

本地制度环境对出口结构优化的非线性影响

——兼论国际贸易新规则下贸易强国建设

吴飞飞¹, 唐保庆², 张为付²

(1. 合肥工业大学经济学院, 安徽 合肥 230601; 2. 南京财经大学国际经贸学院, 江苏 南京 210023)

摘 要: 本文利用 1998~2016 年中国省级面板数据, 采用资本技术密集型行业出口比重来衡量地区出口结构, 从门槛效应视角考察金融制度环境和公共制度环境对地区出口结构优化的非线性影响。研究表明, 本地制度环境对出口结构优化的影响在上述两类制度环境层面均存在显著的门槛效应。只有跨越一定的门槛水平后, 金融规模的扩大、金融效率的提升和知识产权保护强度的增加才对地区出口结构优化产生显著的正向影响, 而基础设施建设的加强则始终有助于地区出口结构优化。基于此, 本文兼论国际贸易新规则下贸易强国建设的可行路径。在“逆全球化”的背景下, 本地制度环境建设是推动贸易强国建设和地区出口结构优化的内在动力源泉。

关键词: 本地制度环境; 出口结构优化; 门槛效应; 国际贸易新规则

中图分类号: F061.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1004-4892(2019)03-0003-08

一、引 言

2009~2017 年, 中国已连续九年成为世界最大的出口经济体。但值得关注和深思的是, 在中国出口规模不断扩大的同时, 中国出口产品结构升级的步伐依旧十分缓慢, 如何寻找新的动力源泉实现出口结构进一步优化, 已成为新常态下中国推进“全面开放新格局”需慎重面对的现实难题^{[1][2]}。“逆全球化”浪潮的再度兴起及由美国发起的中美贸易摩擦, 使中国对外贸易面临更加复杂多变的国际贸易规则, 中国贸易强国建设要求的出口结构优化亟需寻找新的内在驱动力^[3]。从出口结构优化的产业层面内涵来看, 地区出口结构优化意味着资本、技术及知识密集型产业具备强劲的出口竞争力且相对出口规模较高。而从更深层次的角度来看, 客观上要求本地制度环境能为这些产业发展提供有力的制度支撑。那么, 本地制度环境如何影响地区出口结构优化呢?

现有研究已证实, 本地制度环境对不同类型行业发展产生异质性的影响, 并进一步影响地区出口结构演变方向^{[4][5]}。现有研究主要从总体制度环境、金融制度环境、契约制度环境、法律制度环境和基础设施水平等角度分析本地制度环境对出口贸易的重要影响^{[5][6][7][8][9]}。Nunn 和 Trefler (2013) 从正式制度、非正式制度和国内政策等角度, 指出国内制度环境是一国比较优势形成的重

收稿日期: 2017-11-16

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(18ZDA064); 教育部人文社会科学研究基金青年项目(17YJC790162; 15YJC790148); 教育部哲学社会科学重大课题攻关项目(16JZD019); 江苏省哲学社会科学规划项目(16ZWD001)

作者简介: 吴飞飞(1988-), 男, 安徽蒙城人, 合肥工业大学经济学院讲师; 唐保庆(1979-), 男, 江苏溧阳人, 南京财经大学国际经贸学院副教授; 张为付(1963-), 男, 江苏睢宁人, 南京财经大学国际经贸学院教授。

要来源^[5]。马关荣和李力行(2014)的研究表明金融发展有助于减少要素市场的资源误置,金融契约效率的提升迫使低效率企业加速退出市场,从而信贷资金更多地流向高生产率企业^[10]。La Porta et al. (1997)的“法律与金融理论”的核心观点认为,地区法律制度环境能从根本上促进金融发展水平^[11]。王永进等(2010)的研究表明完善的基础设施有利于生产和出口具有较大外部风险和不确定性的企业及时调整生产要素投入、节省生产成本,使拥有完善基础设施的地区出口技术复杂度更高^[9]。易先忠等(2017)的研究指出大国的制度不完善使其出口结构优化失去国内庞大需求这一外贸优势来源,进而被“锁定”在低端产品生产上^[2]。

虽然现有文献证实制度环境之于出口贸易的重要作用,但鲜有文献全面探讨本地制度环境对出口结构优化的影响是否存在非线性机制。基于此,本文采用资本技术密集型行业出口比重衡量地区出口结构,从门槛效应视角考察金融制度环境和公共制度环境对地区出口结构优化的非线性影响,不仅有助于全方位刻画本地制度环境对地区出口结构优化的具体影响轨迹及深入认识地区出口结构优化的制度动力源泉,还可为国际贸易新规则下的贸易强国建设提供路径参考。

二、机理分析

(一)金融制度环境

从金融规模角度来看,较大金融规模的地区意味着整个社会资金相对充足、金融系统的规模经济效应更易于发挥,资金供需双方及金融中介机构之间的资金流通渠道十分广泛,使资本技术密集型企业以相对较低的成本获得社会资本和信贷资本的支持。从金融效率角度来看,发达的金融市场降低了资金供需双方的信息不对称性,金融机构对贷款资金的风险及收益的甄别能力更强,存在融资约束但具有发展潜力的资本技术密集型企业更易被金融机构识别,促使资本技术密集型产业获得更快的发展^[18]。因此,更加良好的金融制度环境有助于地区出口结构的不断优化。

(二)公共制度环境

从知识产权保护强度角度来看,较弱的知识产权保护使资本技术密集型企业研发成果的市场回报不足以补偿其研发投入,过强的知识产权保护则可能使资本技术密集型企业已有的研发成果获得超额补偿,强化企业对现有研究成果的依赖,弱化企业再研发的动力,甚至阻碍知识和技术在企业间的正常溢出。因此,只有适宜强度的知识产权保护,才能为资本技术密集型企业发展提供正向激励,进而有助于地区出口结构优化。从基础设施水平角度来看,作为一种特殊的公共产品,基础设施具有强劲的正外部效应,充分供给有助于降低生产和出口本身具有诸多风险和不确定性的资本技术密集型企业应对市场变化所需支付的调整成本,从而促进地区出口结构优化。

(三)非线性影响的内在逻辑

一方面,根据 Helpman(2004)和 Levchenko(2007)等的分析,我们将外部制度环境视为影响企业生产的一类“制度要素”。当本地制度环境水平较低时,对制度依赖程度更高的资本技术密集型企业出口增长因偏低的“制度要素”投入而无法获得较快的发展,不利于地区出口结构优化。只有当本地制度环境达到某一门槛水平后,本地制度环境对出口结构优化的促进效应才得以体现^{[4][7]}。另一方面,沿着 Chor(2010)和邱斌等(2014)的分析逻辑,从产业发展角度来看,我们将资本技术密集型行业的良好发展(出口结构优化)对本地制度环境的诉求称为“制度需求”,本地制度环境的实际水平称为“制度供给”。只有当“制度供给”大于“制度需求”时,本地制度环境才能驱动地区出口结构不断优化;当“制度供给”小于“制度需求”时,本地制度环境不足以支撑和驱动地区出口结构优化^{[1][12]}。基于上述分析,我们可初步得出本地制度环境对出口结构优化的影响存在非线性机制。

三、模型设定和变量说明

(一) 门槛效应的模型设定

基于 Hansen(1999)提出的“门槛估计技术”^[13],我们构建如下的分段函数:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_{it} + \beta'_1 x_{it} + e_{it} & (q \leq \gamma) \\ \mu_{it} + \beta'_2 x_{it} + e_{it} & (q > \gamma) \end{cases} \quad (1)$$

其中, i, t 分别代表个体和时间, y 为被解释变量, x 为解释变量, q 为门槛变量(既是解释变量 x 的某一回归元,也是独立的门槛变量)。

根据 Hansen(2000) 的研究^[14],我们定义如下的虚拟变量:

$$d(\gamma) = \{q_{it} \leq \gamma\} = \begin{cases} 1 & (q_{it} \leq \gamma) \\ 0 & (q_{it} > \gamma) \end{cases} \quad (2)$$

其中, $\{\cdot\}$ 为指示函数。根据 Hansen(2000) 的做法^[14], (1) 式可进一步表达为:

$$y_{it} = \mu_{it} + \theta' x_{it} + \delta' x_{it} d(\gamma) + e_{it} \quad (3)$$

其中, $\theta = \beta_2, \delta = \beta_1 - \beta_2$ 。方程(3)是关于参数 (θ, δ, γ) 的回归方程。对任意的门槛值 γ , 我们可计算式(3)的残差平方和, 即

$$S(\gamma) = e'(\gamma) e(\gamma) \quad (4)$$

其中, 最优的门槛值则是残差平方和 $S(\gamma)$ 最小时对应的 $\hat{\gamma}$ 值, 即

$$\hat{\gamma} = \underset{\gamma \in \Gamma_n}{\operatorname{argmin}} S_n(\gamma) \quad (5)$$

其中, Γ_n 为 γ 可能取值的集合。最优门槛值在 Hansen(2000) 中通过网格搜索法最终确定, 在 $\hat{\gamma}$ 确定后, 再估计方程中其他参数的估计值^[14]。

其后, 检验门槛值 $\hat{\gamma}$ 对应的不同分组样本中是否存在“转换机制”, 即各个阶段的方程是否存在明显的差异性。为此, 我们设定如下的基本假设:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 \quad H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \quad (6)$$

通过构建 LM 统计量进行假设检验。原假设成立, 则不存在“转换机制”, 即不存在门槛效应; 反之, 则存在。构建的 LM 统计量为:

$$F = \frac{S_0 - S(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (7)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n(T-1)} S(\hat{\gamma}) \quad (8)$$

其中, S_0 为零假设成立时的残差平方和, $S(\hat{\gamma})$ 为最优门槛值 $\hat{\gamma}$ 对应的残差平方和, $\hat{\sigma}^2$ 为门槛值 $\hat{\gamma}$ 对应估计方程的残差方差, n 为解释变量个数, T 为时间长度。

式(7)的统计量服从 χ^2 分布。由于零假设条件下无法识别门槛值 $\hat{\gamma}$, Hansen(2000) 采用 Bootstrap 方法构建渐进有效的 p 值并进行假设检验^[14]。对于是否存在多个门槛值的检验, 在确定一个门槛值后, 我们采用同样的方法对不同组的样本数据进行类似的门槛值检验。

基于上文的分析, 我们构建如下的双门槛模型^①:

$$ES_{it} = c + \alpha_1 Sys_{it} \cdot I(Sys_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_2 Sys_{it} \cdot I(\gamma_1 < Sys_{it} \leq \gamma_2) + \alpha_3 Sys_{it} \cdot I(Sys_{it} > \gamma_2) + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

① 考虑到本文实证分析样本是 18 年的中国省级面板数据, 我们仅考察最多两个门槛值的检验, 不再对更多的门槛值进行检验和分析。

其中, i 、 t 分别为省份和年份, ES 为出口结构, S_{ys} 为本地制度环境(包括金融制度环境和公共制度环境), X 为控制变量, $I(\cdot)$ 为指示函数, γ_1 、 γ_2 为不同的门槛值, c 、 α 和 β 为估计系数, ε 为残差项。

(二) 相关变量说明

本文的样本是 1998 ~ 2016 年中国省级面板数据, 为在一定程度上克服内生性问题, 解释变量均滞后一期进入回归方程^[15]。如无特别说明, 相关数据均来源于《中国统计年鉴》《各省市统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国金融统计年鉴》和《中国工业统计年鉴》等。

1. 被解释变量(ES)。本文考察的地区出口结构是指地区出口产品的“技术”相对含量, 参考包群和张雅楠(2010)、袁其刚等(2015)的研究, 采用高技术产业出口比重($HTES$)和技术密集型行业出口比重(TES)来衡量出口结构, 后一个指标用于稳健性分析^{[16][17]}。

2. 核心解释变量(S_{ys})。本文实证分析的核心解释变量为本地制度环境, 具体包括金融制度环境(金融规模、金融效率)和公共制度环境(知识产权保护强度、基础设施水平)。参考包群和张雅楠(2010)、张成思和朱越腾(2017)的研究, 金融规模($FinSca$)采用金融机构的存贷款余额与地区生产总值的比值来衡量, 金融效率($FinEff$)采用金融机构中长期贷款余额占总贷款的比重来衡量^{[16][18]}①。参考 Ginarte and Park(1997)、李怀组(2005)的做法, 知识产权保护强度($GovIRP$)采用知识产权保护的“立法强度×执行力度”来衡量。其中, “立法强度”采用 Ginarte and Park(1997)的测算; 参考韩玉雄和李怀祖(2005)的做法, “执法力度”从人均生产总值、成人识字率、律师比例、知识产权保护立法时间及是否为 WTO 成员等 5 个维度综合测算^{[19][20]}。参考盛丹等(2011)的研究, 基础设施水平采用各地区的公路和铁路里程总数与总面积的比值来衡量^[21]。

3. 控制变量(X)。控制变量主要包括贸易开放度($open$)、经济发展水平($pgdp$)和人力资本水平($hcaptial$)。参考张成思和朱越腾(2017)的研究, 贸易开放度($open$)采用进出口总额与地区生产总值的比例来衡量, 经济发展水平($pgdp$)采用人均实际生产总值来衡量, 人力资本水平($hcaptial$)采用各地区 6 岁以上人口的人均受教育年限来衡量, 即“(小学人数×6+初中人数×9+高中人数×12+大专及以上学历人数×16)/6 岁及以上人口规模”^[18]。

四、实证研究结果及分析

(一) 金融制度环境

如前文所述, 金融制度环境从金融规模($FinSca$)和金融效率($FinEff$)两个角度加以刻画。从表 1 的门槛效应检验结果来看, 金融制度环境影响地区出口结构优化存在显著的门槛效应。金融规模影响地区出口结构优化存在单一门槛值(1.888), 而金融效率影响地区出口结构优化存在双门槛值(0.469 和 0.535)。

表 1 金融制度环境的门槛效应检验结果

金融规模($FinSca$)		金融效率($FinEff$)	
单门槛检验	6.511 *** [0.00]	单门槛检验	13.843 ** [0.02]
双门槛检验	8.543 [0.25]	双门槛检验	10.946 * [0.08]
门槛值 1 估计	1.888 [1.49, 6.43]	门槛值 1 估计	0.469 [0.459, 0.518]
		门槛值 2 估计	0.535 [0.482, 0.739]

注: 在门槛检验结果中, 左侧为 LM 统计值, 右侧的方括号为对应的 p 值; 在门槛值估计结果中, 方括号为门槛估计值对应的 95% 置信区间。

① 金融效率采用中长期贷款比重来衡量, 这是因为金融机构对外贷款时须充分考虑贷款的风险性。而较之短期贷款, 中长期贷款的风险无疑更高, 其比重可在一定程度上说明金融机构对风险甄别后仍愿意发放的中长期贷款的相对数量, 进而反映金融系统的效率水平。

从表 2 的门槛模型估计结果来看,只有金融规模跨越 1.888 的门槛值后,才对地区出口结构优化产生显著的正向促进作用;金融效率跨越 0.469 的门槛值后,对地区出口结构优化才产生显著的促进作用。与金融效率高于 0.535 相比,金融效率介于 0.469 和 0.535 之间时对地区出口结构优化的正向促进作用更大。从金融规模角度来看,金融规模实现一定程度的扩张意味着金融系统以相对较低的成本向资本技术密集型企业提供资金支持,有效缓解金融市场上的信息不对称性,使金融机构的资金供给与企业的资金需求实现更好的匹配,有助于具有高融资依赖特征的资本技术密集型企业获得更快的发展。从金融效率角度来看,金融效率越高的地区,金融系统的甄别能力越强,具有强劲自生能力和良好发展潜质的资本技术密集型企业能获得更多的中长期贷款,有助于该地区出口结构优化。

表 2 金融制度环境的门槛模型估计结果

金融规模 (FinScal)		金融效率 (FinEff)	
FinScal ≤ 1.888	0.022 (0.89)	FinEff ≤ 0.469	0.093 (0.96)
FinScal > 1.888	0.053 *** (3.03)	0.469 < FinEff ≤ 0.535	0.324 *** (4.08)
		FinEff > 0.535	0.196 *** (2.97)
open	0.151 *** (2.69)	open	0.142 ** (2.49)
pgdp	0.386 *** (5.80)	pgdp	0.214 *** (2.79)
hcapital	0.007 (0.81)	hcapital	-0.005 (-0.53)
C	-0.367 *** (-5.08)	C	-0.082 (-1.06)
F-stat.	13.22 *** [0.00]	F-stat.	12.49 *** [0.00]

注:圆括号为估计系数相对应的 t 值;F 统计值中,方括号为相应的 p 值。下表同此。

由表 2 可知,贸易开放度(open)的提升有助于地区出口结构优化。处于贸易开放地区的资本技术密集型企业共享和利用的相关出口信息(抑或自身出口经验)更加丰富,加之开放市场的“竞争效应”,通过“倒逼机制”增强企业的国际竞争力,进而有助于该地区出口结构优化。人均产出(pgdp)的提高有助于地区出口结构优化,这是因为由人均产出水平提高带来的对更高层次产品的引致需求利于该地区资本技术密集型企业的培育和成长。此外,随着地区经济发展水平的上升,工业生产更加专注于技术含量和附加值更高的资本技术密集型产业快速发展,地区出口结构也得以优化。人力资本水平(hcapital)的提升对地区出口结构优化并未产生显著的影响,这是因为目前我国人力资本水平仍普遍偏低,尚未能支撑资本技术密集型产业快速发展,进而无法有效推动地区出口结构优化。

此外,在考察各个省份金融制度环境的动态变化时发现,1998 年,江苏、浙江、福建、山东、安徽、江西、河南、湖北、湖南、内蒙古和广西等 11 个省份的金融规模低于 1.888 的门槛值,除青海外的所有省份的金融效率均低于 0.469 的门槛值。而到 2015 年,所有省份的金融规模均高于门槛值,除浙江、山东、吉林和黑龙江等 4 个省份外,其他省份的金融效率均跨越 0.469 的门槛值。综上可得,对现阶段的大部分地区而言,完善本地金融制度环境是地区出口结构进一步优化的重要驱动力。

(二)公共制度环境

如前文所述,公共制度环境从知识产权保护强度(GovIRP)和基础设施水平(FinEff)两个角度加以刻画。从表 3 的门槛效应检验结果来看,公共制度环境影响地区出口结构优化存在显著的门槛效应。知识产权保护强度影响地区出口结构优化存在单一门槛值(18.188),而基础设施水平影响地区出口结构优化存在双门槛值(1.508 和 1.571)。

表 3 公共制度环境的门槛效应检验结果

知识产权保护强度 (GovIRP)		基础设施水平 (GovInf)	
单门槛检验	15.732 *** [0.00]	单门槛检验	31.466 *** [0.00]
双门槛检验	12.441 [0.33]	双门槛检验	40.421 *** [0.00]
门槛值 1 的估计	18.188 [11.76, 19.36]	门槛值 1 的估计	1.508 [1.50, 1.51]
		门槛值 2 的估计	1.571 [1.56, 1.57]

从表 4 的门槛模型估计结果来看, 只有知识产权保护强度跨越 18.188 的门槛值后, 才对地区出口结构优化产生显著的正向促进效应, 而不同水平的基础设施对地区出口结构优化的影响均产生显著的正向促进效应。其中, 基础设施水平介于 1.508 和 1.571 之间时这一正向促进效应最大。从知识产权保护强度角度来看, 适宜强度的知识产权保护可正向激励资本技术密集型企业大力投入研发, 不至于使企业过度依赖已有研发成果而丧失研发动力, 从而有利于整个产业的良性发展, 促进地区出口结构优化。从基础设施水平角度来看, 便捷的公共基础设施有助于增强生产和出口本身存在诸多不确定性的资本技术密集型企业在调整生产要素投入方面的灵活性, 降低企业面对外部市场变化后承担的调整成本, 促进地区出口结构优化。

表 4 公共制度环境的门槛模型估计结果

知识产权保护强度 (GovIRP)		基础设施水平 (GovInf)	
GovIRP ≤ 18.188	0.002 (1.06)	GovInf ≤ 1.508	0.161 *** (5.40)
GovIRP > 18.188	0.006 *** (3.85)	1.508 < GovInf ≤ 1.571	0.414 *** (11.15)
		GovInf > 1.571	0.179 *** (6.39)
open	0.249 *** (4.42)	open	0.164 *** (3.09)
pgdp	0.171 ** (2.25)	pgdp	0.144 * (1.90)
hcapital	-0.003 (-0.29)	hcapital	-0.005 (-0.60)
C	-0.079 (-1.06)	C	-0.058 (-0.85)
F-stat.	12.23 *** [0.00]	F-stat.	9.59 *** [0.00]

从各个省份知识产权保护强度的动态变化来看, 1998 年, 所有省份知识产权保护强度都低于 18.188 的门槛值。而到 2015 年, 所有省份的知识产权保护强度均高于这一门槛值, 即知识产权保护强度开始对地区出口结构优化产生明显的促进作用。从各个省份基础设施水平的动态变化来看, 1998 年, 所有省份基础设施水平都低于 1.508 的门槛值。而到 2015 年, 仅上海、江苏、山东和重庆等 4 个省(市)的基础设施水平高于 1.571 的门槛值, 河南介于 1.508 与 1.571 之间, 其他省份(主要是中西部地区省份)仍低于 1.508。由于基础设施水平处于 [1.508, 1.571] 时对地区出口结构优化的促进效应最大, 因而中西部地区大力加强基础设施建设仍是促进地区出口结构优化、实现“跨越式”发展的重要路径之一。

(三) 稳健性分析

为进一步检验上述结果的稳健性, 我们选择各地区的技术密集型行业出口占总出口比重来衡量地区出口结构并进行再估计。参考袁其刚等(2015)的研究, 技术密集型行业包括医药制造业、化学纤维制造业、专用设备制造业、电气机械和器材制造业、计算机通信和其他电子设备制造业、仪器仪表制造业。自 2004 年后, 各工业行业出口数据才开始被统计和公开, 所以稳健性分析的样本期为 2004 ~ 2016 年。其中, 2004 年各行业出口数据来源于《中国经济普查年鉴(2004)》, 2005 ~ 2016 年各行业出口数据来源于《中国工业统计年鉴》。

从表 5 可知, 无论从金融制度环境角度还是公共制度环境角度, 本地制度环境影响地区出口结构优化均存在显著的门槛效应, 且这一门槛效应的具体方向及显著性水平均与前述结果保持一致。这说明上述实证结果是稳健的, 即只有当本地制度环境跨越特定门槛值后, 进一步完善制度体系和改进制度水平带来的“制度红利”或“改革红利”在地区出口结构优化层面才能得到较好的体现。

表5 稳健性检验结果

	金融规模 (FinScal)		金融效率 (FinEff)	
金融制度环境	FinScal ≤ 1.704	0.043 (1.33)	FinEff ≤ 0.423	-0.013 (-0.07)
	FinScal > 1.704	0.079 *** (2.63)	$0.423 < \text{FinEff} \leq 0.464$	0.214 (1.32)
			FinEff > 0.464	0.373 *** (2.84)
	控制变量	控制	控制变量	控制
	F-stat.	20.22 *** [0.00]	F-stat.	23.47 *** [0.00]
	知识产权保护强度 (GovIRP)		基础设施水平 (GovInf)	
公共制度环境	GovIRP ≤ 16.902	0.005 (1.47)	GovInf ≤ 1.505	0.217 *** (6.12)
	GovIRP > 16.902	0.009 *** (3.54)	$1.505 < \text{GovInf} \leq 1.574$	0.428 *** (10.39)
			GovInf > 1.574	0.230 *** (2.65)
	控制变量	控制	控制变量	控制
	F-stat.	19.50 *** [0.00]	F-stat.	12.32 *** [0.00]

五、评论性总结

本文研究结果表明,本地制度环境影响出口结构优化存在显著的门槛效应,只有跨越一定的门槛值后,才对地区出口结构优化显现正向促进效应。

在“逆全球化”浪潮再次兴起和中美贸易摩擦愈演愈烈的背景下,我国对外贸易的国际环境出现一定程度的恶化,高技术企业进出口面临的“贸易阻力”陡增和对外贸易摩擦频发将成为中国对外贸易的“新常态”,在一定程度上延缓中国“全面开放新格局”的稳步推进。外部环境恶化“倒逼”国内制度加速改革,内部制度环境改善同样是贸易强国建设的重要推动力,也是我国应对国际贸易规则变化的有效路径。一方面,我国应坚持国内的制度环境建设,为资本技术密集型产业发展扫除制度性或体制性障碍,培育国内需求升级这一中国出口结构优化的内在驱动力;另一方面,及时捕捉、积极参与国际贸易规则的动态变革,引导和助推我国企业拓宽出口目的地市场,弱化局部的国际市场不确定带来的出口风险,有效融合贸易强国建设和“一带一路”建设,深度参与公平、合理的国际贸易新规则的制定,为我国贸易强国建设营造良好的外部环境。

在新常态下,中国产业转型升级、“中国制造2025”的稳步推进和中国贸易强国建设,都意味着高技术产品复杂度、高研发投入强度的资本技术密集型产业亟需快速发展,而这些行业的发展对良好的本地制度环境的依赖程度更高。各地区可通过优化本地制度环境这一“锻炼内功”方式,加速中国出口结构优化、助推贸易强国建设。第一,对各级地方政府而言,进一步完善金融体系、提高金融效率、疏通资金供需双方的流通渠道乃是当务之急。第二,各地区需进一步优化知识产权保护环境,提升对知识产权保护制度的执行效率,通过“筑巢引凤”的方式引导和激励本地区技术密集型行业企业投入研发,逐步实现地区出口结构优化。第三,进一步加强基础设施建设仍是我国各地区推进出口结构优化予以充分考虑的重要因素。

参考文献:

- [1] 邱斌,唐保庆,孙少勤,刘修岩.要素禀赋、制度红利与新型出口比较优势[J].经济研究,2014,(8):107-119.
- [2] 易先忠,包群,高凌云,张亚斌.出口与内需的结构背离:成因及影响[J].经济研究,2017,(7):79-93.
- [3] 张先锋,陈永安,吴飞飞.出口产品质量升级能否缓解中国对外贸易摩擦[J].中国工业经济,2018,(7):43-61.
- [4] Helpman E. The Mystery of Economic Growth [M]. Harvard University Press, 2004.
- [5] Nunn N. and D. Trefler. Domestic Institutions as a Source of Comparative Advantage [Z]. NBER Working Paper, 2013, No. 18851.
- [6] 吕越,高媛,田展源.全球价值链嵌入可以缓解企业的融资约束吗?[J].产业经济研究,2018,(1):1-14.

- [7] Levchenko A. A. Institutional Quality and International Trade [J]. The Review of Economic Studies, 2007, 74(3): 791–819.
- [8] 吴飞飞, 张先鋒. 本地制度环境对异质性行业对外出口的影响研究 [J]. 产业经济研究, 2018, (4): 40–51.
- [9] 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): 103–105.
- [10] 马关荣, 李力行. 金融契约效率、企业退出与资源误置 [J]. 世界经济, 2014, (10): 77–103.
- [11] La Porta R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, R. W. Vishny. Legal Determinants of External Finance [J]. Journal of Finance, 1997, 52(7): 1131–1150.
- [12] Chor D. Unpacking Sources of Comparative Advantage: A Quantitative Approach [J]. Journal of International Economics, 2010, 82(2): 152–167.
- [13] Hansen B. E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345–368.
- [14] Hansen B. E. Sample Splitting and Threshold Estimation [J]. Econometrica, 2000, 68(3): 575–603.
- [15] 吴飞飞, 唐保庆. 人口老龄化对中国服务业发展的影响研究 [J]. 中国人口科学, 2018, (2): 103–115.
- [16] 包群, 张雅楠. 金融发展、比较优势与我国高技术产品出口 [J]. 国际金融研究, 2010, (11): 87–96.
- [17] 袁其刚, 刘斌, 朱学昌. 经济功能区的“生产率效应”研究 [J]. 世界经济, 2015, (5): 81–104.
- [18] 张成思, 朱越腾. 对外开放、金融发展与利益集团困局 [J]. 世界经济, 2017, (4): 55–78.
- [19] Ginarte J. C. and W. G. Park. Determinants of Patent Rights: A Cross-national Study [J]. Research Policy, 1997, (26): 283–301.
- [20] 韩玉雄, 李怀祖. 关于中国知识产权保护水平的定量分析 [J]. 科学学研究, 2015, (3): 377–382.
- [21] 盛丹, 包群, 王永进. 基础设施对中国企业出口的影响: “集约边际”还是“扩展边际” [J]. 世界经济, 2011, (1): 17–36.

The Non-linear Impact of Local Institutional Environment on Export Structure Optimization ——On the Construction of Trade Power under the New Rules of International Trade

WU Feifei¹, TANG Baoqing², ZHANG Weifu²

(1. School of Economics, Hefei University of Technology, Hefei 230601, China;

2. School of International Economics and Trade, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China)

Abstract: Using the provincial-level panel data from 1998 to 2016 and measuring the export structure by the ratio of capital-intensive and technology-intensive industry export in total export, this paper investigates the non-linear impact of the financial institution environment and the public institution environment on export structure optimization from the perspective of threshold effect. The research shows that there are significant threshold effects in the impact of the above two institutional environments on the optimization of export structure. Only after crossing the threshold value, could the expansion of financial scale, the improvement of financial efficiency and the enhancement of intellectual property protection intensity have a significant positive impact on export structure optimization. And the strengthening of infrastructure construction would help to continuously improve the regional export structure. Based on this, this paper discusses the feasible paths for the construction of trade power under the new rules of international trade. The enlightenment of this paper is that under the background of “reverse globalization”, the construction of local institutional environment can be the internal power source for promoting the construction of trade power and the optimization of regional export structure.

Key words: Local Institutional Environment; Export Structure Optimization; Threshold Effect; New Rules of International Trade

(责任编辑: 化 木)