

深度融入全球价值链会缩小还是扩大地区差距？

——中间品前向关联与后向关联的反向影响

王彦芳¹

(江南大学 商学院, 江苏 无锡 214122)

【摘要】: 地区生产通过中间品进口(前向关联)融入全球价值链带来的技术溢出效应可以促进经济活动的空间扩散,进而有利于缩小地区差距;而地区生产通过中间品出口(后向关联)融入全球价值链通常会促使生产要素向发达地区集聚,进而产生经济极化效应并扩大地区差距;中间品前向关联与后向关联对地区差距的反向作用受到地区经济贸易水平和结构以及制度环境的制约和影响,因而在经济实践中表现出地区、贸易伙伴、制度环境等多方面的异质性。以2000—2013年中国30个省级区域为研究样本,采用各地区地级市夜间灯光亮度的基尼系数衡量地区差距,运用投入产出模型测度中间品前向和后向关联指数,分析表明:整体上看,中间品前向关联有利于缩小地区差距,而中间品后向关联促使地区差距扩大;前向关联的经济扩散效应主要体现在东部省份,且得益于从OECD国家进口中间品;后向关联的经济极化效应则只在中部省份显著存在,且主要源自对非OECD国家出口中间品;产品和要素市场化程度越高的地区中间品前向关联缩小地区差距的效应越明显。因此,应优化中间品贸易的产品结构和空间布局,适当增加从发达国家的高质量中间品进口,推动中间品出口扩张从“集约边际”向“广延边际”转变,加快产品和要素市场化改革进程,以形成深度融入全球价值链与区域经济协调发展的联动机制,构建双循环新发展格局。

【关键词】: 中间品贸易 地区差距 扩散效应 极化效应

【中图分类号】: F114;F127 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1674-8131(2021)03-0001-16

一、引言

当前,世界处于百年未有之大变局,新冠肺炎疫情、新贸易保护主义等的冲击导致国际产业链供应链循环受阻,全球价值链分工体系面临深度解构与重塑。在此背景下,党的十九届五中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》提出,要加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。构建国内大循环新格局,要从供给层面着力培育高质量、高效率的投入产出关系,从需求层面加快培育完整的内需体系、提升消费层次(刘志彪,2020)^[1]。中国特色社会主义进入新时代,我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。其中,区域经济发展不充分不平衡的矛盾凸显(李兰冰等,2020)^[2],而供给能力和需求层次的地区差异过大将不利于国内大循环的升级和完善。因此,有效缩小地区差距是构建双循环新发展格局,实现高质量发展的题中之义。

在开放经济条件下,国内循环与国际循环是密不可分的。基于中间品贸易的全球价值链分工深刻影响着各个国家和地区经济活动的空间布局与区位选择(Grossman et al,1991;Halpern et al,2015;常冉等,2021)^[3-5]。改革开放后,中国相对发达的东

¹作者简介:王彦芳(1988),女,河南濮阳人,讲师,博士,主要从事全球价值链、区域经济一体化研究,Tel:15852935321,E-mail:evaking0525@msn.cn。

基金项目:中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(JUSRP121092)

部沿海地区以代工方式率先嵌入全球价值链分工体系，主要从事低创新、低附加值生产环节(裴长洪，2013)^[6]；而中西部地区与海外市场的联系较弱，主要通过将资源和劳动力要素输送给东部地区间接地参与全球价值链分工。在此过程中，东部地区“大进大出”“两头在外”的外循环经济模式不但不利于其在国际分工体系中的地位提升，而且也不利于国内经济发展质量的提升，并进一步扩大了地区差距。可见，一方面，地区差距的存在导致不同地区融入全球价值链的方式和程度不同；另一方面，融入全球价值链的地区差异又会带来经济发展空间格局的演变，进而改变地区差距。因此，缩小地区差距不仅要畅通国内大循环，而且要升级国际循环，通过国内国际双循环相互促进来实现区域协调发展。基于此，深入研究地区生产融入全球价值链体系会对地区差距产生怎样的影响及其机制和路径，具有重要的理论价值和现实意义。

关于国际分工影响地区差距的研究可以追溯至早期的国际贸易理论，如李嘉图的比较优势理论以及赫克歇尔—俄林的要素禀赋论。随着经济全球化的不断发展，国际分工日益深化和细化，国际贸易持续增长并趋于多样化，中间品贸易成为全球价值链研究的重点领域和热点问题。关于中间品贸易的研究主要聚焦于其对企业生产效率和技术研发的溢出效应(Amiti et al, 2007; 田巍等, 2014; 谢谦等, 2021)^[7-9]以及对就业、产品种类和贸易增长等的积极作用(Goldberg et al, 2010; Feng et al, 2016; 周申等, 2020)^[10-12]。一些文献考察了这些溢出效应或积极作用的地区差异(毛其淋等, 2016; 耿晔强等, 2018)^[13-14]，但鲜见从中间品关联的角度考察融入全球价值链对地区经济差距的影响的研究。此外，相关研究对中国通过中间品关联嵌入全球价值链的定量测度相对粗略，大多停留在国家层面或八大区域层面(程大中, 2015; 彭支伟等, 2017)^[15-16]，缺乏省级区域层面及城市层面的更为细致的分析。

有鉴于此，本文在相关研究的基础上，进一步探析地区生产通过中间品关联融入全球价值链影响地区差距的机理及其异质性，并采用中国省级区域的数据进项实证检验，以期有助于探索地区生产深度融入全球价值链与区域经济协调发展的联动机制，并为加快构建双循环新发展格局提供理论参考。较之于已有研究，本文的研究贡献主要在于：一是基于进口贸易与出口贸易的区别，区分了中间品前向关联与后向关联，分别探讨了地区生产通过中间品前向关联融入全球价值链的经济扩散效应和通过中间品后向关联融入全球价值链的经济极化效应，进而得出中间品前向关联与后向关联对地区差距具有反向影响的结论；二是从地区差异、贸易伙伴差异、制度环境差异等方面，分析了中间品前向和后向关联影响地区差距的异质性；三是测算了中国 30 个省级区域中间品前向和后向关联指数，从省域层面考察各地区融入全球价值链的程度，并采用夜间灯光亮度数据衡量各地区的经济差距。

二、理论分析与研究假说

地区生产通过中间品贸易融入全球价值链会对地区差距产生怎样的影响，主要取决于中间品关联会带来经济活动的空间扩散还是聚集。若其促进了经济活动的空间扩散，则有利于发达地区通过扩散效应带动落后地区发展，进而缩小地区差距；相反，若其促进了经济活动的空间聚集，则会强化发达地区的经济优势，并通过聚集效应扩大地区差距。进口贸易与出口贸易对经济活动的空间布局具有显著不同的影响，因而通过中间品进口的前向关联与通过中间品出口的后向关联对地区差距的影响可能存在显著差异，甚至是反向的；不同资源禀赋、不同发展阶段和水平的地区不但在经济结构、发展方式等方面显著不同，而且在全球价值链体系中也具有不同的优势和地位，导致中间品贸易的经济效应存在区域异质性，进而使中间品关联对地区差距的影响可能因地区的不同及贸易伙伴的不同而不同；此外，在市场经济条件下，中间品贸易对地区经济发展的影响还会受到制度环境的影响，尤其是市场化程度的提高有利于资源要素的高效配置，进而可能强化中间品关联对地区差距的影响效应。

从通过中间品进口的前向关联来看：对于发展中国家和地区而言，进口中间品是获得发达国家技术溢出的主要渠道(Eaton et al, 2002)^[17]。进口的中间品包含了国外的研发投入和先进技术，具有较高的质量水平。进口企业不仅可以汲取中间品中蕴含的知识、信息、核心技术等创新资源，用于提升产品质量(Bas et al, 2015)^[18]，而且可以通过模仿、创新将其内化，实现外部技术转移和内部生产率水平的提升。由于技术模仿的溢出效应具有边际递减的特征(张平等, 2018)^[19]，中间品前向关联对于欠发达地区产出的边际贡献要高于发达地区，这有利于缩小地区差距。此外，从我国的实际来看，较发达地区的中间品进口多是外商投资企业主导的，且以满足加工贸易出口为主(李瑞琴等, 2018)^[20]，在一定程度上弱化了其带来的经济活动空间集聚的向心

力;而在欠发达地区中间品进口通常以一般贸易模式为主的,其正外部性和知识溢出效应更强,进而有助于缩小地区差距。可见,中间品进口贸易产生的技术溢出等正外部性会促使地区经济活动呈现扩散态势,从而缩小地区经济差距。据此,本文提出假说 H1:地区生产通过中间品进口的前向关联融入全球价值链有利于缩小地区差距。

从通过中间品出口的后向关联来看:基于新经济地理理论,中间品出口集约边界的快速扩张会强化本地市场效应,促使出口企业不断地扩大生产规模,由此形成的经济集聚则会对边缘地区的生产要素产生“虹吸效应”。同时,在发达国家主导的国际分工体系中,发展中国家往往以廉价劳动优势融入全球价值链,在产品生产和产业链分工中只能处于低附加值环节(盛斌等, 2018)^[21]。中间品出口成为发展中国家和地区承接发达国家非核心生产环节外包的主要形式,但不利于发展中国家和地区通过出口中间品获得高端技术溢出(陈爱贞等, 2015)^[22],而且价值链低端嵌入也使技术本地溢出受阻,进一步加剧了经济极化态势。可见,中间品出口贸易可能强化本地市场效应,限制“出口学习”的技术溢出,加剧经济活动的空间集聚,从而扩大地区差距。据此,本文提出假说 H2:地区生产通过中间品出口的后向关联融入全球价值链会扩大地区差距。

关于中间品前向和后向关联影响地区差异的异质性,本文主要考察以下 3 个方面:

一是地区异质性。各地区的贸易模式、技术吸收能力以及经济和贸易活动的空间分布等存在较大差异,并可能导致不同地区通过中间品贸易融入全球价值链对其地区差距的影响存在差异,甚至有可能是相反的。以中国东、中、西部地区的中间品前向关联为例:东部较发达地区从事以中间品进口为特征的加工贸易活动(周记顺等, 2020)^[23],且通常具有较强的技术吸收能力(宋旭光等, 2018)^[24],这有利于发挥中间品前向关联的技术溢出效应;而中西部地区通过中间品贸易融入全球价值链的参与度相对较低,且贸易分布存在明显的空间集中性,不利于发挥中间品关联的经济扩散效应。故而,东部地区的中间品前向关联可能显著缩小地区差距,而中西部地区的中间品前向关联可能并不会有效缩小地区差距。据此,本文提出假说 H3:不同的地区通过中间品关联融入全球价值链对地区差距的影响具有差异性。

二是贸易伙伴异质性。与不同的国家和地区进行中间品贸易,在贸易产品、贸易方式及贸易规模上都有显著的差别,带来的经济效应也会显著不同。比如,一般来讲,从发达国家和地区进口的中间品具有更高的技术含量,更有利于实现“进口中学习”(张杰, 2020)^[25],从而能更有效地缩小地区经济差距。此外,中国通过低端代工方式承接发达国家的产业转移实现了全球价值链的纵向分工,但也弱化了国内的产业关联效应(黄繁华等, 2020)^[26],而与发展中国家和地区的中间品贸易则存在明显的竞争性与相似性。据此,本文提出假说 H4:与不同贸易伙伴的中间品关联对地区差距的影响具有差异性。

三是制度环境异质性。新经济地理学派将制度环境视为外生变量(Krugman, 1991)^[27],实际上,基于规模经济形成的“核心—外围”发展模式是以生产要素自由流动为前提的,而制度环境是影响生产要素跨区域流动的关键因素之一,同时也是企业投资决策考虑的重要因素之一(潘爱玲等, 2021)^[28]。良好的制度环境可以减少资本、劳动、技术等要素的流动成本,提高资源配置效率和全要素生产率,有利于激发生产与创新的积极性(钱雪松等, 2018)^[29]。制度环境越完善的地区,要素和产品的流动自由,资源配置效率越高,经济扩散或聚集的效应越明显,进而中间品前向和后向关联对地区差距的影响也就越大。随着中国市场化改革的持续推进与深化,制度环境不断完善,但由于社会文化、产业结构与自然环境等方面的差异,各地区的市场化程度依然存在较大差异。据此,本文提出假说 H5:通过中间品关联融入全球价值链对地区差距的影响会因各地区制度环境的不同而有所不同。

三、研究方法 with 数据说明

1. 模型设定

为实证检验中国各地区(省级区域)融入全球价值链的中间品前向和后向关联会对其内部地区差距产生怎样的影响,本文以样本地区内各地级市之间的“地区差距”为被解释变量,以反映各地区生产通过中间品关联融入全球价值链程度的“中间品前

向关联指数”和“中间品后向关联指数”为核心解释变量，并借鉴相关研究纳入可能影响地区差距的主要因素为控制变量(刘修岩等，2017;吕承超等，2020)^[30-31]，构建如下计量模型：

$$Gini_{p,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Rfw_int_{p,t} + \alpha_2 Rbw_int_{p,t} + \alpha_3 X_{p,t} + \mu_p + \delta_t + \varepsilon_{p,t}$$

其中，下标 p 代表地区，t 代表年份；Gini 为“地区差距”，Rfw__int 和 Rbw__int 分别为地区“中间品前向关联指数”和“中间品后向关联指数”；X 为控制变量，包括“对外开放水平”“外商直接投资”“物质资本投入”“政府干预程度”“人力资本水平”“市场一体化指数”“交通基础设施”和“金融发展水平”； α_0 为常数项， μ_p 和 δ_t 分别为不可观测的个体固定效应和时间固定效应， $\varepsilon_{p,t}$ 为随机干扰项。

2. “地区差距”的测度

本文采用样本地区内各地级市夜间灯光亮度的基尼系数来衡量“地区差距(Gini)”，并用其泰尔指数“地区差距(Theil)”和阿特金森指数“地区差距(Atkinson)”以及人均 GDP 的基尼系数“地区差距(PGini)”进行稳健性检验。夜间灯光亮度可以较好地反映城市人口聚集和经济繁华程度，其基尼系数能够较为客观地刻画地区差距。夜间灯光亮度的测算数据来自 DMSP-OLS (Defense Meteorological Satellite Program-Operational Linescan System) 的灯光影像数据库，该数据库由美国国家海洋和大气管理局 (National Oceanic and Atmospheric Administration, NOAA) 的国家地理数据中心 (National Geophysical Data Center, NGDC) 定期发布，截至目前共有 34 期 1，每期均包括三种灯光影像，其中稳定灯光影像因其良好特性而常被用于度量区域经济活动。由于同一年份不同卫星的影像数据存在差异，加上灯光像元 (Digital Number, DN) 值饱和导致的“天花板”约束以及同一卫星不同时相的灯光影像数据差异明显等问题，需要选取灯光强度分布均匀、DN 值浮动范围广、变化相对稳定的区域作为不变目标区域对其他区域进行相互矫正、饱和矫正以及连续性矫正 (Elvidge et al, 2009; Liu et al, 2012)^[32-33]。本文借鉴曹子阳等 (2015) 的做法^[34]，选取中国鹤岗 (F162006) 作为不变目标区域，运用幂数方程进行修正以消除饱和值的约束，对修正后的复合灯光影像数据进行连续性矫正：

$$DN_{r,t} = \begin{cases} 0 & \text{当 } DN_{r,t}^{Fs} = 0 \text{ 或 } DN_{r,t}^{Fq} = 0 \\ (DN_{r,t}^{Fs} + DN_{r,t}^{Fq}) / 2 & \text{其他} \end{cases}$$

进一步根据 Liu 等 (2012) 提出的异常波动假设剔除异常值^[33]：

$$DN_{r,t} = \begin{cases} 0 & \text{当 } DN_{r,t+1} = 0, \\ DN_{r,t-1} & \text{当 } DN_{r,t+1} > 0 \text{ 且 } DN_{r,t-1} > DN_{r,t} \\ DN_{r,t} & \text{其他} \end{cases}$$

其中， $DN_{r,t}$ 表示校正后的 DN 值， $DN_{r,t}^{Fs}$ 和 $DN_{r,t}^{Fq}$ 分别表示 t 年由 Fs 和 Fq 卫星拍摄的影像中 r 区域的 DN 值。经过矫正后，将区域内各栅格的 DN 修正值加总，即可得到样本地级市的夜间灯光亮度数据，然后用夜间灯光亮度均值 (DN 总值除以栅格数) 测算各地区的基尼系数，作为衡量地区差距的指标：

$$Gini_{pt} = \frac{1}{2 \overline{NLT}_{pt}} \sum_i^n \sum_j^n \frac{|NLT_{jt} - NLT_{it}|}{n(n-1)}$$

其中, $\overline{NLT}_{pt}$ 为 t 年 p 地区的灯光亮度均值, NLT_j 和 NLT_i 分别为该地区内 j 城市和 i 城市的夜间灯光亮度均值, n 为该地区内地级市的数量。基尼系数的取值介于 0 和 1 之间, 越接近于 0 表示地区差距越小, 越接近于 1 表示地区差距越大。

3. “中间品前向关联指数”和“中间品后向关联指数”的测度

首先, 基于投入产出模型测算中国各产业部门与世界其他国家和地区的中间品前向和后向关联水平。以某一年为例, 在非竞争型世界投入产出表中, 假设有 n 个经济体 (s, t=1, 2, ..., n, 以上标表示) m 个部门 (i, j=1, 2, ..., m, 以下标表示)。为简化分析, 将 n 个经济体归并为 2 个经济体, 即中国 (CHN) 和其他经济体 (ROW), 上标分别为 c 和 r, 则跨国投入产出关系可表示为:

$$\begin{bmatrix} x^1 \\ x^2 \\ \vdots \\ x^n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} z^{11} & z^{12} & \cdots & z^{1n} \\ z^{21} & z^{22} & \cdots & z^{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ z^{n1} & z^{n2} & \cdots & z^{nn} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} y^1 \\ y^2 \\ \vdots \\ y^n \end{bmatrix} \rightarrow \begin{bmatrix} x^c \\ x^r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} z^{cc} & z^{cr} \\ z^{rc} & z^{rr} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} y^c \\ y^r \end{bmatrix}$$

其中, x^s 表示 s 国(地区)总产出的 $m \times 1$ 列向量, y^s 表示 s 国(地区)最终需求的 $m \times 1$ 列向量, z^{st} 表示 t 国(地区)对 s 国(地区) $m \times m$ 的中间投入需求矩阵; 当 $s=t$ 时, z^{ss} 或 z^{tt} 表示一国(地区)内部产品的中间投入矩阵, 中间品需求与最终品需求之和即为总产出。根据研究目的, 运用中国对其他经济体的中间品出口供给 (z^{cr}) 及进口需求 (z^{rc}) 构建中间品关联矩阵:

$$W^{fw} = \left(\frac{1}{\sum_j z_{ij}^{cr}} \right) \times (z^{cr}) = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sum_j z_{1j}^{cr}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \frac{1}{\sum_j z_{2j}^{cr}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \frac{1}{\sum_j z_{mj}^{cr}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{11}^{cr} & z_{12}^{cr} & \cdots & z_{1m}^{cr} \\ z_{21}^{cr} & z_{22}^{cr} & \cdots & z_{2m}^{cr} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ z_{m1}^{cr} & z_{m2}^{cr} & \cdots & z_{mm}^{cr} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} w_{11}^{cr} & w_{12}^{cr} & \cdots & w_{1m}^{cr} \\ w_{21}^{cr} & w_{22}^{cr} & \cdots & w_{2m}^{cr} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{m1}^{cr} & w_{m2}^{cr} & \cdots & w_{mm}^{cr} \end{bmatrix}$$

$$W^{bw} = \left(\frac{1}{\sum_i z_{ji}^{rc}} \right) \times (z^{rc}) = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sum_i z_{1i}^{rc}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \frac{1}{\sum_i z_{2i}^{rc}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \frac{1}{\sum_i z_{mi}^{rc}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{11}^{rc} & z_{12}^{rc} & \cdots & z_{1m}^{rc} \\ z_{21}^{rc} & z_{22}^{rc} & \cdots & z_{2m}^{rc} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ z_{m1}^{rc} & z_{m2}^{rc} & \cdots & z_{mm}^{rc} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} w_{11}^{rc} & w_{12}^{rc} & \cdots & w_{1m}^{rc} \\ w_{21}^{rc} & w_{22}^{rc} & \cdots & w_{2m}^{rc} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{m1}^{rc} & w_{m2}^{rc} & \cdots & w_{mm}^{rc} \end{bmatrix}$$

参照 Krishna 和 Senses (2014) 的做法^[35], 选取中间品进出口贸易渗透指数 (分别记为 Imshare_int 和 Exshare_int) 对中间品关联矩阵进行赋权, 并加入时间维度 (下标为 t), 计算中间品前向和后向关联指数:

$$\begin{aligned}
fw_int_t &= \begin{bmatrix} Imsh_int_{1t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & Imsh_int_{2t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & Imsh_int_{mt} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} w_{1,1,t}^{rc} & w_{1,2,t}^{rc} & \cdots & w_{1,m,t}^{rc} \\ w_{2,1,t}^{rc} & w_{2,2,t}^{rc} & \cdots & w_{2,m,t}^{rc} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{m,1,t}^{rc} & w_{m,2,t}^{rc} & \cdots & w_{m,m,t}^{rc} \end{bmatrix}^T \\
&= \begin{bmatrix} w_{1,1,t}^{rc} Imsh_int_{1t} & w_{2,1,t}^{rc} Imsh_int_{1t} & \cdots & w_{m,1,t}^{rc} Imsh_int_{1t} \\ w_{1,2,t}^{rc} Imsh_int_{2t} & w_{2,2,t}^{rc} Imsh_int_{2t} & \cdots & w_{m,2,t}^{rc} Imsh_int_{2t} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{1,m,t}^{rc} Imsh_int_{mt} & w_{2,m,t}^{rc} Imsh_int_{mt} & \cdots & w_{m,m,t}^{rc} Imsh_int_{mt} \end{bmatrix} \\
bw_int_t &= \begin{bmatrix} Exsh_int_{1t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & Exsh_int_{2t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & Exsh_int_{mt} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} w_{1,1,t}^{cr} & w_{1,2,t}^{cr} & \cdots & w_{1,m,t}^{cr} \\ w_{2,1,t}^{cr} & w_{2,2,t}^{cr} & \cdots & w_{2,m,t}^{cr} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{m,1,t}^{cr} & w_{m,2,t}^{cr} & \cdots & w_{m,m,t}^{cr} \end{bmatrix} \\
&= \begin{bmatrix} w_{1,1,t}^{cr} Exsh_int_{1t} & w_{2,1,t}^{cr} Exsh_int_{1t} & \cdots & w_{m,1,t}^{cr} Exsh_int_{1t} \\ w_{1,2,t}^{cr} Exsh_int_{2t} & w_{2,2,t}^{cr} Exsh_int_{2t} & \cdots & w_{m,2,t}^{cr} Exsh_int_{2t} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{1,m,t}^{cr} Exsh_int_{mt} & w_{2,m,t}^{cr} Exsh_int_{mt} & \cdots & w_{m,m,t}^{cr} Exsh_int_{mt} \end{bmatrix}
\end{aligned}$$

其中， fw_int_t 和 bw_int_t 分别为 t 时点中国各产业部门与其他经济体各产业部门之间的中间品前向和后向关联矩阵，将两个矩阵分别进行行向加总，可得到 i 部门 t 时点的中间品前向和后向关联指数：

$$\begin{aligned}
fw_int_{it} &= \sum_j^m w_{j,i,t}^{rc} \times Imshare_int_{jt} \\
bw_int_{it} &= \sum_j^m w_{i,j,t}^{cr} \times Exshare_int_{jt}
\end{aligned}$$

为进一步考察地区（省级区域）层面的中间品前向和后向关联水平，参照 Autor 等（2013）的做法^[36]，将各地区视为通勤区，运用 p 地区 i 部门从业人员占全国 i 部门从业人员的比重 $(L_{i,p,t}/L_{i,t})$ 及 p 地区从业人员占全国从业人员的比重 $(L_{p,t}/L_t)$ 进行赋权，测算各地区的中间品前向和后向关联指数：

$$\begin{aligned}
Rfw_int_{p,t} &= \sum_i SRfw_int_{i,p,t} = \sum_i (L_{i,p,t}/L_{i,t}) (L_{p,t}/L_t) fw_int_{i,t} \\
Rbw_int_{p,t} &= \sum_i SRbw_int_{i,p,t} = \sum_i (L_{i,p,t}/L_{i,t}) (L_{p,t}/L_t) bw_int_{i,t}
\end{aligned}$$

其中, $L_{i,p,t}$ 表示 p 省 i 部门 t 时点的从业人员, $L_{i,t}$ 为 t 时点全国 i 部门的总从业人员, $L_{p,t}$ 表示 t 时点 p 省所有行业的从业人员, L_t 为 t 时点全国所有行业的从业人员数。将就业比重与前向和后向关联指数相乘得到各地区各部门的前向和后向关联指数 ($SRfw_int_{i,p,t}$, $SRbw_int_{i,p,t}$), 然后分别经部门汇总, 最终得到该地区的中间品前向和后向关联指数 ($Rfw_int_{p,t}$, $Rbw_int_{p,t}$)。测算结果显示, 各地区的中间品前向关联水平较低, 但产业分布较为多元化, 其中对科学研究、医药制品及电信业等生产性服务业的进口增长显著; 中间品后向关联水平较高的行业多为劳动、资源型密集部门, 如基础金属、化学原料及化学制品和纺织服装业等, 且以东部和中部省市为主, 中间品出口增长更多地表现为集约边际扩张。上述结论与相关研究的结果大体一致 (彭支伟等, 2017)^[16]。

4. 样本选择、数据来源及说明

本文在样本选择上尽可能多地利用相关数据的时间维度和截面维度的信息, 同时保持数据统计口径的一致性。由于 NOAA 发布的夜间灯光数据仅更新至 2013 年, 借鉴大部分相关研究的做法 (邓仲良等, 2020; 潘竞虎等, 2021)^[37-38], 将考察时间调整为 2000—2013 年。同时, 基于统计数据的可获得性, 选取中国除港澳台地区和西藏自治区外的 30 个省区市为研究样本。

除夜间灯光数据以外, 本文还采用了世界投入产出数据库 (World Input-Output Database, WIOD) 2016 年发布的 2000—2014 年非竞争型投入产出表, 其涵盖 43 个国家和地区、56 个部门。中国各地区、各部门的从业人员数据来自相应年度的《中国劳动统计年鉴》和各省区市的统计年鉴。由于国内的统计数据按照 GB/T4754—2011 标准划分行业, 而 WIOD 数据按照国际标准 ISICRev. 4 分类, 为保持部门划分口径的一致和对应, 借鉴 Upward 等 (2013) 的做法^[39], 利用《国民经济行业分类》与《国际标准产业分类》的对照表, 统一按照 ISICRev. 4 标准将国内部门细分为 56 个部门, 进而计算 30 个省区市各部门的就业人员比重。各地级市的人均 GDP 数据来自相应年度的《中国城市统计年鉴》。

除了上述核心变量以外, 控制变量的测度方法如下: “对外开放水平”用进出口贸易额占 GDP 的比重衡量; “外商直接投资”用 FDI 与 GDP 的比值衡量; “物质资本投入”用固定资产投资占 GDP 的比重衡量; “政府干预程度”用财政支出与 GDP 的比值来衡量; “人力资本水平”用 6 岁及以上人口的平均受教育年限来衡量 (严成樑等, 2013)^[40]; “市场一体化指数”采用市场分割程度指数的倒数的平方根来衡量 (盛斌等, 2011)^[41]; “交通基础设施”用公路密度与铁路密度之和来衡量, 其中, 公路密度为每百平方公里公路营运里程, 铁路密度为每百平方公里铁路营运里程; “金融发展水平”用金融机构存贷款余额与地区生产总值的比值衡量。相关数据均来自相应年度各省区市的统计年鉴及《中国区域经济统计年鉴》和《中国金融年鉴》。主要变量的描述统计如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
地区差距	364	0.1657	0.0685	0.0494	0.4566
地区差距	364	0.0541	0.0569	0.0042	0.3563
地区差距	364	0.0913	0.0752	0.0086	0.4607
地区差距	364	0.1052	0.0511	0.0270	0.3364
中间品前向关联指数	420	0.1783	0.1019	0.0536	0.6521

中间品后向关联指数	420	0.0506	0.0169	0.0217	0.1007
对外开放水平	420	0.1987	0.2400	0.0190	1.5266
外商直接投资	420	0.0045	0.0057	0.0005	0.0571
物质资本投入	420	0.5316	0.1843	0.2536	1.1126
政府干预程度	420	0.1817	0.0819	0.0691	0.6121
人力资本水平	420	0.2959	0.2957	0.0671	2.4835
市场一体化指数	420	27.94307	9.702296	10.10273	58.65965
交通基础设施	420	5.030893	3.350298	0.23	15.265
金融发展水平	420	1.265746	0.4351795	0.713392	3.41112

四、实证分析结果

1. 基准回归分析

运用 Stata 软件进行面板估计，考察地区中间品关联对地区差距的影响，估计结果如表 2 所示。Hausman 检验结果显示固定效应模型优于随机效应，似然比 (LR) 检验结果显示纳入控制变量的模型 (2) 和 (4) 优于仅考虑核心解释变量的模型 (1) 和 (3)，而且同时纳入中间品前向和后向关联指数的模型 (6) 拟合效果更好。

“中间品前向关联指数”的估计系数为负，“中间品后向关联指数”的估计系数为正，且均通过了显著水平为 1% 的统计检验，表明通过中间品进口的前向关联嵌入全球价值链体系有助于缩小地区差距，而通过中间品出口的后向关联嵌入全球价值链体系则会扩大地区差距，研究假说 H1 和 H2 得到验证。

控制变量的估计结果显示：“对外开放水平”“外商直接投资”“交通基础设施”和“金融发展水平”的估计系数为正，“人力资本水平”和“市场一体化指数”的估计系数为负，但在统计上均不显著；“物质资本投资”的估计系数显著为正，地区固定资产投资的增加扩大了地区差距，表明在样本期间样本地区固定资产投资的空间布局和投资回报率具有非平衡性，不利于区域协调发展，这也与相关研究的估计结果一致；“政府干预程度”的估计系数显著为负，政府财政支出的增加有助于缩小地区差距，表明在样本期间，随着分税制改革的深化 (尤其 2004 年之后) 地区财政支出偏向欠发达地区，有效促进了区域经济的协调发展。

2. 稳健性检验

本文主要采用三种方法检验上述结果的稳健性 (见表 3)：一是选取不同的指标测度被解释变量，即用夜间灯光亮度的泰尔指数和阿特金森指数以及人均 GDP 的基尼系数替代夜间灯光亮度的基尼系数，分别进行估计；二是变更核心解释变量，即用滞后一

期(t-1)的中间品前向和后向关联指数替代当期数据进行检验;三是采用不同的计量方法进行回归估计,由于被解释变量为介于0和1之间的截尾数据,因而采用Tobit模型进行稳健性检验。各模型的估计结果显示,“中间品前向关联指数”的估计系数均显著为负,“中间品后向关联指数”的估计系数均显著为正,表明本文的分析结果具有稳健性。

表2 基准模型估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
中间品前向关联指数	-0.068** (-3.425)	-0.080** (-3.568)			-0.066** (-3.421)	-0.081*** (-3.671)
中间品后向关联指数			0.750*** (3.802)	0.664** (3.135)	0.737** (3.797)	0.675** (3.251)
对外开放水平		0.051** (2.792)		0.027 (1.387)		0.028 (1.472)
外商直接投资		0.155 (0.730)		0.118 (0.555)		0.188 (0.897)
物质资本投入		0.047** (4.194)		0.035** (3.258)		0.047** (4.257)
政府干预程度		-0.067** (-2.106)		-0.110** (-3.716)		-0.067* (-2.153)
人力资本水平		-0.010 (-1.027)		-0.009 (-0.921)		-0.011 (-1.093)
市场一体化指数 (取自然对数)		-0.007 (-1.293)		-0.007 (-1.285)		-0.007 (-1.335)
交通基础设施 (取自然对数)		0.004 (0.718)		0.006 (1.165)		0.005 (0.938)
金融发展水平		0.008 (0.747)		0.010 (1.015)		0.003 (0.260)

常数项	0.167** (38.620)	0.183*** (9.302)	0.128*** (16.291)	0.154** (7.376)	0.140** (16.524)	0.160** (7.818)
Hausman 检验	27.57**	39.11***	5.58*	28.88**	19.67**	37.17**
LR 检验	46.01**	12.01***	43.07***	15.25***	30.11**	37.18**
样本数	364	364	364	364	364	364
Adj-R ²	0.290	0.354	0.296	0.348	0.321	0.375
Log Likelihood	1058.222	1075.218	1059.692	1073.603	1066.171	1081.225

注:括号数值为 t 值, *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的显著水平下显著, 各模型均控制了时间固定效应和地区固定效应, 下表同。

表 3 稳健性检验结果

变量	地区差距	地区差距	地区差距	(t-1)	Tobit
中间品前向	-0.089*** (-5.498)	-0.130*** (-5.647)	-0.068*** (-4.223)	-0.061*** (-2.758)	-0.069*** (-3.281)
中间品后	0.260* (1.706)	0.967*** (4.471)	0.539*** (3.545)	0.710*** (3.386)	0.693*** (3.491)
样本数	364	364	364	312	364
Adj-R ²	0.360	0.364	0.381	0.383	-
Log Likelihood	1193.529	1066.615	1195.032	972.472	992.422

注:各模型均控制了控制变量(限于篇幅, 估计结果略, 备索), 下表同。

3. 内生性检验

为尽可能地排除不可观测的因素的影响,上述估计中均加入了时间和地区固定效应及控制变量,以缓解内生性问题。然而,地区差距在一定程度上也会影响中间品的出口供给及进口需求,导致地区差距与中间品前向和后向关联之间可能存在双向因果关系。对此,本文借鉴 Autor 等(2013)的做法^[36],以其他金砖国家(巴西、俄罗斯、印度)的中间品前向和后向关联指数为工具变量(分别记为 $IVRfw_int$ 和 $IVRbw_int$)³进行内生性检验。目前,应用较为普遍的工具变量法是两阶段最小二乘法(2SLS),其估计结果有效的前提假定是球型扰动项(Spherical Disturbance);但如果扰动项不满足“同方差”或“无自相关”假定时,更为有效的方法是系统广义矩法(System Generalized Method of Moments, SGMM)(陆静等,2013)^[42]。鉴于此,本文同时采用 2SLS 和最优 SGMM 进行工具变量检验。

2SLS 第一阶段中工具变量的估计系数大多显著, KPF-statistic 统计值为 37.06 且在 1%的统计水平上拒绝了存在弱工具变量的原假设。又因工具变量与内生变量的个数相同,故不必考虑存在过度识别的问题。在 SGMM 模型中, Arrellano-Bond 残差序列自相关检验显示 $AR(1) < 0.1$ 而 $AR(2) > 0.1$, 表明接受一阶自相关假定而拒绝二阶或更高阶自相关; Sargan 检验 P 值显示无法拒绝工具变量有效的原假设,即 SGMM 估计结果是有效的。无论是在 2SLS 模型还是在 GMM 模型中,“中间品前向关联指数”和“中间品后向关联指数”的估计系数与固定效应模型的估计结果基本一致,且统计显著性较高,说明上述结论是稳健的,且基准模型的设定不存在严重的内生性问题。此外,本文还进行了面板格兰杰因果关系检验(检验结果略,备索),结果表明“中间品前向关联指数”和“中间品后向关联指数”均是“地区差距”的 Granger 原因,而“地区差距”并非中间品前向和后向关联指数的 Granger 原因,进一步表明中间品前向和后向关联与地区差距之间不存在显著的反向因果关系。

4. 异质性分析

(1) 地区异质性

将样本地区分为东部、中部和西部地区三个子样本⁴,分别进行基准模型检验。东部省份通过中间品前向关联融入全球价值链有利于缩小地区内部差距,而后向关联对地区差距的影响为负但不显著;中部省份通过中间品后向关联融入全球价值链扩大了地区差距,而前向关联对地区差距的影响为负但不显著;西部省份通过中间品前向关联融入全球价值链扩大了地区差距,而后向关联对地区差距的影响为负但不显著。

可见,中间品前向和后向关联对地区差距的影响均表现出明显的地区异质性,研究假说 H3 得到验证。如前所述,东部地区的中间品贸易具有“两头在外”“大进大出”的外延式发展特征,中间品进口的技术溢出效应得到较为充分的发挥,并弱化了经济发展的极化效应,有利于缩小地区内部差距;相比之下,中部和西部地区与国外市场的联系较弱,且中部比西部具有更高的要素和产品流动性,强化了中部地区中间品后向关联的经济集聚效应;西部地区的中间品进口贸易高度集中在相对发达的省会城市,贸易活动的不均衡产生极化效应进而扩大了地区差距,而其中间品后向关联以能源资源出口为主,极化效应不明显。

(2) 贸易伙伴异质性

将中国中间品进出口贸易伙伴按照 OECD 国家(主要包括美国、英国、德国、日本、韩国等发达国家)和非 OECD 国家(主要包括俄罗斯、巴西、印度、印度尼西亚等发展中国家)分组,分别进行基准模型检验,其中,模型(1)和(2)分别对中间品后向关联和前向关联进行贸易伙伴的区分,模型(3)则同时区分了前向关联和后向关联。“对 OECD 前向关联指数”的估计系数为负,而“对非 OECD 后向关联指数”的估计系数为正,且均通过了显著性检验;“对非 OECD 前向关联指数”的估计系数为正,而“对 OECD 后向关联指数”的估计系数为负,但显著性不稳定。

上述估计结果验证了研究假说 H4,同时也表明:样本地区与 OECD 国家的中间品前向关联缩小了地区差距,而非 OECD 国家的中间品后向关联扩大了地区差距;而且,中间品前向关联整体上对地区差距的缩小作用主要源自从 OECD 国家进口中间品,中间品后向关联整体上对地区差距的扩大作用则主要源自对非 OECD 国家的中间品出口。其原因可能在于:一方面,相比于非 OECD

国家,从 OECD 国家进口的中间品具有更高的质量和技术水平,由此而带来的知识溢出效应有助于形成经济活动的空间扩散;另一方面,对非 OECD 国家的中间品出口大多属于差异性较小的劳动和资源密集型产品,这种低成本导向下的出口扩张带来的“出口学习”效应有限,并会促使出口企业低端集聚,产生极化效应,不利于缩小地区差距。

(3)制度环境异质性

在经济体制市场化转轨过程中,由于经济结构、发展水平与资源禀赋等方面的不同,各地区的制度环境存在较大差异,而制度差异可能使参与全球价值链的中间品贸易对地区差距产生不同的效应。市场化水平越高,说明制度环境越好(孙铮等,2005)^[43]。考虑到中间品既是产品又是生产要素,本文重点关注产品市场化和要素市场化两方面,并采用《中国分省份市场化指数报告(2016)》中的相应数据来衡量样本地区产品和要素市场化程度。

具体估计时,在基准模型之上加入“产品市场发育程度”“要素市场发育程度”及其与中间品前向和后向关联指数的交互项,进行分别检验。为避免多重共线性问题,在估计之前均采用极值法对交互项进行标准化处理。模型(1)和(2)分别纳入“中间品前向关联指数”和“中间品后向关联指数”与“产品市场发育程度”的交互项,模型(3)同时纳入两个交互项;同样地,模型(4)和(5)分别纳入“中间品前向关联指数”和“中间品后向关联指数”与“要素市场发育程度”的交互项,模型(6)同时纳入两个交互项。

分析结果显示,“产品市场发育程度”和“要素市场发育程度”的估计系数均显著为负,“中间品前向关联指数”与“产品市场发育程度”和“要素市场发育程度”的交互项的估计系数均显著为负,但“中间品后向关联指数”与“产品市场发育程度”和“要素市场发育程度”的交互项的估计结果不稳定且大多不显著。上述估计结果表明:产品和要素市场化程度的提高有利于地区差距的缩小;在产品和要素市场化程度越高的地区,中间品前向关联缩小地区差距的作用越明显,但产品和要素市场化水平的提高对中间品后向关联的地区差距效应的影响不显著。研究假设 H5 得到部分验证。

五、结论与启示

从理论上讲,对于发展中国家和地区而言,通过中间品进口的前向关联融入全球价值链,不但可以优化地区中间品供给结构,降低中间品生产成本和效率,而且还能够通过技术溢出效应等促进经济活动的空间扩散,进而缩小地区差距;通过中间品出口的后向关联融入全球价值链,虽然可以增强地区中间品供给能力,促进地区经济增长,但也可能通过极化效应等强化经济活动的空间集聚,进而扩大地区差距。地区生产前向关联和后向关联对地区差距的反向效应,受到地区经济和贸易发展水平及结构、制度环境等因素的影响和制约,因而,在不同国家和地区的经济发展实践中具有异质性表现。

以 2000—2013 年中国 30 个省级区域为样本的经验分析表明:整体上看,中间品前向关联有利于缩小地区差距,而中间品后向关联会扩大地区差距;从地区异质性来看,中间品前向关联显著缩小了东部省份的地区差距,但扩大了西部省份的地区差异,而后向关联扩大地区差距的作用仅在中部省份显著存在;从贸易伙伴的异质性来看,中间品前向关联缩小地区差距的积极效应主要得益于从 OECD 国家进口中间品,中间品后向关联扩大地区差距的消极作用主要源自对非 OECD 国家出口中间品;从制度环境的异质性来看,产品和要素市场化程度越高的地区中间品前向关联缩小地区差距的效应越明显,但产品和要素市场化程度对后向关联影响地区差距的调节效应不显著。

缩小地区差距,实现区域协调发展,既是构建双循环新发展格局的重要内容和有效路径,也是新发展格局的目标要求之一,因而需要通过畅通国内大循环和升级国际循环来促进经济发展空间格局的优化。中间品贸易是地区生产深度融入全球价值链的重要路径和手段,不但会直接作用于地区经济增长效率和结构,还会影响经济活动的空间布局,因此,应积极发展和改善各地区的中间品前向和后向关联,形成深度融入全球价值链与区域经济协调发展的联动机制。基于本文的研究结论,在构建双循环新发展格局的过程中,应充分发挥中间品关联缩小地区差距的积极作用,提升国内需求结构和消费层次,加快从“世界工厂”

向“世界市场”的转变。具体而言：

一是要提高中间品贸易自由化水平，优化中间品贸易的产品结构和空间布局，适当增加从 OECD 等发达国家和地区的高质量中间品进口，进一步发挥前向关联缩小地区差距的积极作用。二是要促使中间品出口贸易扩张从“集约边际”向“广延边际”转变，推进加工贸易由“体外循环”向“体内循环”过渡，形成中间品“出口学习”效应，促进地区经济“溢出式”发展。一方面，可积极推进“互联网+加工贸易”的深度融合，引导国内出口加工企业承接品牌设计、技术研发等高附加值环节；另一方面，注重吸引大型跨国公司将关键零部件及机械设备等重要生产环节转入，以延长和优化产业链条，培育和拓展国内价值链体系，这不仅有利于改善中间品出口结构，还有利于国内地区间的分工协作。三是要深化供给侧结构性改革，优化重塑地区竞争力的内生制度环境。加快产品和要素市场化改革进程，破除地方保护与市场分割，构建统一高效的市场体系，提高资源配置效率，畅通国内大循环。此外，还应通过治理主体、治理规则多元化促进国内价值链与全球价值链的协同升级，实现各地区高质量的充分发展和平衡发展。

参考文献：

- [1]刘志彪. 重塑中国经济内外循环的新逻辑[J]. 探索与争鸣, 2020(7):42-49+157-158.
- [2]李兰冰, 刘秉镰. “十四五”时期中国区域经济发展的重大问题展望[J]. 管理世界, 2020(5):36-51+8.
- [3]GROSSMAN G M, HELPMAN E. Trade, knowledge spillovers, and growth[J]. European Economic Review, 1991, 35(2):517-526
- [4]HALPERN L, KOREN M, SZEIDL A. Imported inputs and productivity[J]. American Economic Review, 2015, 105(12):3660-3703.
- [5]常冉, 杨来科, 张皞. 中国八大区域供需双循环与双重价值链分工——利用 IRIOT-WIOT 投入产出表的价值链分析[J]. 西部论坛, 2021(1):32-47.
- [6]裴长洪. 进口贸易结构与经济增长:规律与启示[J]. 经济研究, 2013(7):4-19.
- [7]AMITI M, KONINGS J. Trade liberalization, intermediate inputs, and productivity:Evidence from Indonesia[J]. American Economic Review, 2007, 97(5):1611-1638.
- [8]田巍, 余淼杰. 中间品贸易自由化和企业研发:基于中国数据的经验分析[J]. 世界经济, 2014, 37(6):90-112.
- [9]谢谦, 刘维刚, 张鹏杨. 进口中间品内嵌技术与企业生产率[J]. 管理世界, 2021, 37(2):66-80+6+22-23.
- [10]GOLDBERG P K, KHANDELWAL A K, PAVCINK N, et al. Multiproduct firms and product turnover in the developing world:Evidence from India[J]. The Review of Economics and Statistics, 2010, 92(4):1042-1049.
- [11]FENG L, LI Z Y, SWENSON D L. The connection between imported intermediate inputs and exports:Evidence from Chinese firms[J]. Journal of International Economics, 2016, 101:86-101.
- [12]周申, 海鹏. 中间品贸易自由化与企业间工资差距[J]. 财贸经济, 2020, 41(12):147-162.

-
- [13]毛其淋, 许家云. 中间品贸易自由化与制造业就业变动——来自中国加入 WTO 的微观证据[J]. 经济研究, 2016, 51(1): 69-83.
- [14]耿晔强, 郑超群. 中间品贸易自由化、进口多样性与企业创新[J]. 产业经济研究, 2018(2): 39-52.
- [15]程大中. 中国参与全球价值链分工的程度及演变趋势——基于跨国投入—产出分析[J]. 经济研究, 2015, 50(9): 4-16+99.
- [16]彭支伟, 张伯伟. 中间品贸易、价值链嵌入与国际分工收益: 基于中国的分析[J]. 世界经济, 2017, 40(10): 23-47.
- [17]EATON J, KORTUM S. Technology, geography and trade[J]. *Econometrica*, 2002, 70(5): 1741-1779.
- [18]BAS M, STRAUSS-KAHN V. Input-trade liberalization, export prices and quality upgrading[J]. *Journal of International Economics*, 2015, 95(2): 250-262.
- [19]张平, 陈昌兵. 加快现代化建设实现第二个百年奋斗目标[J]. 经济学动态, 2018(2): 11-22.
- [20]李瑞琴, 孙浦阳. 地理集聚与企业的自选择效应——基于上、下游关联集聚和专业化集聚的比较研究[J]. 财贸经济, 2018(4): 114-129.
- [21]盛斌, 苏丹妮, 邵朝对. 中国全球价值链嵌入的空间路径选择——事实与影响因素[J]. 世界经济文汇, 2018(1): 86-103.
- [22]陈爱贞, 刘志彪. 进口促进战略有助于中国产业技术进步吗?[J]. 经济学动态, 2015(9): 70-80.
- [23]周记顺, 洪小羽. 进口中间品、进口资本品与企业出口复杂度[J]. 国际贸易问题, 2021(2): 48-62.
- [24]宋旭光, 赵雨涵. 中国区域创新空间关联及其影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(7): 22-40.
- [25]张杰. 中美战略格局下全球供应链演变的新趋势与新对策[J]. 探索与争鸣, 2020(12): 37-52+198.
- [26]黄繁华, 洪银兴. 生产性服务业对我国参与国际循环的影响——基于制造业全球价值链分工地位的研究[J]. 经济学动态, 2020(12): 15-27.
- [27]KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography[J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3): 483-499.
- [28]潘爱玲, 吴倩, 李京伟. 高管薪酬外部公平性、机构投资者与并购溢价[J]. 南开管理评论, 2021(1): 39-49+59-60.
- [29]钱雪松, 康瑾, 唐英伦, 曹夏平. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国 2009 年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. 中国工业经济, 2018(8): 42-59.
- [30]刘修岩, 李松林, 陈子扬. 多中心空间发展模式与地区收入差距[J]. 中国工业经济, 2017(10): 25-43.
- [31]吕承超, 宋洁. 金融发展缩小了我国地区经济差距吗——基于关系数据分析范式[J]. 经济学家, 2020(9): 42-52.

[32]ELVIDGE C D,ZISKIN D,BAUGH K. E,et al. A fifteen-year record of global natural gas flaring derived from satellite data[J]. Energies,2009,2(3):595-622.

[33]LIU Z,HE C,ZHANG Q,et al. Extracting the dynamics of urban expansion in China using DMSP-OLS nighttime light data from 1992 to 2008[J]. Landscape and Urban Planning,2012,106(1):62-72.

[34]曹子阳,吴志峰,匡耀求,黄宁生. DMSP/OLS 夜间灯光影像中国区域的校正及应用[J]. 地球信息科学学报,2015(9):1092-1102.

[35]KRISHNA P,SENSES M Z. International trade and labor income risk in the US[J]. Review of Economic Studies,2014,81(1):186-218.

[36]AUTOR D H,DORN D,HANSON G H. The China syndrome:Local labor market effects of import competition in the United States[J]. American Economic Review,2013,103(6):2121-2168.

[37]邓仲良,张可云. 中国经济增长的空间分异为何存在?——一个空间经济学的解释[J]. 经济研究,2020(4):20-36.

[38]潘竟虎,张永年. 中国能源碳足迹时空格局演化及脱钩效应[J]. 地理学报,2021(1):206-222.

[39]UPWARD R,WANG Z,ZHENG J H. Weighing China's export basket:The domestic content and technology intensity of Chinese exports[J]. Journal of Comparative Economics,2013,41(2):527-543.

[40]严成樑,龚六堂. R&D 规模、R&D 结构与经济增长[J]. 南开经济研究,2013(2):3-19.

[41]盛斌,毛其淋. 贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1985—2008 年[J]. 世界经济,2011(11):44-66.

[42]陆静,阿拉腾苏道,尹宇明. 收入结构和融资模式对商业银行盈利和风险的影响[J]. 中国软科学,2013(9):23-36.

[43]孙铮,刘凤委,李增泉. 市场化程度、政府干预与企业债务期限结构——来自我国上市公司的经验证据[J]. 经济研究,2005(5):52-63.

注释:

1 个别年份存在两颗卫星同时记录的复合影像,如 F101994 与 F121994、F121997 与 F141997、F121998 与 F141998、F121999 与 F141999、F142000 与 F152000、F142001 与 F152001、F142002 与 F152002、F142003 与 F152003、F152004 与 F162004、F152005 与 F162005、F152006 与 F162006、F152007 与 F162007。

2 受教育程度包括小学、初中、高中和大专及以上,对应的教育年限分别为 6 年、9 年、12 和 16 年,用受各类教育人口占总人口的比例乘以各类教育对应的教育年限计算平均受教育年限。

3 将巴西、俄罗斯、印度三个金砖国家看作一个整体,根据前述方法计算其前向和后向关联指数,同样通过就业人员比重将国家层面的关联指数分解到省级层面,得到 IVRfw_int 和 IVRbw_int。

4 其中，东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南，中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南，西部地区包括内蒙古、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、广西、青海、宁夏、新疆。