

产业集聚对出口技术复杂度的影响研究^{*}

——基于外贸发展方式转变视角的实证分析

刘洪铎

【提要】 本文从理论和实证两方面考察了产业集聚对出口技术复杂度的影响。首先,在“异质性企业”和“成本发现”的分析框架下构建了一个理论模型,刻画了产业集聚通过降低厂商的出口成本及其进入出口市场的生产率门槛进而促进出口技术复杂度升级这一作用机制。然后,利用2002~2011年我国的省际面板数据进行实证检验,研究结果稳健地支持了理论模型的预期,即提升地区的产业集聚水平对该地区出口技术复杂度的升级具有正面的促进作用。根据上述发现,本文提出了通过提升地区的产业集聚水平来助推我国出口技术复杂度升级进而实现外贸发展方式的转变升级这一政策建议。

【关键词】 异质性企业 成本发现 产业集聚 出口技术复杂度

【中图分类号】 F127 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1000-2952(2016)04-0039-09

自2008年全球性金融危机爆发以来,在外部需求日趋疲软和内部人口红利渐告枯竭以及出口产业升级尚需时日等问题的困扰下,我国出口增速呈现出大幅放缓的态势。在出口增速回落的背后,另一个值得关注的问题是我国出口产品的技术含量如何?本文旨在考察产业集聚对我国出口技术复杂度的影响机制,对于我国当前及下一阶段转变外贸发展方式政策的制定具有重要的理论价值与现实启示意义。

一、文献述评

对于产业集聚与出口技术复杂度两者之间的交集的研究,只有少量文献有所述及。踪家

峰、杨琦在考察要素扭曲对省域出口技术复杂度的影响时发现,产业集聚度与出口技术复杂度之间存在负向关系。^①莫莎、何桂香实证考察了产业集聚对省际高新技术产品出口复杂度的影响,发现产业集聚对高新技术产品出口复杂度的促进作用显著,但区域出口技术复杂度由于相应的产业集聚水平的不同而表现出明显差异。^②上述文献在某种程度上对产业集聚和出口技

^{*} 本文受到国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’战略与中国参与全球经济治理问题研究”(15ZDA018)的支持。

^① 踪家峰、杨琦:《要素扭曲影响中国的出口技术复杂度了吗?》,《吉林大学社会科学学报》2013年第2期。

^② 莫莎、何桂香:《产业集聚与中国高新技术产品出口复杂度关系研究》,《经济经纬》2013年第5期。

术复杂度之间的关系做了有益的初步探索,但仍存在一些明显的不足,如产业集聚究竟通过何种机制影响出口技术复杂度的变动,现有研究语焉不详;这些文献普遍采用了 Hausmann 等的出口技术复杂度测算方法,但事实上由于该方法以国家(地区)的人均 GDP 为权重,在中国这些欠发达国家进行测算时不可避免地会带来所谓的“Rodrik 悖论”统计假象;出口技术复杂度与产业集聚之间可能存在双向因果关系,但既有研究均忽视了由此带来的潜在内生性问题,更未采取有效的处理方法。本文试图弥补上述已有研究的不足,着重做了以下三方面的改进工作:一是在借鉴现有研究的基础上,系统梳理和揭示了产业集聚影响出口技术复杂度的传导机制,从而使二者之间的作用机理趋于明晰化;二是在测算我国省际出口技术复杂度的过程中引入了 Schott 相对技术复杂度指标,^①可以更加有效地避免测度结果虚高等统计假象;三是为产业集聚找到了一个合适的工具变量,在此基础上进行了 2SLS 回归,较好地消除了潜在的内生性问题。

二、理论模型

基于“异质性企业”(heterogeneous firms)和“成本发现”(cost discovery)分析框架,^②构建一个理论模型,将产业集聚对出口技术复杂度的影响机制模型化。

(一) 消费者

首先假定消费者的偏好符合 CES 效用函数,故有

$$U = \left[\int_{\omega \in \Omega} q(\omega)^\rho d\omega \right]^{1/\rho} \quad (0 < \rho < 1) \quad (1)$$

其中, $q(\omega)$ 表示差异化商品的需求, ω 表示消费者所消费的一系列商品组合, Ω 则表示可能存在的消费商品集合, $0 < \rho < 1$ 这一条件暗含任意两种商品之间均存在可替代性,即任意两种商品之间的替代弹性 $\sigma = 1/(1-\rho) > 1$ 。根据 Dixit 和 Stiglitz 的设定,上述效用函数又可以采用消费者所消费商品的加总水平 Q 来表示,即有 $Q \equiv U$ 。^④同时,我们假定差异化商品的加总价格指数如下:

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

由上,可以得到消费者的总支出表达式:

$$R = PQ = \int_{\omega \in \Omega} r(\omega) d\omega \quad (3)$$

从而,我们可以得到消费者的单一差异化商品需求 $q(\omega)$ 及单一支出表达式 $r(\omega)$ 分别为:

$$q(\omega) = Q \left[\frac{p(\omega)}{P} \right]^{-\sigma} \quad (4)$$

$$r(\omega) = R \left[\frac{p(\omega)}{P} \right]^{1-\sigma} \quad (5)$$

(二) 厂商

假定存在一系列出口厂商,各厂商生产差异化的同类产品,劳动力为唯一的投入生产要素,且其总体无弹性供给水平为 L 。各厂商的成本函数可以表示作 $c = \frac{q}{\varphi} + f$, 此处假定厂商的固定成本 f ($f > 0$) 相同,但生产率 φ ($\varphi > 0$) 存在差异。假定 φ 服从 $[0, s]$ 区间内的均匀一致分布, s 表示出口技术复杂度,其值越大意味着企业的潜在生产率越高,即 $\partial s / \partial \varphi > 0$ 。生产一单位的同种商品,生产率水平高的厂商比生产率水平低的厂商的边际成本更低,换言之,在生产成本和生产商品相同的条件下,生产率高的厂商所生产的差异化商品拥有更高的质量。各厂商面临的残差需求曲线都具有不变弹性 σ ,且都选择成本加价等于 $\sigma/(\sigma-1) = 1/\rho$ 的利润最大化方式来从事生产,从而可以得到下述定价准则:

$$p(\varphi) = \frac{w}{\rho\varphi} \quad (6)$$

① Schott, Peter K., The Relative Sophistication of Chinese Exports. *Economic Policy*, Vol. 23 (53), 2008, pp. 6-49.

② Melitz, Marc J., The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, Vol. 71 (6), 2003, pp. 1695-1725.

③ Hausmann, Ricardo, Jason Hwang, Dani Rodrik, What You Export Matters. *Journal of Economic Growth*, Vol. 12 (1), 2007, pp. 1-25.

④ Dixit, Avinash K., Joseph E. Stiglitz, Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *The American Economic Review*, Vol. 67 (3), 1977, pp. 297-308.

其中， w 表示各厂商的工资率，出于简便考虑，我们不妨将其标准化为 1，那么厂商的利润表达式可以写作：

$$\pi(\varphi) = r(\varphi) - l(\varphi) = \frac{r(\varphi)}{\sigma} - f \quad (7)$$

上式中， $r(\varphi)$ 、 $r(\varphi)/\sigma$ 分别表示厂商的营业收入、可变利润。由式 (3)、(4) 可以将 $r(\varphi)$ 、 $\pi(\varphi)$ 分别改写为：

$$r(\varphi) = R(P\rho\varphi)^{\sigma-1} \quad (8)$$

$$\pi(\varphi) = \frac{R}{\sigma}(P\rho\varphi)^{\sigma-1} - f \quad (9)$$

(三) 加总

加总均衡可以描述为 M 家厂商（亦即生产 M 种商品）和生产率水平在集合 $(0, +\infty)$ 上的分布 $\mu(\varphi)$ 。在均衡状态下，由式 (2) 定义的加总价格指数 P 可以改写为：

$$P = \left[\int_0^{+\infty} p(\varphi)^{1-\sigma} M\mu(\varphi) d\varphi \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (10)$$

结合如式 (6) 所示的定价规则，上式又可以改写为 $P = M^{\frac{1}{1-\sigma}} p(\tilde{\varphi})$ ，其中

$$\tilde{\varphi} = \left[\int_0^{+\infty} \varphi^{\sigma-1} \mu(\varphi) d\varphi \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (11)$$

$\tilde{\varphi}$ 表示厂商生产率水平的加权平均值，与厂商的数目 M 无关。一方面， $\tilde{\varphi}$ 反映了不同生产率水平的厂商的相对产出份额，另一方面反映了加总生产率水平。其他加总变量如价格指数 P 、生产商品数量 Q 、总营业收入 R 及总利润 Π 可分别表示如下：

$$P = M^{\frac{1}{1-\sigma}} p(\tilde{\varphi}),$$

$$Q = M^{1/\rho} q(\tilde{\varphi}),$$

$$R = PQ = Mr(\tilde{\varphi}) = \int_0^{+\infty} r(\varphi) M\mu(\varphi) d\varphi,$$

$$\Pi = M\pi(\tilde{\varphi}) = \int_0^{+\infty} \pi(\varphi) M\mu(\varphi) d\varphi \quad (12)$$

由上可以得到厂商的平均营业收入 $\bar{r} = R/M$ 、平均利润 $\bar{\pi} = \Pi/M$ 。假定不存在时间贴现，那么厂商的价值函数可以给定如下：

$$v(\varphi) = \max\left\{0, \sum_{t=0}^{\infty} (1-\delta)^t \pi(\varphi)\right\} = \max\left\{0, \frac{1}{\delta} \pi(\varphi)\right\} \quad (13)$$

上式中， δ 表示负面冲击导致企业退出的概

率。由上可以得到在 $[\varphi^*, \infty)$ 区间上的条件分布函数：

$$\mu(\varphi) = \begin{cases} \frac{g(\varphi)}{1-G(\varphi^*)}, & \varphi \geq \varphi^* \\ 0, & \varphi < \varphi^* \end{cases} \quad (14)$$

其中， $g(\varphi)$ 表示在区间 $(0, \infty)$ 内的生产率参数 φ 的共同分布函数， $p_n = 1 - G(\varphi^*)$ 表示企业事前成功进入出口市场的概率， φ^* 为厂商中止出口的生产率临界值 (cutoff-level productivity)。若 $\varphi \geq \varphi^*$ ，则厂商选择出口，反之则退出。由上可以将平均生产率 $\tilde{\varphi}$ 表示为 φ^* 的函数：

$$\tilde{\varphi}(\varphi^*) = \left[\frac{1}{1-G(\varphi^*)} \int_{\varphi^*}^{\infty} \varphi^{\sigma-1} g(\varphi) d\varphi \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (15)$$

假定平均生产率 $\tilde{\varphi}$ 完全取决于 φ^* ，则平均营业收入 \bar{r} 、平均利润 $\bar{\pi}$ 进而可分别表示为 $\tilde{\varphi}$ 的函数：

$$\bar{r} = r(\tilde{\varphi}) = \left[\frac{\tilde{\varphi}(\varphi^*)}{\varphi^*} \right]^{\sigma-1} r(\varphi^*) \quad (16)$$

$$\bar{\pi} = \pi(\tilde{\varphi}) = \left[\frac{\tilde{\varphi}(\varphi^*)}{\varphi^*} \right]^{\sigma-1} \frac{r(\varphi^*)}{\sigma} - f \quad (17)$$

结合上述条件，我们令 $\pi(\varphi^*) = 0$ ，可以得到 $r(\varphi^*) = \sigma f$ 、 $\bar{\pi} = f k(\varphi^*)$ ，其中 $k(\varphi^*) = [\tilde{\varphi}(\varphi^*)/\varphi^*]^{\sigma-1} - 1$ 。

假定 \bar{v} 表示企业平均利润的现值，则 $\bar{v} = \sum_{t=0}^{\infty} (1-\delta)^t \bar{\pi} = (1/\delta) \bar{\pi}$ ， f_e 为企业的出口沉没成本，那么企业进入出口市场的平均利润净值表达式可以写作：

$$v_e = p_n \bar{v} - f_e = \frac{\delta f_e}{1-G(\varphi^*)} \bar{\pi} - f_e \quad (18)$$

由上可以推导得到厂商的自由进入 (free entry) 条件：

$$\bar{\pi} = \frac{\delta f_e}{1-G(\varphi^*)} \quad (19)$$

在开放经济条件下，企业的营业收入函数可以表示如下：

$$r(\varphi) = \begin{cases} r_d(\varphi) \\ r_d(\varphi) + nr_x(\varphi) \\ (1+nr_x)^{1-\sigma} r_d(\varphi) \end{cases} \quad (20)$$

其中， $r_d(\varphi)$ 表示企业产品销往国内的营

业收入部分, $r_x(\varphi)$ 表示企业产品出口的营业收入部分, n 表示厂商的出口国家数目, $\tau > 1$ 表示冰山型贸易成本。

同理, 企业的利润函数可以分解为国内销售利润 $\pi_d(\varphi)$ 、出口国外的销售利润 $\pi_x(\varphi)$:

$$\begin{aligned}\pi_d(\varphi) &= \frac{r_d(\varphi)}{\sigma} - f \\ \pi_x(\varphi) &= \frac{r_x(\varphi)}{\sigma} - f_x\end{aligned}\quad (21)$$

由上可得:

$$\begin{aligned}\bar{r} &= r_d(\bar{\varphi}) + p_x n r_x(\bar{\varphi}_x) \\ \bar{\pi} &= \pi_d(\bar{\varphi}) + p_x n \pi_x(\bar{\varphi}_x)\end{aligned}\quad (22)$$

由上式可以推导得到出口厂商的零利润条件 (ZCP):

$$\bar{\pi} = \pi_d(\bar{\varphi}) + p_x n \pi_x(\bar{\varphi}_x) = f k(\varphi^*) + p_x n f_x k(\varphi_x^*)\quad (23)$$

令 $\varphi_x^* = \inf\{\varphi: \varphi \geq \varphi^*, \pi_x(\varphi) > 0\}$ 表示出口企业中止出口的生产率临界值, 令 $\pi_d(\varphi^*) = 0$ 、 $\pi_x(\varphi_x^*) = 0$, 可得到:

$$\pi_d(\bar{\varphi}) = f k(\varphi^*)\quad (24)$$

$$\pi_x(\bar{\varphi}_x) = f_x k(\varphi_x^*)\quad (25)$$

同理可得:

$$\begin{aligned}\frac{r_x(\varphi_x^*)}{r_d(\varphi^*)} &= \tau^{1-\sigma} \left(\frac{\varphi_x^*}{\varphi^*}\right)^{\sigma-1} = \frac{f_x}{f} \Leftrightarrow \varphi_x^* \\ &= \varphi^* \tau \left(\frac{f_x}{f}\right)^{\frac{1}{\sigma-1}}\end{aligned}\quad (26)$$

定义 $j(\varphi) = [1-G(\varphi)]k(\varphi)$, 易见 $j'(\varphi) < 0$, 故有:

$$\frac{\partial \varphi_x^*}{\partial \tau} = \frac{f j'(\varphi_x^*) \varphi_x^* \partial \varphi_x^*}{n f_x j(\varphi_x^*) \partial \tau} > 0\quad (27)$$

$$\frac{\partial \varphi_x^*}{\partial f_x} = -\frac{1}{n f_x j'(\varphi_x^*)} \left[\frac{n j(\varphi_x^*)}{f j'(\varphi^*)} + \frac{\partial \varphi_x^*}{\partial f_x} \right] > 0\quad (28)$$

记地区的产业集聚水平参数为 θ , 如上分析, 产业集聚有利于降低厂商的出口成本, 故有 $\tau'(\theta) < 0$ 、 $f'_x(\theta) < 0$, 从而可得 $\frac{\partial \varphi_x^*}{\partial \theta} =$

$$\frac{\partial \varphi_x^*}{\partial f_x} \frac{\partial f_x}{\partial \theta} < 0, \quad \frac{\partial \varphi_x^*}{\partial \theta} = \frac{\partial \varphi_x^*}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial \theta} < 0.$$

假定企业的生产率越高, 则企业进入出口市场的生产率门槛则越低, 故有 $\frac{\partial \varphi}{\partial \varphi_x^*} < 0$, 综上

可以得到:

$$\frac{\partial s}{\partial \theta} = \frac{\partial s}{\partial \varphi} \frac{\partial \varphi}{\partial \varphi_x^*} \frac{\partial \varphi_x^*}{\partial \theta} > 0\quad (29)$$

由上式可以得到本文的经验假说: 一个地区的产业集聚程度越高, 越有利于降低该地区出口厂商的生产成本, 并降低其进入出口市场的生产率门槛, 进而促进该地区出口技术复杂度的升级。

三、实证研究

我们设定了如式 (30) 所示的双向固定效应计量模型, 以检验上一节的经验假说:

$$\ln soph_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln agglo_{it} + \sum_{i=1} \beta_i X_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \mu_{it}\quad (30)$$

其中, 下标 i 表示我国的省市自治区, 下标 t 表示年份, $t = 2002, 2003 \dots 2011$; $soph$ 、 $agglo$ 分别表示省际层面的出口技术复杂度和产业集聚程度; α_0 、 α_1 和 β_i 分别表示常数项、产业集聚变量以及控制变量的估计系数, λ 表示省际固定效应, γ 表示年度固定效应, μ 为随机扰动项。根据前文的理论分析, 待估系数 α_1 预期显著为正。除此, 计量模型还控制了省际层面一组与出口技术复杂度密切相关的变量 X , 涵盖了金融发展程度 (fin)、研发投入比重 (rd)、外商直接投资 (fdi)、人力资本禀赋 (hc)、对外开放度 ($open$)、国有企业比重 (soe)、基础设施水平 ($infra$)。考虑到产业集聚可能会反作用于金融发展、研发投入以及外商投资等, 故在实际回归过程中我们采用上述变量的滞后一期, 已缓解内生性问题的干扰。

(二) 变量的选取与说明

1. 出口技术复杂度

在实际的测算过程中, 我们分别参考了周禄松等^①和代中强^②的做法, 在此基础上完成了

① 周禄松、郑亚莉:《出口技术复杂度升级对工资差距的影响:基于我国省级动态面板数据的系统 GMM 分析》,《国际贸易问题》2014 年第 11 期。

② 代中强:《知识产权保护提高了出口技术复杂度吗?——来自中国省际层面的经验研究》,《科学学研究》2014 年第 12 期。

我国省际层面的相对技术复杂度和出口复杂度指数的测度，所涉及的原始数据及具体的处理细节详见以上文献。

2. 产业集聚度

我们选取了由 Haggett 和 Chorley^① 提出的区位熵法来计算省际层面的产业集聚度，其计算公式如下：

$$LQ_{ij} = \frac{X_{ij} / \sum_j X_{ij}}{\sum_i X_{ij} / \sum_i \sum_j X_{ij}} \quad (31)$$

其中， X_{ij} 表示 j 地区 i 行业的相关指标（如产值、销售收入及从业人数等），在具体计算过程中我们采用的是行业的产值，原始数据来自历年的《中国工业经济统计年鉴》。

3. 控制变量

金融发展程度 (fin)：采用存贷款相对规模指标来衡量我国省际层面的金融发展水平，即以某个年度地区的金融机构人民币各项存贷款余额之和占该地区当年生产总值的比重表示，原始数据来自《中国金融年鉴》；研发投入强度 (rd)：采用地区研发经费支出占该地区当年生产总值的比重来表示，原始数据来自《中国科技统计年鉴》；外商直接投资 (fdi)：采用各省市实际利用外商直接投资额占该地区当年生产总值的比重来表示，原始数据来自各省相应年份的统计年鉴，在转换过程中所涉及的人民币兑美元的年度中间汇率数据来自《中国统计年鉴》；人力资本禀赋 (hc)：采用平均受教育年限来衡量省际的人力资本水平，其构造方法参见魏下海等，^② 原始数据来自《中国人口统计年鉴》；对外开放度 ($open$)：采用各省市进出口总额占该地区当年生产总值的比重加以衡量，原始数据来自各省相应年份的统计年鉴；国有企业比重 (soe)：采用地区国有企业职工人数占总就业人数的比重来表示，原始数据来自《中国人口统计年鉴》；交通基础设施水平 ($infra$)：采用地区的公路密度来衡量，即以地区的公路里程数与该地区人口之比表示，原始数据来自相应年份的各省统计年鉴和《中国人口统计年鉴》。以上各变量的描述性统计列示于表 1：

表 1 变量的描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lnsoph1	300	9.689253	1.504874	4.521789	12.27276
lnsoph2	310	-1.06402	0.533862	-2.65998	-0.27681
lnaggl	310	-0.07457	0.284631	-1.66717	0.522839
lnaggl × dum_east	310	0.004658	0.14588	-0.76273	0.522839
lnaggl × dum_mid	310	-0.00072	0.07958	-0.31853	0.276533
lnaggl × dum_west	310	-0.06351	0.084326	-1.66717	0.206608
fin	310	2.308427	1.147976	0.000182	7.480378
rd	310	0.011528	0.009756	0.001194	0.059648
fdi	310	0.028453	0.023073	0	0.146467
hc	310	8.182787	1.156999	3.738415	11.55497
open	310	0.32989	0.419924	0	1.721482
soe	310	0.109202	0.046607	0.047804	0.313015
infra_density	310	30.84417	31.35788	3.789597	208.0712
lnpop_1920	30	16.01389	1.243883	12.84398	17.91201

(三) 计量结果分析

1. 基准回归

基于上述计量模型，我们首先进行全国总体样本的回归，具体估计结果报告于表 2。我们重点关注产业集聚变量的待估系数 α_1 的数值、符号及其显著性。在同时控制了省级和年度固定效应的情况下，对应出口复杂度指数的第 (1) 列的估计结果显示，产业集聚变量的估计系数 α_1 在 5% 的统计水平上显著为正；在将出口复杂度指数替换为相对技术复杂度后，第 (2) 列的估计结果显示产业集聚变量的估计系数 α_1 的数值为 0.25，且通过 1% 的显著性水平检验。上述发现初步印证了前文的理论预期。我们以第 (2) 列产业集聚变量的估计系数为例，其经济学含义是，若省际层面的产业集聚水平每提高 1 个百分点，将使我国的出口技术复杂度提升约 0.25 个百分点。鉴于基于全国样本的整体估计可能掩盖了区域间的异质性，故我们引入了 dum_east (东部)、dum_mid (中部)

① Haggett P, Chorley R J, Network Analysis in Geography. London: Edward Arnold, 1969.

② 魏下海、张建武、余玲铮：《人力资本不平等与全要素生产率增长关系》，《财经科学》2011 年第 1 期。

以及 dum_west (西部) 三个地区哑变量进行分地区估计。从汇报于表 2 的第 (3) ~ (5) 列的估计结果来看, 产业集聚变量 $\ln agglo$ 的估计系数均为正, 且至少通过 10% 的显著性水平检验, 这再次表明省际产业集聚水平的提升对出口技术复杂度升级具有促进作用。从数值来看, 三大区域产业集聚变量 $\ln agglo$ 的估计系数都比较接近基于全样本的估计结果, 在对各地区估计样本的产业集聚变量的估计系数进行标准化处理后, 可以发现东部产业集聚变量的估计系数为 0.0653, 略微大于中、西部的 0.0414 和 0.0408, 这意味着东部地区的产业集聚对出口技术复杂度升级的促进作用要大于中西部地区。

至于控制变量, 除了研发投入和人力资本外, 金融发展、外商直接投资、对外开放度、国有企业比重和交通基础设施水平等变量均至少通过 10% 的显著性水平检验。其中, 外商直接投资占比的提升有利于地区出口技术复杂度的提高, 原因在于外商直接投资的产业关联效应和技术溢出效应对本土企业的技术水平具有促进作用; 从交通基础设施水平来看, 便捷的公共基础设施一方面有利于企业降低调整成本, 另一方面可以降低外界风险和不确定性的影响, 从而有助于提高地区的出口技术含量, 这与王永进等^①的发现相一致; 就对外开放度而言, 在经济全球化浪潮的席卷下, 各地区加大与外部的贸易往来并纷纷参与到国际分工体系中, 这有利于吸收外部先进技术进而提升地区的出口技术复杂度; 国有企业占比对出口技术复杂度具有显著为负的边际效应, 这与国有企业拥有要素配置优先权以及激励和监督机制的缺位不无关系, 上述因素加剧了要素市场的扭曲并导致技术效率水平低下, 从而对出口技术复杂度的提升表现出抑制作用; 研发投入变量的估计参数的符号虽然为正, 但不具有统计显著性意义, 直观上看这可能与我国当前企业的研发投入激励和强度不足有关, 深层次原因则可能在于现行政府治理框架下“唯 GDP 论”考核标准的盛行引发的晋升竞争容易造成地方政府的短视行为, 从而导致其忽视了研发投入等“非经济性公共物品”的投入, 另外, 地方政府财权

与事权的不匹配也是造成政府研发补贴减少的重要因素之一, 这给企业的研发投入带来了消极的影响;^② 人力资本变量的估计系数为正, 但在不同的子样本下其显著性不一, 这可能与当前我国人力资本发展水平仍较为低下有关, 从而导致其对出口技术复杂度的影响效应不明确。

2. 稳健性检验

(1) 采用两步系统 GMM 方法对基准计量模型加以拓展, 在此基础上进行动态面板分析。表 3 第 (1)、(2) 列的回归结果显示, 模型的设定和工具变量的选择皆是合理的。

(2) 在本文研究中, 计量模型可能存在潜在的内生性问题。为解决内生性问题引致的估计偏误, 我们需要为产业集聚找到一个可靠的工具变量, 在此基础上进行二阶段最小二乘法估计 (2SLS)。受 Li 和 Lu^③ 的启发, 我们采用了 1920 年中国的跨区域人口分布^④ 这一指标作为本文样本期内省级层面产业集聚的工具变量。

2SLS 的估计结果分别汇报于表 3 的第 (3) ~ (6) 列。从报告于表 3 的第 (3)、(5) 列的第一阶段的估计结果来看, 统计检验均证明了我们所选取的工具变量的合理性。从回归结果来看, 在控制了内生性问题后, 产业集聚变量的估计系数在 1% 的统计水平上显著为正, 其数值分别增至 1.569 和 2.286, 明显大于前面基准回归结果的估计系数, 这表明在不考虑内生性问题时易于导致向下的估计偏误, 即倾向于低估产业集聚程度的提升对出口技术复杂度的促进效应。综上, 基于 2SLS 的估计结果进一步佐证了上文的理论预期, 并表明产业集聚程度对出口技术复杂度的边际效应要大于基准回归的估计结果。

① 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?》,《经济研究》2010 年第 7 期。

② 顾元媛、沈坤荣:《地方政府行为与企业研发投入——基于中国省际面板数据的实证分析》,《中国工业经济》2012 年第 10 期。

③ Li, Ben, Yi Lu, Geographic Concentration and Vertical Disintegration: Evidence from China. *Journal of Urban Economics*, Vol. 65 (3), 2009, pp. 294-304.

④ 特别感谢新加坡国立大学陆毅副教授为我们提供了这一数据。需要说明的一点是, 其中青海省 1920 年的人口分布数据缺失, 故其未纳入本文的 2SLS 回归样本中。

表 2 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FE	FE	FE	FE	FE
VARIABLES	lnsoph1	lnsoph2	lnsoph2	lnsoph2	lnsoph2
lnagflo	0.604** (0.2876)	0.233*** (0.0646)			
lnagflo×dum_east			0.239** (0.088)		
lnagflo×dum_midd				0.278* (0.151)	
lnagflo×dum_west					0.258*** (0.0665)
l_fin	0.150** (0.0708)	0.0318* (0.0166)	0.0262** (0.0117)	0.0315* (0.0175)	0.0308* (0.0162)
l_rdr	12.55 (32.71)	-9.880 (7.407)	-11.34 (7.044)	-11.53 (7.010)	-9.153 (7.289)
l_fdir	6.164** (2.797)	0.173* (0.095)	0.515** (0.237)	0.279* (0.144)	0.302* (0.161)
hr	0.394 (0.249)	-0.0791 (0.0718)	-0.0916 (0.0752)	-0.0854 (0.0760)	-0.0889 (0.0734)
open	0.394** (0.192)	0.475*** (0.157)	0.472*** (0.147)	0.445*** (0.139)	0.473*** (0.118)
soer	-1.853* (0.975)	-0.728*** (0.234)	-0.826** (0.359)	-0.621* (0.332)	-0.506* (0.266)
infra_density	0.00858* (0.0045)	0.00257** (0.00121)	0.00194** (0.00088)	0.00200* (0.00107)	0.00251** (0.00121)
Constant	6.561*** (2.179)	-0.419 (0.620)	-0.334 (0.662)	-0.373 (0.658)	-0.386 (0.626)
Province FE	Y	Y	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	270	279	279	279	279
R-squared	0.680	0.745	0.728	0.729	0.745

注：()内数值为稳健标准误，***表示 p<0.01，**表示 p<0.05，*表示 p<0.1。

表 3 稳健性回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GMM	GMM	IV: 1 st stage	IV: 2 nd stage	IV: 1 st stage	IV: 2 nd stage
VARIABLES	lnsoph1	lnsoph2	lnallo	lnsoph1	lnallo	lnsoph2
l_ lnsoph1/2	0.602*** (0.103)	0.919*** (0.158)				
lnagflo	0.918** (0.379)	0.416** (0.205)		1.569** (0.733)		2.286*** (0.822)
lnpop_1920			0.0552*** (0.0145)		0.0497*** (0.0144)	
l_fin	0.0422 (0.110)	0.0256* (0.0142)	-0.0263 (0.0176)	-0.0532 (0.103)	-0.0436** (0.0195)	0.0102** (0.0056)
l_rd	33.81 (30.33)	20.56 (15.99)	-6.601** (3.053)	59.27*** (16.75)	-6.886** (3.008)	33.08*** (7.942)
l_fdi	1.688 (4.098)	12.73 (7.718)	0.288 (0.863)	4.867 (3.629)	-0.337 (0.947)	5.121*** (1.941)
hc	0.378 (0.316)	0.662*** (0.249)	0.0991*** (0.0301)	0.877*** (0.229)	0.0394 (0.0386)	0.0285 (0.0862)
open	-0.399 (0.348)	0.630* (0.333)	0.0405 (0.0389)	-0.135 (0.187)	0.0402 (0.0413)	0.237*** (0.0853)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GMM	GMM	IV: 1 st stage	IV: 2 nd stage	IV: 1 st stage	IV: 2 nd stage
VARIABLES	lnsoph1	lnsoph2	lnallo	lnsoph1	lnallo	lnsoph2
soe	-9.667** (4.127)	-0.479 (3.715)	-1.037 (0.654)	-25.05*** (3.707)	0.299 (0.646)	-2.896** (1.335)
infra_density	0.00181 (0.00621)	0.0079*** (0.00381)	0.00275 (0.00217)	0.00803 (0.0112)	-0.00408** (0.00190)	0.0141** (0.00561)
Constant	1.283 (2.903)	-0.933 (2.101)	-1.570*** (0.400)	4.219** (1.775)	-0.820* (0.434)	-1.386** (0.579)
Arellano-Bond AR (1) test	[0.007]	[0.042]				
Arellano-Bond AR (2) test	[0.668]	[0.346]				
Hansen test	[0.452]	[0.221]				
Kleibergen-Paap rk LM statistic			20.215		18.389	
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic			18.237		17.759	
Hansen J statistic			0.000		0.000	
Observations	240	279	261		300	

注：第(1)、(2)列对应的()内数值为经有限样本纠偏方法矫正后的稳健标准误，[]内数值为伴随概率，其余各列对应的()内数值为稳健标准误；***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ 。

四、结论与政策建议

本文从理论和实证两方面考察了产业集聚对出口技术复杂度的影响。我们首先在“异质性企业”和“成本发现”的分析框架下构建了一个理论模型，刻画了产业集聚通过降低厂商的出口成本及其进入出口市场的生产率门槛进而促进出口技术复杂度升级这一作用机制。然后，我们基于2002~2011年我国的省际面板数据，对省际层面的出口技术复杂度和产业集聚水平展开测算并进行实证检验，研究结果稳健地支持了理论模型的预期，即地区的产业集聚水平的提高对该地区出口技术复杂度的升级具有正面的促进作用。

基于上述研究结论，本文提出以下政策建议：

1. 培育适应长远发展的产业体系。首先，应当选择具有长远发展潜力、引领作用显著的主导产业，推动产业结构优化升级，加快经济发展方式转变，不断壮大战略性新兴产业和特

色优势产业。其次，应当促进产业的多元化和多样化，推动产业体系朝着横向和纵向多方发展，有序推动生产性服务业的发展，形成产业体系内的集聚效应，构建中小企业健康发展的良好环境，培育潜在的发展增长点。

2. 打造空间布局合理的集聚平台。由于土地、人才等要素瓶颈，产业集聚应通过城市、园区等载体加以推动，以更好地引导产业发展。城市是产业发展和集聚的重要载体，通过城市的发展，可以为产业集聚提供良好的发展平台，提供更大发展空间。还应当推动实施外向型产业园区建设，加大出口产品品牌培育，不断优化贸易平台建设，打造层次分明、多点支撑的外贸发展新格局。

3. 形成经济内外联动的良好机制。产业集聚和出口贸易提升其实是一个互动的关系，出口技术水平的提升，可以促进相关产业的集聚，而相关产业的集聚，又可以进一步扩大出口技术优势。所以，应当形成经济内外联动的良好机制，以外部需求来推动本地产业的转型升级，

以本地技术提升来扩大对外贸易的优势。对内着力于加大本地技术创新，推动外贸企业的优化升级，鼓励企业参与到国际市场的竞争中去；对外则着力于吸引外部资本，引进一些能带来技术革新、引领发展的项目和企业，加强区域合作互通，探索深入参与国际经济合作的新模式。

4. 构建创新引领发展的先进体制。要推动产业集聚发展，实现对外产业转型升级，必须加大体制创新力度。我国深入推进“一带一路”战略，自贸区创新发展已经形成良好的可复制、可推广的经验，各区域的发展应借鉴这些经验，主动融入相关战略发展的格局中。加快转变政府职能，发挥好试验区辐射带动作用，着眼国际高标准贸易和投资规则，使制度创新成为推动发展的强大动力。

[导师隋广军教授点评]

该论文从理论和实证两方面系统探讨了产

业集聚对出口技术复杂度的影响，这对于现阶段我国外贸发展方式亟需转变的现实而言，具有较为重要的理论价值与政策启示意义。文章首先在“异质性企业”和“成本发现”的分析框架下构建了一个理论模型，分析了产业集聚对出口技术复杂度的影响机制，继而运用计量分析方法对提出的命题假说进行了细致的实证检验，无论是从逻辑还是从论述等方面来看，该文可以说是一篇较为不错的规范性学术论文，得出的研究结论也基本符合经济学直觉和中国的实际情况。但是，该论文仍存在一些不足之处，希望在未来的学术研究工作中，作者能够进一步加强学术训练，不断提升学术水平，在学术研究的道路上走得更远。

本文作者：暨南大学产业经济研究院 2014
级博士研究生
责任编辑：任朝旺

Industrial Agglomeration and the Upgrading of Export Sophistication: Theory and Province-level Evidence from China

Liu Hongduo

Abstract: This article investigates, both theoretically and empirically, the impact of industrial agglomeration on the upgrading of export sophistication. By integrating the frameworks of heterogeneous enterprise and costs discovery, this paper firstly builds a theoretical model, which characterizes the mechanism of industrial agglomeration, promotes the upgrading of export sophistication by reducing the enterprise's cost of export and cutoff-level productivity access to export market. Based on the provincial panel data of the period 2002—2012, we calculate export sophistication and location quotient for 31 provinces, the empirical test robustly supports the prediction motivated by the model, that is, the higher the industrial agglomeration is, the better it promotes the upgrading of a region's export sophistication. According to the above findings, this article gives policy suggestions, which shed light on accelerating industrial agglomeration to enhance the upgrading of export sophistication and thus boost the leap of quantity and quality of China's foreign trade.

Keywords: heterogeneous enterprise; costs discovery; industrial agglomeration; export sophistication