

物流设施质量对中国 参与全球价值链的影响

林梦瑶 张中元*

摘要: 本文利用亚洲开发银行提供的贸易增加值分解数据,构建中国与贸易伙伴方在初级产业、制造业部门中的全球价值链参与程度指数,实证检验贸易伙伴方物流设施质量对中国产业部门参与全球价值链的影响。实证结果发现:在考虑了产业部门对物流设施质量的依赖性后,贸易伙伴方物流设施质量的提升有利于提高中国初级产业、制造业部门中对物流设施服务特别敏感的产业参与全球价值链的程度;但稳健性检验发现,不同经济体(主要是 OECD 经济体)物流设施质量对中国初级产业、制造业部门参与全球价值链的影响具有异质性;进一步检验物流设施质量变量可能存在内生性问题,回归结果表明,本文结论没有受潜在反向因果关系的影响而带来估计上的偏误。鉴于贸易伙伴方良好的物流基础设施质量有利于中国产业参与全球价值链,未来中国要加强与这些经济体的跨境物流体系建设,为中国发展自己主导的价值链创造有利条件。

关键词: 物流设施质量;全球价值链;前向垂直专业化

一、引言及文献综述

近几十年来,在全球经济一体化和生产分散化并行的背景下,跨国生产分散化进程加速,国际生产分割得到了飞速发展。由于全球价值链中垂直专业化决定了各国需要进口部分或全部中间投入品,然后将这些投入品与国内增加值部分相结合,以生产最终产品或生产下一阶段的中间投入品以供再出口。全球价值链贸易中的中间产品要进行多次跨境交易,道路、港口、高速公路、电信等有形基础设施,以及海关管理、商业环境等贸易便利化措施对于企业节约时间具有显著影响。在此背景下,节约时间对于企业节约成本和提升生产效率具有重要的意义,特别是对高新技术行业而言,由于产品的更新换代较快,研发、中间品采购、运输和生产时间的节约对于企业在快速的技术变革中占得先机就显得非常重要,良好的基础设施会对企业贸易绩效产生重要影响。

低效率、低质量的物流设施一直是发展中国家企业提高其生产率和出口竞争力的一大障碍,Portugal-Perez 和 Wilson(2012)通过实证分析发现物质基础设施和改善商业环境对贸易的集约边际(intensive margin)尤为重要,而边界效率和物质基础设施方面的投资对贸易的

* 林梦瑶,中国人民银行金融研究所,邮政编码:100800,电子信箱:Lmengyao@pbc.gov.cn;张中元,中国社会科学院亚太与全球战略研究院,邮政编码:100007,电子信箱:zhangzhongyuan@cass.org.cn。

本文仅代表作者观点,与所在单位无关。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

外延边际(extensive margin)来说更为重要。Limão 和 Venables(2001)发现,运输成本在很大程度上取决于交通基础设施的质量,而且陆上路段每单位距离成本要高于海上航段。Anderson 和 van Wincoop(2004)将国家之间的贸易成本分解为等值从价税,结果发现货物贸易的国内运输部分占跨境运输总成本的比重较高,国内配送成本是国际运输成本的两倍以上(分别为55%和21%)。Hummels 和 Schaur(2013)通过对最终产品与零部件产品的贸易进行比较,发现零部件产品贸易对时间的敏感度提高了60%,因此贸易商品的时间敏感性在全球碎片化生产中不断被放大;一些贸易产品因受存货成本、易腐性、技术快速过时和需求不确定等因素的影响而对时间敏感性不断上升。但在过去几十年里,由于航空货运的成本大幅下降,使得航空货运运输量的增长速度远高于海洋货运运输量的增长速度;通过运输便捷且成本急剧下降的空运连接偏远的生产基地,企业产品在多地点分割生产,中间投入品贸易量也急剧增加。

国内一些学者针对物流设施质量及其发展与中国对外贸易之间的关系进行了实证研究,茹玉骢(2015)利用中国135个部门的投入产出表测量制造业对6类基础设施的密集使用度,实证结果表明,电力、道路等基础设施对于贸易产品比较优势的影响并不显著,但教育、科学研究、电信和医疗卫生等基础设施供给的增加,显著提高了密集使用该类基础设施产业的比较优势。董宇和杨晶晶(2016)实证检验物流设施发展对出口商品技术复杂度的影响,结果表明物流体系建设越完善,物流设施发展水平越高,则越有利于促进其出口商品技术复杂度的提高。李虹和陈丽姿(2017)发现,物流设施发展水平对中国出口贸易有正向的影响,但作用相对较弱。王永进和黄青(2017)研究发现,不同行业出口产品在时间敏感度上存在很大差异,其中高新技术行业对时间敏感度非常高;交通基础设施质量的改善有助于提高中国高新技术行业的出口比较优势,进而推动出口结构的转型升级。

但以上研究大都集中考察检验国内物流设施发展对国际贸易的影响,鲜有学者探讨物流设施发展对全球价值链参与程度的影响。本文实证检验了中国贸易伙伴方物流设施质量对中国初级产业、制造业部门参与全球价值链的影响,实证结果发现,在考虑了产业部门对物流设施质量的依赖性后,贸易伙伴方物流设施质量的提升能够有利于提高中国初级产业、制造业部门中对物流设施服务特别敏感的产业参与全球价值链的程度。本文研究主要作了以下几点工作:第一,具体实证检验物流设施质量各分项指数对中国初级产业、制造业部门参与全球价值链的影响,这有助于中国与贸易伙伴方共同寻求如何克服物流设施瓶颈约束,加快提高参与全球价值链的有效对策。例如,就一经济体影响制约中国产业参与全球价值链的具体物流设施因素,可有选择、有重点地与这些经济体合作,推动有关物流基础设施的建设。第二,实证检验发现不同经济体物流设施质量对中国初级产业、制造业部门参与全球价值链的影响具有异质性,这有利于针对不同经济体影响中国产业参与全球价值链的特点,发挥中国自身优势来解决物流设施瓶颈约束。例如,对经济欠发达国家(或地区)贸易伙伴方物流设施建设相对落后的现状,可加强中国与这些经济体的跨境物流体系建设,尽快提高其物流基础设施覆盖率和物流基础设施质量,为中国产业参与或发展自己主导的价值链创造有利条件。第三,检验物流设施质量变量可能存在内生性问题而导致估计偏误,本文通过对中国贸易伙伴方低出口额产业部门组别与高出口额产业部门组别进行回归分析,回归结果没有发现本文结论由于受潜在反向因果关系的影响而带来估计上的偏误;动态面板模型的回归结果也表明,在总体样本中,贸易伙伴方的物流设施质量的提升能够有利于提高中国

初级产业、制造业部门中对物流设施服务特别敏感的产业参与全球价值链的程度这一结论是可靠的。

二、影响机制与理论假说

高效的物流系统为国际贸易发展提供了有力支持,提高了各国参与贸易的收益。在目前日趋激烈的贸易竞争环境下,企业需要凭借高度灵活和快速响应的物流和供应链系统,在世界范围内优化生产要素的配置和生产地点的布局,以实现贸易收益的最大化。

假设经济只使用劳动力生产两种同类商品,商品 1 仅在国内使用工人生产,且需要一单位的劳动来生产一单位的商品。 c_1 表示劳动的单位成本,市场是完全竞争的,所以有 $c_1 = p_1 = 1$,其中 p_1 表示商品 1 价格。商品 2 由异质性企业生产,每家企业根据其技术水平决定其商品产量,技术水平为 α 的企业的产出为: $y_2(\alpha) = \left(\frac{\alpha}{1-\theta}\right)^{1-\theta} \left(\frac{L}{\theta}\right)^\theta$ 。其中, α 为企业的技术水平, α 的累积分布函数为 $G(\alpha)$,对应的密度函数为 $g(\alpha)$,假设累积分布函数服从帕累托(Pareto)分布: $G(\alpha) = 1 - \alpha^{-\kappa}$,其中 $\kappa > 1$ 是参数。 $\theta \in (0, 1)$ 是外生变量。 L 是劳动组合变量,通过以下的固定替代弹性(constant elasticity of substitution, CES)技术组合来完成不同的任务: $L = \left(\int_0^1 l(j)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dj\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$,其中, $l(j)$ 表示完成第 j 种任务所需要的劳动量, σ 表示两种不同任务之间的替代弹性。每项任务都是在规模技术不变的情况下仅使用工人进行生产,并且生产既可以在国内也可以在国外进行。尽管任务的复杂性各不相同,但任何任务的单位生产都需要一单位的劳动。

假设生产 1 单位的中间品任务 j ,如果在本国生产需要 $x(j)$ 单位工人, $x(j)$ 代表了企业生产力的异质性。假设 $x(j)$ 是连续可微的,并且按照任务的复杂程度进行排序,具有较高顺序的任务需要在本国生产完成,即有 $dx(j)/dj > 0$ 。如果生产任务 j 外包,则生产任务 j 的边际成本为 $w^* x(j)$,其中 w^* 是外生的国外工资率。由于全球价值链贸易中的中间产品要进行多次跨境交易,道路、港口、高速公路、电信等基础设施对于企业生产成本具有显著影响,因此在国外生产 1 单位的任务 j 则需要 $\tau w^* x(j)$ 单位成本,在本文 τ 反映了国外物流基础设施质量对外包生产成本带来的影响,物流基础设施质量越差,则 τ 越高,因此外包生产带来的成本也就越高。

令 $c(j)$ 表示本国生产中间品任务 j 的边际成本,假设劳动力市场中搜寻匹配过程存在摩擦(Unel, 2018),搜寻匹配方程为: $l_i(n_i, v_i) = \mu_i n_i^\gamma v_i^{1-\gamma}$,其中, μ_i 表示搜寻匹配效率的外生变量, n_i 表示产业 i ($i = 1, 2$) 中寻找工作的工人的数量, v_i 表示产业 i 中空缺职位的数量。搜寻匹配的成功率记为: $\lambda_i = l_i/n_i = \mu_i (v_i/n_i)^{1-\gamma}$ 。令 w_i 表示企业提供的工资率,则平均工资为 $w = \lambda_i w_i$,所以有 $\frac{n_i}{v_i} = \left(\frac{\mu_i w}{w_i}\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$,则: $l_i = \mu_i^{\frac{1}{1-\gamma}} \left(\frac{w_i}{w}\right)^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} v_i$ 。

雇佣 l_i 个工人的成本为 $c_i l_i = w_i l_i + \delta_i v_i$, δ_i 表示企业招聘人员的其他平均单位成本(如招聘广告等), c_i 表示产业 i 的单位劳动成本,则: $c_i = w_i + \delta_i \mu_i^{-\frac{1}{1-\gamma}} \left(\frac{w}{w_i}\right)^{\frac{\gamma}{1-\gamma}}$ 。

企业最小化成本 c_i 可得: $w_i = \frac{w^\gamma \left(\frac{\gamma \delta_i}{1-\gamma}\right)^{1-\gamma}}{\mu_i}$, $c_i = \frac{w^\gamma \left(\frac{\gamma \delta_i}{1-\gamma}\right)^{1-\gamma}}{\gamma \mu_i}$ 。

由于 $c_1 = 1$, 所以 $w = \gamma \mu_1^{\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{1-\gamma}{\delta_1} \right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}}$, $w_1 = \gamma$, $w_2 = \frac{\gamma \mu_1}{\mu_2} \left(\frac{\delta_2}{\delta_1} \right)^{1-\gamma}$, $c_2 = \frac{\mu_1}{\mu_2} \left(\frac{\delta_2}{\delta_1} \right)^{1-\gamma}$ 。

由于 $c(j) = c_2$, 所以只有当 $w^* \tau x(j) \leq c_2$ 时, 任务 j 才会参与全球价值链中外包离岸生产。因此离岸外包的任务阈值 j_0 由下式给出:

$$x(j_0) = \frac{c_2}{\tau w^*} \quad (1)$$

在公式(1)中对 τ 求导数可得: $\frac{dj_0}{d\tau} = -\frac{x(j_0)}{\tau x'(j_0)} < 0$ 。

命题: 随着物流基础设施质量的提高, 降低了离岸生产成本 τ , 从而能够提高外包任务的范围 j_0 , 因此增加了外包任务的数量。

三、模型设定、变量与数据来源

(一) 估计模型设定与估计

本文主要考察中国贸易伙伴方物流设施质量水平对中国参与全球价值链的影响, 为此设定如下方程:

$$GVCPart_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 LPITS_{ijt} + Z\beta + \mu_i + v_j + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

(2)式中: $GVCPart_{ijt}$ 表示中国在各行业部门中的全球价值链参与程度, 本文以前向垂直专业化率及其各组成部分占总出口增加值的比率来测量; i 表示贸易伙伴方, j 表示产业部门, t 表示时间。 Z 是控制变量, β 是对应的回归系数向量; ε_{ijt} 是误差项。在引力模型(2)中, μ_i 表示贸易伙伴方固定效应项, v_j 表示产业部门固定效应项, λ_t 是时间固定效应项。Baier 和 Bergstrand (2007) 认为, 在模型中纳入经济体-时间固定效应项可以有效降低方程右边解释变量估计值所受内生性偏误的影响, 此时方程(2)变为:

$$GVCPart_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 LPITS_{ijt} + Z\beta + \mu_{it} + v_j + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

由于不同的产业部门对物流设施质量的依赖性存在差异, 因此回归方程(2)、(3)中 $LPITS_{ijt}$ 是使用贸易伙伴方 i 的物流设施质量变量与产业部门 j 对物流设施质量依赖性变量的交叉项作为本文的主要解释变量, 此时对于一个显著为正的 α_1 回归系数而言, 表明具有良好物流基础设施的贸易伙伴方更有利于提高中国对物流设施质量特别敏感的产业部门参与全球价值链的程度。

(二) 变量选取与数据来源

1. 被解释变量: 参与全球价值链的程度

亚洲开发银行(ADB)根据 Wang 等(2013)提出的方法对贸易增加值数据进行分解, 在2017年出版的 *Key Indicators for Asia and the Pacific 2017* (KI 2017)中给出了2011-2016年间60个经济体(及其他世界经济体)、35个行业部门的详细分解值。本文利用亚洲开发银行的分解数据, 构建中国与贸易伙伴方的各行业部门参与全球价值链前向垂直专业化率

(VS1): $VS1 = \frac{DVA_INT_{rex} + RDV + DDC}{E} \times 100\%$, 其中 E 表示总出口增加值, DVA_INT_{rex} 是中国出口到贸易伙伴方的中间品增加值部分, 该中间品被贸易伙伴方在其国内进一步加工处理后再以不同的形态方式出口至第三国; RDV 表示中国国内中间品的增加值部分, 该部分中间品先被出口至贸易伙伴方, 但随后又隐含在中国从国外的进口中返回中国国内, 并最终在中国

国内被消费;*DDC*表示重复计算的中国中间出口品的国内价值部分。本文样本数据主要包括初级产业部门与制造业部门等15个产业;变量时间跨度为2011–2016年。

2. 解释变量:物流设施质量

该变量数值来自世界银行的物流绩效指数(Logistics Performance Index, LPI)数据库,其中物流绩效指数由六个子项指数组成:海关和边境管理清关的效率指数(The efficiency of customs and border management clearance)、贸易和运输基础设施的质量指数(The quality of trade and transport infrastructure)、安排具有价格竞争力的货运指数(The ease of arranging competitively priced shipments)、物流服务的能力和质量指数(The competence and quality of logistics services)、跟踪和追踪货物的能力指数(The ability to track and trace consignments)以及货物在预定或预计交货时间内到达收货人的频率指数(The frequency with which shipments reach consignees within scheduled or expected delivery times)。这些子项指数数据来自对世界各地跨国(或跨境)货运代理、主要快递公司的物流专业人员的在线调查,研究人员利用统计技术将以上分项指数数据聚合成单一的指数LPI。

由于快速交付的前提需要拥有良好的物流基础设施,因此对运输时间敏感的产业部门对良好的物流设施也很敏感,不同的产业部门对物流设施质量的依赖性会有所不同。因为有些产品需要快速交付,例如易腐货物对时间非常敏感,快速交货对于降低供应链需求方面的不确定性非常重要。当海运不确定性增加时,企业倾向于航空运输,本文利用Blyde和Molina(2015)给出的各产业部门对物流设施的依赖性指数(记为 $Tsens$),该测量指数计算空运和海运费率之间的差异来反映航空运输的溢价,即企业利用较快航空运输方式替代运输时间较长的海运方式,但企业需要支付额外的费用,而运输溢价部分则度量了各产业部门对航运时间的敏感性程度。将各产业部门对物流设施的依赖性指数与亚洲开发银行分解数据中的15个初级产业部门和制造业部门相对应,方程(2)或(3)中变量 $LPITS_{ijt}$ 所对应的交叉项分别记为中国贸易伙伴方海关和边境管理许可的效率($Custom \times Tsens$)、运输基础设施的质量($Infra \times Tsens$)、具有价格竞争力的货运($Comp \times Tsens$)、物流服务的能力和质量($Logis \times Tsens$)、跟踪和追踪货物的能力($Track \times Tsens$)、收货及时率($Time \times Tsens$)以及综合物流绩效指数($LPI \times Tsens$);变量时间跨度为2011–2016年。

3. 控制变量

市场规模变量($\ln gdp$):本文采用中国贸易伙伴方的按2005年价格和2005年汇率计算的国内生产总值(单位:百万美元)的对数值作为市场规模的测量。

人均收入水平($\ln gdp_{pc}$):该变量以中国贸易伙伴方人均国内生产总值的对数值来测量,其中人均国内生产总值是按2005年价格和2005年汇率计算的数值(单位:美元)。

外资开放程度:中国贸易伙伴方的外资开放度采用该经济体外商直接投资存量总额占GDP的比重来测量,即该经济体流入的外商直接投资存量总额占GDP的比重($Fdiin$);以及该经济体流出的对外直接投资存量总额占GDP的比重($Fdiout$)。

计算以上三个控制变量的数据均来自UNCTAD数据库。

制度质量变量:本文采用世界银行发布的全球治理指数数据库(Worldwide Governance Indicators, WGI)中的贪腐控制($Ccorrup$)、司法有效性(Law)、政府施政有效性($Geffect$)三个分项指数作为中国贸易伙伴方制度质量的代理变量。

以上各控制变量样本时间跨度为2011–2016年。

表 1 给出了被解释变量、主要解释变量以及各控制变量的统计描述;表 2 则给出了各变量之间的相关系数矩阵。样本数据包括了 55 个经济体的初级和制造业部门中的 15 个产业部门。

表 1 变量统计描述

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>VS1</i>	5 479	19.56	14.90	0.00	88.85
<i>Custom</i>	5 536	3.05	0.59	1.80	4.21
<i>Infra</i>	5 536	3.18	0.68	1.76	4.44
<i>Logis</i>	5 536	3.22	0.59	1.88	4.32
<i>Time</i>	5 536	3.65	0.54	2.21	4.80
<i>Comp</i>	5 536	3.17	0.44	1.86	4.24
<i>Track</i>	5 536	3.30	0.58	1.76	4.38
<i>LPI</i>	5 536	3.26	0.54	2.04	4.23
<i>lngdp</i>	5 664	11.95	2.13	7.24	16.55
<i>lngdppc</i>	5 664	9.18	1.42	5.97	11.36
<i>Fdiin</i>	5 664	0.92	2.39	0.02	18.10
<i>Fdiout</i>	5 376	0.62	1.48	0.00	8.90
<i>Ccorrup</i>	5 664	0.45	1.03	-1.30	2.40
<i>Geffect</i>	5 664	0.63	0.87	-1.05	2.24
<i>Law</i>	5 664	0.54	0.96	-1.19	2.10

表 2 变量相关系数矩阵

变量	<i>VS1</i>	<i>Custom</i> × <i>Tsens</i>	<i>Infra</i> × <i>Tsens</i>	<i>Logis</i> × <i>Tsens</i>	<i>Time</i> × <i>Tsens</i>	<i>Comp</i> × <i>Tsens</i>	<i>Track</i> × <i>Tsens</i>	<i>LPI</i> × <i>Tsens</i>
<i>Custom</i> × <i>Tsens</i>	0.22							
<i>Infra</i> × <i>Tsens</i>	0.22	0.99						
<i>Logis</i> × <i>Tsens</i>	0.21	0.99	0.99					
<i>Time</i> × <i>Tsens</i>	0.20	0.97	0.97	0.98				
<i>Comp</i> × <i>Tsens</i>	0.21	0.97	0.97	0.98	0.99			
<i>Track</i> × <i>Tsens</i>	0.21	0.98	0.98	0.99	0.98	0.98		
<i>LPI</i> × <i>Tsens</i>	0.21	0.99	0.99	1.00	0.99	0.99	0.99	
<i>lngdp</i>	-0.09	0.21	0.25	0.24	0.17	0.15	0.23	0.21
<i>lngdppc</i>	0.17	0.31	0.35	0.29	0.22	0.20	0.28	0.27
<i>Fdiin</i>	0.06	-0.01	-0.01	-0.02	-0.01	0.00	-0.02	-0.01
<i>Fdiout</i>	0.04	0.06	0.06	0.04	0.04	0.04	0.04	0.05
<i>Ccorrup</i>	0.16	0.31	0.32	0.27	0.21	0.19	0.25	0.26
<i>Geffect</i>	0.19	0.31	0.32	0.27	0.21	0.19	0.26	0.26
<i>Law</i>	0.19	0.31	0.33	0.28	0.21	0.20	0.26	0.26

四、实证结果与分析

(一) 基准回归分析

表 3 给出了贸易伙伴方物流设施质量对中国初级产业、制造业部门参与全球价值链程度影响的回归结果。在理论上,本文被解释变量前向垂直专业化率(*VS1*)的取值范围在 0-100 之间(见表 1,在本文样本中其实际取值范围为 0-88.85),属于受限被解释变量(limited dependent variable)模型。如果采用最小二乘法估计会产生参数估计量偏差并且是不一致的,因此根据本文样本数据特征,实证时选取 Tobit 模型回归,对 Tobit 模型一般采用极大似然估计法(Maximum Likelihood, ML)估计其参数,本文在采用 Tobit 回归时使用稳健标准误进行回归,将回归标准差在国家-产业维度上进行聚类调整。

表3的被解释变量是前向垂直专业化率(*VS1*),主要解释变量是中国贸易伙伴方海关和边境管理许可的效率(*Custom*)、运输基础设施的质量(*Infra*)、具有价格竞争力的货运(*Comp*)、物流服务的能力和质量(*Logis*)、跟踪和追踪货物的能力(*Track*)、收货及时率(*Time*)以及综合物流绩效指数(*LPI*)与产业部门对物流设施质量依赖性变量(*Tsens*)的交叉项;由于各物流设施质量变量之间相关度较高(见表2),为避免多重共线性,各物流设施质量变量依次单独纳入回归方程。从回归结果来看,各物流设施质量变量与产业部门对物流设施质量依赖性变量交叉项的回归系数均显著为正,表明贸易伙伴方物流设施质量的提升能够有利于提高中国初级产业、制造业部门中对物流设施服务特别敏感的产业参与全球价值链的程度。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Custom</i> × <i>Tsens</i>	<i>Infra</i> × <i>Tsens</i>	<i>Comp</i> × <i>Tsens</i>	<i>Logis</i> × <i>Tsens</i>	<i>Time</i> × <i>Tsens</i>	<i>Track</i> × <i>Tsens</i>	<i>LPI</i> × <i>Tsens</i>
<i>LPITS</i>	4.344 *** (3.95)	4.198 *** (3.89)	4.758 *** (3.89)	5.069 *** (4.03)	3.887 *** (3.33)	4.159 *** (3.71)	5.724 *** (3.88)
<i>lngdp</i>	-31.98 *** (-4.69)	-30.09 *** (-4.29)	-34.19 *** (-5.10)	-31.56 *** (-4.60)	-31.14 *** (-4.39)	-34.89 *** (-5.26)	-31.17 *** (-4.50)
<i>lngdppc</i>	29.16 *** (3.84)	26.71 *** (3.41)	30.56 *** (4.05)	28.34 *** (3.68)	29.36 *** (3.79)	31.47 *** (4.20)	28.18 *** (3.65)
<i>Fdiin</i>	1.683 *** (3.07)	1.694 *** (3.07)	1.719 *** (3.06)	1.966 *** (3.51)	1.103 * (1.79)	1.837 *** (3.18)	1.579 *** (2.79)
<i>Fdiout</i>	0.163 (0.28)	0.0895 (0.15)	0.0611 (0.10)	-0.170 (-0.29)	0.364 (0.62)	0.122 (0.21)	0.165 (0.28)
<i>Ccorrup</i>	-2.552 *** (-3.97)	-2.703 *** (-4.09)	-2.372 *** (-3.69)	-2.884 *** (-4.31)	-2.130 *** (-3.36)	-3.286 *** (-4.56)	-2.842 *** (-4.29)
<i>Geffect</i>	1.001 (1.48)	0.718 (0.99)	1.443 ** (2.16)	0.598 (0.83)	0.940 (1.34)	0.859 (1.17)	0.674 (0.94)
<i>Law</i>	-2.181 ** (-2.32)	-2.028 ** (-2.15)	-1.634 * (-1.71)	-1.417 (-1.47)	-1.405 (-1.49)	-0.834 (-0.80)	-1.249 (-1.28)
常数项	128.7 *** (3.60)	129.0 *** (3.63)	140.9 *** (4.05)	128.3 *** (3.62)	112.6 ** (2.90)	142.9 *** (4.14)	121.7 *** (3.35)
被解释变量	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>
样本数	4 801	4 801	4 801	4 801	4 801	4 801	4 801
准 <i>R</i> ²	0.1086	0.1088	0.1084	0.1089	0.1082	0.1085	0.1089

注:括号中的数值是*t*统计量。***、**、*分别表示1%、5%、10%显著水平。回归时包括了贸易伙伴方、产业部门、时间固定效应项;回归标准差在国家-产业维度上进行了聚类调整。

表3回归结果的控制变量中,市场规模变量(*lngdp*)的回归系数均显著为负,表明经济体量小的贸易伙伴方更有利于提高中国初级产业、制造业部门的前向垂直专业化参与率。人均收入水平(*lngdppc*)变量的回归系数显著为正,人均收入水平一般可以作为一经济体技术水平的度量指标,该结果表明中国初级产业、制造业部门与技术水平高的经济体进行贸易,对于提升其前向垂直专业化参与率有显著影响。外资开放程度变量中,贸易伙伴方外商直接投资存量流入总额占GDP的比重(*Fdiin*)变量的回归系数均显著为正,表明该比重越高越有利于中国初级产业、制造业部门前向垂直专业化参与率的提升;贸易伙伴方外商直接投资存量流出总额占GDP的比重(*Fdiout*)变量的回归系数均不显著,表明贸易伙伴方外商直

接投资存量流出不会影响中国初级产业、制造业部门前向垂直专业化的参与率。在制度质量变量中,贪腐控制(*Ccorrup*)变量的回归系数均显著为负,表明贪腐控制水平较低的贸易伙伴方有利于中国初级产业、制造业部门前向垂直专业化参与率;政府施政有效性(*Geffect*)变量的回归系数大都不显著,表明中国贸易伙伴方政府施政效率对中国初级产业、制造业部门前向垂直专业化参与率没有影响;司法有效性(*Law*)变量的回归系数均为负,但只在前3列中显著,表明法律效率较低的贸易伙伴方会提高中国初级产业、制造业部门前向垂直专业化参与率。

表4给出在控制经济体-年份的固定效应后,贸易伙伴方物流设施质量对中国初级产业、制造业部门参与全球价值链程度影响的回归结果。纳入经济体-年份固定效应后,市场规模变量(*lngdp*)等经济体-年份控制变量则从回归方程中省除;表中各物流设施质量变量与产业部门对物流设施质量依赖性变量交叉项(*LPITS*)的回归系数均显著为正,表明贸易伙伴方物流设施质量的提升有利于提高中国初级产业、制造业部门中对物流设施服务特别敏感的产业参与全球价值链的程度。

表4 控制经济体-年份的固定效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Custom</i> × <i>Tsens</i>	<i>Infra</i> × <i>Tsens</i>	<i>Comp</i> × <i>Tsens</i>	<i>Logis</i> × <i>Tsens</i>	<i>Time</i> × <i>Tsens</i>	<i>Track</i> × <i>Tsens</i>	<i>LPI</i> × <i>Tsens</i>
<i>LPITS</i>	5.771 *** (3.67)	5.455 *** (3.77)	7.691 *** (3.26)	6.096 *** (3.53)	6.949 *** (3.57)	5.991 *** (3.45)	6.890 *** (3.60)
被解释变量	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1
样本数	4 801	4 801	4 801	4 801	4 801	4 801	4 801
准 R^2	0.5951	0.596	0.5946	0.5956	0.5957	0.5951	0.5959

注:括号中的数值是 t 统计量。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 显著水平。回归时包括了贸易伙伴方经济体-年份、产业部门固定效应项;回归标准差在国家-产业维度上进行了聚类调整。

表5给出了以经济体-产业为个体单元的面板数据模型的回归结果,本文随机效应(random effect)与混合数据普通最小二乘法(pooled OLS)之间的模型选择通过 Breusch-Pagan 统计量判断,固定效应(fixed effect)和随机效应的模型选择由 Hausman 统计量判断。表5中各物流设施质量变量与产业部门对物流设施质量依赖性变量交叉项(*LPITS*)的回归系数均为正,除了最后两列外,其余均在统计上显著。

表5 以经济体-产业为个体单元的面板数据模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Custom</i> × <i>Tsens</i>	<i>Infra</i> × <i>Tsens</i>	<i>Comp</i> × <i>Tsens</i>	<i>Logis</i> × <i>Tsens</i>	<i>Time</i> × <i>Tsens</i>	<i>Track</i> × <i>Tsens</i>	<i>LPI</i> × <i>Tsens</i>
<i>LPITS</i>	1.530 *** (5.57)	1.298 *** (4.86)	1.725 *** (6.53)	1.172 *** (3.04)	1.173 *** (4.99)	0.289 (0.91)	0.713 (1.52)
常数项	8.952 * (1.99)	9.716 ** (2.16)	9.007 ** (2.01)	154.1 *** (10.82)	9.441 ** (2.10)	159.0 *** (11.23)	156.1 *** (10.88)
被解释变量	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1
样本数	4 801	4 801	4 801	4 801	4 801	4 801	4 801
模型选择	RE	RE	RE	FE	RE	FE	FE
R^2	0.1072	0.1057	0.109	0.1487	0.1053	0.1469	0.1472

注:括号中的数值是 t 统计量。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 显著水平。回归时包括了时间固定效应项。RE 表示随机效应模型、FE 表示固定效应模型。为了节省篇幅,表中没有报告其他控制变量的回归结果。

表 6 则给出了以经济体-产业为个体单元的面板随机效应 Tobit 模型 (random-effects tobit model) 的回归结果,表 6 中各物流设施质量变量与产业部门对物流设施质量依赖性变量交叉项 (*LPITS*) 的回归系数均显著为正。面板数据模型回归结果表明,贸易伙伴方物流设施质量的提升有利于提高中国初级产业、制造业部门中对物流设施服务特别敏感的产业参与全球价值链的程度。

表 6 以经济体-产业为个体单元的面板随机效应 Tobit 模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Custom</i> × <i>Tsens</i>	<i>Infra</i> × <i>Tsens</i>	<i>Comp</i> × <i>Tsens</i>	<i>Logis</i> × <i>Tsens</i>	<i>Time</i> × <i>Tsens</i>	<i>Track</i> × <i>Tsens</i>	<i>LPI</i> × <i>Tsens</i>
<i>LPITS</i>	1.509 *** (5.46)	1.271 *** (4.72)	1.709 *** (6.44)	2.097 *** (7.27)	1.150 *** (4.84)	1.203 *** (4.65)	2.133 *** (6.73)
常数项	9.016 * (1.98)	9.769 * (2.14)	9.082 * (2.00)	8.849 (1.95)	9.500 * (2.09)	9.792 * (2.15)	8.874 (1.95)
被解释变量	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1
样本数	4 801	4 801	4 801	4 801	4 801	4 801	4 801
Wald 统计量	531.83	523.57	544.59	556.53	524.91	522.84	548.14

注:括号中的数值是 *t* 统计量。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 显著水平。回归时包括了时间固定效应项。为了节省篇幅,表中没有报告其他控制变量的回归结果。

(二) 异质性检验

表 7 和表 8 分别给出了非 OECD 贸易伙伴方与 OECD 贸易伙伴方两个经济体组别的面板随机效应 Tobit 模型的回归结果。在表 7 的非 OECD 贸易伙伴方组别中,除了第 (6) 列中跟踪和追踪货物的能力 (*Track*) 变量与产业部门对物流设施质量依赖性变量交叉项的系数为正但在统计上不显著外,其他各物流设施质量变量与产业部门对物流设施质量依赖性变量交叉项的回归系数均显著为正,表明非 OECD 贸易伙伴方的物流设施质量的提升有利于提高中国初级产业、制造业部门中对物流设施服务特别敏感的产业参与全球价值链的程度。但在表 8 的 OECD 贸易伙伴方组别中,各物流设施质量变量与产业部门对物流设施质量依赖性变量交叉项的回归系数除了在第 (6) 列显著为正外,其余各列的回归系数在统计上均不显著,表明 OECD 贸易伙伴方的物流设施质量对中国初级产业、制造业部门参与全球价值链的程度没有明显影响。

表 7 非 OECD 贸易伙伴方物流设施质量对中国参与全球价值链程度的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Custom</i> × <i>Tsens</i>	<i>Infra</i> × <i>Tsens</i>	<i>Comp</i> × <i>Tsens</i>	<i>Logis</i> × <i>Tsens</i>	<i>Time</i> × <i>Tsens</i>	<i>Track</i> × <i>Tsens</i>	<i>LPI</i> × <i>Tsens</i>
<i>LPITS</i>	1.112 ** (2.45)	0.834 ** (2.05)	1.663 *** (3.91)	2.582 *** (5.39)	0.615 * (1.76)	0.476 (1.10)	1.681 *** (3.32)
常数项	31.42 *** (4.36)	31.77 *** (4.41)	31.89 *** (4.44)	28.08 *** (3.87)	32.31 *** (4.50)	32.49 *** (4.50)	30.58 *** (4.24)
被解释变量	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1
样本数	2 101	2 101	2 101	2 101	2 101	2 101	2 101
Wald 统计量	147.34	145.53	157.03	171.23	144.47	142.29	152.54

注:括号中的数值是 *t* 统计量。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 显著水平。回归时包括了时间固定效应项。为了节省篇幅,表中没有报告其他控制变量的回归结果。

因此 OECD 贸易伙伴方与非 OECD 贸易伙伴方相比,物流设施质量在影响中国初级产

业、制造业部门参与全球价值链上有较大差异。实际上自 20 世纪 80 年代以来,由于全球化、技术进步、资源环境条件变化以及制度与政策调整等因素推动,发达国家(如 OECD 经济体)对其物流设施进行了各种各样的创新活动,极大地推动了物流产业的结构调整和转型升级,其在国内已经逐步形成了高效运行的现代化物流体系。因此发达国家物流设施质量的提升,对中国初级产业、制造业部门参与全球价值链的边际影响较小。反观大部分发展中国家(非 OECD 贸易伙伴方),与发达国家物流业高度发达相比,其物流基础设施能力不足,还没有建立起布局合理、高效便捷的基础设施体系,物流产业的经营运行效率偏低;而且其国内物流需求不足与专业化物流供给能力不足同时存在,特别是物流技术和物流标准不能完全满足需要。这对中国初级产业、制造业部门参与全球价值链的程度形成明显的制约,因此发展中国家物流设施质量的提升,将对中国初级产业、制造业部门参与全球价值链的边际效应产生非常大的影响。

表 8 OECD 贸易伙伴方物流设施质量对中国参与全球价值链程度的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Custom</i> × <i>Tsens</i>	<i>Infra</i> × <i>Tsens</i>	<i>Comp</i> × <i>Tsens</i>	<i>Logis</i> × <i>Tsens</i>	<i>Time</i> × <i>Tsens</i>	<i>Track</i> × <i>Tsens</i>	<i>LPI</i> × <i>Tsens</i>
<i>LPITS</i>	0.304 (0.69)	0.233 (0.47)	0.677 (1.53)	0.533 (1.08)	-0.253 (-0.56)	1.141 ** (2.77)	0.895 (1.43)
常数项	129.7 *** (4.27)	132.6 *** (4.41)	134.0 *** (4.46)	131.4 *** (4.37)	135.7 *** (4.46)	136.2 *** (4.54)	129.9 *** (4.32)
被解释变量	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>
样本数	2 700	2 700	2 700	2 700	2 700	2 700	2 700
Wald 统计量	1615	1614	1617	1616	1614	1625	1617

注:括号中的数值是 *t* 统计量。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 显著水平。回归时包括了时间固定效应项。为了节省篇幅,表中没有报告其他控制变量的回归结果。

(三) 内生性检验

物流设施质量能够对一经济体参与全球价值链的程度产生影响,但从反向影响来看,全球价值链的垂直分解也有可能对物流设施的发展产生重要影响,全球价值链的垂直分解会导致对物流的需求增加,也会产生对物流服务更高标准的要求,即物流设施质量变量可能不存在内生性问题^①。显然随着中国在全球价值链体系中的逐步深入,其贸易伙伴方会不断提升本国物流设施质量来保障、促进贸易发展,因此物流设施质量变量与中国初级产业、制造业部门参与全球价值链很可能存在着潜在的反向因果关系。但在本文中,由于实证分析使用的数据是跨经济体各产业部门层面的数据,相对于单纯跨经济体层面的数据而言,能够降低解释变量潜在的内生性带来的估计量偏误。例如在跨经济体的回归分析中,参与全球价值链的总量数据很明显会对一经济体的整体物流基础设施带来影响,但是当侧重于考察跨经济体、跨产业部门的互动效应时,回归分析可能产生的反向因果关系影响会比标准的跨经济体情形下要小得多(Blyde and Molina, 2015)。

尽管本文的实证分析策略能够在一定程度上降低由物流设施质量变量可能不存在内生性问题而带来的估计偏误,但毕竟物流设施质量“禀赋”在很大程度上是由政府选择的,因此潜在反向因果关系是可能存在的,对此需要进一步检验。解决解释变量内生性问题常用的方

^①非常感谢审稿人指出这一问题。

法是选取合适的工具变量,但在有些情况下由于工具变量的选取受很大的限制(如数据的可获得性),工具变量的选取有时具有很大的随意性。因此本文根据所利用的数据特点,借鉴一些运用跨经济体、跨产业部门互动效应解决内生性问题的思路(Rajan and Zingales, 1998; Romalis, 2004),以检验文中物流设施质量变量可能存在内生性问题是否会带来估计偏误。

存在反向因果关系背后的逻辑是中国对贸易伙伴方高出口额可能会导致其物流设施质量的改善以保障、促进双边贸易的发展。因此在表9的回归分析中只选取了中国对贸易伙伴方低出口额产业部门的数据,采用经济体-产业为个体的面板随机效应Tobit模型,以考察物流设施质量对中国初级产业、制造业部门参与全球价值链程度的影响。中国对贸易伙伴方低出口额产业部门是指一经济体中某产业部门来自中国的出口额低于中国对该经济体初级产业、制造业部门的出口额均值。在中国对贸易伙伴方低出口额产业部门组别中,由于中国对其出口额较低,因此这些产业部门对现有的物流设施质量不太可能产生明显的影响,如果对该样本组别的回归中,各物流设施质量变量与产业部门对物流设施质量依赖性变量交叉项的回归系数变得不显著或数值急剧下降,这可能是存在反向因果关系的征兆。因为中国对一经济体出口额高的产业部门才更有可能和能力来影响该经济体的物流设施质量,如果这些产业部门的数据从整体样本数据中剔除,交叉项的回归系数将变小或不显著。

表10的中国对贸易伙伴方高出口额产业部门则是指一经济体中某产业部门来自中国的出口额高于中国对该经济体初级产业、制造业部门的出口额均值,同样采用以经济体-产业为个体的面板随机效应Tobit模型。从表9、表10的回归结果来看,各物流设施质量变量与产业部门对物流设施质量依赖性变量交叉项回归系数均显著为正。各物流设施质量变量与产业部门对物流设施质量依赖性变量交叉项回归系数的数值中,在中国对贸易伙伴方高出口额产业部门组别中有4项高于其在中国对贸易伙伴方低出口额产业部门组别中对应的数值,有3项低于其在中国对贸易伙伴方低出口额产业部门组别中对应的数值;交叉项回归系数的 t 统计量也没有一致的规律,在中国对贸易伙伴方低出口额产业部门组别中有5个交叉项回归系数的 t 统计量大于高出口额产业部门组别中相应的交叉项回归系数的 t 统计量,因此没有明显的证据表明本文的回归结果由于受潜在反向因果关系的影响而带来估计偏误。

表9 内生性检验 I (中国对贸易伙伴方低出口额产业部门组别)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Custom</i> × <i>Tsens</i>	<i>Infra</i> × <i>Tsens</i>	<i>Comp</i> × <i>Tsens</i>	<i>Logis</i> × <i>Tsens</i>	<i>Time</i> × <i>Tsens</i>	<i>Track</i> × <i>Tsens</i>	<i>LPI</i> × <i>Tsens</i>
<i>LPITS</i>	1.526*** (4.62)	1.363*** (4.15)	1.406*** (4.40)	1.770*** (5.03)	1.241*** (4.30)	1.098*** (3.53)	1.946*** (5.14)
常数项	8.951* (1.70)	9.822* (1.87)	9.439* (1.80)	9.312* (1.77)	9.725* (1.85)	10.17* (1.94)	9.165* (1.75)
被解释变量	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>	<i>VS1</i>
样本数	3 433	3 433	3 433	3 433	3 433	3 433	3 433
Wald 统计量	491	486	489	495	488	481	496

注:括号中的数值是 t 统计量。***、**、*分别表示1%、5%、10%显著水平。回归时包括了时间固定效应项。为了节省篇幅,表中没有报告其他控制变量的回归结果。

表 10 内生性检验 II (中国对贸易伙伴方高出口额产业部门组别)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Custom</i> × <i>Tsens</i>	<i>Infra</i> × <i>Tsens</i>	<i>Comp</i> × <i>Tsens</i>	<i>Logis</i> × <i>Tsens</i>	<i>Time</i> × <i>Tsens</i>	<i>Track</i> × <i>Tsens</i>	<i>LPI</i> × <i>Tsens</i>
<i>LPITS</i>	1.669 *** (4.23)	1.143 *** (3.18)	2.055 *** (5.68)	2.386 *** (6.06)	0.625 * (1.93)	0.811 ** (2.24)	2.294 *** (5.03)
常数项	3.974 (0.56)	4.590 (0.64)	3.528 (0.50)	3.734 (0.53)	4.205 (0.59)	4.472 (0.62)	3.738 (0.53)
被解释变量	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1
样本数	1 368	1 368	1 368	1 368	1 368	1 368	1 368
Wald 统计量	198	190	214	219	183	184	206

注:括号中的数值是 *t* 统计量。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 显著水平。回归时包括了时间固定效应项。为了节省篇幅,表中没有报告其他控制变量的回归结果。

为了进一步检验物流基础设施可能存在的内生性问题,本文采用 Arellano 和 Bond (1991) 提出的动态面板数据模型的 GMM 估计方法以得到参数的一致估计量,该估计方法采用滞后变量作工具变量的方法 (Holtz-Eakin et al., 1988),对模型进行两步 GMM 估计,得到的估计量是渐进有效的。由于系统 GMM 估计量 (system GMM estimator) 采用了更多的矩条件而提高了估计的有效性 (Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998),因此本文采用系统 GMM 估计方法估计参数。

表 11 给出了贸易伙伴方物流设施质量对中国初级产业、制造业部门参与全球价值链程度影响的系统 GMM 估计的结果。*L1.VS1* 为纳入到动态方程中的被解释变量的一阶滞后项,本文将各贸易伙伴方物流设施质量变量设定为内生变量。贸易伙伴方物流设施质量变量中除了跟踪和追踪货物的能力 (*Track*×*Tsens*)、收货及时率 (*Time*×*Tsens*) 两个变量与产业部门对物流设施质量依赖性变量交叉项的回归系数在统计上不显著外,其余变量与产业部门对物流设施质量依赖性变量交叉项的回归系数均在统计上显著为正。因此在总体样本中,贸易伙伴方的物流设施质量的提升有利于提高中国初级产业、制造业部门中对物流设施服务特别敏感的产业参与全球价值链的程度这一结论是可靠的。

表 11 内生性检验 III (以经济体-产业为个体的动态面板模型)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Custom</i> × <i>Tsens</i>	<i>Infra</i> × <i>Tsens</i>	<i>Comp</i> × <i>Tsens</i>	<i>Logis</i> × <i>Tsens</i>	<i>Time</i> × <i>Tsens</i>	<i>Track</i> × <i>Tsens</i>	<i>LPI</i> × <i>Tsens</i>
<i>L1.VS1</i>	0.617 *** (18.51)	0.574 *** (17.35)	0.644 *** (18.78)	0.423 *** (9.20)	0.582 *** (16.68)	0.712 *** (24.51)	0.587 *** (17.03)
<i>LPITS</i>	2.613 *** (6.41)	2.826 *** (5.78)	2.394 *** (3.65)	4.352 *** (7.97)	-0.439 (-0.98)	0.161 (0.29)	3.553 *** (5.12)
常数项	230.6 ** (2.99)	146.4 * (1.99)	245.3 *** (3.48)	-4.277 (-0.05)	47.63 (0.67)	173.2 * (2.55)	173.3 * (2.06)
被解释变量	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1	VS1
样本数	3 990	3 990	3 990	3 990	3 990	3 990	3 990
AR ₁ 统计量 <i>P</i> 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR ₂ 统计量 <i>P</i> 值	0.576	0.669	0.719	0.808	0.765	0.714	0.654

注:括号中的数值是 *z* 统计量。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 显著水平。为了节省篇幅,表中没有报告其他控制变量的回归结果。

五、结论与建议

本文利用亚洲开发银行(ADB)提供的贸易增加值分解数据,实证检验贸易伙伴方物流设施质量对中国产业部门参与全球价值链的影响。实证结果表明贸易伙伴方物流设施质量的提升有利于提高中国初级产业、制造业部门中对物流设施服务特别敏感的产业参与全球价值链的程度;但不同经济体物流设施质量对中国初级产业、制造业部门参与全球价值链的影响具有异质性,其中,发达经济体(OECD 贸易伙伴方)的物流设施质量对中国初级产业、制造业部门参与全球价值链的程度没有明显影响,欠发达经济体(非 OECD 贸易伙伴方)的物流设施质量的提升有利于提高中国初级产业、制造业部门中对物流设施服务特别敏感的产业参与全球价值链的程度;这主要是因为发展中国家国内的物流需求不足与专业化物流供给能力不足同时存在,因此发展中国家物流设施质量的提升,将对中国初级产业、制造业部门参与全球价值链的边际效应产生非常积极的影响。对物流设施质量变量内生性检验表明,本文回归结果没有受潜在反向因果关系的影响而带来估计偏误,动态面板模型的回归结果也支持贸易伙伴方的物流设施质量的提升有利于提高中国初级产业、制造业部门中对物流设施服务特别敏感的产业参与全球价值链程度这一结论。

现代物流业的发展能够促进社会分工的深化,加强物流基础设施建设能够为进出口贸易提供保障。本文研究结果表明在全球价值链背景下,我们除了关注国内物流基础设施的完善以促进贸易发展外,还应该注意贸易伙伴方良好的物流基础设施建设对于中国产业参与全球价值链也具有重要的推动作用。由于中国一些贸易伙伴方属于欠发达国家(或地区),其物流设施建设相对落后,所以要加强中国与这些经济体的跨境物流体系和走廊建设,尽可能帮助这些经济体进行机场、铁路、公路、港口、航空、邮储、海关等物流基础设施的建设。一方面能够提高贸易伙伴方的物流基础设施覆盖率,进一步提升其物流基础设施的质量,从而为有效整合物流基础设施的信息资源、合理对接物流信息与公共服务信息、实现高效互联互通打好基础;另一方面,中国与贸易伙伴方进一步加强物流标准化体系建设,加强物流标准制定和推广应用,将有利于中国企业“走出去”,发挥中国在高端物流领域的实施能力优势,使中国物流业在产业价值链提升中起到积极的促进作用,为中国发展自己主导的价值链创造有利条件。

参考文献:

1. 董宇、杨晶晶,2016:《物流发展对出口技术复杂度的影响——基于我国省际面板数据的研究》,《国际商务》第2期。
2. 李虹、陈丽姿,2017:《绿色物流发展水平对中国出口贸易的影响——以葡语国家为例》,《亚太经济》第5期。
3. 茹玉骢,2015:《基础设施供给、产业异质性与比较优势》,《国际贸易问题》第7期。
4. 王永进、黄青,2017:《交通基础设施质量、时间敏感度和出口绩效》,《财经研究》第10期。
5. Anderson, J. E., and E. van Wincoop. 2004. "Trade Costs." *Journal of Economic Literature* 42(3): 691-751.
6. Arellano, M., and S. Bond. 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations." *Review of Economic Studies* 58(2): 277-97.
7. Arellano, M., and O. Bover. 1995. "Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models." *Journal of Econometrics* 68(1): 29-52.
8. Baier, Scott L., and Jeffrey H. Bergstrand. 2007. "Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade?" *Journal of International Economics* 71(1): 72-95.
9. Blundell, R., and S. Bond. 1998. "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models."

- Journal of Econometrics* 87(1): 115–143.
10. Blyde, J., and D. Molina. 2015. “Logistic Infrastructure and the International Location of Fragmented Production.” *Journal of International Economics* 95(2): 319–332.
11. Holtz – Eakin, D., W. Newey, and H. Rosen. 1988. “Estimating Vector Autoregressions with Panel Data.” *Econometrica* 56(6): 1371–1395.
12. Hummels, D. L., and G. Schaur. 2013. “Time as a Trade Barrier.” *American Economic Review* 103(7): 2935–2959.
13. Limão, N., and A. J. Venables. 2001. “Infrastructure, Geographical Disadvantage, Transport Costs, and Trade.” *World Bank Economic Review* 15(3): 451–479.
14. Portugal–Perez, A., and J. S. Wilson. 2012. “Export Performance and Trade Facilitation Reform: Hard and Soft Infrastructure.” *World Development* 40(7): 1295–1307.
15. Rajan, R. G., and L. Zingales. 1998. “Financial Dependence and Growth.” *American Economic Review* 88(3): 559–586.
16. Romalis, J. 2004. “Factor Proportions and the Structure of Commodity Trade.” *American Economic Review* 94(1): 67–97.
17. Tobin, James. 1958. “Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables.” *Econometrica* 26(1): 24–36.
18. Unel, B. 2018. “Offshoring and Unemployment in a Credit – constrained Economy.” *Journal of International Economics* 111: 21–33.
19. Wang, Z., S. Wei, and K. Zhu. 2013. “Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels.” NBER Working Paper 19677.

The Impact of Quality of Logistics Facilities on Participation of China in Global Value Chains

Lin Mengyao¹ and Zhang Zhongyuan²

(1: Financial Research Institute, the People’s Bank of China; 2: National Institute of International Strategy, Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: This paper uses decomposed trade value – added data, provided by the Asian Development Bank (ADB), to construct a Global Value Chain (GVC) Participation Index between China and its trading partner in primary and manufacturing sectors, and empirically tests the effect of trading partner’s quality of logistics facilities on the participation of China in GVCs in some industrial sectors. The results suggest that, after taking the dependence of industrial sectors on the quality of logistics facilities into account, quality improvement of trading partner’s logistics facilities would promote participation of China in GVCs in these sectors. Furthermore, robustness tests find that the quality of logistics facilities in different economies (mainly OECD economies) has heterogeneous influence on primary and manufacturing sectors of China. We make a step further and notice that there may exist endogenous problem in the quality variable of logistics facilities. But regression results show that our conclusions haven’t affected by the potential reverse causal relationship. Since high – quality logistics facilities of trading partner can push forward participation of China in GVCs, we should speed up the construction of cross – border logistics system with these economies in the future, and create favorable conditions for our country to develop its own predominated value chains.

Keywords: Quality of Logistics Facilities, Global Value Chains, Forward Vertical Specialization

JEL Classification: F14, F22, R41

(责任编辑:陈永清)