

# 融资约束、基础设施与制造业出口技术结构动态演进

刘 慧,陆 直

(浙江理工大学经管学院,杭州 310018)

**摘 要:**在拓展 Redding 模型的基础上,借助偏微分和系统 GMM 估计法分别从机理和实证解析视角,揭示了基础设施和融资约束对出口技术结构动态演进的作用机制。结果表明:首先虽然近几年中国的出口技术结构得到了大幅度的提升,但本土制造业的出口技术结构仍未超越外资制造业,高技术含量产品的出口多依赖于外资制造业;其次基础设施改善对本土制造业出口技术结构升级产生的边际正效用大于外资制造业,有利于本土制造业出口技术结构赶超外资,融资约束程度降低有利于中国出口技术结构升级,但对本土制造业出口技术结构赶超外资制造业的作用力不显著;最后本土制造业出口技术结构赶超的模式与多数发展中国家制造业类似,本土企业参与出口具有显著的“国际市场势力弱化”特征,不利于出口技术结构动态演进。

**关键词:**基础设施;融资约束;制造业;出口技术结构

**中图分类号:** F727 **文献标志码:** A **文章编号:** 1673-3851 (2016) 02-0123-09 **引用页码:** 040103

金融危机过后,中国经济和出口增速明显放缓,促进经济和出口平稳快速增长已成为当前经济的主旋律,而在这一主旋律背景下,增加基础设施投入和缓解企业融资约束成为中国政府解决当前经济困境的两大主要抓手<sup>[1]</sup>,那么这两大抓手是否有助于中国对外贸易发展方式转变呢?考虑到制造业出口技术结构升级是对外经济发展方式转变的“核心内容”<sup>[2]</sup>,本文基于企业异质性理论和出口技术结构领域的最新研究结论,尝试揭示融资约束和基础设施对中国出口技术结构动态演进的作用机制。首先基于新新贸易理论的已有研究及 Redding<sup>[3]</sup>等的模型进行拓展,形成了解释融资约束、基础设施和出口技术结构微观作用机制的理论框架,进而从理论层面揭示基础设施和融资约束对出口技术结构的作用机理;其次借助企业全要素生产率将 Hausmann 等<sup>[4]</sup>的“属地”方法修正为衡量产业出口技术结构指标的“属企”方法,以规避“属地”原则测度方法带来的偏差,进而更准确地刻画我国本土和外资制造业出口技术结构的动态变迁;最后在区分内外资的基础上,

就基础设施和融资约束对制造业出口技术结构升级的作用机制进行了实证分析,并进一步分析了二者对本土制造业赶超外资的影响。本文研究所得结论能在一定程度上为我国政府制定缓解融资约束、优化基础设施和转变经济增长方式方面的政策提供理论依据。

## 一、基础设施和融资约束对出口技术结构影响的微观机制

基础设施的完善和融资约束程度的降低与企业盈利能力息息相关,一方面基础设施的完善能有效降低企业的交易成本,提高企业产品的“远征”能力(如出口),进而使得企业获得更多的利润;另一方面融资约束程度的降低往往意味着企业能够以更低的成本获得资本支持,从而使得企业单位产品的盈利能力提升。企业的总利润和盈利能力的提升均会使得企业更有能力投资于高技术复杂度领域,从而使得经济体出口技术结构发生变迁,为了刻画这一作用机制,本文通过拓展 Redding<sup>[3]</sup>的模型,从消费者

收稿日期:2015-10-21

基金项目:浙江省社科规划办项目(15NDJC200YB);国家自然科学基金青年项目(71303219);浙江省软科学研究计划项目(201535003);浙江省高校人文社会科学重点研究基地浙江理工大学应用经济学基地项目(2013YJZD08)

作者简介:刘 慧(1982-),女,山东临沂人,副教授,主要从事技术赶超方面的研究。

行为、生产者行为和出口行为相结合的角度构建理论模型进行分析。

### (一) 消费者行为

假设代表性消费者对差异化产品消费的效用函数是 CES 形式的, 则代表性消费者的效用函数表示为:

$$U = \left( \int_{\omega \in \Omega} q(\omega)^\rho d\omega \right)^{\frac{1}{\rho}} \quad (1)$$

其中:  $U$  为消费者效用,  $\Omega$  表示消费者消费的差异化商品的总类数目,  $q$  为产品消费量,  $\omega$  代表差异化产品, 商品间具有可替代性, 且  $0 < \rho < 1$ 。根据 Redding<sup>[3]</sup> 的推导, 两类商品间的替代弹性为:  $\sigma = 1/(\rho - 1) > 1$ , 可见  $\rho$  越大, 两类商品间的替代弹性越大, 根据 Redding<sup>[3]</sup> 的研究, 差异化产品的总体价格指数  $P$  可以表示为:

$$P = \left( \int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (2)$$

其中:  $p(\omega)$  为差异化产品  $\omega$  的价格, 基于效用最大化原则, 可计算出不同产品的消费者需求  $q$  和厂商的收益  $r$  分别为:

$$q(\omega) = Q(p(\omega)^{-\sigma}/P^{-\sigma}) \quad (3)$$

$$r(\omega) = R(p(\omega)^{1-\sigma}/P^{1-\sigma}) \quad (4)$$

其中:  $Q$  表示整个社会的总产出,  $R = PQ = \int r(\omega) d\omega$  为社会总支出。

### (二) 厂商生产行为

假设经济体存在大量连续的生产者, 每个生产者只生产一种差异化产品  $\omega$ , 生产过程中只需劳动力投入, 假设劳动者的工资为 1, 厂商的生产成本由边际成本和固定成本组成, 所有的厂商具有相同的固定成本  $f_d$ , 边际成本因企业生产率和产品技术含量而存在差异, 在 Redding<sup>[3]</sup> 和盛丹等<sup>[1]</sup> 假设异质性企业边际生产成本与企业生产率成反比的基础上, 笔者进一步假设边际成本与产品的技术含量成正比, 即企业生产率一定时, 技术含量越高的产品需要付出越多的边际成本, 为此产品成本可以表示为:

$$l = f_d + q\delta/\varphi \quad (5)$$

其中:  $l$  为企业生产成本,  $\varphi$  代表厂商生产率,  $\delta$  代表企业所生产产品的技术含量, 企业的边际成本为  $\delta/\varphi$  假设厂商所面对的剩余需求曲线是弹性为  $\sigma$  的不变弹性需求曲线, 在利润最大化条件下, 企业的边际加成率 markup 为  $\sigma/(\sigma - 1) = 1/\rho$ , 此时厂商产品的销售价格为:

$$P(\delta) = \delta/p\varphi \quad (6)$$

此时, 厂商的利润可以表示为:

$$\begin{aligned} \pi(\delta) &= p(\delta)q - l(\delta) = \frac{\delta}{\varphi\rho}q - f_d - \frac{\delta}{\varphi}q \\ &= (1 - \rho)r(\delta) - f_d \end{aligned} \quad (7)$$

其中:  $r(\varphi)$  为厂商收益, 结合前文纳入技术含量的价格可得到厂商利润为:

$$\pi(\delta) = \frac{R}{\sigma} \left( \frac{P\rho\varphi}{\delta} \right)^{\sigma-1} - f_d \quad (8)$$

### (三) 厂商出口行为

假设国际市场需求函数与国内市场相同(国外相关函数加 \* 表示), 厂商从事生产及出口所需要固定成本为  $f$ , 厂商生产和出口时需从外部融资  $kf$ , 企业的自有资金为  $(1 - k)f$ ,  $k$  越大表明厂商的自有资金越少, 厂商的外部融资依赖程度越高。进一步假设  $f$  是基础设施水平的函数, 根据盛丹等<sup>[1]</sup> 的研究可知: 基础设施可以通过降低厂商交易成本和出口贸易固定成本的形式, 使得产生的资源要素得到更高效的配置, 根据这一原理可以推定:  $f$  与基础设施水平呈现负向相关关系, 即  $f(\beta) < 0$ 。

假定厂商向金融机构贷款需抵押一定的资产  $C$ , 如果企业亏损金融机构可以将该资产  $C$  出售。令金融机构贷款利息率为  $\gamma(\gamma > 1)$ , 金融机构在贷款时, 还需进一步考虑市场上的融资约束情况, 根据融资约束情况按比例增加或降低利息, 为此, 假定金融机构考虑融资约束时的利息为:  $\gamma/\eta$ 。其中  $1/\eta$  为融资约束系数, 当融资约束越大,  $1/\eta$  越大, 当融资约束越小时,  $1/\eta$  越小。假设厂商出口获利的概率为  $x$ , 此时, 金融机构的预期收益为:

$$\frac{x\gamma kf(\beta)}{\eta} + (1 - x)C \geq \frac{\gamma kf(\beta)}{\eta} \quad (9)$$

可知金融机构向企业索取的抵押资产数量为:

$$C = \gamma kf(\beta)/\eta \quad (10)$$

根据前文假设可知厂商的出口预期利润为:

$$\pi^*(\delta) = x \left( \frac{R}{\sigma} \left( \frac{P\rho\varphi^*}{\delta^*} \right)^{\sigma-1} - f_d \right) - (1 - x)C \quad (11)$$

将式(10)代入式(11)可得:

$$\begin{aligned} \pi^*(\delta) &= x \left( \frac{R}{\sigma} \left( \frac{P\rho\varphi^*}{\delta^*} \right)^{\sigma-1} - f(\beta) \right) \\ &\quad - \frac{(1 - x)\gamma kf(\beta)}{\eta} \end{aligned} \quad (12)$$

当企业的预期利润大于 0 时, 企业会决定出口, 当企业预期利润小于 0 时, 企业将不出口, 所以企业出口决策的临界点为式(12)等于 0。将前文消费者决策中需求量代入, 可得:

$$x \frac{R}{\sigma} \left( \frac{P\rho\varphi^*}{\delta^*} \right)^{\sigma-1} = x \frac{R}{\sigma} \left( \frac{\delta^*}{P\rho\varphi^*} \right)^{1-\sigma} x f(\beta) + \frac{(1-x)\gamma k f(\beta)}{\eta} \quad (13)$$

为简化计算,令  $M = x \frac{R}{\sigma} \left( \frac{1}{\rho\varphi^*} \right)^{1-\sigma}$  则上式变为:

$$\delta^* = P \left[ \frac{x f(\beta)}{M} + (1-x) \frac{\gamma k}{\eta M} f(\beta) \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (14)$$

将式(14)对基础设施水平求一阶偏导可得:

$$\frac{\partial \delta^*}{\partial \beta} = \frac{1}{1-\sigma} \left[ \frac{x f(\beta)}{M} + (1-x) \frac{\gamma k}{\eta M} f(\beta) \right]^{\frac{1}{1-\sigma}-1} \left[ \frac{x f'(\beta)}{M} + (1-x) \frac{\gamma k}{\eta M} f'(\beta) \right] \quad (15)$$

很明显  $\partial \delta^* / \partial \beta > 0$ , 即基础设施改善有助于企业出口更高技术含量的产品, 当这一机制传到国家层面时, 可得推论 1: 基础设施的改善, 能够有效的促进一国出口技术结构升级。

将式(14)对融资约束水平求一阶偏导可得:

$$\frac{\partial \delta^*}{\partial \eta} = \frac{1}{1-\sigma} \left[ \frac{x f(\beta)}{M} + (1-x) \frac{\gamma k}{\eta M} f(\beta) \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \left[ (1-x) \frac{\gamma k}{M} f(\beta) \frac{-1}{\eta^2} \right] \quad (16)$$

很明显  $\partial \delta^* / \partial \eta > 0$ , 可知融资约束越大, 越不利于企业高技术水平产品的出口, 当这一机制传到国家层面时, 可得推论 2: 融资约束不利于一国出口技术结构的升级, 融资约束的降低能有效的促进一国出口技术结构升级。

进一步将式(15)关于基础设施水平求偏导得:

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \delta^*}{\partial \eta \partial \beta} &= \frac{1}{\sigma-1} \frac{\sigma}{1-\sigma} \frac{1}{\eta^2} \left[ \frac{x f(\beta)}{M} + (1-x) \frac{\gamma k}{\eta M} f(\beta) \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}-1} \left[ \frac{x f'(\beta)}{M} + (1-x) \frac{\gamma k}{\eta M} f'(\beta) \right] (1-x) \frac{\gamma k}{M} f(\beta) + \frac{1}{\sigma-1} \\ &\quad \frac{1}{\eta^2} \left[ \frac{x f(\beta)}{M} + (1-x) \frac{\gamma k}{\eta M} f(\beta) \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} (1-x) \frac{\gamma k}{M} f'(\beta) \end{aligned} \quad (17)$$

式(17)可以整理为:

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \delta^*}{\partial \eta \partial \beta} &= \frac{1}{\sigma-1} \frac{1}{\eta^2} \left[ \frac{x f(\beta)}{M} + (1-x) \frac{\gamma k}{\eta M} f(\beta) \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} (1-x) \frac{\gamma k}{M} \left\{ \frac{\sigma}{1-\sigma} \frac{\eta x f'(\beta) + (1-x) \gamma k f'(\beta)}{\eta x f(\beta) + (1-x) \gamma k f(\beta)} f(\beta) + f'(\beta) \right\} = \\ &\quad \frac{1}{\sigma-1} \frac{1}{\eta^2} \left[ \frac{x f(\beta)}{M} + (1-x) \frac{\gamma k}{\eta M} f(\beta) \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} (1-x) \frac{\gamma k}{M} \end{aligned}$$

$$\left\{ \frac{1}{1-\sigma} \frac{\eta x f(\beta) f'(\beta) + (1-x) \gamma k f(\beta) f'(\beta)}{\eta x f(\beta) + (1-x) \gamma k f(\beta)} \right\} \quad (18)$$

可知  $\frac{\partial^2 \delta^*}{\partial \eta \partial \beta} > 0$ , 可得推论 3: 在融资约束一定的条件下, 基础设施水平的改善能够有效提高一国的出口技术结构; 且当企业或区域面临的融资约束越小时, 基础设施水平的改善对一国出口技术结构的促进作用越大。

## 二、中国制造业出口技术结构的测度与分析

### (一) 数据的来源及产业的选择

本文采用中国工业企业数据库的数据进行分析, 由于该数据库中 2004 年并无各企业“出口交货值”变量, 笔者将该年数据剔除。实际测算中, 并未将制造业中所有行业纳入到本文的研究中, 而是剔除了部分不适合本土及外资制造业对比研究的行业<sup>①</sup>, 具体为: 鲜有外资介入的行业(如烟草制造业)和内外资统计时间不一致的行业(如电器机械制造业)等, 为此最终选定的行业有 27 个<sup>②</sup>。由于该数据库统计量较大, 数据库中难免存在一些错误和异常样本, 为此, 借鉴刘慧等<sup>[2]</sup>的研究剔除错误和异常数据, 最终得到微观企业数据 126 万余组。

### (二) 测度方法的构建

本文以产品的“属企”为原则, 构建出口技术结构的新型测度方法。根据异质性企业理论的基本观点, 企业生产率有劳动生产率和全要素生产率两类, 而全要素生产率比劳动生产率更能反映企业的生产能力和运营水平, 为此, 笔者以企业全要素生产率来替代 Hausmann 等<sup>[4]</sup>方法中的人均生产率(人均 GDP), 构建如下测度方法:

$$PRODY_j = \sum_n \sum_k \frac{x_{nj}/X_n}{\sum_n x_{nj}/X_n} TFP_k \quad (20)$$

$TFP_k$  为企业  $k$  的全要素生产率,  $x_{nj}$  为  $n$  区域  $j$  产业中  $k$  企业的出口额,  $X_n$  为区域  $n$  的总出口。借鉴陈晓华等<sup>[5]</sup>的研究, 采用近似全要素生产率表示。在得到产业层面出口技术结构测度方法后, 进一步将产业层面的测度结果加总到区域层面, 进而测算出省级区域层面的出口技术结构, 具体方法如下:

① 本土制造业包含国有企业(代码 110)、集体企业(代码 120)和私有企业(统计代码, 170、171、172、173 和 174)三类。外资企业包括源自港澳台的外资企业(代码 200、210、220、230 和 240)和源自港澳台以外的外商直接投资企业(代码 300、310、320、330 和 340)两类。

② 具体产业与文献<sup>[2]</sup>相同。

$$PRODQ_i = \sum_m \frac{x_{mi}}{X_i} PRODY_m \quad (21)$$

$PRODQ_i$  为区域  $i$  的出口技术结构,  $x_{mi}$  为  $i$  区域  $m$  产业的出口量(企业层面汇总),  $X_i$  为  $i$  区域的总出口量。

### (三) 测度结果与分析

表1显示了2000—2007年各省级区域本土和外资制造业出口技术结构。从2000—2007年出口技术结构省级区域均值上看,本土制造业出口技术结构最高的五个区域分别为上海(2.653)、广东

(2.637)、北京(2.627)、浙江(2.624)、江苏(2.611)。这表明:经济发展水平较高的区域,其出口技术结构相对较高,这一研究结论与 Hausmann 等<sup>[4]</sup> 和 Rodrik<sup>[6]</sup> 的观点相似。外资制造业中出口技术结构最高的五个区域分别为:江苏(3.078)、广东(3.109)、北京(3.111)、上海(3.112)、浙江(3.186)。这表明:高技术水平的外资企业在区位选择上偏好于发达区域,可见通过提升经济发展水平能够在一定程度上吸引到更多高技术含量的外资。

表1 2000—2007年各省出口技术结构

区域	2000年		2003年		2007年		均值		涨幅	
	本土	外资	本土	外资	本土	外资	本土	外资	本土	外资
北京	2.045	2.594	2.430	3.220	3.216	3.491	2.627	3.111	57.26	34.58
福建	2.025	2.549	2.413	2.984	3.111	3.295	2.505	2.934	53.63	29.27
广东	2.350	2.859	2.457	3.135	3.188	3.440	2.637	3.112	35.66	20.32
海南	1.756	2.447	2.300	2.611	3.241	3.971	2.524	2.905	84.57	62.28
河北	1.897	2.539	2.352	2.750	3.124	3.321	2.459	2.857	64.68	30.80
江苏	2.069	2.717	2.464	3.284	3.262	3.609	2.611	3.186	57.66	32.83
辽宁	2.014	2.586	2.433	2.899	3.269	3.429	2.56	2.972	62.31	32.60
山东	1.953	2.634	2.371	2.934	3.156	3.424	2.495	2.972	61.60	29.99
上海	2.174	2.645	2.521	3.162	3.222	3.527	2.653	3.109	48.21	33.35
天津	2.074	2.577	2.399	3.085	3.262	3.474	2.572	3.070	57.28	34.81
浙江	2.098	2.779	2.502	3.002	3.269	3.528	2.624	3.078	55.82	26.95
安徽	1.914	2.634	2.328	2.709	3.081	3.233	2.493	2.813	60.97	22.74
河南	1.878	2.577	2.384	2.727	3.059	3.241	2.481	2.882	62.89	25.77
黑龙江	1.528	2.599	2.213	3.044	3.079	3.261	2.299	2.887	101.50	25.47
湖北	2.006	2.478	2.304	3.000	3.155	3.416	2.486	2.950	57.28	37.85
湖南	1.960	2.481	2.396	2.953	3.255	3.301	2.522	2.921	66.07	33.05
吉林	1.922	2.559	2.268	2.711	3.004	3.204	2.412	2.815	56.30	25.21
江西	1.919	2.652	2.346	3.021	3.109	3.292	2.496	2.912	62.01	24.13
山西	1.454	2.49	2.492	3.236	2.796	3.565	2.371	2.993	92.30	43.17
甘肃	1.949	2.737	2.388	3.024	3.185	3.388	2.513	2.928	63.42	23.79
广西	1.941	2.575	2.348	2.717	3.250	3.393	2.51	2.889	67.44	31.77
贵州	1.753	2.479	2.342	3.183	3.084	3.310	2.43	2.937	75.93	33.52
内蒙古	1.767	2.356	2.233	2.712	3.320	3.256	2.319	2.727	87.89	38.20
宁夏	1.876	2.554	2.355	2.739	3.071	3.355	2.263	2.898	63.70	31.36
陕西	1.734	2.757	2.310	3.056	3.215	3.454	2.528	3.018	85.41	25.28
四川	1.771	2.645	2.432	3.113	3.243	3.384	2.471	2.990	83.12	27.94
新疆	1.667	2.473	2.306	2.613	2.997	3.216	2.350	2.787	79.78	30.04
云南	1.892	2.455	2.679	2.723	3.083	3.173	2.551	2.902	62.95	29.25
重庆	1.938	2.706	2.234	2.857	2.984	3.317	2.399	2.948	53.97	22.58
均值	1.910	2.5908	2.379	2.938	3.148	3.389	2.488	2.948	66.26	30.99

2000—2007年间我国本土和外资制造业出口技术结构均呈现出显著的上升,6年间出口技术结构提升最快的是黑龙江的本土制造业(101.5%)、其次是内蒙古的本土制造业(87.89%)。对比提升幅度还可以有以下发现:一是欠发达区域的提升幅度明

显高于东部发达区域。这一定程度上表明 Allen<sup>[7]</sup> 所提的“后发优势”对技术巨大差距(great divergence)的消除机制在中国也成立,从而使得经济水平和技术水平相对较低的区域具有更高的提升速度;二是本土制造业出口技术结构的提升幅度明

显高于外资制造业,这一研究结论与行业层面的研究结论不谋而合<sup>①</sup>,可见,无论是区域层面还是行业层面,我国的本土制造业的出口技术结构均在大力赶超外资制造业。

### 三、计量方法与变量的选择

#### (一) 计量方法的选择

结合已有研究可知:基础设施与出口技术结构可能互为因果关系,即二者存在内生性。如果简单的采用 OLS 方法进行实证分析,可能会得到有偏误的估计结果。考虑到本文数据特征与陈晓华等<sup>[8]</sup> 研究相似,笔者借鉴其研究,采用含常数项的系统 GMM 估计法进行回归分析。并将一阶差分滞后项设定为水平方程的工具变量,将二到五阶的水平滞后项设定为差分方程的工具变量。同时为确保工具变量在系统 GMM 估计中有效,采用 AR(2) 检验和 Hansen 检验对估计方程的整体可靠性和工具变量稳健性进行判定。

#### (二) 变量的选择

##### (1) 解释变量

本文的核心解释变量主要有融资约束、基础设施及基础设施和融资约束的交互项。关于基础设施和融资约束变量的选择,具体如下:

基础设施(*jcss*)。基础设施对出口技术结构的作用力已被王永进等<sup>[9]</sup> 所证实,本文不仅考虑了王永进等<sup>[9]</sup> 所提的各省级区域铁路及公路设施,还考虑了各省级区域其他基础设施对出口技术结构的影响,具体有:基础设施资本存量(*jczb*),基础设施资本存量是一国经济赖以发展的基础<sup>[10]</sup>,也是一国技术进步的基本动力之一,本文采用金戈<sup>[10]</sup> 基于永续盘存法估计所得的各省级区域基础设施资本存量的自然对数来表示<sup>②</sup>。铁路网密度(*rail*)以铁路营业里程数与省级区域国土面积之比的自然对数来表示;公路网密度(*road*)以公路里程数与省级区域国土面积之比的自然对数来表示;水供应能力(*water*)以各省级区域人均自来水供应能力的自然对数来表示;污水处理能力(*ws*)以各省级区域人均污水处理能力的自然对数来表示;燃气供应能力(*rq*)以各省级区域人均燃气消耗量的自然对数来表示;电力供应能力(*dq*)以各省级区域人均电力消耗量的自然对数来表示。

融资约束:借鉴阳佳余<sup>[11]</sup> 的研究,本文选定的融资约束指标有:盈利能力(*ynl*),以各省本土(外资)制造业企业的利润总额占销售总额比来衡量盈利能力,实证中用  $\ln(1 + ynl)$  表示;制造业流动比率

(*ldb*),采用各省本土(外资)制造业企业的流动资产与流动负债之比衡量,实证中用  $\ln(1 + ldb)$  表示。制造业投资机会(*tzjh*),以各省本土(外资)制造业息税后利润与总资产之比衡量,实证中用  $\ln(1 + tzjh)$  表示。清偿比率(*qcb*),即各省本土(外资)制造业的所有者权益与总负债之比,该指标主要反映了该产业财务结构的稳健程度和该产业自有资本对债务的清偿能力,实证中用  $\ln(1 + qcb)$  表示。商业信贷(*syxd*),即各省本土(外资)制造业企业的应收账款总和与总资产的比值表示,实证中用  $\ln(1 + syxd)$  表示。根据阳佳余<sup>[11]</sup> 的研究,商业信贷值越大,融资约束越大,其余均值越大融资约束越小。

##### (2) 控制变量

本文还选择了影响省级区域本土和外资制造业出口技术结构的其他因素作为控制变量。具体有:劳动者平均技能(*jnjz*),考虑到实际生产中,技能越高的劳动者所期望的工资越高,本文以各省级区域本土(外资)制造业人均工资的自然对数来表示劳动者平均技能;投入产出效率均值(*xljz*),本文以各省级区域本土(外资)制造业总投入与总产出之比衡量;出口参与度(*wx*),本文以各省级区域本土(外资)制造业有出口的企业数占当年企业总数之比表示,实际回归中用  $\ln(1 + wx)$  表示;行业内企业创新的积极性(*cxjjx*),本文以各省级区域本土和外资制造业有新产品推出的企业数占当年企业总数之比表示。此外,笔者还选定省级区域经济发展水平(*pgdp*)和区域开放程度(*open*)两个区域控制变量<sup>③</sup>。

### 四、基础设施和融资约束对出口技术结构影响的实证分析

#### (一) 整体层面实证检验与分析

本土及外资制造业的系统 GMM 估计结果如表 2 所示。6 个方程 Hansen 检验均拒绝了存在过度识别的原假设,即方程估计变量的设置是有效的,AR(2) 检验结果也表明方程不存在二阶序列相关。为此,方程的估计结果是有效和可靠的。

① 限于篇幅,笔者未给出产业层面的测度结果。

② 金戈<sup>[10]</sup> 的估计结果中,四川和重庆被合并为一个数值,本文借助 2000—2007 年四川和重庆的 GDP 总量之比将该数值划分给四川和重庆。

③ 实证中 *cxjjx* 用  $\ln(1 + cxjjx)$  表示, *xljz* 用  $\ln(1 + xljz)$  表示, *open* 用  $\ln(1 + open)$  表示,为防止多重共线性的出现,笔者将区域控制变量以交互项( $gl = open * pgdp$ )的形式存在。

表2 整体层面的实证检验结果<sup>①</sup>

变量	本土制造业			外资制造业		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
JC	0.16876*** (5.12)	0.11369*** (6.33)	—	0.27571*** (2.90)	0.21277*** (4.63)	—
RZ	—	2.6250*** (4.12)	—	—	1.3836* (1.75)	—
JC * RZ	—	—	.35991*** (7.80)	—	—	.22455*** (4.17)
injz	0.95096*** (25.37)	0.91939*** (25.61)	1.0255*** (44.27)	0.40947*** (3.01)	0.47578*** (5.22)	0.46995*** (4.90)
xljz	-0.18662*** (-3.24)	-0.62913*** (-5.45)	-0.48963*** (-3.74)	-0.59620(-1.33)	-0.16069(-0.50)	-0.03614(-0.10)
wx	-0.6239*** (-2.80)	-0.76371*** (-2.84)	-0.35109** (-2.32)	-0.5301(-1.44)	-0.28889(-1.21)	-0.26805(-1.18)
cxjjx	0.74258** (2.52)	0.72241** (2.55)	0.77848*** (4.91)	0.22896(0.70)	-0.12127(-0.30)	0.07723(0.22)
gl	-0.00065(-0.79)	0.00050(0.64)	0.00088(1.08)	-0.00029(-0.10)	0.00064(0.26)	0.00045(0.17)
cons	-1.0192*** (-6.75)	-0.49913*** (-4.40)	-0.04200(-0.52)	0.16289(0.54)	-1.0763(-1.25)	0.19125(0.84)
OBS	189	189	189	189	189	189
AR(2)	0.559	0.654	0.753	0.206	0.218	0.183
Hansen	23.21	24.59	23.96	25.23	23.94	25.38

注:Hansen 为 Hansen 检验的实际统计量,AR(2) 为 AR(2) 检验的相伴概率,括号内数据为  $t$  值,\*\*\*、\*\*、\* 分别代表变量在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著,全文同。

两类制造业的估计结果中,基础设施资本存量的估计系数显著为正,且均通过了 1% 的显著性水平检验,这表明基础设施显著促进了我国本土和外资制造业出口技术结构的升级。这一研究结论一方面证明了推论 1 的正确性,另一方面表明基础设施降低出口“冰山成本”的机制不仅促进了中国出口量的提升,还促进了中国出口技术结构的提升。从盈利能力的估计结果上看,该系数在本土与外资制造业系统 GMM 估计结果中,均表现出显著的正效应,可见盈利能力的提升对出口技术结构的提升表现出显著的正效应。即融资约束的降低会促进出口技术结构的提升,反之融资约束的提升将对出口技术结构升级产生负效应。这一结论证明了推论 2 的正确性。

基础设施与盈利能力交互项在本土与外资制造业的估计结果中均为正,且都通过了 1% 的显著性检验,这表明:首先融资约束一定的情况下,基础设施的改善将有效地促进出口技术结构升级,在基础设施一定的条件下,融资约束的降低能有效地促进出口技术结构的升级;其次基础设施能够有效减缓融资约束对出口技术结构产生的负效应,即在行业面临较大的融资约束时,可以通过改善基础设施来降低融资约束给出口技术结构带来的负效应;再次基础设施水平的提高能够改善出口技术结构,对于融资约束不断改善的区域而言,这种影响尤为明显;最后理论模型中推导所得到的基础设施与融资约束对出口技术结构的共同作用机制在本土及外资制造业中均成立,即推论 3 是正确的。

## (二) 本土制造业层面的进一步细分检验

考虑到本土制造业是中国实现技术赶超与增长质量提升的关键因素,进一步就具体基础设施和融资约束对本土制造业出口技术结构的影响进行细分检验。由于地区变量在整体层面估计结果中并不显著,采用劳动者平均技能、投入产出效率均值、出口参与度和行业内企业创新的积极性作为控制变量。同时为了更进一步分析具体基础设施对本土制造业出口技术结构的影响,在实际回归中,以具体基础设施与上述四个变量的交互项的形式作为控制变量,以具体基础设施与融资约束( $ylnl$ )的交互项作为解释变量。

表 3 报告了相应的估计结果。交通基础设施、市政基础设施和能源基础设施的完善对本土制造业出口技术结构的提升,具有显著的正效应。公路、自来水、污水、燃气和电力基础设施的回归结果中各控制变量均显著,且正负号与表 2 中一致,唯有铁路基础设施回归中行业内企业创新的积极性与铁路密集度的交互项估计结果不显著,这一定程度上表明:铁路基础设施的完善对本土制造业出口技术结构的作用力不显著。导致上述现象出现的原因可能在于:东部地区推出的新产品在数量和技术含量上均远高于中西部地区,而东部地区出口时更多的依赖于公路运输和海洋运输,进而使得铁路基础设施的作用效应不显著。

<sup>①</sup> 为防止交互项与融资约束或基础设施存在过高的相关性,而引致多重共线性,笔者将交互项与基础设施和融资约束错开回归。

表3 具体基础设施对本土制造业影响的检验系数

变量	交通基础设施		市政基础设施		能源基础设施	
	铁路	公路	自来水	污水	燃气	电力
$T^*_{ylnl}$	0.7440*** (17.59)	0.32277*** (11.19)	1.4181*** (11.48)	1.2060*** (10.68)	0.79934*** (12.69)	0.61075*** (6.58)
$T^*_{jniz}$	0.1106*** (90.90)	0.08209*** (40.57)	0.05696*** (12.87)	0.11176*** (29.22)	0.04474*** (14.81)	0.11508*** (32.26)
$T^*_{xliz}$	-0.24074*** (-11.32)	-0.13585*** (-18.58)	-0.37901*** (-16.58)	-0.29403*** (-13.16)	-0.2648*** (-19.23)	-0.17527*** (-8.22)
$T^*_{ux}$	-0.03344*** (-2.04)	-0.05117*** (-5.40)	-0.26801*** (-13.85)	-0.42937*** (-11.77)	-0.18918*** (-18.08)	-0.25179*** (-15.84)
$T^*_{cxjix}$	0.04360 (1.26)	0.06111** (2.14)	0.17880*** (6.55)	0.32854*** (10.65)	0.10630*** (3.59)	0.224538*** (7.77)
$cons$	0.86912*** (16.41)	0.67806*** (19.38)	2.1453*** (82.02)	1.4604*** (25.90)	2.1188*** (144.94)	0.96482*** (13.21)
$OBS$	189	189	189	189	189	189
$AR(2)$	0.416	0.265	0.193	0.404	0.165	0.436
$Hansen$	22.73	21.88	26.55	25.12	25.49	23.60

注:  $T$  为具体的基础设施,在铁路的估计中代表各省铁路密度,在公路的估计中代表各省公路密度,以此类推。

表4报告了具体融资约束指标的估计结果,各控制变量估计系数的正负号与整体层面估计结果中本土制造业的估计结果一致,且通过了1%的显著性检验,这一定程度上表明整体和具体层面的估计结果均是稳健可靠的。另外在基础设施水平一定的情况下,盈利能力、投资机会、清偿比和商业信贷的融资约束降低对本土制造业出口技术结

构具有促进作用,而流动比率的变动对本土制造业出口技术结构的作用力不显著。这一现象出现的原因可能在于:流动比率引致的融资约束具有比较显著的短期特征<sup>[11]</sup>,因而对本土制造业创新决策和高技术产品出口决策的影响力相对有限,进而使得其对本土制造业出口技术结构升级的作用力并不显著。

表4 具体融资约束对本土制造业影响的检验系数

变量	盈利能力	投资机会	清偿比	商业信贷	流动比率
$JCZB$	0.42431***	0.24684***	0.02725***	-0.02766***	0.00310
$^*H$	(17.61)	(6.13)	(4.44)	(-5.27)	(0.35)
$JCZB$	0.10202***	0.09159***	0.1064***	0.11000***	0.11069***
$^*jniz$	(60.50)	(28.93)	(68.22)	(84.53)	(64.20)
$JCZB$	-0.10092***	-0.07572***	-0.0586**	-0.04277***	-0.04862***
$^*xliz$	(-9.56)	(-10.30)	(-2.75)	(-4.53)	(-5.71)
$JCZB$	-0.16093***	-0.19433***	-0.10130***	-0.11938***	-0.12605***
$^*ux$	(-11.31)	(-17.37)	(-5.08)	(-7.59)	(-7.61)
$JCZB$	0.12518***	0.13115***	0.10133***	0.10264***	0.11817***
$^*cxjix$	(4.82)	(4.79)	(3.06)	(3.80)	(2.43)
$cons$	0.81248***	0.97099***	0.52664***	0.69593***	0.60448***
	(22.69)	(14.86)	(8.62)	(23.67)	(9.28)
$OBS$	189	189	189	189	189
$AR(2)$	0.453	0.301	0.300	0.399	0.335
$Hansen$	25.95	23.45	22.92	23.00	22.60

注:  $H$  表示具体的融资约束指标。

### (三) 本土制造业出口技术结构赶超层面的实证检验

本部分以省级区域外资制造业与本土制造业出口技术结构之差为被解释变量,进一步分析基础设施和融资约束对本土制造业出口技术结构赶超的作用机制。由表5可知,基础设施对本土与外资制造业的差距表现出显著的负效应,这表明基础设施的完

善有利于本土制造业出口技术结构的赶超。导致这一现象出现的原因可能在于,外资企业多位于基础设施较好的区域,而本土企业在投资时,因基础设施较好区域投资成本较高,因而本土企业更倾向于投资基础设施一般的区域,为此,基础设施的改善会给本土制造业带来更多的边际收益,进而有利于本土制造业出口技术结构赶超。代表融资约束的变量(盈

利能力)的估计结果均未通过10%的显著性检验,可见,融资约束的变动对本土制造业出口技术结构赶超的作用力并不显著。这可能是由于本土制造业整体层面存在一定的“赶超惰性”,当经营状况改善、

融资约束降低时,企业进行“赶超”型创新的动力会逐渐降低。融资约束与基础设施交互项的估计结果显著为正,可见,基础设施的改善和融资约束降低的共同作用力有利于中国本土制造业出口技术结构的赶超。

表5 本土制造业赶超的实证系数

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
JCZB	-0.10831** (-2.12)	-0.11242*** (-2.95)	-0.14260*** (-3.41)	-0.21699*** (-4.27)	-0.09605*** (-2.99)	-0.18874*** (-3.34)	—
YLN	—	—	—	—	-0.58445(-0.78)	-0.59069(-0.35)	—
JC* RZ	—	—	—	—	—	—	-0.3799*** (-3.48)
<i>injz</i>	-0.9711*** (-14.39)	-1.0081*** (-18.41)	-0.9789*** (-18.12)	-0.863*** (-11.86)	-1.0056*** (-16.96)	-0.87258*** (-10.12)	-1.0545*** (-19.49)
<i>xljz</i>	—	0.04071(0.19)	0.11004(0.37)	0.22188(0.82)	—	0.48469(1.10)	0.51753(1.07)
<i>wx</i>	—	—	1.0541** (2.25)	2.0135** (2.63)	—	2.1603** (2.55)	0.95486* (1.83)
<i>cxjjx</i>	—	—	—	-1.1987(-1.70)	—	-1.2869(-1.48)	-0.66648(-1.07)
<i>cons</i>	3.6938*** (18.12)	3.7924*** (17.19)	3.8351*** (15.69)	4.0123*** (14.75)	3.7061*** (24.61)	3.7337*** (10.09)	2.9933*** (14.11)
OBS	189	189	189	189	189	189	189
AR(2)	0.798	0.822	0.804	0.702	0.812	0.685	0.817
Hansen	21.84	20.53	17.16	16.01	21.37	21.16	20.95

## 五、结论与启示

本文构建了刻画基础设施和融资约束对出口技术结构作用机制的新框架,形成了基于微观“属企”原则的测度出口技术结构的新方法,在测度出2000—2007年我国省级区域本土及外资制造业的出口技术结构的基础上,从升级与赶超两个层面研究基础设施和融资约束对本土制造业出口技术结构的影响。得到的结论与启示主要有:

a)虽然近几年来中国的出口技术结构得到了大幅度的提升,但本土制造业的出口技术结构并未超越外资制造业,高技术含量产品的出口多依赖于外资制造业。这一研究结论与 Bin 等<sup>[12]</sup>的研究结论颇为相似,即中国高端产品的出口多依赖国外的跨国公司。更进一步的是:本文研究还发现产业层面已经逐渐出现本土制造业出口技术结构超越外资制造业的现象,可见,高技术含量产品出口依赖国外跨国公司的程度正逐渐降低。

b)基础设施改善不仅有利于中国出口技术结构的升级,还有利于本土制造业出口技术结构赶超外资制造业。系统 GMM 估计结果表明:基础设施对本土和外资制造业出口技术结构表现出显著的促进效果,而且交通基础设施、市政基础设施和能源基础设施均对本土制造业表现出显著的正效应。上述结论与王永进等<sup>[9]</sup>基于“属地”原则的实证估计结果是一致的,比王永进等<sup>[9]</sup>更进一步的是:本文还发现基础设施的完善有助于本土制造业出口技术结构赶超外资制造业,即基础设施的完善对本土制造业产生的边际效用大于外资制造业。

c)融资约束程度的降低有利于中国出口技术结构升级,“赶超惰性”使得融资约束降低对本土制造

业出口技术结构赶超的作用力不显著,而融资约束的降低则有利于中部地区本土制造业出口技术结构赶超。结合基础设施和融资约束的交互项估计结果还可以发现:基础设施改善能有效缓解融资约束加大给出口技术结构升级和本土制造业出口品技术赶超带来的负效应。因而在企业面临较大融资压力时,政府不仅可以通过增加融资渠道、完善融资市场等方式降低融资压力,还能通过增加基础设施投入的方式降低融资难给出口技术结构带来的冲击。

d)中国本土制造业参与国际贸易具有显著的国际市场势力削弱特征。整体层面实证结果显示:制造业的扩大,不仅不利于中国制造业出口技术结构升级,还不利于中国本土制造业出口技术结构的赶超。这一定程度上表明:中国本土制造业国际贸易参与度的扩大,会对出口技术结构产生显著的负效应,即本土企业参与出口具有显著的市场势力削弱特征。为此,应鼓励同类型产品企业以“联盟”的形式出口,并鼓励企业间相互并购,以降低同水平竞争的程度,进而使得国际贸易参与度提升对中国出口技术结构升级和本土制造业出口技术结构赶超产生正效应。

## 参考文献:

- [1] 盛丹,王永进. 基础设施、融资约束与地区出口比较优势[J]. 金融研究, 2012(5): 15-29.
- [2] 刘慧,陈晓华. 融资约束,出口与本土制造业出口技术复杂度升级[J]. 山西财经大学学报, 2014(3): 37-48.
- [3] REDDING S J. Theories of heterogeneous firms and trade[R]. National Bureau of Economic Research, 2010.
- [4] HAUSMANN R, HWANG J, RODRIK D. What you export matters[J]. Journal of Economic Growth, 2007,



- 12(1):1-25.
- [5] 陈晓华,张少华. 异质性企业新产品决策的“自我选择效应”研究:兼论沉没成本的作用[J]. 财经研究,2012(11):36-47.
- [6] RODRIK D. What's so special about China's exports? [J]. *China & World Economy*,2006,14(5):1-19.
- [7] ALLEN R C. Technology and the great divergence[M]. Department of Economics, University of Oxford,2011: 29-33.
- [8] 陈晓华,刘慧. 出口技术复杂度演进加剧了就业性别歧视?:基于跨国动态面板数据的系统 GMM 估计[J]. 科学学研究,2015(4):1236-1248.
- [9] 王永进,盛丹,施炳展,等. 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.
- [10] 金戈. 中国基础设施资本存量估算[J]. 经济研究,2012(4):14-28.
- [11] 阳佳余. 融资约束与企业出口行为:基于工业企业数据的经验研究[J]. 经济学季刊,2012(7):1503-1525.
- [12] BIN X, JIANGYONG L U. Foreign direct investment, processing trade, and the sophistication of China's exports[J]. *China Economic Review*, 2009, 20(3): 425-439.

## Financing Restriction, Infrastructure and Dynamic Evolution of Technological Structure of Export in Manufacturing Industry

LIU Hui, LU Zhi

(School of Economics and Management, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou 310018, China)

**Abstract:** This paper reveals the mechanism of action of infrastructure and financing restriction for dynamic evolution of technological structure of export respectively from the perspective of mechanism and empirical resolution with partial differential and system GMM estimation method based on the expansion of Redding model. The result shows, though technological structure of export in China has been greatly improved in recent years, the technological structure of export in local manufacturing industry has not surpassed foreign-funded manufacturing industry and the export of products with high technical content mostly depends on foreign-funded manufacturing industry; second, the positive marginal effect of infrastructure improvement on the upgrading of technological structure of export in manufacturing industry is greater than foreign-funded manufacturing industry and can help the technological structure of export in local manufacturing industry catch up with and surpass foreign-funded industry. The reduction of financing restriction degree is good for the upgrading of technological structure of export in China, but does not have significant effect on the technological structure of export in local manufacturing industry to catch up with and surpass foreign-funded industry. Finally, the catching-up mode of technological structure of export in local manufacturing industry is similar to manufacturing industry in most developing countries. The participation of local enterprises in export has significant feature of “international market power weakening” and is adverse to dynamic evolution of technological structure of export.

**Key words:** infrastructure; financing restriction; manufacturing industry; technological structure of export

(责任编辑: 陈和榜)