

全球价值链嵌入、国内市场一体化与省际收入差距

蒋 瑛，成东申

摘 要：从双重分工视角出发，将全球价值链嵌入与国内市场一体化纳入同一分析框架，采用省份两两配对面板数据，考察了全球价值链嵌入对省际收入差距的影响以及国内市场一体化的调节作用。研究发现：全球价值链嵌入扩大了省际收入差距，但是当国内市场一体化达到一定程度后，可以抑制全球价值链嵌入对省际收入差距扩大的负面影响。生产率差距是全球价值链嵌入作用于省际收入差距的重要渠道，而国内市场一体化则通过促进产业转移，缓解了全球价值链嵌入对省际收入差距扩大的负面影响。全球价值链嵌入扩大了中国东部省份与中西部省份之间的收入差距，而国内市场一体化可以倒 U 型调节由全球价值链嵌入所导致的中国东部省份与中西部省份之间的收入差距。构建国内价值链可以正向调节由全球价值链嵌入所导致的省际收入差距。本文基于双重分工视角为新时代中国统筹两个市场和两种资源，实现区域协调发展提供了重要启示。

关键词：全球价值链；国内市场一体化；省际收入差距；国内价值链

中图分类号：F126 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-0169(2024)01-0128-15

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.20231219.001

一、引 言

改革开放以来，中国通过承接劳动密集型产业或生产环节转移，充分发挥禀赋优势，积极参与以全球价值链（Global Value Chains, GVC）为载体的国际分工，极大地推动了自身工业化、现代化进程，在开放中创造了经济增长的奇迹。但是，全球化带来的收益在地区间并非均匀分配的。在上一轮经济发展中，东部沿海地区凭借区位优势和政策优势，通过率先融入全球价值链，迅速成为世界上最大的制造中心以及中国经济增长的主要引擎，从而获得了先发优势。外向型产业在东部地区的高度集聚，不仅使其享受到了来自全球价值链的高端技术溢出，客观上也加大了中国东中西三大地带发展程度的差异^[1]。在当前新的发展阶段，《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》指出，“加强地区间产业转移项目协调合作，建立重大问题协调解决机制，推动产业合理布局、分工进一步优化”，可见，区域协调发展的重要抓手之一就是构建全国统一大市场，打破产业、商品、要素等各种资源要素的流动壁垒，进而深化国内产业分工。

已有文献对全球价值链嵌入与收入差距进行了大量研究。首先，绝大多数研究认为 GVC 嵌入会扩大一国劳动和资本要素报酬之间的差距。张少军^[2]认为 GVC 通过价格驱动、低端锁定和世界

基金项目：国家社会科学基金重点项目“需求侧管理下中国全球价值链地位提升的机理和对策研究”（21AJL016）；四川省哲学社会科学基金重点项目“成渝地区双城经济圈建设内陆开放战略高地研究”（SCJJ23ND35）

作者简介：蒋瑛，四川大学经济学院（四川 成都 610065）；成东申（通讯作者），四川大学经济学院，xycd3135@163.com

劳动力市场一体化三种渠道,降低了劳动在国民收入中的份额。唐志芳等^[3]也发现 GVC 分工深化对劳动收入占比将产生不利影响。然后,关于 GVC 嵌入对不同技术水平劳动者之间收入差距的影响,已有研究尚未达成共识。刘瑶等^[4]基于跨国跨行业面板数据得出的实证结果表明,GVC 嵌入显著提高了熟练劳动力与非熟练劳动力之间的工资差距。耿伟等^[5]认为,GVC 嵌入位置越低的行业,高技能劳动收入占比越大,低技能劳动收入占比越小,劳动收入差距随之扩大。与之相反,林玲等^[6]的研究结果则表明,GVC 嵌入位置越低的国家高低技术工人之间的工资收入差距越小。最后,部分学者研究了 GVC 嵌入对我国城乡收入差距的影响。曹清峰^[7]发现,GVC 嵌入显著降低了城乡收入差距。张二震等^[8]认为,我国 GVC 低端嵌入难以适应缩小城乡收入差距的需要。尽管已有文献从生产要素之间的收入差距、不同技术水平劳动者之间的收入差距以及城乡之间的收入差距等方面研究了 GVC 嵌入的收入分配效应,但是鲜有文献探讨 GVC 嵌入对地区之间收入差距的影响。

近年来,部分学者开始关注构建全国统一大市场在区域协调中的作用,但尚未对其具体影响效应达成共识。首先,部分学者认为国内市场一体化可以显著缩小地区间收入差距。陆铭等^[9]认为,国内市场一体化可以通过劳动力要素的自由流动和高效聚集缩小区域间收入差距,为实现共同富裕奠定基础。彭伟斌^[10]指出,全国统一大市场可以缩小城乡区域发展和收入分配差距,推进全体人民实现共同富裕。其次,少部分文献认为国内市场一体化扩大了地区间收入差距。孙元元等^[11]认为,市场一体化的深化会促使产业向经济核心区集聚,最终扩大地区间的生产率差异。梁琦等^[12]也认为,异质性企业的定位选择行为会加剧地区之间的不平衡,并扩大地区间生产率差距。最后,还有一部分文献认为市场一体化与区域协调发展间为非线性关系。彭桥等^[13]的研究结果表明,随着市场一体化程度的加深,我国区域间经济差异呈现先增大后减小并逐渐趋同的阶段效应。Kim^[14]的研究结果亦表明,只有迅速达到高水平的一体化才有可能收敛地区间收入差距,否则就有可能扩大地区间收入差距。

相比已有文献,本文的边际贡献主要体现在三方面。第一,首次从嵌入全球价值链参与国际分工视角探讨了我国省际收入差距的形成原因,并进行了实证检验。第二,将全球价值链嵌入与国内市场一体化纳入了同一分析框架,在国内国际双循环背景下,基于嵌入全球价值链参与国际分工和构建全国统一大市场深化国内区域分工的双重分工视角,考察了产业分工对省际收入差距的影响,为中国国内外两个市场和两种资源的统筹问题提供了全新解读。第三,本文考察了国内市场一体化在全球价值链嵌入影响省际收入差距过程中所起到的调节作用,并通过分析不同国内市场一体化程度下省际产业分工的竞合关系,首次发现了国内市场一体化对省际产业转移的非线性影响,认为只有当国内市场一体化达到一定水平时,才能够抑制全球价值链嵌入对省际收入差距扩大的负面影响。

二、理论分析与研究假设

(一) 全球价值链嵌入和省际收入差距

“斯密定理”指出,分工可以提高劳动生产率,是经济增长的源泉。改革开放以来,我国东部沿海地区凭借区位优势和政策优势率先融入全球价值链分工,促使劳动力、资本、技术、市场等资源高度集聚在东部沿海地区,在极大提高了自身生产率的同时,也导致中国省际收入差距持续扩大。

全球价值链嵌入导致地区间生产率差距扩大,具体表现为劳动力、资本、技术和市场规模差距的扩大。第一,在劳动力生产率差距方面,东部沿海地区通过融入全球价值链大力发展外向型加工

制造业,形成产业集聚的同时也造成了人力资本的非平衡分布和普通劳动力的地理集中,进而扩大了与中西部内陆地区的劳动力边际产出^[15]。第二,在资本生产率差距方面,同样的,外向型加工制造产业集聚促进了物质资本在东部沿海地区的形成与积累,从而扩大了与中西部地区的生产率差距。此外,《2021年中国国际收支报告》数据显示,我国制造业融入全球价值链是吸引外商直接投资的重要原因。而我国东部沿海地区的全球价值链嵌入程度远高于中西部内陆地区,这也导致了外商直接投资普遍集中于东部沿海地区。第三,在技术生产率差距方面,全球价值链嵌入程度更高的东部沿海地区企业通过国际技术溢出效应和中间品溢出效应,更高程度地提升了自身技术水平,进而扩大了与中西部内陆地区企业的生产率差距。同时,参与全球价值链也使得企业面临来自国际市场的竞争压力,促使其不断创新,提升产品质量以应对更高强度的国际竞争。第四,在规模经济差距方面,“斯密-杨格定理”指出,市场规模扩大会强化分工深化所带来的规模报酬递增,进而促进生产率提升。嵌入全球价值链的企业可以通过由跨国主导企业所带来的品牌溢出效应和全球销售网络溢出效应,克服进入国际市场的品牌和销售网络壁垒,顺利进入国际市场,享受国际市场的规模红利。由于中国东部沿海地区的全球价值链嵌入程度远远高于中西部内陆地区,故而前者所获得的品牌溢出效应和全球销售网络溢出效应更大,其产品的市场规模也更大,规模经济程度更高,进而扩大了地区间生产率差距。

地区间生产率差距扩大导致省际收入差距扩大。已有文献普遍认为,地区生产率差距是地区发展差距的主要成因,更高的生产率更有助于经济增长^{[16][17]}。在经济发展的过程中,随着劳动生产率和生产效率的不断提高,单位投入能够创造出更多的产品或服务价值,推动经济增长和人均收入提高。此外,高生产率还具有“马太效应”,可以进一步增强地区竞争力,吸引更多的投资和贸易,激发创新和研发活动,为经济增长提供更多的动力。因此,我国东部地区通过更高程度的嵌入全球价值链分工,扩大了与中西部内陆地区的生产率差距,进而扩大了省际收入差距。基于以上“全球价值链嵌入—生产率差距—省际收入差距”的分析,本文提出研究假设1。

研究假设1:全球价值链嵌入扩大了省际收入差距,中间机制为生产率差距扩大。

(二) 全球价值链、国内市场一体化和省际收入差距

国内市场一体化能够促进产业的区域专业化分工,促进更大范围的产业一体化,使得区域协调机制得以有效发挥。本文认为,国内市场一体化可以通过产业转移影响地区间生产率差距,进而作用于省际收入差距。

国内市场一体化对产业转移的非线性影响。一方面,当国内市场一体化程度较低时,国内区域分工水平也较低,产业同构严重,东部沿海地区与中西部内陆地区呈现出产业竞争关系。在这种情况下,由于前者在区位条件、营商环境、产业配套、交通基础设施、本地市场规模等方面都较后者更具优势,故而中西部内陆地区无法在与东部沿海地区的竞争中取得优势。此时,市场一体化的深化会加剧产业向经济核心区域聚集,这一是体现为国外产业向我国东部沿海地区转移,二是体现为西部内陆地区产业向东部沿海地区转移^[11]。另一方面,当国内市场一体化程度较高时,国内区域分工水平也随之提高,产业结构趋同现象大大缓解,东部沿海地区与中西部内陆地区呈现出产业合作关系。市场一体化能够增强市场机制优化资源配置的有效性,使转移企业根据各地已有的产业基础和产业集聚情况选择转移地,形成专业化分工,避免因地方利益争夺转移企业而出现的产业同构、产业雷同现象的发生。在高度统一的国内市场之下,我国的区域产业分工进一步深化,产业布局持续调整优化,在此过程中产业转移也会持续推进^[18]。全国统一大市场建设以解决市场基础制度规则不统一、市场设施标准不统一、要素和资源市场不统一和市场监管不统一等影响区域分工深化的大问题为目标,能够有效提高资源配置和投入产出效率,改善中西部内陆地区营商环境,加快其承接产业转移的步伐^[19]。此外,国内市场一体化还会促进基础设施的不断改善和交通网络的扩

展,降低国内的物流成本,促进中西部内陆地区承接国际产业转移和东部产业转移。综上所述,本文认为国内市场一体化与产业转移之间为 U 型关系:当国内市场一体化程度没有达到阈值之前,国内市场一体化将使得产业高度集中在东部沿海地区;当国内市场一体化程度达到阈值后,则会促使产业由东部沿海地区向中西部内陆地区梯度转移。

产业梯度转移有利于缩小地区间生产率差距。后发优势理论认为,落后地区可以通过引进、模仿、学习(包括资本、技术和制度等),逐渐形成自身经济发展的有利条件,进而获得后发优势,以更快的速度实现生产率提升。具体来说:第一,承接产业转移可以充分发挥欠发达地区的比较优势,促使人才、资本、技术、知识等由发达地区向欠发达地区不断扩散,加快后发地区工业化进程,缩小与发达地区的生产率差距^[20];第二,承接产业转移可能会导致更大规模的生产,从而降低单位生产成本,提高中西部内陆地区生产率;第三,承接产业转移可能会引入更多的竞争,激励中西部地区企业提高其生产效率,以应对新竞争者的威胁。

当国内市场一体化程度较低时,产业高度集中于东部沿海地区,此时劳动力、资本、技术、市场等资源也会高度集中于东部沿海地区,地区间生产率会随之提高。只有当国内市场一体化达到一定水平后,产业才会由东部沿海地区向中西部内陆地区梯度转移,进而缩小地区间生产率差距。也就是说,国内市场一体化与生产率差距之间呈现倒 U 型关系。基于以上“国内市场一体化—产业转移—生产率差距”的分析,结合前文“全球价值链嵌入—生产率差距—省际收入差距”的分析,本文提出研究假设 2。

研究假设 2:国内市场一体化达到一定阈值后,有助于实现产业梯度转移,缩小地区间生产率差距,从而抑制全球价值链嵌入对省际收入差距扩大的负面影响。也就是说,国内市场一体化可以倒 U 型调节全球价值链嵌入所导致的省际收入差距。

全文理论分析框架如图 1 所示。

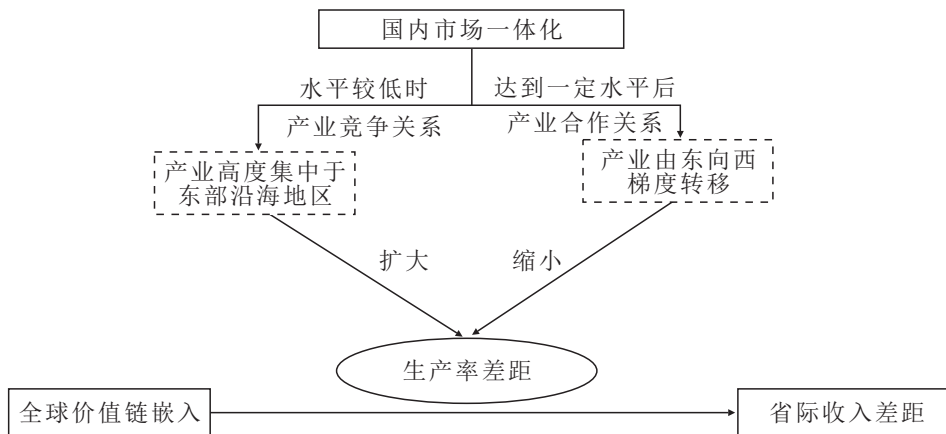


图 1 理论分析框架图

三、模型设定与数据说明

(一) 模型设定

结合既有研究,本文采用省份两两匹配数据分别构建如下回归模型,检验理论分析部分所提出的两个研究假设:

$$\ln gap_{ij,t} = \alpha + \beta_1 FVAR_{ij,t} + \gamma X_{ij,t} + \lambda_i + \delta_j + \mu_t + \varepsilon_{ij,t} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \ln gap_{ij,t} = & \alpha + \beta_1 FVAR_{ij,t} + \beta_2 integ_{ij,t} + \beta_3 integ_{ij,t}^2 + \beta_4 FVAR_{ij,t} \times integ_{ij,t} + \beta_5 FVAR_{ij,t} \\ & \times integ_{ij,t}^2 + \gamma X_{ij,t} + \lambda_i + \delta_j + \mu_t + \epsilon_{ij,t} \end{aligned} \quad (2)$$

模型 (1) 考察全球价值链嵌入对中国省际收入差距的影响, 模型 (2) 考察国内市场一体化在全球价值链嵌入影响中国省际收入差距过程中的调节作用。其中下标 i 和 j 表示省份, t 表示年份, $\ln gap_{ij,t}$ 表示第 t 年省份 i 和省份 j 之间人均可支配收入的差距, $FVAR_{ij,t}$ 表示第 t 年省份 i 和省份 j 之间全球价值链嵌入程度的差距, $integ_{ij,t}$ 表示第 t 年省份 i 和省份 j 的市场一体化程度, $integ_{ij,t}^2$ 为省份间市场一体化程度的平方项, $X_{ij,t}$ 为一系列影响省际收入差距的控制变量, λ_i 和 δ_j 分别为省份 i 和省份 j 的固定效应, μ_t 表示年份固定效应, $\epsilon_{ij,t}$ 为随机扰动项。

(二) 主要指标及数据说明

1. 被解释变量。本文的被解释变量为省际收入差距, 以省份 i 和省份 j 人均可支配收入的差值来衡量, 数据来源于《中国统计年鉴》和各省统计年鉴。由于 2001—2004 年绝大多数省份的全体居民人均可支配收入数据缺失, 但是所有年份均公布了城镇和农村居民人均可支配收入数据, 故本文借鉴温娇秀^[21]的处理办法, 采用全省城镇居民和农村居民比例对城镇和农村居民人均可支配收入进行加权, 补全 2001—2004 年的缺失值。

2. 核心解释变量。本文的解释变量为省份间全球价值链嵌入程度差距, 以省份 i 和省份 j 全球价值链嵌入程度的差值来衡量。本文基于 2000—2014 年海关和工业企业微观数据对中国 30 个省份的全球价值链嵌入程度进行测算。首先, 借鉴 Upward 等^[22]的方法合并中国海关数据库和中国工业企业数据库, 并识别出进口中间品。然后, 参照张杰等^[23]的方法, 按照不同贸易方式, 使用中间贸易代理商中间品进口占总中间品进口的比重替代各省份不同贸易方式从中间贸易代理商处进口的中间品比重。最后, 参照余泳泽等^[24]的思路, 将省份 i 和省份 j 全球价值链嵌入程度的差距表示为如下形式:

$$FVAR_{ij} = \frac{M_{ip}^{total} |_{BEC} + \left(\frac{E_{io}^{total}}{D_{it} + E_{io}^{total}} \right) M_{io}^{total} |_{BEC}}{E_{ip}^{total} + E_{io}^{total}} - \frac{M_{jp}^{total} |_{BEC} + \left(\frac{E_{jo}^{total}}{D_{jt} + E_{jo}^{total}} \right) M_{jo}^{total} |_{BEC}}{E_{jp}^{total} + E_{jo}^{total}} \quad (3)$$

其中, 下标 p 和 o 分别表示加工贸易和一般贸易; $M_{in}^{total} |_{BEC}$ ($n=p, o$) 和 $M_{jn}^{total} |_{BEC}$ ($n=p, o$) 分别表示考虑中间贸易代理商间接进口后省份 i 和省份 j 实际进口的中间品; $E_{in}^{total} |_{BEC}$ ($n=p, o$) 和 $E_{jn}^{total} |_{BEC}$ ($n=p, o$) 分别表示考虑中间贸易代理商出口后省份 i 和省份 j 实际出口额, $(D_{it} + E_{io}^{total})$ 和 $(D_{jt} + E_{jo}^{total})$ 分别表示省份 i 和省份 j 的国内销售与一般贸易实际出口额之和。

3. 调节变量。本文的调节变量为省份间市场一体化程度, 以省份 i 和省份 j 之间的产业差异程度来衡量。目前, 测量市场分割的主要方法有生产法^{[25][26]}、价格法^[27]、流量法^[28]和问卷调查法^[29]。其中生产法以统一市场情境下地区间应当存在生产分工为出发点, 认为地区间产业结构趋同说明市场分割加剧。按照国内市场一体化促进区域分工这一研究思路, 采用生产法测算市场一体化程度与本文研究更为契合。付强^[30]的研究也表明产业同构程度较高的省份之间存在着阻碍市场竞争正常进行的持续市场分割, 从而使得区域之间的合理分工始终难以实现。本文借鉴付强^[30]的方法, 构建产业同构系数测算我国两省之间的市场一体化程度, 具体计算方法如下:

$$integ_{ij} = 1 - S_{ij} = 1 - \frac{\sum_{k=1}^n X_{ik} X_{jk}}{\sum_{k=1}^n X_{ik}^2 \sum_{k=1}^n X_{jk}^2} \quad (4)$$

其中, S_{ij} 表示省份 i 和省份 j 之间的产业同构系数, 其取值范围为 $[0, 1]$, 越接近于 1 则说明两省份之间的产业同构程度越严重; X_{ik} 、 X_{jk} 分别表示 k 行业产值占省份 i 和省份 j 产值的比重。1 减去两地间产业同构系数即为两省间市场一体化程度 ($integ_{ij}$)。数据来源于《中国工业统计年

鉴》, 所选行业包括 20 个制造业行业。

4. 控制变量。参照现有文献, 本文选取以下控制变量: (1) 研发强度差距, 以两地人均研发投入金额差值度量; (2) 对外贸易差距, 以两地人均对外贸易金额差值度量; (3) 人力资本差距, 以两地人均受教育年限之差度量; (4) 二元结构差异, 参考彭建刚等^[31]的测算方法, 以两地二元对比系数之差度量; (5) 政策支持差异, 借鉴樊丽明等^[32]的思路, 以两地转移支付之差度量; (6) 金融深化差距, 以两地人均存贷款余额除以 GDP 后的差值度量; (7) 利用外资差距, 以两地人均利用 FDI 金额之差来度量。控制变量数据来源于《中国统计年鉴》和国泰安数据库。

5. 样本选择与数据说明。受限于中国工业企业数据的可得性, 本文的样本时间段为 2000—2014 年。在截面个体上, 剔除了数据缺失的西藏和中国港澳台地区, 从而构造了由 30 个省份两两匹配组成的 435 个省份对。剔除全球价值链嵌入度大于 1 的数据后, 组成样本容量为 6 185 的非平衡面板数据集用于回归分析。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
地区间人均收入差距	<i>lngap</i>	6 185	0.004	7.713	-10.422	10.380
全球价值链嵌入差距	<i>FVAR</i>	6 185	0.045	0.238	-0.786	0.812
市场一体化程度	<i>integ</i>	6 185	0.400	0.188	0.013	0.907
研发投入差距	<i>lnperRD</i>	6 185	-0.325	5.278	-8.554	8.647
人均贸易额差距	<i>lnpertde</i>	6 185	-0.169	8.541	-11.677	11.670
人均受教育年限差距	<i>eduyear</i>	6 185	0.036	1.261	-3.844	4.356
二元结构差异	<i>binary</i>	6 185	-0.430	2.889	-10.705	9.672
人均转移支付差距	<i>lntranspay</i>	6 185	-1.148	7.116	-10.402	10.413
金融深化差距	<i>findeep</i>	6 185	0.111	1.325	-7.814	7.685
人均外资利用额差距	<i>lnperfdi</i>	6 185	-1.045	8.240	-12.264	12.258

四、实证结果及分析

(一) 基准回归结果

在具体检验之前, 本文根据温忠麟等^[33]的建议, 对核心解释变量和调节变量进行中心化处理, 以避免多重共线性对调节效应估计结果的影响。表 2 报告了基准回归结果。参照王孝松等^[34]的做法, 第 (1) 列加入核心解释变量全球价值链嵌入、研发强度差距、对外贸易差距、人力资本差距、二元结构差异、政策支持差异、金融深化差距、利用外资差距等控制变量, 以及配对两省各自的地区固定效应和年份固定效应。第 (2) 列在第 (1) 列的基础上进一步加入国内市场一体化的一次方及二次方。回归结果显示全球价值链嵌入估计系数均在 5% 的水平上显著为正, 表明全球价值链嵌入扩大了中国省际收入差距, 研究假设 1 成立。此外, 国内市场一体化一次方估计系数在 1% 的水平上显著为正, 二次方估计系数在 1% 的水平上显著为负, 表明国内市场一体化与省际收入差距之间呈倒 U 型非线性关系。第 (3) 列引入全球价值链嵌入与国内市场一体化的交互项, 以考察后者对前者的调节效应。估计结果显示全球价值链嵌入与国内市场一体化二次方交互项的估计系数在 1% 的水平上显著为负, 这表明国内市场一体化倒 U 型调节了全球价值链嵌入与省际收入差距之间

的关系：当国内市场一体化达到一定程度之后，其可以抑制全球价值链嵌入对省际收入差距扩大的负面影响。这一估计结果印证了研究假说 2 的推断。

表 2 基准回归结果

变量	(1) <i>lngap</i>	(2) <i>lngap</i>	(3) <i>lngap</i>
<i>FVAR</i>	0.527** (0.238)	0.561** (0.238)	0.491** (0.243)
<i>integ</i>		5.120*** (1.035)	4.921*** (1.057)
<i>integ</i> ²		-5.169*** (1.154)	-4.819*** (1.201)
<i>FVAR</i> × <i>integ</i>			15.192*** (4.367)
<i>FVAR</i> × <i>integ</i> ²			-15.374*** (4.472)
<i>lnperRD</i>	0.578*** (0.022)	0.571*** (0.022)	0.577*** (0.022)
<i>lnpertde</i>	0.245*** (0.013)	0.240*** (0.013)	0.240*** (0.013)
<i>eduyear</i>	0.397** (0.159)	0.401** (0.158)	0.403** (0.158)
<i>binary</i>	0.013 (0.017)	0.016 (0.017)	0.016 (0.017)
<i>lntranspay</i>	-0.011 (0.011)	-0.013 (0.011)	-0.012 (0.011)
<i>findeep</i>	0.061* (0.032)	0.063** (0.032)	0.061* (0.032)
<i>lnperfdi</i>	0.249*** (0.044)	0.246*** (0.044)	0.246*** (0.045)
地区固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	6 185	6 185	6 185
<i>R</i> ²	0.845	0.846	0.846

注：(1) 地区固定效应包括省份 *i* 和省份 *j* 的双重固定效应；(2) 括号内数值为稳健的标准误，***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。下表同。

(二) 内生性问题

全球价值链嵌入可能与省际收入差距产生潜在的反向因果问题，造成估计结果不再是无偏的和一致的。本文利用设立出口加工区这一准自然冲击事件构造全球价值链嵌入的工具变量，然后开展两阶段最小二乘估计。出口加工区的主要功能定位就是支持企业开展出口加工业务。区内企业优惠政策包括加工产品不征收增值税；从境外进入加工区内的零配件与原材料等货物，其进口关税和进口环节税可按规定予以免税或保税等。显然，设立出口加工区越多的省份其全球价值链嵌入程度可能越高，满足工具变量的相关性要求。此外，地方设立出口加工区需要国务院批准，属于典型的外生政策因素。2000 年 4 月，国务院正式批准设立由海关监管的出口加工区，至本文研究的截止年

份 2014 年, 先后批准了 63 个出口加工区。本文采用两省间出口加工区数量的差值作为全球价值链嵌入的工具变量。数据来源为《中国开发区审核公告目录 (2018 年版)》。

参考郭阳等^[35]对调节效应内生性检验的做法, 在表 3 第 (1) — (2) 列中, 将出口加工区数量的差值作为全球价值链嵌入的工具变量; 第 (3) 列中, 将出口加工区数量的差值、出口加工区数量的差值×国内市场一体化的一次方、出口加工区数量的差值×国内市场一体化的二次方分别作为全球价值链嵌入、全球价值链嵌入×国内市场一体化的一次方、全球价值链嵌入×国内市场一体化的二次方的工具变量。表 3 报告了使用工具变量进行两阶段最小二乘法 (2SLS) 回归的估计结果。根据识别不足检验和弱识别检验结果, 工具变量不存在识别不足和弱识别, 说明本文选取的工具变量是有效的。由表 3 的估计结果可知, 即使在考虑了内生性问题后, 本文核心结论依旧成立, 即全球价值链嵌入扩大了省际收入差距, 而当国内市场一体化达到一定阈值后, 其可以抑制全球价值链嵌入对省际收入差距扩大的负面影响。

表 3 工具变量估计结果

变量	(1) <i>lngap</i>	(2) <i>lngap</i>	(3) <i>lngap</i>
<i>FVAR</i>	2.045** (1.029)	2.019** (1.017)	2.248** (1.009)
<i>integ</i>		5.292*** (1.037)	5.333*** (1.059)
<i>integ</i> ²		-5.394*** (1.162)	-5.497*** (1.201)
<i>FVAR</i> × <i>integ</i>			7.252*** (1.052)
<i>FVAR</i> × <i>integ</i> ²			-7.179*** (1.072)
Kleibergen-Paap rk LM statistic	248.621 [0.000]	248.288 [0.000]	236.669 [0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	306.709 {16.38}	306.389 {16.38}	99.356 {16.38}
控制变量	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	6 185	6 185	6 185
<i>R</i> ²	0.844	0.845	0.845

注: () 数值为稳健的标准误, [] 数值为 *P* 值, { } 数值为 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。

(三) 稳健性检验

为了进一步增强本文核心结论的稳健性, 本文分别采用以下四种方法对估计结果进行稳健性检验。

1. 全球价值链嵌入再测度。采用 Upward 等^[22]的方法, 假设加工贸易进口全部用作加工贸易

出口的中间投入，一般贸易进口的中间投入同比例地用于国内销售和一般贸易出口，重新测算省级层面的全球价值链嵌入度。表4第(1) — (3)列的回归结果显示，全球价值链嵌入估计系数依旧显著为正，全球价值链嵌入与国内市场一体化二次方交互项的估计系数依旧在1%的水平上显著为负，这与表2的基本估计结果一致。

2. 国内市场一体化再测度。克鲁格曼在《地理与贸易》提出了考察两个地区之间的产业结构差异性程度的指标——Krugman专业化指数。本文借鉴宋洋等^[26]的方法，采用改进后的Krugman地区专业化指数度量国内市场一体化，计算公式如下：

$$GSI_{ij} = \sum_{k=1}^n \left| \frac{q_{ik} - q_{jk}}{q_i - q_j} \right| \quad (5)$$

其中， q_{ik} 和 q_{jk} 分别为地区*i*和地区*j*的*k*行业总产值， q_i 和 q_j 为地区*i*和地区*j*的工业总产值。 GSI_{ij} 的取值范围为 $[0, 2]$ ，取值越大两地间的产业结构差异越大，一体化程度越高。表4第(4) — (6)列展示了以Krugman地区专业化指数为国内市场一体化代理变量的回归结果，可以看到，所得结果仍与基本估计结果一致。

表4 稳健性检验1：解释变量再测度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全球价值链嵌入再测度			国内市场一体化再测度		
	$\ln gap$	$\ln gap$	$\ln gap$	$\ln gap$	$\ln gap$	$\ln gap$
<i>FVAR</i>	0.511** (0.239)	0.545** (0.239)	0.473* (0.244)	0.527** (0.238)	0.518** (0.237)	0.379* (0.199)
<i>integ</i>		5.119*** (1.035)	4.919*** (1.057)		2.928*** (0.718)	3.317*** (0.749)
<i>integ</i> ²		-5.168*** (1.154)	-4.816*** (1.201)		-1.137*** (0.316)	-1.346*** (0.337)
<i>FVAR</i> × <i>integ</i>			15.469*** (4.377)			14.648*** (3.489)
<i>FVAR</i> × <i>integ</i> ²			-15.632*** (4.480)			-7.383*** (1.681)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	6 185	6 185	6 185	6 185	6 185	6 185
<i>R</i> ²	0.845	0.846	0.846	0.845	0.845	0.846

3. 替换被解释变量。将人均可支配收入替换为人均GDP，重新度量省际收入差距。替换被解释变量后的估计结果如表5第(1) — (3)列所示，可以看到，回归结果与基准结果一致。

4. 加入更多控制变量。为了减少遗漏变量对模型估计的误差影响，本文在基准回归模型的基础之上进一步引入地区内收入不平等差距 (*taier*)、城镇化率差距 (*urban*) 和市场化程度差距 (*market*) 三个控制变量，然后对模型重新进行估计。地区内收入不平等采用泰尔指数度量，市场化程度采用樊纲市场化指数度量。表5第(4) — (6)列的回归结果与前述分析一致。这说明，本文的基准回归结果具有稳健性。

表 5 稳健性检验 2: 替换被解释变量和加入更多控制变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	替换被解释变量			加入更多控制变量		
	<i>lngdpgap</i>	<i>lngdpgap</i>	<i>lngdpgap</i>	<i>lngap</i>	<i>lngap</i>	<i>lngap</i>
<i>FVAR</i>	0.785*** (0.287)	0.776*** (0.287)	0.735** (0.293)	0.495** (0.243)	0.520** (0.243)	0.457* (0.247)
<i>integ</i>		3.634*** (0.949)	3.498*** (1.185)		5.064*** (1.029)	4.892*** (1.050)
<i>integ</i> ²		-3.520*** (0.919)	-3.757** (1.747)		-5.039*** (1.148)	-4.734*** (1.193)
<i>FVAR</i> × <i>integ</i>			9.213* (5.284)			14.669*** (4.313)
<i>FVAR</i> × <i>integ</i> ²			-9.415* (5.484)			-14.714*** (4.421)
<i>taier</i>				15.858*** (2.351)	15.843*** (2.355)	15.841*** (2.353)
<i>urban</i>				3.125** (1.369)	3.345** (1.372)	3.140** (1.370)
<i>market</i>				0.123** (0.060)	0.120** (0.060)	0.117* (0.060)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	6 185	6 185	6 185	6 185	6 185	6 185
R ²	0.822	0.823	0.823	0.846	0.847	0.847

五、进一步讨论

(一) 机制识别

1. 全球价值链嵌入与省际收入差距的机制识别。根据基准回归结果可知, 全球价值链嵌入会显著扩大省际收入差距。基于前文的理论分析, 全球价值链嵌入主要通过生产率差距进而影响省际收入差距。本文参考 Kumbhakar 等^[36]的方法, 采用随机前沿分析方法测算省份间生产率差距。然后将省份间生产率差距作为被解释变量, 以全球价值链嵌入以及控制变量作为解释变量, 考察省份间生产率差距是否受到全球价值链嵌入的显著影响。表 6 第 (1) 列的回归结果显示, 全球价值链嵌入估计系数在 5% 的水平上显著为正, 说明生产率差距是全球价值链嵌入影响省际收入差距的重要路径, 这与理论预期一致。

2. 国内市场一体化在全球价值链嵌入影响省际收入差距过程中起调节作用的机制识别。根据前文的理论分析, 本文调节效应的作用机制为“国内市场一体化—产业转移—生产率差距—省际收入差距”。参考张峰等^[37]的做法, 先验证国内市场一体化对产业转移的非线性影响, 再验证产业转移能否通过影响生产率差距进而作用于省际收入差距。表 6 第 (2) 列将产业转移作为被解释变量, 以国内市场一体化的一次方、二次方以及控制变量作为解释变量, 考察产业转移是否受到国内市场一体化的显著影响。产业转移采用胡安俊等^[38]的方法, 通过比较本年度与上年度地区制造业工业

总产值份额的变化测度产业转移，并进一步测算省份间承接产业转移差额。回归结果显示，国内市场一体化一次方回归系数在 5% 的水平上显著为正，而二次方回归系数在 5% 的水平上显著为负，表明国内市场一体化与产业转移之间为倒 U 型关系。也就是说，只有当国内市场一体化程度达到阈值后，才会促使产业由东部沿海地区向中西部内陆地区的梯度转移。为进一步检验产业转移是调节“全球价值链嵌入—生产率差距—省际收入差距”的重要途径，本文将产业转移与生产率差距对省际收入差距的交互影响进行回归估计。表 6 第（3）列显示，产业转移差距与生产率差距的交互项在 1% 的水平上显著为负，即产业转移可以有效调节省际生产率差距对省际收入差距扩大的负面影响。由此表明，在全国统一大市场建设过程中，促进东部地区劳动密集型产业向中西部地区有序转移是缩小地区间收入差距的重要抓手。

表 6 全球价值链嵌入、国内市场一体化与省际收入差距的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>tfp</i>	<i>indtrsf</i>	<i>lngap</i>
<i>FVAR</i>	0.063** (0.031)		
<i>integ</i>		0.008** (0.004)	
<i>integ</i> ²		-0.011** (0.005)	
<i>indtrsf</i> × <i>tfp</i>			-1.528*** (0.287)
控制变量	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	6 185	6 185	6 185
<i>R</i> ²	0.099	0.317	0.844

（二）异质性分析

虽然全球价值链嵌入显著扩大了中国地区间收入差距，而国内市场一体化可以有效调节由全球价值链嵌入所导致的省际收入差距，但这是否会因不同的样本分类标准而存在差异？对于该问题的回答将有助于从更深层次上理解全球价值链嵌入、国内市场一体化与中国省际收入差距之间的潜在关联。

前文理论分析认为，改革开放后，我国东部地区通过融入全球价值链分工实现了经济腾飞，从而拉开了与中西部内陆地区的收入差距。本节按照国家统计局的分类，将我国划分为东、中、西和东北四大区域^①，然后按国内区域划分对相应样本进行分类回归，实证检验全球价值链嵌入扩大省际收入差距和国内市场一体化调节效应的地区异质性。由于东北地区包括的省份较少，难以进行有效对比，故而本文将省份对划分为东—中（第（1）—（3）列）、中—西（第（4）—（6）列）、东—西（第（7）—（9）列）三类，然后进行分组回归，结果如表 7 所示。可以看到，全球价值链嵌入显著扩大了我国东部省份与中部省份以及东部省份与西部省份之间的收入差距，但是并没有扩大中部省份与西

^① 东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 10 个省（市）；中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南 6 个省；西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 12 个省（市、自治区）；东北地区包括辽宁、吉林、黑龙江 3 个省。

部省份之间的收入差距。也就是说，全球价值链嵌入扩大了中国东部沿海地区与中西部内陆地区之间的收入差距，这一结论与前文理论分析的核心观点一致。同时，当国内市场一体化达到一定阈值后，也可以正向调节由全球价值链嵌入所导致的我国东部省份与中西部省份之间的收入差距。

表 7 地区异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	东—中			中—西			东—西		
	$\ln gap$	$\ln gap$	$\ln gap$	$\ln gap$	$\ln gap$	$\ln gap$	$\ln gap$	$\ln gap$	$\ln gap$
<i>FVAR</i>	0.465*** (0.081)	0.468*** (0.081)	0.340*** (0.088)	-0.126 (0.475)	-0.132 (0.467)	0.883 (0.738)	0.530** (0.238)	0.530** (0.238)	0.715*** (0.277)
<i>integ</i>		0.277** (0.114)	0.493** (0.206)		-3.198 (2.965)	-3.611 (2.946)		2.881* (1.745)	4.153** (1.780)
<i>integ</i> ²		-0.262*** (0.037)	-0.269*** (0.034)		8.446** (3.946)	8.830** (3.880)		-5.016*** (1.612)	-6.596*** (1.737)
<i>FVAR</i> × <i>integ</i>			5.344*** (1.279)			-11.185 (15.138)			21.630*** (4.680)
<i>FVAR</i> × <i>integ</i> ²			-5.612*** (1.238)			25.808 (21.608)			-22.192*** (4.684)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	998	998	998	1 015	1 015	1 015	1 289	1 289	1 289
R ²	0.947	0.947	0.948	0.842	0.845	0.846	0.966	0.967	0.968

(三) 全球价值链、国内价值链与省际收入差距

前文虽已较为系统地解读了国内区际分工背景下国内市场一体化对于缩小省际收入差距的重要性，但是国内市场一体化促进区域产业分工不仅体现在以减少产业结构趋同为目标地区产业间分工，也体现在以构建国内价值链为载体的地区产业内分工和产品内分工。同时，省际收入差距的国内产业内分工传导机制很可能与国内产业内分工传导机制相互交织和互为作用。

基于此，本部分将省际收入差距置于国内价值链与全球价值链的统一框架下，将基准回归模型的国内市场一体化替换为国内价值链（NVC），着重探讨国内价值链对全球价值链的调节效应。国内价值链测算方法参考邵朝对等^[39]的方法，运用 2007 年、2010 年和 2012 年的中国地区间投入产出表数据，测算地区间价值链贸易强度，具体测算方法如下：

$$NVC_{ij} = \frac{\text{省份 } i \text{ 流出中包含的省份 } j \text{ 的增加值} + \text{省份 } j \text{ 流向中包含的省份 } i \text{ 的增加值}}{\text{省份 } i \text{ 的 GDP} + \text{省份 } j \text{ 的 GDP}} \quad (6)$$

表 8 第 (1) 列的回归结果显示，全球价值链嵌入估计系数在 5% 的水平上正向显著。第 (2) 列的回归结果显示国内价值链一次方估计系数在 1% 的水平上显著为负，但二次方估计系数不显著。而第 (3) 列去除二次方后的回归结果显示国内价值链一次方估计系数依旧在 1% 的水平上显著为负，这说明国内价值链和省际收入差距呈现线性关系，且构建国内价值链可以缩小省际收入差距。这可能是由于相较于产业间分工，以国内价值链为载体的产业内分工和产品内分工的合作性更强，竞争性更小。所以即使中西部地区与东部地区的国内价值链合作程度较低，也能缩小省际收入差距。第 (4) 列的回归结果显示全球价值链嵌入与国内价值链构建交互项的估计结果在 1% 的水平上显著为负，说明构建国内价值链也能够抑制全球价值链对省际收入差距扩大的影响。

表 8 全球价值链、国内价值链与省际收入差距估计结果

变量	(1) <i>lngap</i>	(2) <i>lngap</i>	(3) <i>lngap</i>	(4) <i>lngap</i>
<i>FVAR</i>	0.527** (0.238)	0.365*** (0.088)	0.418** (0.188)	2.358* (1.254)
<i>NVC</i>		-1.571*** (0.354)	-0.660*** (0.202)	-0.667*** (0.200)
<i>NVC</i> ²		0.120 (0.137)		
<i>FVAR</i> × <i>NVC</i>				-0.705*** (0.148)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	6 185	1 138	1 138	1 138
<i>R</i> ²	0.845	0.868	0.867	0.868

六、主要结论与政策建议

本文首次将全球价值链嵌入与国内市场一体化纳入同一分析框架，基于双重分工视角考察产业分工对于省际收入差距的影响；并综合采用 2000—2014 年中国海关数据库、工业企业数据库、《中国工业统计年鉴》、区域间投入产出表等数据，将省份两两配对，就全球价值链嵌入对省际收入差距的影响和渠道，以及国内市场一体化在全球价值链嵌入影响省际收入差距过程中的调节作用和机制进行了较为细致的探讨。研究发现如下。第一，全球价值链嵌入扩大了省际收入差距，但是当国内市场一体化达到一定水平后，其可以抑制全球价值链嵌入对省际收入差距扩大的负面影响。第二，生产率差距是全球价值链嵌入影响省际收入差距的重要途径，而产业转移则是市场一体化对全球价值链嵌入产生调节效应的重要途径。第三，地区异质性分析表明，全球价值链嵌入扩大了中国东部地区与中部地区以及东部地区与西部地区之间的收入差距，但是对于中部地区和西部地区之间的收入差距影响却不显著。同时，当国内市场一体化达到一定阈值后，可以正向调节我国东部沿海地区与中西部内陆地区之间的收入差距。第四，构建国内价值链也能够正向调节由全球价值链嵌入所导致的省际收入差距。

从实证研究结果来看，尽管全球价值链嵌入扩大了我国省际收入差距，但是通过构建全国统一大市场，促进区域产业分工合作、推进产业梯度转移和完善国内价值链，可以抑制全球价值链嵌入对省际收入差距扩大的负面影响，进而促进区域协调发展。本文的研究结论对于我国促进区域协调发展具有重要启示。第一，要深化区域分工合作，增强产业规划政策的实施效果。中央政府要对东中西各区域的产业发展重点进行统筹安排，并设立区域发展管理部门，对区域发展事务统一管理，垂直协调，增强区域政治的相对稳定性、规范性与有效性。地方政府应考虑长远利益，避免重复项目的建设，积极参与到全国分工体系建设之中。应重视基础设施投资，减少对产业投资的干预。第二，要有序推进产业梯度转移，实现资源的跨区域整合。中央政府要支持中西部省份与东部省份合作共建跨省产业园区，全面推行产业集群“群长制”和产业链“链长制”，推动中西部地区劳动密集型行业“零部件—整机—终端”的全产业链引进和培育迈进，探索基于产业集群和产业链转移的

新模式。地方政府要加强在关键领域和关键环节的政策引导, 出台承接制造业转移的支持政策, 明确承接制造业转移的重点方向和重点产业。第三, 完善国内价值链, 深化国内生产分工网络。一方面, 要通过开展国际贸易, 加强国际合作, 将中西部企业纳入全球价值链, 提高产业链的国际竞争力。另一方面, 更要加快对内开放和区域协同, 构建国内区域价值链。全面推动北方城市群建设, 将济南—青岛、沈阳—大连等提升为国家中心城市群, 推动北方城市重工业产业链升级, 加快构建新的国内区域价值链; 充分发挥长江经济带的空间潜力和产业纵深, 打造沿江梯度型国内区域价值链。

参考文献

- [1] 刘志彪. 我国区域经济协调发展的基本路径与长效机制[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2013(1).
- [2] 张少军. 全球价值链降低了劳动收入份额吗——来自中国行业面板数据的实证研究[J]. 经济学动态, 2015(10).
- [3] 唐志芳, 顾乃华. 制造业服务化、全球价值链分工与劳动收入占比——基于 WIOD 数据的经验研究[J]. 产业经济研究, 2018(1).
- [4] 刘瑶. 参与全球价值链拉大了收入差距吗——基于跨国跨行业的面板分析[J]. 国际贸易问题, 2016(4).
- [5] 耿伟, 郝碧榕. 全球价值链嵌入位置与劳动收入差距——基于跨国跨行业下游度指标的研究[J]. 国际贸易问题, 2018(6).
- [6] 林玲, 容金霞. 参与全球价值链会拉大收入差距吗——基于各国后向参与度分析的视角[J]. 国际贸易问题, 2016(11).
- [7] 曹清峰. 全球价值链参与、生产率提升与城乡收入差距[J]. 财经论丛, 2020(3).
- [8] 张二震, 李运本, 戴翔. 高水平开放与共同富裕: 理论逻辑及其实践路径[J]. 南京社会科学, 2022(4).
- [9] 陆铭, 李鹏飞. 在构建统一大市场中实现共同富裕[J]. 社会科学辑刊, 2022(6).
- [10] 彭伟斌. 构建全国统一大市场的基本逻辑与时代意义[J]. 求索, 2022(6).
- [11] 孙元元, 张建清. 市场一体化与生产率差距: 产业集聚与企业异质性互动视角[J]. 世界经济, 2017(4).
- [12] 梁琦, 李晓萍, 吕大国. 市场一体化、企业异质性与地区补贴——一个解释中国地区差距的新视角[J]. 中国工业经济, 2012(2).
- [13] 彭桥, 肖尧, 陈浩. 市场一体化对区域经济协调发展影响的实证检验[J]. 统计与决策, 2021(20).
- [14] Kim, S. Expansion of markets and the geographic distribution of economic activities: The trends in US regional manufacturing structure, 1860—1987[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995(4).
- [15] 宋佳莹, 王雅楠, 高传胜. 基本公共服务均等化对城乡收入差距的影响研究——基于劳动力流动与人力资本视角[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2023(3).
- [16] 任健华, 雷宏振. 数字普惠金融、资本深化与农业全要素生产率[J]. 社会科学家, 2022(6).
- [17] Hall, R. E., C. I. Jones. Why do some countries produce so much more output per worker than others? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1999(1).
- [18] 王树华, 刘志彪. 区际产业转移的发生机制: 基于“推-拉”模型的分析[J]. 学海, 2023(1).
- [19] 芮明杰. 统一大市场建设: 产业跨区域转移新契机[J]. 国家治理, 2022(15).
- [20] 熊凯军. 产业转移示范区建设有助于缩小地区城乡收入差距吗? ——基于国家级承接产业转移示范区准自然实验[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2022(3).
- [21] 温娇秀. 政府支出与居民消费——基于非线性有效消费函数的经验分析[J]. 山西财经大学学报, 2007(2).
- [22] Upward, R., Z. Wang, J. Zheng. Weighing China's export basket: The domestic content and technology intensity of Chinese exports[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2013(2).
- [23] 张杰, 陈志远, 刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制[J]. 经济研究, 2013(10).
- [24] 余泳泽, 容开建, 苏丹妮, 等. 中国城市全球价值链嵌入程度与全要素生产率——来自 230 个地级市的经验研究[J]. 中国软科学, 2019(5).
- [25] Young, A. The razor's edge: Distortions and incremental reform in the People's Republic of China[J]. *The*

- Quarterly Journal of Economics*, 2000(4).
- [26]宋洋,吴昊. 珠三角区域一体化、地区专业化与产业布局的实证分析[J]. 统计与决策, 2018(16).
- [27]Parsley, D. C., S. J. Wei. *Limiting Currency Volatility to Stimulate Goods Market Integration: A Price-based Approach*[Z]. Cambridge: National Bureau of Economic Research Working Paper, 2001.
- [28]Poncet, S. Measuring Chinese domestic and international integration[J]. *China Economic Review*, 2003(1).
- [29]李善同,侯永志,刘云中,等. 中国国内地方保护问题的调查与分析[J]. 经济研究, 2004(11).
- [30]付强. 市场分割促进区域经济增长的实现机制与经验辨识[J]. 经济研究, 2017(3).
- [31]彭建刚,李关政. 我国金融发展与二元经济结构内在关系实证分析[J]. 金融研究, 2006(4).
- [32]樊丽明,解垚. 转移支付与区域平衡发展[J]. 政治经济学评论, 2023(5).
- [33]温忠麟,侯杰泰,张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报, 2005(2).
- [34]王孝松,陈金至,武院,等. 汇率波动、全球价值链嵌入与中国企业出口[J]. 中国工业经济, 2022(10).
- [35]郭阳,徐志刚. 耕地流转市场发育、资源禀赋与农地规模经营发展[J]. 中国农村经济, 2021(6).
- [36]Kumbhakar, S. C., C. A. K. Lovell. *Stochastic Frontier Analysis*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- [37]张峰,战相岑,殷西乐,等. 进口竞争、服务型制造与企业绩效[J]. 中国工业经济, 2021(5).
- [38]胡安俊,孙久文. 中国制造业转移的机制、次序与空间模式[J]. 经济学(季刊), 2014(4).
- [39]邵朝对,李坤望,苏丹妮. 国内价值链与区域经济周期协同: 来自中国的经验证据[J]. 经济研究, 2018(3).

Global Value Chains Embedding, Domestic Market Integration and Inter-provincial Income Gap

JIANG Ying, CHENG Dong-shen

Abstract: From the perspective of dual division of labor, this paper brings global value chains embedding and domestic market integration into the same analytical framework, and uses the pairwise panel data of provinces to investigate the impact of GVC embedding on inter-provincial income gap and the moderating effect of domestic market integration. The research finds that: first, GVC embedding has expanded the income gap between regions, but when the domestic market integration reaches a certain degree, the negative impact of GVC embedding on inter-provincial income gap can be weakened. Second, productivity gap is the main mechanism through which GVC embedding acts on inter-provincial income gap, while industrial transfer is an important mechanism through which domestic market integration exerts a moderating effect on the relationship between GVC embedding and inter-provincial income gap. Third, GVC embedding has widened the income gap between eastern and center-west provinces in China, while domestic market integration can adjust the income gap with the U shape between eastern and center-west provinces caused by GVC embedding. Fourth, building a national value chain can also positively narrow the inter-provincial income gap caused by GVC embedding. The paper provides important enlightenment for China to coordinate two markets and two resources and realize regional coordinated development in the new era.

Key words: global value chains; domestic market integration; inter-provincial income gap; national value chains

(责任编辑 周振新)