作用不明显。当人力资本水平介于两门槛值之间时，长江经济带进口贸易技术溢出对全要素生产率有显著的促进作用。当人力资本水平越过第二门槛值时，长江经济带进口贸易技术溢出会在一定程度上抑制全要素生产率的增长。2017 年除了上海和贵州，其他省市均介于两门槛值之间，进口贸易技术溢出对全要素生产率有显著的促进作用。2011 年上海稳步越过第二门槛值，进口贸易技术溢出在一定程度上会抑制全要素生产率的增长。2017 年贵州仍未越过第一门槛值，进口贸易无法有效发挥出技术溢出的促进作用。

2. 当研发投入强度处于不同程度时长江经济带进口贸易技术溢出对全要素生产率的作用效果是不同的。

当研发投入强度未跨过第一门槛值时，进口技术溢出能促进全要素生产率的增长。当研发投入强度介于两门槛值之间时，长江经济带进口贸易技术溢出对全要素生产率的促进作用会更加明显，比未越过第一门槛值时的效果更好，作用程度更深。当研发投入强度越过第二门槛值时，长江经济带进口贸易技术溢出会在一定程度上抑制全要素生产率的增长。2016 年除了上海、云南和贵州，其他省市都已介于两门槛值之间，进口贸易技术溢出对全要素生产率的正向促进作用十分显著。2009 年上海稳步越过第二门槛值，2017 年江苏首次越过第二门槛值，进口贸易技术溢出在一定程度上反而会抑制全要素生产率的增长。2017 年云南和贵州还未越过第一门槛值，进口贸易技术溢出对全要素生产率的提高虽有正向的促进作用，但仍需提高研发投入强度，争取尽快越过第一门槛值，进入发展快车道。

（二）政策建议

根据实证研究结论，对长江经济带各省市提升全要素生产率的政策建议如下：

1. 对上海的政策建议。

上海 2011 年人力资本水平越过了第二门槛值，进口贸易技术溢出对全要素生产率的促进作用不明显，甚至会产生负向作用。主要原因是上海人力资本水平高，能够支撑上海自主创新，与进口贸易技术溢出效应相比，自主创新对全要素生产率的贡献度更大。同时，上海 2009 年研发投入强度越过了第二门槛值，进口贸易技术溢出对全要素生产率的促进作用不明显，甚至出现负向作用。主要原因是上海研发投入能够支持其自主研发，对进口贸易技术溢出效应依赖削弱。上海市是中国自主创新高地，全要素生产率在长江经济带位列第一，依靠进口贸易技术溢出来提高全要素生产率的作用微乎其微。建议继续提高人力资本水平，加大对国内外科技人才特别是研发人员的政策吸引力；进一步加大研发投入，攻克卡脖子核心技术，打造人才高地和国家科学中心，引领长江经济带科技创新。

2. 对江苏的政策建议。

江苏 2007 年人力资本水平介于两门槛值之间，进口贸易技术溢出效应对全要素生产率具有显著的促进作用。建议扩大进口贸易规模，优化进口贸易结构，促进服务贸易进口，推进苏州等国家级跨境电子商务综合试验区建设，加快跨境电商进口。江苏 2017 年研发投入强度越过了第二门槛值，进口贸易技术溢出对全要素生产率的促进作用不明显，甚至出现负向作用。主要原因是江苏的研发投入增加鼓励了本省的自主研发，削弱了对进口贸易技术溢出效应的依赖。建议依托省内各大高校，加强产学研合作，提高人力资本水平，加大研发投入力度，促进博士后科研工作站、创新实践基地等建设。

3. 对浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川的政策建议。

这七个省市人力资本和研发投入均介于两门槛值之间，进口贸易技术溢出效应对全要素生产率的提升有显著的促进作用。针对浙江，建议落实扩大进口战略，培育重点进口主体，打造义乌、青田等世界超市；针对安徽，建议发挥好中国国际徽商大会等展会的平台效用，加速进口贸易便利化；针对江西，建议加强与“一带一路”国家的经贸合作，扩大进口规模；针对湖北，建议省内企业扩大对高新技术产品进口，加强政产学研合作和协同创新；针对湖南，建议优化进口营商环境，提高通关便利化程度，培育进口贸易主体；针对重庆，建议扩大对先进技术、设备和关键零部件的进口，加强进口技术的吸收与利用；针对四川，建议扩大关系民生的产品进口，加快服务贸易发展。

4. 对云南的政策建议。

云南 2017 年人力资本水平介于两门槛值之间，进口贸易技术溢出效应对全要素生产率有显著的促进作用。建议加大农产品、资源性产品的进口，充分发挥边境贸易优势，培育外贸竞争新优势，简化通关手续，提高进口便利化水平。2017 年云南的研发投入强度仍未越过第一门槛值，进口贸易技术溢出对全要素生产率的促进作用无法有效发挥。建议增加研发投入，鼓励省内的重点行业和高科技企业科技创新。优化科研人才政策，积极培育和引进人才。

5. 对贵州的政策建议。

贵州 2017 年人力资本水平仍小于第一门槛值，进口贸易技术溢出对全要素生产率的促进作用不显著。2017 年贵州的研发投入强度仍未越过第一门槛值，进口贸易技术溢出对全要素生产率的提高有正向的促进作用。建议加大科研资金的投入，提高人力资本水平，培育和引进科技人才，办好贵州人才博览会。强化口岸的进口附属功能，进一步扩大进口贸易。

参考文献：

-
- [1].Coe D T,Helpman E. International R&D Spillovers[J].European Economic Review,1995,39(5):859-887.
- [2].Sorin M S,Krammer. Assessing the relative importance of multiple channels for embodied and disembodied technological spillovers[J].Technological Forecasting and Social Change,2014,81:272-286.
- [3].何雄浪,张泽义. 国际进口贸易技术溢出效应、本国吸收能力与经济增长互动——理论及来自中国的证据[J]. 世界经济研究,2014(11):36-41.
- [4].于燕. 进口贸易的技术溢出效应分析——基于中国贸易伙伴国行业层面实证分析[J]. 工业技术经济,2014(4):44-51.
- [5].王红梅,王林,黄艳. 国际研发、知识产权保护水平与进口贸易的研发外溢效应——基于我国省际面板数据的实证研究[J]. 国际贸易问题,2017(9):118-129.
- [6].陈维涛,严伟涛,庄尚文. 进口贸易自由化、企业创新与全要素生产率[J]. 世界经济研究,2018(8):62-73.
- [7].Grüning P. International endogenous growth, macro anomalies, and asset prices[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2017, 78:118-148.
- [8].陈超. 进口贸易、FDI 与国际知识资本溢出——来自跨国面板数据的经验分析[J]. 世界经济研究,2016(2):90-100.
- [9].邢孝兵,徐洁香,王阳. 进口贸易的技术创新效应:抑制还是促进[J]. 国际贸易问题,2018(6):11-26.
- [10].彭国华. 我国地区全要素生产率与人力资本构成[J]. 中国工业经济,2007(2):52-59.