

外商直接投资与中国产业结构升级 ——基于比较优势跃迁的视角

李志远 赵永晗

目 录

附录 I 比较优势跃迁的具体测算方法	1
附录 II 比较优势跃迁的典型城市案例	3
附录 III 比较优势跃迁与产业结构升级的中国实践表现	4
附录 IV 比较优势跃迁与外商直接投资的相关性特征事实	6
附录 V 实证回归变量的描述性统计	8
附录 VI 外商直接投资代理变量的构建	9
附录 VII 稳健性检验	10
附录 VIII 投入结构调整幅度的构建	15

附录 I 比较优势跃迁的具体测算方法

比较优势跃迁的测算具体可以分为以下 3 个步骤：

(1) 定义城市—产品层面的比较优势指数，据此得到“当前比较优势产品”、“潜在比较优势产品”和“新兴比较优势产品”，以及分别由它们构成的“当前比较优势集”、“潜在比较优势集”和“新兴比较优势集”。采用 $c \in \{1, 2, \dots, N\}$ 表示城市， $i, j \in \{1, 2, \dots, M\}$ 表示产品， t 表示年份。沿用 Balassa (1965) 的经典方法，将显示性比较优势 (Revealed Comparative Advantage, RCA) 定义如下：

$$RCA_{cit} := \frac{X_{cit} / \sum_{i=1}^M X_{cit}}{\sum_{c=1}^N X_{cit} / \sum_{c=1}^N \sum_{i=1}^M X_{cit}},$$

其中， X_{cit} 表示 c 城市在 t 年出口的 i 产品的数额。 RCA_{cit} 的数值越大，表明 c 城市在 i 产品上的显示性比较优势越强。

基于该指数，可分别定义“当前比较优势集 (Export Basket, EB)”：

$$EB_{ct} := \{i = 1, 2, \dots, M \mid RCA_{cit} > 1\},$$

“潜在比较优势集 (Option Set, OS)”：

$$OS_{ct} := \{i = 1, 2, \dots, M \mid RCA_{cit} < 0.7\},$$

和“新兴比较优势集 (New Entry, NE)”：

$$NE_{ct} := \{i = 1, 2, \dots, M \mid RCA_{cit} < 0.7 \text{ 且 } RCA_{ci,t+5} > 1\},$$

其中，“当前比较优势集” EB_{ct} 包含 c 城市在 t 年具有比较优势 ($RCA_{cit} > 1$) 的所有产品，集合中的元素称为“当前比较优势产品”。“潜在比较优势集” OS_{ct} 包含 c 城市在 t 年不具有比较优势 ($RCA_{cit} < 0.7$)，但未来可能获得比较优势的所有产品，集合中的元素称为“潜在比较优势产品”。^①“新兴比较优势集” NE_{ct} 包含 c 城市在 t 年不具有比较优势但未来 (5 年后) 新获得比较优势的所有产品，集合中的元素称为“新兴比较优势产品”。显然，“新兴比较优势集”是“潜在比较优势集”的子集： $NE_{ct} \subset OS_{ct}$ 。

(2) 定义产品两两之间的相似度：

$$\varphi_{ijt} := \min \{ \mathbb{P}(i \in EB_{ct} \mid j \in EB_{ct}), \mathbb{P}(j \in EB_{ct} \mid i \in EB_{ct}) \},$$

该指标的具体含义为：在 j (或 i) 产品属于“当前比较优势集”的条件下， i (或 j) 产品

^① 划分“潜在比较优势集”的阈值设在 0.7，是为了与“当前比较优势集”拉开足够差距，避免 RCA 指数处于临界位置的产品在两个集合之间频繁跳跃。为排除阈值设定对研究结果的可能影响，后文将该阈值分别变更为 0.5 和 0.9，结论不变。

也属于“当前比较优势集”的概率。其值越高, i 产品和 j 产品的相似度就越大。^①据此, 可以引申出每一个“潜在比较优势产品” $i \in OS_{ct}$ 和“当前比较优势集” EB_{ct} 的相似度:

$$d_{cit} := \max\{\varphi_{ijt} \mid j \in EB_{ct}\},$$

注意到 $NE_{ct} \subset OS_{ct}$, 故上式也定义了“新兴比较优势产品”和“当前比较优势集”的相似度。出于行文简洁的考虑, 以下将“潜在比较优势产品”和“当前比较优势集”的相似度称为“潜在相似度”, 将“新兴比较优势产品”和“当前比较优势集”的相似度称为“新兴相似度”。

(3)以“潜在相似度”为基准, 衡量“新兴相似度”的相对大小。如果“新兴相似度”相对“潜在相似度”较大, 则“新兴比较优势产品”的形成高度依赖既有产业基础, 比较优势跃迁程度较低。反之, 则表明比较优势跃迁程度较高。由此可以构造城市一年份层面的比较优势跃迁程度, 具体方法可以分为3步:

第一步按年份和城市分组, 对“潜在相似度” d_{cit} 进行排序, 进而得到相应的百分位等级(percentile rank) $\{p_{cit}, i \in OS_{ct}\}$ 。这样处理是因为不同城市、年份的“潜在相似度”分布迥异, 不宜跨城市、跨年份而直接进行比较。转化为百分位等级后, 取值范围被控制在0到1之间, 相当于进行了标准化处理, 以便进行跨城市、跨年份的比较。

第二步按年份和城市分组, 在“新兴比较优势集”的范围内, 计算百分位等级的均值, $\mu_{ct} = \text{mean}\{p_{cit} \mid i \in NE_{ct}\}$ 。该指标数值越大, 意味着“新兴相似度”越高, 比较优势跃迁程度也就越低。

第三步令 $Y_{ct} = 1 - \mu_{ct}$, 即得城市一年份层面的比较优势跃迁程度。^②

^① 假设产品之间的相似度与城市无关, 因此, 城市下标 c 可以省略。

^② 以正文 (A_1, A_2, B) 三产品情况做示例, “潜在相似度”也就是 (A_2, B) 与 A_1 的相似度。不妨设 A_2 与 A_1 的相似度为0.9, B 与 A_1 的相似度为0.1。换算为百分等级后, 分别取值100%和0%。倘若在 A_2 上实际获得新的比较优势, 即 A_2 进入“新兴比较优势集”。此时, 在“新兴比较优势集”的范围内求得百分等级的均值为100%, 可得比较优势跃迁程度为0。倘若在 B 上实际获得新的比较优势, 即 B 进入“新兴比较优势集”。此时, 在“新兴比较优势集”的范围内求得百分等级的均值为0%, 可得比较优势跃迁程度为1。显而易见, 在 B 上实际获得新的比较优势对应于更高的比较优势跃迁程度。

附录 II 比较优势跃迁的典型城市案例

为了直观、具体地展示比较优势跃迁程度这一指标的现实含义，我们以2004年的陕西省铜川市和甘肃省陇南市作为典型案例，呈现比较优势跃迁程度背后的故事。^①

2004年铜川市的比较优势跃迁程度为0.1446。观察铜川市的出口产品结构，其“当前比较优势集”主要由被褥状纺织品、毛毯和铁合金等产品构成，而“新兴比较优势集”主要由男女式大衣、西服套装和钢铁制结构体等产品构成。可见，铜川市较低的比较优势跃迁程度反映了该市的“新兴比较优势产品”在较高程度上依赖原有产业基础，比较优势跃迁程度较低。另一方面，陇南市的比较优势跃迁程度为0.3757。其“当前比较优势集”主要由化学品、铁合金和锌合金等产品构成，而“新兴比较优势集”包括半导体器件和自动控制仪器设备等产品。可见，陇南市较高的比较优势跃迁程度反映了其“新兴比较优势产品”很大程度上突破了既有产业基础，比较优势跃迁程度较高。

^① 案例城市的选取标准有两个方面：第一，城市的“当前比较优势集”规模较小，可以厘清城市内比较优势行业的基本特征，展示比较优势跃迁背后的细节。第二，城市的比较优势跃迁程度差异较大，具备较强的区分度。

附录 III 比较优势跃迁与产业结构升级的中国实践表现

理论分析表明,实际发生的比较优势跃迁更大概率意味着产业结构升级。但在中国的实践背景下,这一理论推论是否能够得到支持呢?为了回答这一问题,本文采用“事后”衡量标准来对中国实践中比较优势跃迁的“方向”加以判断。判断的基本逻辑在于,利用中国城市层面的统计数据,实证检验 Hidalgo et al. (2007) 基于产品空间理论所揭示的全球经济增长和结构转型事实是否在中国成立。如果能够发现这一事实在中国稳健存在的证据,则意味着比较优势跃迁实际蕴含了价值判断属性,反映了中国经济发展新旧动能转换的实践表现。

为此,我们以下构建两组指标加以检验。第一组指标聚焦经济发展绩效,具体包括城市人均 GDP ($GDPpc$) 和城市 GDP 总量 (GDP)。^①数据基于《中国城市统计年鉴》整理得到。

第二组指标聚焦出口产品蕴含的当地生产技术,具体包括技术复杂度、研发密集度和知识密集度这 3 个维度。其中,技术复杂度的构造采用 Hausmann et al. (2007)、周茂等 (2016) 的方法,首先利用国家—产品层面的出口数据和国家层面的经济发展水平(人均 GDP) 构建产品层面的技术水平代理变量:^②

$$PRODY_i = \sum_s \frac{X_{si}/X_s}{\sum_s X_{si}/X_s} y_s,$$

其中, X_{si} 表示 s 国对 i 产品的出口, X_s 表示 s 国的总出口, y_s 为 s 国的经济发展水平。 $PRODY_i$ 将国家层面的发展水平与国家—产品层面的出口份额相结合,加权汇总表征产品 i 的技术水平。^③ 随后利用中国城市—产品层面的出口数据,将产品层面的技术水平对应到城市—年份层面,用以衡量出口技术复杂度:

$$prody_{ct} = \ln \left[\sum_i \frac{X_{cit}}{X_{ct}} PRODY_i \right],$$

其中, X_{cit} 表示 c 城市在 t 年出口的 i 产品的数额, X_{ct} 表示 c 城市在 t 年的总出口。研发密集度、知识密集度的构造方法与产品复杂度类似,区别只在于以各国研发支出占 GDP 的比重和教育支出占 GDP 的比重分别替换技术复杂度构造中用到的人均 GDP 变量。^④

将以上两组蕴含明确价值指向性的指标,分别对比较优势跃迁程度进行回归,观察它们之间是否存在显著的正向联系。

回归结果参见表 III1。其中,第(1)列的回归结果显示,比较优势跃迁程度更高的城市

^① 考察结构变化与经济发展绩效的相关性,是产品空间理论文献的常用策略 (Coniglio et al., 2021)。

^② 出口数据来源为 WITS, 人均 GDP 数据来源为世界银行。

^③ 实际测算中采用基年(2000年)的国别数据,因为此处关注的重点在于城市出口结构变化所蕴含的技术水平提升,而非产品技术水平在世界层面的自然变迁(周茂等, 2016)。

^④ 研发支出和教育支出的数据来源为世界银行。

倾向于实现更高的人均产出水平。第(2)列的回归结果显示,比较优势跃迁程度更高的城市,倾向于拥有更高的总产出水平。这些结果表明,中国的比较优势跃迁伴随着居民收入水平的提升与经济总体规模的增长。

类似地,表 III1 第(3)列的回归结果显示,出口产品技术复杂度对比较优势跃迁程度的回归系数为正且显著,意味着比较优势跃迁程度更高的城市,倾向于在更具技术含量、更加“高级”的产品上取得更大的出口规模。第(4)、(5)两列分别展示的研发密集度和知识密集度的回归结果也显示,比较优势跃迁程度更高的城市,倾向于出口研发更密集、知识更密集的产品。这些结果表明,中国的比较优势跃迁伴随着生产和出口技术的优化升级。

表 III1 比较优势跃迁的升级意涵

变量	(1) <i>GDPpc</i>	(2) <i>GDP</i>	(3) <i>prody</i>	(4) <i>R&D</i>	(5) <i>education</i>
比较优势跃迁	0.1364** (0.0601)	0.1095** (0.0548)	2.5789*** (0.3772)	2.5221*** (0.3749)	2.4262*** (0.3652)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	2,749	2,750	1,348	1,348	1,348
R 平方	0.9653	0.9925	0.9218	0.9225	0.9234

注:回归中 t 年的被解释变量对应于 $t-5$ 年的比较优势跃迁程度。这是因为 $t-5$ 年的比较优势跃迁程度实际由 $t-5$ 年和 t 年的贸易数据测算得到。

这些相关性特征事实展示了比较优势跃迁的“事后”效应,成为赋予比较优势跃迁价值判断和现实意义的事实依据。结合本文前述的微观理论,尽管比较优势跃迁程度的测算纯粹依据客观判断标准,并未引入产业“高级程度”的先验价值判断,但无论是理论判断还是实证结果,均表明比较优势跃迁蕴含明确的价值判断,在“方向”上集中体现为经济发展质量的跃升。

附录 IV 比较优势跃迁与外商直接投资的相关性特征事实

第一，基于正文测算结果可知，2000—2009 年中国宏观层面的比较优势跃迁程度稳步提升。在同一时期，中国实际使用外资数额也呈现急速攀升的态势——从 2000 年的 407.15 亿美元跃升至 2009 年的 940.60 亿美元（参见图 IV1）。二者在宏观趋势上呈现出高度的同步性，可能意味着外商直接投资是推动比较优势跃迁的一个因素。

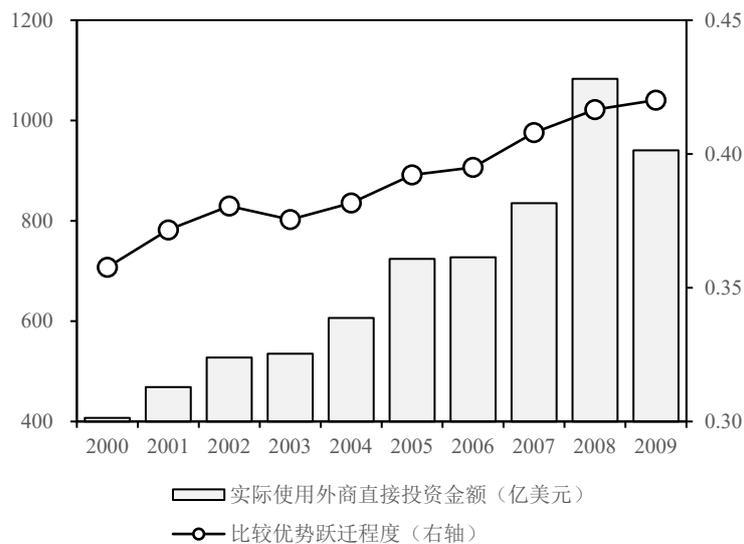


图 IV1 外商直接投资与比较优势跃迁程度的宏观趋势

第二，正文表 1 展示了 2000—2009 年平均比较优势跃迁程度最高和最低的 10 个城市。通过对比两组城市同期的外商直接投资流入情况，可以直观地展示外商直接投资与比较优势跃迁的联系。图 IV2 对比了 2000—2009 年两组城市外商直接投资的核密度估计，从中可见，比较优势跃迁程度最高的 10 个城市在平均意义上吸收了更多的外商直接投资（图中虚线），表明外资冲击可能促进了该组城市的比较优势跃迁。相反，比较优势跃迁程度最低的 10 个城市外商直接投资整体偏低（图中实线），表明这些城市对既有发展框架的高度依赖可能一定程度上源于缺乏外商直接投资的助力。

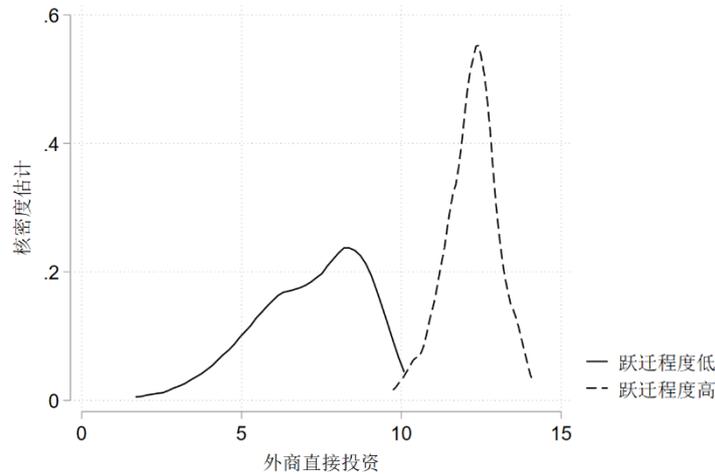


图 IV2 比较优势跃迁程度最高和最低的两组城市的外商直接投资核密度对比

注：外商直接投资数据整理自《中国城市统计年鉴》中实际使用外资数额（万美元），对原始数据进行了自然对数处理。

第三，图 IV3 展示了 2000—2009 年中国城市层面的外商直接投资和比较优势跃迁程度的分仓散点图 (Cattaneo et al., 2024)。其中，横坐标为 2000—2009 年各城市实际利用外资数额（万美元）的自然对数，纵坐标为对应城市一年份的比较优势跃迁程度。二者的拟合结果为一条向上倾斜的直线。由此可见，一个城市吸收外商直接投资的数额越高，则该城市比较优势跃迁程度往往也会越高。

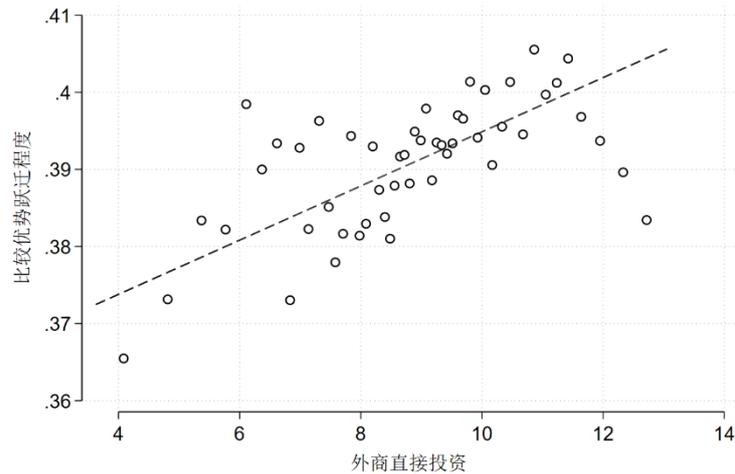


图 IV3 外商直接投资与比较优势跃迁程度

注：外商直接投资数据整理自《中国城市统计年鉴》中实际使用外资数额（万美元），对原始数据进行了自然对数处理。圆形表示分仓散点，分仓方法为：依据城市层面的外商直接投资水平将所有城市划入 50 个有相同城市个数的仓组，仓组内城市的比较优势跃迁平均水平为该仓组的比较优势跃迁程度。控制了城市和年份固定效应，虚线为拟合线。

附录 V 实证回归变量的描述性统计

相关变量的定义和描述性统计参见表 V1。

表 V1 主要变量的定义和描述性统计

变量符号	变量含义	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Y</i>	比较优势跃迁程度	2756	0.39	0.07	0.19	0.55
<i>IFDI</i>	实际使用外资	2651	8.79	2.01	3.58	13.12
<i>Vshr1</i>	第一产业增加值占 GDP 的比重	2680	17.29	10.06	0.08	51.80
<i>Vshr2</i>	第二产业增加值占 GDP 的比重	2681	46.72	11.39	2.66	90.97
<i>fin</i>	金融发展水平	2755	8.90	0.47	6.62	10.50
<i>passenger</i>	公路客运量	2744	8.32	0.92	-0.39	11.86
<i>freight</i>	公路货运量	2749	8.09	0.88	2.20	11.69
<i>sciEx</i>	科学技术支出	2739	6.71	1.94	0.00	14.58
<i>university</i>	普通高等学校数	2594	1.15	1.06	0.00	4.48
<i>professor</i>	普通高等学校专任教师数	2589	7.12	1.33	2.77	10.95

注：被解释变量比较优势跃迁程度基于 2000—2014 年中国海关数据计算得到，时间跨度为 2000—2009 年。表中其他变量基于 2001—2010 年《中国城市统计年鉴》整理得到。其中，实际使用外资、公路客运量、公路货运量、科学技术支出、高等学校数和教师数进行了自然对数处理。

附录 VI 外商直接投资代理变量的构建

具体而言,从母国 o 流向东道城市 c 的外商直接投资 $IFDI_{o,c,t}$ 的代理变量的构造方法可分为 3 步:^①

(1) 计算母国 o 的投资“推力”:首先,按年份和母国分组,求和得到年份—母国层面的外商直接投资输出总量 $IFDI_{o,t}$;随后,在母国外商直接投资输出总量中,剔除流入城市 c 的外商直接投资:

$$IFDI_{o,t,-c} = IFDI_{o,t} - IFDI_{o,c,t},$$

该指标测度母国 o 的外商直接投资“推力”。剔除直接流入城市 c 的外商直接投资意在缓解潜在的内生性问题。

(2) 计算东道城市 c 的引资“拉力”:首先,按年份和省份分组,求和得到省份层面的外商直接投资吸收总量 $IFDI_{p(c),t}$;随后,在该省份的外商直接投资吸收总量中,剔除母国 o 流向城市 c 的外商直接投资:

$$IFDI_{p(c),t,-o} = IFDI_{p(c),t} - IFDI_{o,c,t},$$

该指标测度城市 c 的引资“拉力”。剔除从母国 o 直接流入的外商直接投资亦有助于缓解潜在的内生性问题。

(3) 将母国投资“推力”和东道城市引资“拉力”相结合,得到国家—城市—年份层面的外商直接投资代理变量:

$$IFDIproxy_{o,c,t} = \sqrt{IFDI_{o,t,-c} \times IFDI_{p(c),t,-o}},$$

将该指标加总到城市—年份层面并滞后 1 期,得到城市—年份层面的外商直接投资代理变量。本文后续开展的实证分析主要以代理变量 $IFDIproxy$ 作为核心解释变量,我们将基于代理变量的回归作为基准结果。

^① 区分国别的外商直接投资数据由工商企业注册数据整理得到。

附录 VII 稳健性检验

基准回归结果证实了外商直接投资促进比较优势跃迁的因果效应。不过,被解释变量构造方法、模型设定形式和遗漏变量可能对基准回归结果产生影响。针对这三类因素,我们以下补充开展四组稳健性检验。

1. 替换被解释变量

考虑到比较优势跃迁程度的构造方法具有一定特殊性,未必足够客观地反映比较优势跃迁和产业结构升级事实。为此,我们以下采用三组比较优势跃迁程度的替代性指标,分别检验外商直接投资的解释力。

第一,以示性函数进行标准化处理,重构比较优势跃迁程度:

(1)按年份和城市分组,求“潜在相似度”均值: $\mu'_{ct} = \text{mean}\{d_{cit} | i \in OS_{ct}\}$ 。通过比较“潜在相似度” $\{d_{cit}, i \in OS_{ct}\}$ 与其均值 μ'_{ct} 的大小关系,得到示性函数:

$$\mathbb{I}\{d_{cit} > \mu'_{ct}\} = \begin{cases} 1, & d_{cit} > \mu'_{ct} \\ 0, & d_{cit} \leq \mu'_{ct} \end{cases}$$

该示性函数是“潜在相似度”的单调不减函数。当“潜在相似度”大于平均水平时,取值为1;小于平均水平时,取值为0。从而使得不同城市、年份之间分布各异的“潜在相似度”转化为0或1。相当于进行了标准化处理,以便进行跨城市、跨年份的比较。

(2)在“新兴比较优势集”的范围内,计算上述示性函数的均值: $\text{mean}\{\mathbb{I}_{cit} | i \in NE_{ct}\}$ 。如果“新兴相似度”在整体上相对“潜在相似度”越大,则示性函数越容易取到1,其均值也会越大。

(3)采用 $Y_{ct} = 1 - \text{mean}\{\mathbb{I}_{cit} | i \in NE_{ct}\}$ 作为城市层面比较优势跃迁程度的度量。该指标数值越大,意味着“新兴相似度”相对越小,比较优势跃迁程度越高。该指标数值越小,则意味着“新兴比较优势产品”较多依赖既有产业基础,比较优势跃迁程度越低。

将这一替代指标作为被解释变量,回归结果参见表 VIII 第(1)列。

第二,调整指标测算过程中集合划分阈值的设定。注意到前文在测算过程中,划分“潜在比较优势集”的RCA指数阈值设为0.7。这一阈值的设定存在特殊性,有可能对分析结果产生影响。为此,我们将该阈值分别调整为0.5和0.9,重新测算两组比较优势跃迁程度。

将这两个替代指标分别作为被解释变量,回归结果参见表 VIII 第(2)、(3)列。

第三,使用前文测算的一般贸易比较优势跃迁程度、加工贸易比较优势跃迁程度、增加值比较优势跃迁程度3个指标,分别对外商直接投资进行回归。其中,一般贸易比较优势跃迁排除了外国跨国公司主导全球化分工对出口结构的影响,增加值比较优势跃迁可以较好反映出口结构变化中源自中国本土增加值的部分。回归结果参见表 VIII 第(4) — (6)列。

综合各组回归结果可知，外商直接投资代理变量 *IFDIproxy* 的回归系数均为正且显著，佐证了基准回归结果的稳健性。特别是一般贸易比较优势跃迁与增加值比较优势跃迁的结果——表中第(4)、(6)两列——表明外商直接投资可以显著促进基于中国本土能力的比较优势跃迁，赋能产业结构升级。

表 VII1 稳健性检验 (1)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	示性函数	阈值 0.5	阈值 0.9	一般贸易	加工贸易	增加值
<i>IFDIproxy</i>	0.0071** (0.0031)	0.0057*** (0.0019)	0.0058*** (0.0018)	0.0034* (0.0018)	0.0090*** (0.0030)	0.0046** (0.0019)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	1,390	1,390	1,390	1,390	1,290	1,390
R 平方	0.5902	0.6344	0.6395	0.6403	0.5550	0.6200

2. 分数响应模型

考虑到基准回归中的被解释变量——比较优势跃迁程度——的理论取值范围处于 0—1 之间，这类典型问题存在一种针对性的计量处理方法：分数响应模型 (Fractional Response Model, FRM)。分数响应模型属于一类非线性模型，在时间跨度不是特别大的情况下，引入城市固定效应会引发回归系数估计不一致的问题。有鉴于此，与基准回归设定有所不同，该组稳健性检验中不控制城市固定效应，而是采用相关随机效应 (Correlated Random Effect, CRE) 的设定 (Papke & Wooldridge, 2008)。CRE 方法通过在回归中引入所有解释变量的时间平均，来缓解城市层面的固定效应缺失引致的遗漏变量问题。

FRM 的回归结果参见表 VII2 第 (1) 列，报告的系数为边际效应。

3. 高维固定效应

时变的省级宏观政策难以通过确切的量化指标加以控制，而且这类政策因素很可能会同时影响省内各城市的外商直接投资和比较优势跃迁。这一潜在的遗漏变量问题有可能导致回归结果存在系统性偏差，降低因果效应识别的可信度。围绕这一问题，我们考虑控制更加严格的高维固定效应——省份×年份固定效应，来尽量排除遗漏变量的可能影响。值得说明的是，高维固定效应中的省份也包括与省同级的 4 个直辖市，意味着这组回归中所使用的观测样本不包含直辖市。考虑到直辖市与一般意义上的地级市在行政级别上存在差异，该组回归也可以排除样本行政级别不一致的可能影响。

高维固定效应的回归结果参见表 VII2 第 (2) 列。

4. 补充价值链位置相关的控制变量

现实中,外商直接投资可能带动东道城市嵌入全球化生产的部分环节,进而出口超越自身禀赋优势的产品,最终表现为出口结构和比较优势跃迁程度的变化。价值链嵌入位置的变化是否——或在多大程度上——影响了外商直接投资促进比较优势跃迁的因果效应,有必要加以考察。围绕这一问题,我们采用移动份额设计(Amiti & Konings, 2007),结合世界投入产出数据和城市进出口贸易结构,构造城市一年份层面的价值链嵌入位置的指标(赵春明等, 2020; Chor et al., 2021),将其作为控制变量引入回归。

基于 Antràs et al. (2012) 和 Antràs & Chor (2018) 的价值链上游度和下游度衡量方法,利用 2000 年世界投入产出表(Timmer et al., 2015)测算国家—行业层面的价值链上游度和下游度水平。^①在此基础上,将世界投入产出表中的行业与海关 HS-4 位编码的产品加以匹配,得到中国产品层面的价值链上游度和下游度指标。由于产品层面的价值链位置测度无法直接纳入城市一年份层面的实证分析框架,我们基于移动份额设计:将城市一年份层面的贸易份额和产品层面的价值链位置测度相结合,构建城市一年份层面的价值链嵌入位置测度(赵春明等, 2020; Chor et al., 2021)。具体而言,城市一年份层面的进出口上游度指标采用如下方式构造:

$$U_{ct}^M = \sum_i \frac{M_{cit}}{M_{ct}} \times U_i$$

$$U_{ct}^X = \sum_i \frac{X_{cit}}{X_{ct}} \times U_i,$$

其中, U_{ct}^M 和 U_{ct}^X 分别表示 c 城市在 t 年的进口上游度和出口上游度, M_{cit} 和 X_{cit} 分别表示 c 城市在 t 年对 i 产品的进口和出口数额, M_{ct} 和 X_{ct} 分别表示 c 城市在 t 年的总进口和总出口数额, U_i 表示 i 产品的上游度。

类似地,城市一年份层面的进出口下游度指标采用如下方式构造:

$$D_{ct}^M = \sum_i \frac{M_{cit}}{M_{ct}} \times D_i$$

$$D_{ct}^X = \sum_i \frac{X_{cit}}{X_{ct}} \times D_i,$$

其中, D_{ct}^M 和 D_{ct}^X 分别表示 c 城市在 t 年的进口下游度和出口下游度, D_i 表示 i 产品的下游度。

不过,单一上游度或下游度指标可能无法充分衡量价值链位置(Wang et al., 2017; 黄新飞等, 2023),且单一指标所蕴含的现实经济含义也稍显模糊。有鉴于此,本文参考 Chor et al. (2021),引入进口上游度 U_{ct}^M 和出口上游度 U_{ct}^X 的差值,据此衡量 c 城市在 t 年所囊括的

^① 采用固定年份的投入产出数据测算部门价值链嵌入位置是文献中的常规做法,一定程度上有助于缓解指标内生性。Chor et al. (2021) 构建 1992—2014 年中国国家层面的进出口上游度和下游度时,采用 2007 年投入产出表计算行业层面的上游度和下游度。赵春明等(2020)的处理方法与之类似。di Giovanni & Hale (2022) 指出,2000—2014 年世界投入产出表整体结构较为稳定,未发生显著变化。表明价值链嵌入位置随时间的变化幅度较小,也就意味着基期指标具备较为充分的代表性。

生产阶段跨度 (Span of Production Stages):

$$span_{ct} = U_{ct}^M - U_{ct}^X.$$

除此之外, 本文参考 Wang et al. (2017) 和黄新飞等 (2023) 的处理思路, 引入上游度和下游度的比值, 以期更为明确、充分地刻画东道城市的价值链嵌入位置。该指标的数值越大, 意味着对应城市在价值链中所处的位置越上游。鉴于城市层面的进出口信息均可获得, 考虑构建以下两组价值链位置指标:

$$pos_{ct}^M = \frac{U_{ct}^M}{D_{ct}^M}$$

$$pos_{ct}^X = \frac{U_{ct}^X}{D_{ct}^X},$$

其中, pos_{ct}^M 为城市进口上游度和进口下游度综合反映的价值链嵌入位置, 不妨称为进口位置; pos_{ct}^X 为城市出口上游度和出口下游度综合反映的价值链嵌入位置, 不妨称为出口位置。

将价值链嵌入位置相关指标作为控制变量引入实证模型, 考察价值链嵌入位置的变化是否——或在多大程度上——影响了外商直接投资促进比较优势跃迁的因果效应。回归结果参见表 VII2 第 (3) — (6) 列。其中, 第 (3) 列单独引入生产阶段跨度 $span$ 作为控制变量, 第 (4) 列单独引入进口位置 $posM$, 第 (5) 列单独引入出口位置 $posX$, 第 (6) 列将 3 个价值链位置指标全部引入。

综合各组回归结果可知, 外商直接投资代理变量 $IFDIproxy$ 的回归系数始终显著为正, 且在具体数值上的变化幅度也较低。这一结果与预期相符, 因为回归中的核心解释变量并非外商直接投资本身, 而是本文所构建的代理变量。得益于代理变量的外生性, 回归可以有效识别因果效应, 较好地排除潜在遗漏变量等干扰因素对估计结果的影响。

表 VII2 稳健性检验 (2)

变量	(1) FRM	(2) 高维固定	(3)	(4)	(5)	(6)
				补充价值链位置控制变量		
$IFDIproxy$	0.0054*** (0.0019)	0.0054*** (0.0020)	0.0053*** (0.0018)	0.0054*** (0.0018)	0.0053*** (0.0019)	0.0054*** (0.0018)
$span$			0.0021 (0.0039)			0.0031 (0.0048)
$posM$				0.0043 (0.0141)		-0.0014 (0.0165)
$posX$					0.0103 (0.0284)	0.0173 (0.0311)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应		控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制		控制	控制	控制	控制
相关随机效应	控制					

省份×年份	控制					
观测数	1,392	1,327	1,388	1,388	1,390	1,388
R 平方	—	0.6795	0.6365	0.6365	0.6357	0.6367

附录 VIII 投入结构调整幅度的构建

要识别外商直接投资是否能够推动微观企业投入结构调整,需要解决的首要问题是如何刻画企业投入结构。鉴于企业的实际投入品信息不可获得,我们灵活采用进口中间品结构作为企业投入结构的代理变量,并据此测算企业层面的投入结构调整幅度。^①具体方法可以分为 3 步。

(1) 基于海关贸易数据计算年份—企业层面的各类中间品进口份额,以此反映企业投入结构。直观意义上,如果一个企业的中间品进口份额在时间序列上保持稳定,则意味着该企业的投入结构调整幅度较低。

(2) 在企业层面,计算当年与 5 年后的各类中间品进口份额的差值,以此具体度量企业投入结构的调整。如果 5 年前后一个企业中间品进口份额的差值较大,则说明该企业投入结构发生了较大幅度的调整。

(3) 将各类中间品进口份额的差值取绝对值,并加总到企业层面,即可得到对应企业的投入结构调整幅度。在此基础上,为了与城市层面的比较优势跃迁程度相匹配,进一步将企业层面的投入结构调整幅度汇总到城市层面。该指标数值越大,意味着城市内企业的投入结构调整幅度越大,也就越有可能在宏观层面促成更高的比较优势跃迁程度。

^① 因为企业生产过程的实际投入数据不可获得,此处利用海关贸易数据中的企业中间品进口数据作为替代。值得说明的是,国际贸易中大出口商往往也是大进口商 (Amiti et al., 2014), 中间品进口很大程度上可以刻画企业生产的投入结构。

参考文献

- [1] Amiti, M., O. Itskhoki, and J. Konings, “Importers, Exporters, and Exchange Rate Disconnect”, *American Economic Review*, 2014, 104(7), 1942–1978.
- [2] Amiti, M., and J. Konings, “Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia”, *American Economic Review*, 2007, 97(5), 1611–1638.
- [3] Antràs, P., and D. Chor, “On the Measurement of Upstreamness and Downstreamness in Global Value Chains”, In: Ing, L. Y., and M. Yu, *World Trade Evolution: Growth, Productivity and Employment*, London: Taylor & Francis Group, 2018, 126–194.
- [4] Antràs, P., D. Chor, T. Fally, and R. Hillberry, “Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows”, *American Economic Review*, 2012, 102(3), 412–416.
- [5] Balassa, B., “Trade Liberalisation and ‘Revealed’ Comparative Advantage”, *The Manchester School*, 1965, 33(2), 99–123.
- [6] Cattaneo, M. D., R. K. Crump, M. H. Farrell, and Y. Feng, “On Binscatter”, *American Economic Review*, 2024, 114(5), 1488–1514.
- [7] Chor, D., K. Manova, and Z. Yu, “Growing Like China: Firm Performance and Global Production Line Position”, *Journal of International Economics*, 2021, 130103445.
- [8] Coniglio, N. D., D. Vurchio, N. Cantore, and M. Clara, “On the Evolution of Comparative Advantage: Path-dependent versus Path-defying Changes”, *Journal of International Economics*, 2021, 133103522.
- [9] di Giovanni, J., and G. Hale, “Stock Market Spillovers via the Global Production Network: Transmission of U.S. Monetary Policy”, *Journal of Finance*, 2022, 77(6), 3373–3421.
- [10] Hausmann, R., J. Hwang, and D. Rodrik, “What You Export Matters”, *Journal of Economic Growth*, 2007, 12(1), 1–25.
- [11] Hidalgo, C. A., B. Klinger, A. L. Barabási, and R. Hausmann, “Product Space Conditions the Development of Nations”, *Science*, 2007, 317(5837), 482–487.
- [12] 黄新飞、方菲菲、徐宇, “价值链位置与企业对外直接投资决策——基于中国上市公司数据的实证分析”, 《管理科学学报》, 2023 年第 6 期, 第 57–80 页。
- [13] Papke, L. E., and J. M. Wooldridge, “Panel Data Methods for Fractional Response Variables with an Application to Test Pass Rates”, *Journal of Econometrics*, 2008, 145(1-2), 121–133.
- [14] Timmer, M. P., E. Dietzenbacher, B. Los, R. Stehrer, and G. J. de Vries, “An Illustrated User Guide to the World Input–Output Database: The Case of Global Automotive Production”, *Review of International Economics*, 2015, 23(3), 575–605.
- [15] Wang, Z., S. Wei, X. Yu, and K. Zhu, “Characterizing Global Value Chains: Production Length and Upstreamness”, *NBER Working Paper*, 2017.
- [16] 赵春明、李震、王贝贝、李宏兵, “经济集聚与价值链嵌入位置——基于企业出口上游度的分析视角”, 《国际贸易问题》, 2020 年第 9 期, 第 81–96 页。
- [17] 周茂、陆毅、符大海, “贸易自由化与中国产业升级:事实与机制”, 《世界经济》, 2016 年第 10 期, 第 78–102 页。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。