

# 异地商会与城市间产业结构趋同 ——基于比较优势视角的分析

程 玲<sup>1,2</sup>

(1. 浙江工商大学 经济学院, 浙江 杭州 310018; 2. 浙江工商大学  
浙商研究院(中国华商研究院), 浙江 杭州 310018)

**摘 要:**引导地区产业结构调整与升级是实现区域经济协调发展的重要路径之一。文章从异地商会这一正式社会网络视角,探讨了其对城市产业结构调整方向的影响效应及作用机制。文章基于中国工业企业数据和手工收集的市级异地商会等数据,以长三角41个地级市为研究对象,采用双重差分法,研究发现:(1)从整体上讲,异地商会建立后,其现经营地的产业结构会和原籍地上一年的产业结构趋同,这一结论在替换变量、子样本等一系列稳健性检验中也成立;(2)作用路径是异地商会通过促进资金、技术等跨地区流动,从而促使其经营地发展原籍地比较优势产业,并在该产业上逐渐获得比较优势,促使城市间产业结构趋同;(3)异地商会也会考虑两地资源禀赋差异等,引导企业进行差异化产业竞争,从而促使城市间产业结构趋异。文章为区域一体化发展背景下发挥行业协会商会等跨区域社会组织的作用,从而为知识跨地区扩散、地区产业结构优化升级以及区域经济协调发展等提供了有益参考。

**关键词:** 异地商会; 产业结构趋同; 比较优势; 知识溢出

中图分类号:F061.5 文献标识码:A 文章编号:1001-9952(2024)06-0123-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20240119.401

## 一、引 言

改革开放以来,中国经济基本保持年均约9.2%的增速。然而,在整体经济持续快速增长的背后,区域经济发展不平衡、不协调问题可能比较突出,反映在产业发展上,即各地产业结构存在较大差异(徐巍等,2023)。一个地区的产业发展不仅依赖于本地的知识积累,还依赖于获取的外界知识,而知识获取能力差异可能导致区域间产业和经济发展不平衡。区域间联系有助于打破本地产业发展的路径依赖,从而引导地区产业结构调整与升级。异地商会不仅是异地经营企业的联合体,联结政府与企业的重要纽带,而且是连接其原籍地与经营地的桥梁,在促进区域经济、社会、文化交流等方面具有先天优势(曹春方和贾凡胜,2020)。那么,异地商会是否会影

响地区产业结构调整呢?

从理论上讲,异地商会可能从两方面影响地区产业结构调整的方向:一方面,异地商会可能会通过资金、人才、技术等跨地区流动,将原籍地比较优势产业的相关知识传递到经营地,继而

收稿日期:2023-08-30

基金项目:浙江省新型重点专业智库浙江工商大学浙商研究院(中国华商研究院)自设课题项目(编号:23ZSKT04YB);浙江省属高校基本科研业务费项目(协同创新专项)(XT202201)

作者简介:程 玲(1993-)(通讯作者),女,江西景德镇人,浙江工商大学经济学院、浙商研究院(中国华商研究院)讲师。

促使经营地的产业结构和原籍地的产业结构趋同,即“比较优势产业示范效应”;另一方面,异地商会也可能会引导企业采取差异化产业投资战略,特别是两地在资源禀赋等方面存在巨大差异时,继而推动区域间产业结构趋异,即“差异化产业竞争效应”。因此,整体而言,异地商会究竟使得区域间产业结构趋同还是趋异?这取决于两种效应哪个占主导地位。此外,现有研究大多认为区域间产业结构趋同导致了产业重复建设、产能过剩等问题,继而阻碍了区域经济协调发展。从事实上讲,产业结构趋同分为非合意性与合意性趋同,前者通常由地方保护主义行为、产业政策扭曲等政府行为导致;但后者主要由商品要素知识等跨地区流动或地区间相似的要 素资源禀赋形成,有助于产业在地区间的合理分工和区域经济协调发展(于良春和付强,2008;吴小康和于津平,2021)。因而,深入探讨异地商会与区域间产业结构趋同之间的因果关系对于促进产业在地区间的合理分工与协作,继而实现区域经济协调发展具有重要指导意义。

因此,本文手工收集了城市层面的异地商会数据,基于2000—2013年中国工业企业数据库测算了城市间的产业结构相似度,考察了异地商会对城市产业结构调整方向的影响。本文以经济发展水平与商会活跃度较高的长三角地区作为主要研究对象,采用双重差分法,研究发现:第一,异地商会整体上促使其现经营地的产业结构与原籍地上一年的产业结构更加相似,即“比较优势产业示范效应”比“差异化产业竞争效应”更占优。这一结论在平行趋势检验、替换被解释变量、子样本检验、安慰剂检验、PSM-DID等一系列稳健性检验中仍然成立。平均而言,相比没有异地商会的城市对(City-pair),具有异地商会的城市间产业结构相似度提高了0.13个标准差。第二,异地商会通过引导原籍地企业跨地区投资等知识扩散途径,继而促使经营地发展原籍地的比较优势产业,并逐渐获得比较优势,从而使得两地产业结构趋同。第三,城市在借鉴异地商会原籍地产业发展经验时,也应考虑两地资源禀赋、参与全球化差异等,继而选择差异化产业竞争,从而促使城市间产业结构趋异。本文还发现,异地商会导致的城市间产业结构趋同是合意性的,这有助于城市间经济协调发展。

与本文相关的文献主要有两类。第一类文献考察了地区间产业结构趋同或趋异的影响因素。除比较优势理论强调的要素资源禀赋相似外,部分文献认为,地方保护主义、产业政策扭曲等政府干预行为可能促使各地违背各自比较优势,投资并保护利税率较高的产业,继而导致地区间产业同质化(Young, 2000; Bai等, 2004; 吴意云和朱希伟, 2015)。但地方政府也可能采取差异化产业竞争策略从而超过发达地区,继而使得地区间产业结构趋异(马草原等, 2021)。近年来,有文献从地理邻近导致的知识溢出视角解释地区间产业结构趋同现象(Bahar等, 2014; 毛琦梁和王菲, 2018; Jiao等, 2023),但除地理距离外,社会或文化距离等也可能阻碍知识跨地区流动,继而影响地区间产业结构趋同或趋异(吴小康和于津平, 2021)。各地区还可能通过外地调任而来的官员(徐巍等, 2023)、高铁连通(Gao等, 2021)等对其他非地理邻近地区的产业发展经验进行学习借鉴,继而导致地区间产业结构趋同。

第二类文献聚焦于行业协会、商会的经济效应。大部分研究理论分析了行业协会、本地商会在协调会员企业间纠纷和推动会员企业间合作等方面的积极作用(冯巨章, 2006; 郑小勇, 2008; 赵永亮和张捷, 2009),少数研究实证检验了其在提供服务(郁建兴等, 2022)、帮助企业获取外部资金(Kong等, 2020; Feng等, 2023)、增加商业伙伴数量(Cai和Szeidl, 2018)等方面的积极影响。近年来,学者们着重探讨了异地商会的经济效应,并发现省级异地商会的建立显著促进了原籍地上市企业在经营地设立子公司(曹春方和贾凡胜, 2020; 廖佳等, 2022)以及原籍地与经营地之间的贸易往来(程玲等, 2021)。

本文的边际贡献主要表现为三点:首先,以往研究着重关注地理邻近导致的知识扩散等,本

文则从异地商会这类社会关系网络导致的知识扩散视角为地区间产业结构趋同现象提供了一个新的解释。研究发现,在控制地理距离、经济发展水平、资源禀赋和制度差异等因素后,异地商会通过引导企业跨地区贸易投资等,使得产业在地区之间扩散,进而促使地区间产业结构合意性趋同。其次,本文进一步探讨了市级异地商会对城市产业结构调整方向产生的影响,并从知识跨地区扩散视角探讨其中的作用机制。曹春方和贾凡胜(2020)认为,如果县、市级异地商会可以部分替代省级异地商会的作用,那么使用省级异地商会开展研究将会低估异地商会的影响。最后,本文研究结论具有较强的现实意义,为促进产业在地区间发展提供了理论基础。各地区可以借助异地商会、行业协会促进地区间人才、商品、资本、技术等扩散,继而推动地区产业结构调整与升级,从而实现区域经济协调发展。

剩余部分安排如下:第二节提出相关研究假说;第三节为实证研究设计,包括计量模型设定、数据来源以及变量选取;第四节为实证结果分析,包括基准回归和一系列稳健性检验结果分析;第五节从“比较优势产业示范效应”和“差异化产业竞争效应”两方面识别其中的影响机制;第六节总结全文与政策建议。

## 二、理论分析与研究假说

一个地区的产业发展除了依赖本地的知识积累,知识跨地区扩散也是地区产业结构调整升级的动力之一。地理邻近地区间具有知识跨地区流动的天然优势,本地更有可能通过学习或吸收地理邻近地区的产业相关知识,发展其已具有比较优势的产业,进而导致地理相邻地区间产业结构趋同(Bahar等,2014;毛琦梁和王菲,2018)。除了地理邻近地区间的学习借鉴,异地调任的地方官员也能作为非地理邻近地区间学习交流的媒介,通过对其原任职地产业发展经验的学习借鉴,其现任职地与原任职地之间也会出现产业结构趋同(徐巍等,2023)。

异地商会也可作为地区间产业发展经验借鉴的媒介,进而影响地区产业结构调整方向:一方面,作为沟通原籍地与经营地的桥梁,异地商会可能会通过促进原籍地与经营地之间的贸易与投资(曹春方和贾凡胜,2020;程玲等,2021;廖佳等,2022),将原籍地比较优势产业的相关知识传递到经营地,继而促使经营地发展该产业并在该产业上逐渐获得比较优势,从而促使其经营地和原籍地的产业结构趋同,即“比较优势产业示范效应”。另一方面,在异地商会引导下,原籍地企业在跨地区发展的过程中,除了可能发展类似的产业,也可能会采取差异化产业发展策略,特别是当两地在资源禀赋、对外开放等方面存在巨大差异时,企业可能会在当地进行跨行业调整,继而促使异地商会经营地与原籍地的产业结构趋异,即“差异化产业竞争效应”。因此,异地商会究竟使得区域间产业结构趋同还是趋异,取决于“比较优势产业示范效应”和“差异化产业竞争效应”的作用大小。当“比较优势产业示范效应”大于“差异化产业竞争效应”时,异地商会整体上促使其现经营地的产业结构与原籍地的产业结构趋同;反之,异地商会整体上则会促使区域间产业结构趋异。

结合中国现实,本文预测异地商会的“比较优势产业示范效应”可能比“差异化产业竞争效应”更占优,即异地商会更倾向于引导企业在当地复制原先的成功产业发展经验,继而促使两地产业结构趋同。此外,面临跨地区发展行业选择时,企业也更倾向于同行业内的跨地区发展,而非跨行业发展(徐巍等,2023)。因而,本文提出假说:

假说1:在其他条件不变时,与其他地区相比,异地商会建立后,现经营地的产业结构会与其原籍地上一年的产业结构趋同。

异地商会如何将原籍地比较优势产业的相关知识传递到经营地,继而通过“比较优势产业

示范效应”促使经营地和原籍地的产业结构趋同呢?从理论上讲,可以通过商品、资金、人才跨地区流动等促进科学、技术、管理等方面知识的扩散(毛琦梁和王菲,2018),继而实现比较优势产业在地区之间的复制或扩散。一方面,异地商会不仅整合了企业自身的经济资源,还可以通过工商联、行业协会等扩展其社会关系网络,形成了独特的信息优势,这能够缓解企业在跨地区投资过程中面临的信息不对称问题(曹春方和贾凡胜,2020),继而通过促进企业跨地区投资实现比较优势产业相关知识扩散,从而促使经营地和原籍地的产业结构趋同。另一方面,不同地区科研主体之间的研发交流与合作也能实现地区比较优势产业相关知识的扩散(Dong等,2020;刘修岩和王娇,2022),异地商会可能会促进原籍地与经营地之间的企业研发合作,进而通过学习模仿或信息共享发展其原籍地比较优势产业的相似技术,继而使得两地产业结构趋同。因而,本文提出假说:

假说 2: 异地商会可以通过促进资金、技术等跨地区流动将原籍地比较优势产业相关知识传递到经营地,继而促使经营地和原籍地的产业结构趋同。

要素禀赋结构是决定技术选择与产业结构的关键因素(Lin等,2023)。在没有人为因素干预下,各地要素资源禀赋状况决定了各地的产业布局(吴小康和于津平,2021)。因而,企业在异地商会引导下进行跨地区投资时,也会兼顾当地资源禀赋状况,可能会进行跨行业调整而非仍在同一行业,继而促使要素资源禀赋相差较大的经营地与其原籍地的产业结构趋异。而当两地要素资源禀赋差异较小时,企业可能倾向于在当地投资类似产业,继而促使要素资源禀赋相似的经营地与其原籍地产业结构趋同。基于以上分析,本文提出假说:

假说 3: 在其他条件不变时,与要素资源禀赋相似的其他地区相比,异地商会促使要素资源禀赋不同的经营地与原籍地的产业结构趋异。

### 三、研究设计

#### (一) 计量模型设定

为检验异地商会整体对城市间产业结构趋同或趋异的影响,本文参照 Bahar 等(2014)的研究,设定了如下计量方程:

$$Similarity_{i+1,j} = \beta_0 + \beta_1 SH_{jt} + \beta_x X_{ijt} + \mu_{ij} + \lambda_t + \xi_{ijt} \quad (1)$$

其中,  $Similarity_{i+1,j}$  表示  $t+1$  年城市  $i$  的产业结构与  $t$  年城市  $j$  的产业结构之间的相似度。由于异地商会大多在下半年成立,引导两地企业建立贸易投资联系等也会导致地区产业结构调整需要时间,同时为了缓解内生性,本文将  $t+1$  年城市  $i$  的产业结构与  $t$  年城市  $j$  的产业结构之间的相似度,而非  $t$  年城市  $i$  的产业结构与城市  $j$  的产业结构相似度作为被解释变量。为便于理解估计系数的经济学意义,本文还对城市间产业结构相似度进行 0 和 1 标准化处理。若  $t$  年城市  $j$  在城市  $i$  已成立商会,  $SH_{jt}$  取值为 1, 反之取 0。各异地商会的成立年份不一致,因而此模型为多期 DID 模型。本文预期异地商会估计系数显著为正,表明异地商会产生的“比较优势产业示范效应”比“差异化产业竞争效应”更占优,继而促使其现经营地的产业结构与其原籍地上一年的产业结构趋同。

$X_{ijt}$  为城市层面随时间变化的控制变量,包括地区间经济、资源、文化、制度等多方面的差异性,如两城市的人均 GDP 差异、人口规模差异等。模型还控制了城市对(City-pair)的交互固定效应( $\mu_{ij}$ )、年份固定效应( $\lambda_t$ )。这不仅可以控制许多不随时间变化的两地特征变量,如两城市地理距离、是否地理相邻、是否同一省份、是否属于同一方言区等,还可以控制仅随时间变化的影响因素,如某些年份发生外生供给冲击。 $\xi_{ijt}$  为随机扰动项,标准误差聚类在城市对层面。

## (二)变量选取与数据来源

本文主要采用中国工业企业数据库和手工收集的异地商会数据。本文的核心被解释变量为城市间产业结构相似度,此数据基于中国工业企业数据库计算而得。

1. 城市间产业结构相似度。不同于现有文献采用 Hoover 地方化系数、赫芬达尔指数、区位熵指数、EG 指数等指标反向度量区域间产业结构趋同程度,本文跟随 Bahar 等(2014)的思路构造城市对层面的产业结构相似度:

$$Similarity_{it+1,jt} \equiv \frac{\sum_c (r_{ict+1} - r_{it+1}^-)(r_{jct} - r_{jt}^-)}{\sqrt{\sum_c (r_{ict+1} - r_{it+1}^-)^2 \sum_c (r_{jct} - r_{jt}^-)^2}} \quad (2)$$

其中,  $r_{ict} = \log(RAC_{ict} + \varepsilon)$ ,  $r_{it+1}^-$  为城市  $i$  在其他产业上的平均显性比较优势。 $RCA_{ict}$  表示  $t$  年城市  $i$  在产业  $c$  上的显性比较优势,定义为  $RAC_{ict} = O_{ict}/P_{ct}$ 。 $O_{ict}$  表示  $t$  年  $i$  城市  $c$  产业的产值占  $i$  城市所有产业总产值的比重,  $P_{ct}$  表示  $t$  年  $c$  产业的产值占全国所有产业总产值的比重。 $RCA > 1$  表明城市  $i$  在产业  $c$  上具有显性比较优势。数据来源于 2000—2013 年中国工业企业数据库,将企业层面的工业产值数据加总到地级市和产业等层面。<sup>①</sup>为避免某些产业的显性比较优势特别大或等于 0,进而对城市间产业结构相似度有决定性影响,本文对  $RCA$  加 0.1 再进行对数化处理。此外,为避免误差项可能导致偏误,本文选取了 0.01、0.001、0.25 和 0.5 作为误差项。 $Similarity_{it+1,jt}$  取值在  $[-1, 1]$  之间,取值越大,表明城市间产业结构相似度越高。

2. 地市级异地商会。本文主要探讨城市层面的异地商会,而非省份层面的异地商会。城市层面的异地商会来源于作者通过“天眼查”企业收录网站手动整理,从中可以获得异地商会的成立日期、注册资本、地址等信息。全国和长三角城市每年新成立异地商会数量如图 1 所示,可以发现,2010 年前每年长三角城市向外新建异地商会数量占全国新增异地商会数量的比重达到了 50% 以上,2011—2013 年间也达到了 30% 以上。此外,2003 年开始长三角城市向外新设立异地商会数量逐年增加,在 2013—2015 年期间达到高峰,随后下降。因而,本文实证分析部分主要以长三角 41 个城市为研究对象,考察异地商会与城市间产业结构趋同或趋异之间的因果关系。

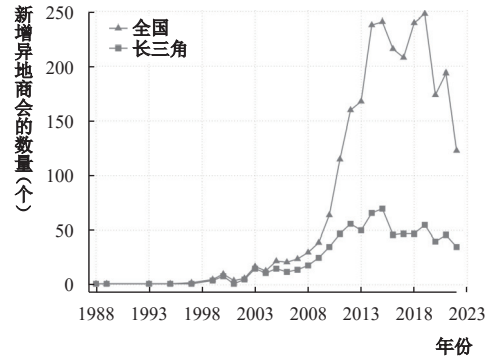


图 1 各年份新增异地商会数量

3. 其他控制变量。第一,经济发展水平差异。地区经济发展过程中产业结构从低级向高级转化,本文选取城市间对数人均 GDP 之差的绝对值表示城市间经济发展水平差异。第二,要素禀赋差异。按照要素禀赋理论,地区间要素禀赋差异越大,产业结构相似度越低。本文选取对数人口之差的绝对值、对数固定资产投资额之差的绝对值、对数普通高等学校在校学生数之差的绝对值,从人口、实物资本、人力资本等方面表示城市间要素禀赋差异。第三,地理区位差异。为控制地理邻近地区知识溢出导致的产业结构趋同,本文基于城市的经纬度计算了城市之间的球面距离,并以它的自然对数( $\log Geodist_{ij}$ )作为两城市间地理距离的代理变量。本文还构造了两城市是否地理相邻的二元虚拟变量( $Boundary_{ij}$ )。第四,文化差异。为控制地区间文化差异带

<sup>①</sup> 本文对工业企业数据库进行如下处理:删除采矿、电力、燃气等严重依赖本地资源的行业,聚焦制造业;将国民经济行业代码 2002 年、2007 年、2011 年版本调整为一个统一的行业代码;删除明显异常、存在缺失的样本。

来的知识扩散障碍对地区间产业结构趋同或趋异产生的影响,本文构造了两城市是否属于同一方言区的二元虚拟变量( $Dialect_{ij}$ )作为文化差异的代理变量。第五,制度差异。中国制度性区域市场分割可能会弱化知识跨地区扩散,本文控制了是否属于同一省份虚拟变量,若属于同一省份, $Province_{ij}$ 取值为1,反之为0。第六,本文还控制了城市间参与全球化水平、金融发展水平和市场化水平等的差异,分别以城市间外商直接投资总额( $FDI$ )之差绝对值的对数、年末金融机构人民币各项贷款余额之差绝对值的对数、樊纲的市场化指数来表示,并假定每个城市与所在省级行政区的市场化指数一样。各城市的人均GDP、人口、实物资本和人力资本存量等数据来源于《中国城市统计年鉴》。

(三)描述性统计

表1展示了主要变量的描述性统计,可以发现:城市间产业结构相似度的均值为0.829;城市间设立异地商会的样本占7.1%,地理相邻的样本占12.2%;属于同一省份的样本占到30.9%,属于同一方言区的样本占到35.9%。图2还初步展示了异地商会与城市间产业结构相似度的相关关系,根据样本期内城市间是否设立异地商会( $Chamber_{ij}$ ),将所有城市对划分为有异地商会的城市对和无异地商会的城市对,并分别展示其产业结构相似度的核密度分布。如图所示,设立异地商会的城市间产业结构相似度高于未设立异地商会的城市对,初步表明设立异地商会的城市间产业结构趋同。但这并不能反映异地商会与城市间产业结构趋同具有因果关系,接下来进行因果关系的检验。

表1 主要变量描述性统计

名称	变量	观测值	平均值	标准差
产业结构相似度	$Similarity_{i+1,j}$	21320	0.829	0.118
样本期间内是否有异地商会	$Chamber_{ij}$	21320	0.071	0.257
$t$ 年是否有异地商会	$SH_{it}$	21320	0.018	0.134
地理距离	$\log Geodist_{ij}$	21320	5.582	0.586
是否地理相邻	$Boundary_{ij}$	21320	0.122	0.327
是否属于同一省份	$Province_{ij}$	21320	0.309	0.462
是否处于同一方言区	$Dialect_{ij}$	21320	0.359	0.480
城市人均GDP差异	Abs. Dif. $\log GDP\ per\ capita$	21320	0.802	0.573
城市人口规模差异	Abs. Dif. $\log pop$	21320	0.711	0.555
城市实物资本差异	Abs. Dif. $\log\ physical\ capital$	20760	1.051	0.774
城市人力资本差异	Abs. Dif. $\log\ human\ capital$	20684	1.285	1.013
城市FDI差异	Abs. Dif. $\log\ FDI$	21320	1.999	1.489
城市金融发展差异	Abs. Dif. $\log\ finance$	16160	1.350	1.034
城市财政支出差异	Abs. Dif. $\log\ government\ expense$	21320	0.939	0.793
城市市场化程度差异	Abs. Dif. $\log\ market\ index$	21320	0.191	0.177

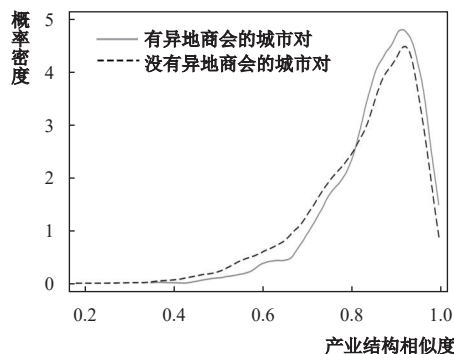


图2 异地商会与城市间产业结构相似度的相关关系

## 四、实证结果分析

### (一)基准回归结果

表2展示了(1)式的估计结果。列(1)仅控制了城市对交互固定效应、年份固定效应。列(2)进一步控制了城市间经济发展水平和要素禀赋差异,如两城市的人均GDP、人口规模、实物资本和人力资本存量差异。结果显示,异地商会( $SH_{jt}$ )均有一个显著为正的估计系数。这表明平均而言,具有异地商会的城市间在其建立异地商会后产业结构更加相似。从经济意义上来看,相比没有异地商会的城市对,具有异地商会的城市间产业结构相似度提高0.13个标准差。列(3)在列(2)基础上改为控制异地商会原籍地城市与年份的交互固定效应、经营地城市与年份的交互固定效应,以此控制所有仅随时间变化的因素以及城市自身特征。并加入两城市地理距离、是否地理相邻、是否属于同一方言区、是否属于同一省份,控制城市间地理区位、文化和制度差异。还进一步控制了城市间的参与全球化水平、金融发展水平和市场化水平差异等。列(4)则进一步控制了省份配对固定效应,以更好地控制省份间其他不可观测的特征差异。<sup>①</sup>结果显示,异地商会估计系数依然显著为正。此外,地理距离具有一个显著为负的估计系数,表明地理距离越近的城市间产业结构更加相似。人均GDP、人口规模、实物资本和人力资本存量差异均具有一个负的估计系数,这表明城市经济发展和要素禀赋差异越大,其产业结构差异也越大。

综上所述,表2的估计结果表明,异地商会整体上会使得其现经营地的产业结构与原籍地上一年的产业结构趋同,即异地商会产生的“比较优势产业示范效应”大于“差异化产业竞争效应”,证明了假说1。

表2 OLS估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$SH_{jt}$	0.1228*** (0.0329)	0.1272*** (0.0337)	0.0249** (0.0121)	0.0232* (0.0122)
Abs. Dif. log <i>GDP per capita</i>		0.0094 (0.0299)	-0.0236* (0.0138)	-0.0227* (0.0137)
Abs. Dif. log <i>pop</i>		0.2260*** (0.0533)	-0.0096 (0.0129)	-0.0104 (0.0130)
Abs. Dif. log <i>physical capital</i>		-0.0303* (0.0164)	-0.0056 (0.0138)	-0.0076 (0.0139)
Abs. Dif. log <i>human capital</i>		0.0583*** (0.0147)	-0.0207*** (0.0061)	-0.0215*** (0.0061)
Abs. Dif. log <i>FDI</i>			0.0239*** (0.0049)	0.0228*** (0.0049)
Abs. Dif. log <i>finance</i>			-0.0055 (0.0096)	-0.0041 (0.0096)
Abs. Dif. log <i>government expense</i>			0.0649*** (0.0164)	0.0638*** (0.0164)
Abs. Dif. log <i>market index</i>			0.0286 (0.0355)	-0.0420 (0.0821)
log <i>Geodist</i>			-0.0450*** (0.0140)	-0.0459*** (0.0144)

① 由于控制省份配对固定效应,是否属于同一省份这一虚拟变量也被控制。

续表 2 OLS 估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Boundary</i>			0.0128 (0.0143)	0.0133 (0.0143)
<i>Dialect</i>			-0.0008 (0.0091)	-0.0039 (0.0099)
<i>Province</i>			-0.0098 (0.0119)	
城市对固定效应	控制	控制		
年份固定效应	控制	控制		
商会原籍地×年份的交互固定效应			控制	控制
商会经营地×年份的交互固定效应			控制	控制
省对固定效应				控制
观测值	21 320	20 604	16 080	16 080
调整的R <sup>2</sup>	0.6485	0.6589	0.9164	0.9165

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著；括号中为聚类在城市对层面的标准误，城市间产业结构相似度经过0和1标准化处理。

(二) 稳健性检验<sup>①</sup>

1. 平行趋势与动态效应检验。*DID* 估计是无偏的前提条件为满足平行趋势的假设，即没有异地商会的城市对与具有异地商会的城市对的产业结构相似度在异地商会建立之前具有相同的变化趋势。因此，本文参照曹春方和贾凡胜(2020)的研究，借助事件研究法进行平行趋势和动态效应检验，估计方程如下：

$$Similarity_{it+1, jt} = \beta_0 + \alpha_l \sum_{l=-K}^L 1\{S_{ji} = t-l\} + \beta_x X_{ijt} + \mu_{ij} + \lambda_t + \zeta_{ijt} \quad (3)$$

其中， $S_{ji}$  表示城市  $j$  在城市  $i$  建立异地商会的当年，其他各项同式(1)。

根据图表分析结果，异地商会成立之前的估计系数均在统计上不显著；而在异地商会建立后第二年、第三年、第五年均有一个显著为正的估计系数。这表明相较于没有异地商会的城市对，具有异地商会的城市对产业结构在其建立后趋同。这也反映出经营地城市的产业结构向原籍地城市的产业结构趋同变化，即相对于异地商会的建立有一个滞后效应。一方面，这可能是由于异地商会建立后促进了原籍地知识跨地区扩散，继而导致当地产业结构调整，并与原籍地产业结构趋同也需要一段时间；另一方面，可能因为本文使用工业企业数据库中的企业产值加总计算城市间产业结构相似度，而其统计对象是年产值在 500 万元以上的企业，没有考虑小企业，且成长为规模以上企业需要一段时间。

近年来的文献表明，包含双向固定效应的渐进 *DID* 事件研究法存在较多问题。Sun 和 Abraham(2021)发现，当处理组的处理时间存在显著差异的情况下，某一滞后期或前置期的估计系数可能会受到其他时期的干扰，进而使得显著的前期共同趋势可能仅仅来自于处理效应的异质性，传统双向固定效应回归可能会得到难以解释的处理效应，并提出了一个稳健估计量。此外，在异质性处理效应下， $\alpha_l$  可能不是各处理效应的凸加权平均和，某些单位可能获得为负数的权重。因此，为进一步验证结论的有效性，本文采用 Sun 和 Abraham(2021)提出的 *interaction-*

<sup>①</sup> 限于篇幅，图表分析省略，读者若是感兴趣可向作者索取。



*weighted* 估计量重新对式(3)进行估计,回归结果与前文结果基本一致。综上所述,异地商会整体上使得其经营地与原籍地产业结构更加相似。

2. 替换被解释变量。首先,前文回归中以  $r_{ict} = \log(RAC_{ict} + 0.1)$  来处理显性比较优势可能存在零值的情形,为避免误差项导致偏误,本文进一步选取了 0.01、0.001、0.25 和 0.05 来计算城市间产业结构相似度。其次,为避免对显性比较优势取对数导致偏误,还参照 Bahar 等(2014)、吴小康和于津平(2021)的研究,对显性比较优势进行如下变换:  $r_{ict} = (RAC_{ict} - 1)/(RAC_{ict} + 1)$ , 并以此计算城市间产业结构相似度。最后,以上回归本文都基于企业工业总产值计算城市和产业的显性比较优势。为进一步检验结论的稳健性,本文还基于企业工业销售额、从业人数分别计算城市和产业的显性比较优势,继而以城市间产业结构相似度作为被解释变量,根据回归结果,异地商会确实促使其经营地的产业结构与原籍地的产业结构更加相似。从经济意义上来看,相比没有异地商会的城市对,具有异地商会的城市间产业结构相似度在异地商会建立后增加 0.09 至 0.14 个标准差。

3. 子样本检验。一方面,由于上海市在长三角城市中的龙头地位,各城市可能会积极采取对接上海的产业发展战略,继而使得长三角各市均与上海市具有一个较高的产业结构相似度,进而可能低估异地商会对城市间产业结构相似度的影响。因而,本文剔除上海市样本。根据回归结果,异地商会的估计系数仍然为正显著,且其绝对值高于表 2 列(2)的基准估计结果。另一方面,为排除基本结论可能是由异地商会反向设立引起的,本文剔除了  $t$  年城市  $i$  在城市  $j$  设立商会的样本。根据回归结果,异地商会仍然有一个显著为正的估计系数,且其绝对值高于表 2 列(2)的基准估计结果,这意味着本文的基本结论并非由  $t$  年城市  $i$  在城市  $j$  设立异地商会引起的。

4. 排除其他可能的解释。现有文献探讨了促使区域间产业结构趋同的多种影响因素,例如地理邻近(Bahar 等, 2014; 毛琦梁和王菲, 2018)、方言相似(吴小康和于津平, 2021; Jiao 等, 2023)等情况。由于本文的计量回归模型中始终控制了城市对固定效应,即地理距离、地理相邻、方言距离、是否属于同一省份等随时间不变的城市对特征变量已被控制。因此,接下来本文将着重讨论城市间产业结构趋同的其他影响因素。

首先,区域间交通运输成本或人员交流成本的降低。新经济地理理论认为,随着“冰山贸易成本”降低,产业先空间集聚而后分散(Baum-Snow 等, 2017)。Gao 等(2021)还发现,高铁开通后,地区间产业结构更加相似。因此,本文在回归中控制城市间是否开通高铁的虚拟变量  $HSR_{ij,t}$ 。如果  $t$  年城市  $i, j$  可通过高铁直达,  $HSR_{ij,t}$  取值为 1, 反之取 0, 数据来自于作者手工整理。其次,下一年两城市间的产业结构趋同状况可能受到当年两城市间产业结构趋同状况的影响(胡向婷和张璐, 2005), 本文在回归中进一步控制  $t$  年城市  $i$  与城市  $j$  之间的产业结构相似度  $Similarity_{ijt}$ 。最后,异地调任而来的地方官员会借鉴其原任职地的产业发展经验调整现任职地产业结构,继而促使两地产业结构趋同(徐巍等, 2023)。本文在回归中进一步控制  $t$  年城市  $i$  市长或市委书记是否从城市  $j$  调任而来的虚拟变量  $Secretary_{ijt}$ , 数据来自于作者手工整理。根据回归结果,在控制高铁是否开通、当年城市间产业结构相似度、市委书记和市长异地交流变量之后,异地商会仍然有一个显著为正的估计系数。此外,高铁是否开通、当年城市间产业结构相似度均具有一个显著为正的估计系数,这表明高铁开通会促使城市间产业结构更加相似,两地相似的产业结构也会促使两地下一年也具有更加相似的产业结构。市委书记和市长异地交流虚拟变量的估计系数在统计上不显著,这可能是因为在长三角地区内市委书记和市长调整不频繁,而更倾向于向长三角地区外调任。

综上所述,根据回归结果,整体而言,在控制其他相关因素后,异地商会仍然会促使其经营地与原籍地的产业结构趋同。

5. 其他稳健性检验。第一,安慰剂检验。有可能存在不可观测随时间变化的系统性差异,使得上述得到的异地商会建立有助于促进两地产业结构趋同的基准结论有所偏误。为缓解由其他随机因素引致的估计偏误,本文借鉴 Chetty 等(2009)随机生成实验组和处理时间的方法进行了安慰剂检验。重复 1000 次随机选择回归,得到了虚拟异地商会网络的估计系数分布。根据图表分析结果,估计系数呈现以 0 为中心的正态分布,且显著小于基准回归中得到的真实估计系数,这说明上述得到的研究结论是稳健的。

第二,PSM-DID。本文采用 PSM-DID 方法同时控制不可观测和可观测变量对建立异地商会地区的影响,以此缓解样本选择偏差问题,进而得到异地商会对城市间产业结构相似度的平均处理效应。首先,本文构建以下异地商会建立的预测概率 Logit 模型,并以此为基础进行倾向得分匹配:

$$\text{Logit}(SH_{ijt} = 1) = \beta_0 + \beta_y Y_{ijt} + \zeta_{ijt} \quad (4)$$

本文选取了一组协变量( $Y_{ijt}$ )作为影响异地商会成立的变量,包括两地的地理距离、是否地理邻近、是否处于同一省份、是否讲同一方言、人均 GDP 差异、人口规模差异、实物资本差异、人力资本差异。这一组协变量不仅会影响两地是否会建立异地商会,还会影响两地产业结构差异。根据第一阶段回归结果,地理相邻、同一省份、方言相似对成立异地商会具有显著的正向影响,而经济规模和人口规模差异对成立异地商会具有显著的负向影响。随后,本文基于匹配后的样本对式(1)进行重新估计。根据第二阶段回归结果,在采用 PSM-DID 缓解可能存在的样本选择偏差问题后,两城市成立异地商会确实能显著促使其经营地的产业结构与原籍地的产业结构更相似。

## 五、机制分析与进一步讨论

上述分析表明,异地商会整体上会促使经营地与原籍地产业结构趋同。但该影响为平均效应,既包括异地商会通过“比较优势产业示范效应”导致经营地与原籍地产业结构趋同,也包括通过“差异化产业竞争效应”导致经营地与原籍地产业结构趋异。接下来,本文将进一步检验异地商会如何通过“比较优势产业示范效应”和“差异化产业竞争效应”使得城市间产业结构趋同或趋异。最后考察这种产业结构趋同是合意性还是非合意性的。

### (一)比较优势产业示范效应

城市间产业结构相似度仅衡量了城市间在制造业内部各行业的汇总情况,可能会掩盖不同行业的具体变动,而比较优势演化的本质在于新兴产业的发展(毛琦梁和王菲,2018)。因而,为验证假说 2,本文参照 Bahar 等(2014)的研究,设定如下计量模型:

$$R_{ict} = \beta_0 + \beta_1 \log \max LQ_{ict} + \beta_x X_{ijt} + \psi_{it} + \phi_{ct} + \xi_{ict} \quad (5)$$

其中, $R_{ict}$ 为*i*城市*c*产业在*T*时期内是否发生比较优势晋级的虚拟变量,若发生晋级,取值为 1,反之取 0。参照 Bahar 等(2014)的研究,若某城市某产业前一年的显性比较优势小于 0.5 或缺失,而三年后的显性比较优势大于 1,则认为该产业成为该城市的新兴比较优势产业。 $\log \max LQ_{it}$ 表示异地商会经营地*i*的所有原籍地城市产业*c*在*t*年的最大显性比较优势的对数。 $X_{ijt}$ 表示控制变量,除两地的地理距离、是否地理邻近、是否处于同一省份、是否处于同一方言区、人均 GDP 和人口规模差异等变量外,还控制了*t*年*i*城市*c*产业的潜在比较优势指数 *Density*。该指

数基于 Hidalgo 等(2007)提出的产业关联度计算而得:  $Density_{ict} \equiv \frac{\sum_c 'Proximity_{c,c'} 1(RCA_{ict} > 1)}{\sum Proximity_{c,c'}}$ ,

$Proximity$  表示产业  $c$  与  $c'$  间的关联度。  $1(RCA_{ict} > 1)$  为  $i$  城市在产业  $c'$  上是否具有显性比较优势, 如果显性比较优势指数大于 1, 取值为 1, 否则为 0。  $\psi_{it}$  为城市与年份的交互固定效应,  $\phi_{ct}$  为行业与年份的交互固定效应。

检验结果见表 3。表 3 列(1)、列(2)分别展示了基准和扩展的区域比较优势产业晋级作为被解释变量的估计结果。其中, 基准的区域比较优势产业晋级表示某城市某产业前一年的显性比较优势指数  $RCA_{ict-1}$  小于 0.5, 而三年后的显性比较优势指数  $RCA_{ict+3}$  大于 1。扩展的区域比较优势产业晋级表示某城市某产业前一年的显性比较优势小于 0.5 或缺失, 而三年后的显性比较优势指数大于 1。结果显示, 当异地商会原籍地在某产业上已具有了比较优势, 那么其经营地三年后进入该产业的概率越高。如果  $j$  城市在某产业已具有比较优势, 当  $j$  城市的企业在  $i$  城市经营发展并建立异地商会后, 那么  $i$  城市未来在该产业上获得显性比较优势的概率会上升。从经济意义来看, 当异地商会原籍地在某一产业上的显性比较优势指数每提升 1%, 其经营地三年后进入该产业并在该产业上建立起比较优势的概率提升 0.1%。此外, 本文也发现, 本地更倾向于进入地理邻近城市的比较优势产业, 并建立起比较优势, 但并未发现方言相似会对异地商会经营地城市发生比较优势晋级具有显著的影响。列(3)还展示了  $i$  城市  $c$  产业在异地商会成立三年后的显性比较优势指数  $RCA_{ict+3}$  直接作为被解释变量的估计结果。结果显示, 当异地商会原籍地在某产业上已具有了比较优势, 那么其经营地三年后在该产业上的显性比较优势指数更高。

表 3 异地商会产生的比较优势产业示范效应

	(1)基准的 $R_{ict}$	(2)扩展后的 $R_{ict}$	(3) $RCA_{ict+3}$
$\log \max LQ_{it}$	0.0092*** (0.0019)	0.0017** (0.0007)	0.0324*** (0.0116)
$\log Geodist$	0.0174 (0.0197)	0.0064** (0.0028)	0.0045 (0.0621)
<i>Boundary</i>	0.0226 (0.0218)	0.0067** (0.0030)	0.0650 (0.0678)
<i>Province</i>	-0.0501*** (0.0172)	-0.0084** (0.0033)	0.0238 (0.0846)
<i>Dialect</i>	0.0298 (0.0224)	0.0009 (0.0033)	-0.0369 (0.0779)
Abs. Dif. $\log GDP \text{ per capita}$	-0.0144 (0.0149)	-0.0034 (0.0030)	-0.1081* (0.0571)
Abs. Dif. $\log pop$	0.0296 (0.0192)	0.0068** (0.0030)	-0.0838 (0.0611)
$\log Density$	0.3213*** (0.0923)	-0.1930*** (0.0273)	5.8496*** (0.6060)
观测值	8595	46017	24193
调整的 $R^2$	0.0694	0.2306	0.1501

注: 回归控制了商会经营地×年份的交互固定效应、行业×年份的交互固定效应, 限于篇幅, 这些变量在表格中省略, 读者若是感兴趣可向作者索取。

## (二) 差异化产业竞争效应

为检验假说 3, 即与要素禀赋相似的其他地区相比, 异地商会促使要素禀赋不同的经营地与原籍地产业结构趋异。本文引入三个变量从土地、物资和人力资本来度量城市初始要素禀赋

条件: 2000 年全市耕地面积(*land*)、固定资产投资总额(*physical capital*)和普通本专科在校学生数(*human capital*)。加入三者分别与异地商会交互项的式(1)检验结果见表 4。结果显示, 异地商会的估计系数仍显著为正, 而异地商会与三者的交互项系数均显著为负, 即异地商会使得初始土地面积、实物资本和人力资本存量差异较大的两城市产业结构趋异, 而初始土地面积、实物资本和人力资本存量差异较小的两城市产业结构趋同。

表 4 差异化产业竞争效应

	(1) $Y=land$	(2) $Y=physical\ capital$	(3) $Y=human\ capital$	(4) $Y=FDI$	(5) $Y=foreign$	(1) $Y=foreign\ ratio$
$SH_{jt}$	0.2815*** (0.0845)	0.9933** (0.4450)	0.3286* (0.1694)	0.4559** (0.1976)	0.8505*** (0.2992)	0.2056*** (0.0515)
$SH_{jt} \times Abs. Dif. \log Y_{j2000}$	-0.0441** (0.0220)	-0.0671** (0.0335)	-0.0240 (0.0179)	-0.0369* (0.0204)	-0.0571** (0.0229)	-0.8114** (0.3240)
观测值	16328	16380	16380	16328	16380	16380
调整的 $R^2$	0.661	0.661	0.661	0.661	0.661	0.661

注: 回归控制了城市对固定效应和年份固定效应, 限于篇幅, 此变量在表格中省略, 读者若是感兴趣可向作者索取。

为检验异地商会对城市间产业结构相似度的影响是否受到地区参与全球化程度的影响, 本文同样引入三个变量来度量城市参与全球化程度: 各市外商实际投资额(*FDI*)、外商投资企业工业总产值(*foreign*)和外商投资企业占工业总产值的比重(*foreign ratio*)。检验结果见表 4。根据回归结果, 异地商会使得初始外商实际投资额、外商投资企业工业总产值和外商投资企业产值占比差异较大的两城市产业结构趋异, 而初始外商实际投资额、外商投资企业工业总产值和外商投资企业产值占比差异较小的两城市产业结构趋同, 即异地商会使得初始参与全球化水平差异较大的两城市产业结构趋异。

### (三) 进一步讨论: 合意性还是非合意性的产业结构趋同<sup>①</sup>

异地商会导致的城市间产业结构趋同是合意性还是非合意性的? 限于数据可得性, 按式(2)计算得到的城市间产业结构相似度并不能区分合意性和非合意性趋同。因而, 本文对此进行间接检验。正如于良春和付强(2008)、吴小康和于津平(2021)所述, 非合意性趋同可能不利于中国整体产业和经济发展, 而合意性趋同一般有助于产业在地区间的合理分工以及区域经济协调发展。本文认为, 如果异地商会导致的城市间产业结构趋同促进了城市间经济协调发展, 则异地商会导致的城市间产业结构趋同是合意性的, 反之则认为异地商会导致的产业结构趋同是非合意性的。

参照陆铭和李鹏飞(2022)等文献, 本文首先将城市间人均 *GDP* 对数离差的绝对值作为地区间经济发展不平衡的代理变量, 进而探讨异地商会与城市间经济协调发展之间的关系。根据回归结果, 整体而言, 异地商会显著扩大了城市间经济发展差距, 但使得产业结构相似的两城市经济发展差距缩小。此外, 本文还将城市间劳动生产率的差异作为地区间经济发展不平衡的代理变量。根据回归结果, 异地商会使得产业结构相似的两地生产率差距显著缩小。综上所述, 异地商会导致的城市间产业结构趋同是合意性的, 有助于城市间经济协调发展。

## 六、结论与政策启示

引导地区产业结构调整与升级是实现区域经济协调发展的重要路径之一。本文从异地商会这一正式社会网络视角, 探讨了其对城市产业结构调整方向的影响效应及其作用机制。利用

<sup>①</sup> 限于篇幅, 图表分析省略, 读者若是感兴趣可向作者索取。

市级异地商会成立的准自然实验,采用双重差分法考察了其形成的区域联系网络对地区产业结构调整方向的影响,研究发现:从整体上讲,相对于其他城市,异地商会经营地的产业结构在其成立后与其原籍地上一年的产业结构之间的相似度显著增加,即异地商会产生的“比较优势产业示范效应”比“差异化产业竞争效应”更占优。在使用事件分析、安慰剂检验、*PSM-DID*等方法缓解可能存在的内生性问题以及控制高铁连通、官员异地交流等其他可能导致地区间产业结构趋同的因素后,这一基准结论依然稳健。接着,本文从“比较优势产业示范效应”和“差异化产业竞争效应”两方面进行了机制检验,并研究发现,异地商会通过促进资本、技术跨地区流动实现了原籍地比较优势产业的相关知识扩散,继而使得经营地未来进入该产业,并在该产业上获得比较优势的概率显著提升,从而促使其经营地和原籍地产业结构趋同。当两地要素禀赋、参与全球化水平差异较大时,异地商会反而促使两城市产业结构趋异。最后,本文发现异地商会导致的城市间产业结构趋同是合意性的,这也有助于区域经济协调发展。

本文所得结论为理解行业协会、商会在地区经济发展中的作用提供了一个新的视角,也证实了各地可以通过异地商会、行业协会等跨地区社会组织向其他地区学习产业发展成功经验,继而引导本地产业结构调整升级。另外,各地方政府在借鉴异地商会原籍地比较优势产业发展经验时,也要注意兼顾本地要素资源禀赋状况,继而引导本地产业结构优化升级。

本文也留下了一些尚待进一步讨论的问题。第一,未来可采用更多的变量来度量知识跨地区流动,比如城市间商品贸易与资本流动,管理和技术人才、企业家等跨地区流动,企业、科研人员的跨地区研发合作,专利跨地区引用与交易以及专利技术相似度等。第二,需要进一步明确异地商会究竟如何促进企业实现知识跨地区流动,比如通过举办各种会议、联谊活动为两地企业提供政策投资信息等。未来可尝试获取更多的异地商会具体信息,从而进一步探讨其中的作用机制,比如每年举办商务考察次数、提供技术或金融等服务次数、向政府部门提出政策建议次数等。

#### 主要参考文献:

- [1]曹春方,贾凡胜. 异地商会与企业跨地区发展[J]. 经济研究, 2020, (4): 150-166.
- [2]程玲,李建成,刘晴. 异地商会与跨区域贸易[J]. 世界经济, 2021, (10): 30-56.
- [3]冯巨章. 企业合作网络的边界——以商会为例[J]. 中国工业经济, 2006, (1): 72-79.
- [4]胡向婷,张璐. 地方保护主义对地区产业结构的影响——理论与实证分析[J]. 经济研究, 2005, (02): 102-112.
- [5]廖佳,苏冬蔚,袁玉. 地缘性商会与民营企业跨地区并购绩效[J]. 财贸经济, 2022, (9): 149-164.
- [6]刘修岩,王峤. 知识溢出的边界效应——来自专利引用数据的证据[J]. 经济研究, 2022, (11): 84-101.
- [7]陆铭,李鹏飞. 城乡和区域协调发展[J]. 经济研究, 2022, (8): 16-25.
- [8]马草原,朱玉飞,李廷瑞. 地方政府竞争下的区域产业布局[J]. 经济研究, 2021, (2): 141-156.
- [9]毛琦梁,王菲. 地区比较优势演化的空间关联:知识扩散的作用与证据[J]. 中国工业经济, 2018, (11): 136-154.
- [10]吴小康,于津平. 方言距离与城市间产业结构趋同[J]. 世界经济, 2021, (2): 126-150.
- [11]吴意云,朱希伟. 中国为何过早进入再分散:产业政策与经济地理[J]. 世界经济, 2015, (2): 140-166.
- [12]徐巍,陈冬华,刘磊,等. 地区产业结构调整中的经验借鉴:基于官员异地调任的证据[J]. 世界经济, 2023, (11): 79-102.

- [13]郁建兴, 吴昊岱, 沈永东, 等. 脱钩改革如何影响行业协会商会政策参与?——基于 795 家全国性商协会的实证研究[J]. *管理世界*, 2022, (9): 145–157.
- [14]于良春, 付强. 地区行政垄断与区域产业同构互动关系分析——基于省际的面板数据[J]. *中国工业经济*, 2008, (6): 56–66.
- [15]赵永亮, 张捷. 商会服务功能研究——公共品还是俱乐部品供给[J]. *管理世界*, 2009, (12): 48–56.
- [16]郑小勇. 行业协会对集群企业外生性集体行动的作用机理研究[J]. *社会学研究*, 2008, (6): 108–130.
- [17]Bahar D, Hausmann R, Hidalgo C A. Neighbors and the evolution of the comparative advantage of nations: Evidence of international knowledge diffusion?[J]. *Journal of International Economics*, 2014, 92(1): 111–123.
- [18]Bai C E, Du Y J, Tao Z G, et al. Local protectionism and regional specialization: Evidence from China's industries[J]. *Journal of International Economics*, 2004, 63(2): 397–417.
- [19]Baum-Snow N, Brandt L, Henderson J V, et al. Roads, railroads, and decentralization of Chinese cities[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2017, 99(3): 435–448.
- [20]Cai J, Szeidl A. Interfirm relationships and business performance[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2018, 133(3): 1229–1282.
- [21]Chetty R, Looney A, Kroft K. Salience and taxation: Theory and evidence[J]. *American Economic Review*, 2009, 99(4): 1145–1177.
- [22]Dong X F, Zheng S Q, Kahn M E. The role of transportation speed in facilitating high skilled teamwork across cities[J]. *Journal of Urban Economics*, 2020, 115: 103212.
- [23]Feng C, Bai C Q, Kang Y K. Historical social capital and contemporary private investment choices[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2023, 79: 102365.
- [24]Gao J, Jun B G, Pentland A S, et al. Spillovers across industries and regions in China's regional economic diversification[J]. *Regional Studies*, 2021, 55(7): 1311–1326.
- [25]Hidalgo C A, Klinger B, Barabási A L, et al. The product space conditions the development of nations[J]. *Science*, 2007, 317(5837): 482–487.
- [26]Jiao Y, Shen L L, Liu Y Y. Melting pot or salad bowl: Cultural effects on industrial similarity during trade liberalization[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2023, 51(1): 235–258.
- [27]Kong D M, Pan Y, Tian G G, et al. CEOs' hometown connections and access to trade credit: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 62: 101574.
- [28]Lin J Y, Liu Z W, Zhang B. Endowment, technology choice, and industrial upgrading[J]. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2023, 65: 364–381.
- [29]Sun L Y, Abraham S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 175–199.
- [30]Young A. The razor's edge: Distortions and incremental reform in the People's Republic of China[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(4): 1091–1135.

# Regional Chambers of Commerce and Urban Industrial Structure Convergence: From the Perspective of Comparative Advantages

Cheng Ling<sup>1,2</sup>

(1. School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China; 2. Zhejiang Merchant Institute (China National Entrepreneur Institute), Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

**Summary:** Over the past four decades of reform and opening up, China's economy has maintained an impressive average annual growth rate of 9.2%, but there are prominent problems of unbalanced and uncoordinated regional economic development. As reflected in industrial development, there are huge differences in the industrial structure between regions. Theoretically, disparities in knowledge acquisition capabilities may result in unbalanced industrial growth among regions, consequently leading to unbalanced economic development at the regional level. Regional connections serve as a potential solution to break the path lock of local industrial development, then guiding the adjustment and upgrading of regional industrial structures. As a bridge connecting their place of origin and operation, how do regional chambers of commerce (RCoCs) affect the adjustment of regional industrial structures? Clarifying this issue is of paramount importance for promoting a rational division and collaboration of industries among regions and achieving coordinated regional economic development.

This paper manually collects data on RCoCs at the city level, and utilizes the DID method to investigate how RCoCs affect the direction of regional industrial structure adjustment, measured by the industrial structural similarity between pairs of cities based on the China Industrial Enterprise Database from 2000 to 2013. The Yangtze River Delta region, characterized by high economic development, openness, and chamber of commerce activity, serves as the primary research object. This paper finds that, on the whole, after the establishment of the RCoC, the industrial structure of its place of operation becomes similar to that of its place of origin in the preceding year. Mechanism analysis reveals that RCoCs facilitate knowledge diffusion in industries with comparative advantages by guiding enterprises to invest across regions, thereby promoting the convergence of industrial structures between the two places. However, certain cities also take into account the differences in resource endowments between the two places and compete in differentiated industries, leading to the divergence of industrial structures between cities. Furthermore, the convergence of industrial structures, driven by cross-city chambers of commerce, is desirable and conducive to the realization of coordinated economic development among cities. Expanding the scope of the study to the entire country, this paper finds that the establishment of out-of-town chambers of commerce between cities in the eastern region or the Yangtze River Basin contributes to the convergence of industrial structures between the two places.

The marginal contributions of this paper are as follows: First, it provides a novel explanation for the convergence of industrial structures between regions from the perspective of the formal social network of RCoCs. Second, it delves deeper into the impact and mechanism of municipal-level (rather than provincial-level) non-local chambers of commerce on the direction of urban industrial structure adjustment, thereby expanding the scope of research on the economic impact of RCoCs. Third, the conclusions have strong practical significance, and provide a theoretical foundation for leveraging non-local chambers of commerce as a means to promote the replication and diffusion of successful industrial development experiences between regions.

**Key words:** RCoCs; industrial structure convergence; comparative advantages; knowledge spillover

(责任编辑 顾 坚)