

国家社会科学基金资助期刊

中国世界经济学会和中国社会科学院世界经济与政治研究所 主办

世界经济

The Journal of World Economy

总第518期

2021年10月

全球价值链视角下的“距离之谜”探究

异地商会与跨区域贸易

汇率对中国加工贸易出口份额的影响：市场需求视角

中国制造业增值税的超额负担：企业异质性的视角

小微企业减税、纳税遵从与财政可持续发展

政策认知分歧、干中学与层级政府治理

腐败治理与城投债信用风险：基于中纪委地区巡视的分析

补充医疗保险对老年人死亡率的影响：以大病保险为例

通向低碳之路：高铁开通对工业碳排放的影响

世界经济

2021年第10期 (1978年创刊 月刊)

编辑: 《世界经济》编辑部
(北京建国门内大街5号)

电话: (010) 85195790

出版: 《世界经济》编辑部
(北京建国门内大街5号)

电话: (010) 85195776

邮编: 100732

网址: www.jweonline.cn

出版日期: 每月10日

国内发行: 社会科学文献出版社

订购处: 全国各地邮局

邮发代号: 82-896

国际发行: 中国国际图书贸易集团有限公司
(北京399信箱)

刊号: ISSN 1002-9621
CN 11-1138/F

印刷: 三河市龙林印务有限公司

每册定价: ¥40元



微信公众号二维码

ISSN 1002-9621



9 771002 962214

编辑委员会

顾问: 王洛林 仇启华
滕 滕

主 编: 张宇燕

副主编: 杜厚文 何 帆
孙 杰

编 委:(以姓氏笔画为序)

王 曦 华 民 庄宗明
朱 民 许承明 余永定
佟家栋 张 斌 张二震
张志超 张蕴岭 张燕生
李子奈 李向阳 李俊江
李 涛 李稻葵 杨先明
谷源洋 陆 铭 冼国明
周茂荣 易 纲 林桂军
贺力平 徐更生 徐康宁
海 闻 郭庆旺 盛 斌
黄益平 程 伟 裘元伦
赖明勇

编辑部主任: 毛日昇

责任编辑: 宋志刚 王 徽
吴海英 曹永福
郭若楠

世界经济

1978 年创刊 月刊(每月 10 日出版) 2021 年第 10 期 (总第 518 期)

3. 段玉婉 洪槟瀚 陈斌开 全球价值链视角下的“距离之谜”探究

30. 程 玲 李建成 刘 晴 异地商会与跨区域贸易

57. 王雅琦 余森杰 汇率对中国加工贸易出口份额的影响: 市场需求视角

78. 尹 恒 张子尧 孙玉坤 中国制造业增值税的超额负担: 企业异质性的视角

103. 李昊楠 郭彦男 小微企业减税、纳税遵从与财政可持续发展

130. 王 明 段 巍 龙登高 政策认知分歧、干中学与层级政府治理

157. 李凤羽 王 空 史永东 腐败治理与城投债信用风险: 基于中纪委地区巡视的分析

179. 黄家林 傅虹桥 补充医疗保险对老年人死亡率的影响: 以大病保险为例

201. 孙鹏博 葛力铭 通向低碳之路: 高铁开通对工业碳排放的影响

异地商会与跨区域贸易

程 玲 李建成 刘 晴*

内容提要 本文通过构建一个扩展的克鲁格曼新贸易模型来分析异地商会如何通过降低信息成本和弱化市场分割推进两地贸易。基于中国省籍异地商会和1998-2016年中国省际行政区划铁路货物运输数据的分析结论为:异地商会使得从原籍地到当地的贸易流出提高了10%;这一结论在工具变量法、事件分析、子样本检验等一系列稳健检验中仍然成立;省际贸易增加是由异地商会形成的信息成本优势和两地市场分割的弱化引致的;相对从原籍地到当地的贸易流出,异地商会更显著促进了到其原籍地的贸易流入(13%)。此外,异地商会在目的地市场化水平较低的情境下更能促进其原籍地与当地的区域贸易,并通过“邻里溢出效应”增加邻省与当地的省际贸易。本文认为异地商会建设有利于增加省际贸易,改善中国区域发展不平衡状态,推进国内大循环。

关键词 异地商会 社会网络 区域贸易 区域一体化

一 引言

中国在对外贸易获得长足持续高速发展的过程中,国内市场需求和贸易潜力却没

* 程玲:上海财经大学城市与区域科学学院;李建成(通讯作者):广东外语外贸大学经济贸易学院 中山大学管理学院;刘晴:合肥工业大学经济学院。电子信箱:chengling931121@sina.com(程玲),lijch53@mail2.sysu.edu.cn(李建成),liuqingdm@sina.com(刘晴)。

本文受国家自然科学基金面上项目“贸易政策不确定性、融资约束异质性与贸易福利效应:基于企业内销与出口交互视角的研究”(71873044)、国家自然科学基金青年项目“异地商会与企业发展:空间、机制与效果”(71802200)的资助。作者感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见。文责自负。

异地商会与跨区域贸易

程 玲 李建成 刘 晴*

内容提要 本文通过构建一个扩展的克鲁格曼新贸易模型来分析异地商会如何通过降低信息成本和弱化市场分割推进两地贸易。基于中国省籍异地商会和1998-2016年中国省际行政区划铁路货物运输数据的分析结论为:异地商会使得从原籍地到当地的贸易流出提高了10%;这一结论在工具变量法、事件分析、子样本检验等一系列稳健检验中仍然成立;省际贸易增加是由异地商会形成的信息成本优势和两地市场分割的弱化引致的;相对从原籍地到当地的贸易流出,异地商会更显著促进了到其原籍地的贸易流入(13%)。此外,异地商会在目的地市场化水平较低的情境下更能促进其原籍地与当地的区域贸易,并通过“邻里溢出效应”增加邻省与当地的省际贸易。本文认为异地商会建设有利于增加省际贸易,改善中国区域发展不平衡状态,推进国内大循环。

关键词 异地商会 社会网络 区域贸易 区域一体化

DOI:10.19985/j.cnki.cassjwe.2021.10.003

— 引言

中国在对外贸易获得长足持续高速发展的过程中,国内市场需求和贸易潜力却没

* 程玲:上海财经大学城市与区域科学学院;李建成(通讯作者):广东外语外贸大学经济贸易学院 中山大学管理学院;刘晴:合肥工业大学经济学院。电子信箱:chengling931121@sina.com(程玲),lijch53@mail2.sysu.edu.cn(李建成),liuqingdm@sina.com(刘晴)。

本文受国家自然科学基金面上项目“贸易政策不确定性、融资约束异质性与贸易福利效应:基于企业内销与出口交互视角的研究”(71873044)、国家自然科学基金青年项目“异地商会与企业发展:空间、机制与效果”(71802200)的资助。作者感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见。文责自负。

世界经济* 2021年第10期 · 30 ·

有得到有效挖掘。Poncet(2003)发现在1987至1997年11年中,中国各省的国际贸易和省内贸易占各省贸易总额比重持续上升,而省际贸易占各省贸易总额的比重却持续下降。企业在异地发展不仅面临着信息劣势、信任缺失等贸易壁垒,还面临着地方保护及其引致的国内市场分割(曹春方和贾凡胜,2020),企业跨地区贸易存在较大的限制。如何突破企业跨地区发展的障碍是有效解决中国区域发展不平衡、促进国内大循环的命题之一。而近年来,异地企业经营者纷纷在经营地设立基于原籍地的商会,构建起基于商业关系的正式社会网络,且以协助原籍地企业在其经营地发展为宗旨,成为连接其原籍地与经营地的桥梁和纽带(魏文享,2015;曹春方和贾凡胜,2020)。那么,异地商会能否帮助原籍地企业克服跨地区发展障碍,进而促进两地贸易,以及通过何种渠道促进区域贸易?

现有关于商会的理论文献较多(冯巨章,2006;赵永亮和张捷,2009),但关于商会影响的经验研究较为匮乏。Cai and Szeidl(2018)的田野实验发现,基于本地商会形成的商业网络增加了企业的商业伙伴数量,且促进了企业创新。以异地商会的设立为外生冲击,曹春方和贾凡胜(2020)发现异地商会显著促进了原籍地企业对异地商会所在地的投资。除了投资、创新外,异地商会可能也是影响区域贸易的渠道,但异地商会与区域贸易的因果关系在以往文献中讨论并不充分。

为回答上述疑问,本文同时从理论和经验分析方面验证了异地商会对于中国省际贸易的影响,并着重从信息成本和地方保护两个角度探讨其中的影响机制。本文首先纳入异地商会的信息成本优势和便于与两地政府沟通的特殊优势,扩展了Krugman(1980)的新贸易模型,并得到本文的主要命题:异地商会可以通过降低双边贸易的信息成本和弱化市场分割程度,促进区域贸易。随后,本文利用1998–2016年中国省级行政区划铁路货运交流数据代理地区间贸易流量,以省籍异地商会不同时点的设立构建多期DID计量模型,研究发现异地商会确实促进了从原籍地到当地的贸易流出。这一结论在工具变量回归、事件分析、子样本检验、控制基因距离等其他变量后仍然成立。影响机制分析表明,异地商会通过降低企业异地销售的信息成本和两地市场分割水平,继而促进从原籍地到当地的贸易流出。进一步的讨论还表明,异地商会对贸易的促进作用在当地的市场化水平较低时更加显著;异地商会还会通过“邻里溢出效应”增加邻省与当地的贸易流出。

此外,我们还得到一个有意思的推论:相对从原籍地到当地的贸易流出,异地商会更倾向于促进从当地到原籍地的贸易流入增加。针对这一推论,本文在经验检验部分发现,异地商会对从当地到原籍地的贸易流入的促进作用大于自原籍地到当地贸易流

出的增加。进一步地,本文利用中国省委书记跨省交流的准自然实验为其提供了来自地方政府间竞争的解釋。具体地,省委书记跨省交流确实会提高其上一任职地(异地商会原籍地)在当前任职地(异地商会当地)建立异地商会的概率,且显著地促进了当地贸易流向上一任职地。

本文所得结论对于推动国内区域经济一体化,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具有重要启示。异地商会促进省际双边贸易的增加意味着带有原籍性质的正式社会网络显著促进了中国国内区域经济一体化程度加深。推动国内区域一体化、促进国内大循环不仅需要政府有所为,更需要市场和社会中介组织发挥力量。作为独立于政府的中介组织,异地商会是政府和企业的帮手,在政府和企业之间发挥着其他主体无法替代的中介作用。作为原籍地和经营地的桥梁纽带,异地商会是区域一体化的重要参与者,可以利用其先天性优势,发挥其对国内区域一体化发展、国内大循环畅通的推动作用。

与本文相关的文献主要有两类。第一类文献考察了移民、官员或商业网络对贸易的影响。移民网络(ethnic networks)通过降低信息壁垒以及对原籍地产品偏好而促进国家双边贸易(Gould,1994; Rauch and Trindade,2002; Peri and Requena-Silvente,2010; 蒙英华等,2015; Parsons and Vézina,2018)。此外,基于法国以及西班牙跨地区贸易数据,Combes *et al.* (2005)、Garmendia *et al.* (2012)均发现,以移民数量度量的社会网络和以工厂企业数量衡量的企业网络均产生了强烈的贸易创造效应。利用中国省际铁路货运交流数据,牛婧和魏修建(2020)、Jiang and Mei(2020)均发现地区间官员流动显著促进了官员当前任职地与其上一任职地的省际贸易。上述文献考察了移民、官员流动或商业等非正式社会网络的贸易创造效应,对正式社会网络贸易影响的经验研究远少于对非正式社会网络的研究。本文则聚焦于以地缘为纽带的异地商会形成的正式社会网络对国内跨地区贸易的影响。

第二类文献考察了市场分割、交通、信任等一系列因素对于一国内部跨地区贸易的影响。朱希伟等(2005)发现,国内市场分割迫使企业以国际贸易替代省际贸易。基于世界银行2003年中国企业投资环境调查数据,叶宁华和张伯伟(2017)发现目的地销售市场的地方保护显著降低了国内外地企业在该区域销售的概率。刘生龙和胡鞍钢(2008)、Duranton *et al.* (2014)、Donaldson(2018)则发现交通基础设施网络的扩张促进了中国、美国国内区域贸易。Xing and Zhou(2018)利用中国企业增值税数据和区域投入产出表,研究发现中国省际双边信任显著促进了省际双边贸易。曹春方等(2019)也基于中国企业数据发现地区间信任会促进企业的跨地区经营。

本文的边际贡献主要体现在三个方面: (1) 补充了商会经济影响的相关研究。除 Cai and Szeidl (2018)、曹春方和贾凡胜(2020)外,关于商会的现有研究多集中于理论分析。不同于他们从投资和创新着手,本文则聚焦区域贸易,检验了异地商会对于企业跨地区销售的影响; (2) 不同于官员异地交流、移民等构建的非正式社会网络,本文识别了异地商会构建的正式社会网络与区域贸易的关系,并从降低信息成本和市场分割两个视角讨论其中的影响机制; (3) 与现有研究官员、移民、异地商会与区域贸易投资关系文献得到的结论不同,本文发现异地商会对于区域贸易具有显著的双向促进作用,而非单向促进作用,且这种贸易增加更多地体现在从当地到原籍地的贸易流入中。

本文剩余部分安排如下: 第二部分介绍异地商会产生的历史背景,构建相应的理论模型,并梳理其中的影响机理; 第三部分介绍本文所用到的数据以及选取的相应变量; 第四部分展示基本回归以及稳健性检验结果; 第五部分从降低信息成本和市场分割两个视角识别异地商会的作用机制,并从不同市场化水平、空间溢出效应以及双向作用方面进一步讨论; 第六部分总结全文,并基于研究结论给出相应的政策启示。

二 历史背景与理论模型

(一) 历史背景

异地商会是指某一行政区域的工商企业(原籍地工商企业)在异地经营发展过程中,为维护自身利益,在经营地自愿发起、合法注册的,以原籍地行政区域名称命名为基本特征,以促进两地经贸合作为宗旨的联合性、非营利性社会团体(魏文享,2015)。民政部办公厅于2003年1月颁布的《关于异地商会登记有关问题的意见》提出,异地商会的登记工作应坚持“登记在省,试点先行”的政策。其中“登记在省”表示,只能由省、自治区、直辖市民政部门登记省际投资企业组织的协会、商会,地、县级不得建立异地商会,且省级异地商会不设地域性分会。自此以后,组建省级异地商会拥有了合法性,异地商会建立进入一个快速发展期。

异地商会历史渊源悠久,起源于明清时期的同乡会馆,一定程度上反映了对传统商帮的文化认同。所谓商帮,是以地域为中心,以血缘地缘为纽带,以会馆公所为其在客地的联结点,以敦乡谊、互助互济为宗旨的跨地域从事远程贸易或金融服务的商人群体(蔡洪滨,2008; 吴琦等,2019)。会馆的成立强化了商帮这一群体观念。

作为明清时期十大商帮之一,宁波商帮在北京、常熟、汉口、上海等全国各地都建立了宁波会馆(孙继亮,2012),而安徽商帮建立的徽州会馆(或新安会馆)几乎遍布大半个中国。在中国古代司法制度缺乏对产权和商务活动的有效保护的情境下,具有自治性质的同乡会馆部分替代了不完善的市场机制,可以协助签订商业合同、调节商务纠纷等。

除了基于降低交易成本的考虑外,异地商会的建立还出于根本的乡土观念以及基于家乡认同而产生的信任关系。由于面临相同的生存环境,异地发展的企业家基于情感和利益诉求往往热心于建立异地商会,共同的语言、风俗等文化会让异地谋生的企业家增强信任。异地商会的出现,让远离家乡的企业家有了一个同乡会馆存放乡愁;而异地商会的各项实践又使同乡这种弱关系网络得到了加强和升华。

(二) 异地商会与区域贸易

企业跨地区销售面临着两种贸易成本:一是由于地理距离或互联网不发达等障碍引致的信息成本、交通运输成本等;二是各地方政府为了政治晋升或 GDP 锦标赛采取地方保护策略,包括阻碍本地资源流出和限制外地商品流入,这就导致了省际市场分割(曹春方等,2017),进而引致高额的制度性贸易成本。

而异地商会可能会通过改变这两种贸易成本进而影响区域贸易。一方面,异地商会同时具有对原籍地及当地的信息优势。相比于其他地区,异地商会及其会员企业对经营地销售市场的产品偏好、当地习俗、法律等信息更加熟悉,可以将经营地的各类信息通过该平台传递给原籍地企业。这种正式的关系网络便利了信息的传递和共享,使得企业在异地销售时具有信息优势及较低的信息成本,进而有助于从原籍地到经营地的贸易流出。

另一方面,作为当地工商联会的下属团体,异地商会一定程度上承担着参政议政等方面的政府服务职能。对于当地政府设置的限制外地产品流入障碍,异地商会可以帮助同籍企业向当地政府进行反映、沟通、协调,进而降低同籍企业在异地销售的制度性贸易成本。因而,尽管各地方政府在地区间博弈中采取各种市场分割方式阻碍外地商品流入本地,但在当地有商会的原籍地产品面临的产品进入障碍可能会较低。这类似于曹春方等(2017)、牛婧和魏修建(2020)提到的,地方官员可能会对没有关联地区的产品施加更为严格的贸易壁垒,而对关联地区的产品采取较为温和的市场分割策略。基于地方政府间竞争的基本特征,相对从异地商会原籍地流出到本地的产品,当地政府会对从本地流入到商会原籍地的产品设置更低的障碍,这使得异地商会更倾向促进从当地到原籍地的贸易流入增加。基于上述讨论,本文提出:

假设:异地商会通过降低原籍地与本地贸易的信息成本以及缓解两地市场分割水平,进而促进区域贸易,尤其是从当地到原籍地的贸易流入。

(三) 理论模型

上文刻画了异地商会对于企业跨地区贸易的典型事实。为引导经验分析,使得计量模型设定具有严格的理论基础,本文以 Krugman(1980) 研究中的模型为基准,引入异质性信息成本和国内区域市场分割,构建一个多区域的垄断竞争贸易模型,以此探讨异地商会构建的正式社会网络对于原籍地企业跨地区贸易的影响。

1. 模型基本假定。假设一个包含 N 个地区的国家, j 地区代表性消费者的效用函数为:

$$U_j = \sum_{i=1}^N \sum_{h=1}^{n_i} (a_{ij} q_{ij}^h)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \quad (1)$$

这里, n_i 代表 i 地区生产的产品种类数量; $\varepsilon > 1$ 则表示不同产品间的替代弹性; q_{ij}^h 表示 j 地区对于 i 地区生产的产品 h 的需求量; a_{ij} 表示 j 地区的消费者对于 i 地区产品的偏好或者认同。由于消费者对地域产品的偏好同时具有确定性和随机性因素,我们进一步假设消费者对于消费所在地生产的产品具有明显的偏好,即 j 地区消费者对于 i 地区产品的偏好可以表示为以下形式: $a_{ij} = \exp(e_{ij} - \varphi_a A_{ij})$ 。其中, e_{ij} 表示消费偏好的随机因素; A_{ij} 为二元虚拟变量,当 $i \neq j$ 时取值为 1,反之取 0。参数 $\varphi_a > 0$ 表明消费者消费产品存在明显的本地偏好。

在预算约束下最大化效用函数,可得消费者对每种产品 h 的马歇尔需求函数: $q_{ij}^h = y_j P_j^{\varepsilon-1} p_{ij}^{-\varepsilon} a_{ij}^{\varepsilon-1}$ 。其中, y_j 表示 j 地区的名义收入; $P_j = (\sum_{i=1}^N n_i a_{ij}^{\varepsilon-1} p_{ij}^{1-\varepsilon})^{1/(1-\varepsilon)}$ 表示 j 地区的消费品价格总指数^①; p_{ij} 表示 j 地区消费 i 地区产品的交货价格(delivered price)。其中, $p_{ij} = \tau_{ij} u_{ij} p_i$, p_i 表示 i 地区产品的出厂价, $\tau_{ij} \geq 1$ 表示 i 地区产品销售到 j 地区包括交通运输和信息搜寻成本在内的冰山交易成本(iceberg trade cost), $u_{ij} \geq 1$ 表示 i 地区企业在 j 地区销售所面临的地方保护。由于所有产品 h 的出厂价格一致,即 $p_i = p_i^h$,那么 i 地到 j 地所有产品的消费量也一致,即 $q_{ij}^h = q_{ij}$ 。由于 i 地产品销售到 j 地需要花费相应的成本 $\tau_{ij} u_{ij}$,因而从 i 到 j 地区的贸易流出为:

$$q_{ij} = n_i y_j P_j^{\varepsilon-1} p_i^{\varepsilon-1} a_{ij}^{\varepsilon-1} \tau_{ij}^{1-\varepsilon} u_{ij}^{1-\varepsilon} \quad (2)$$

2. 信息成本和地方保护。为进一步刻画异地商会通过降低原籍地企业在地销售的信息成本和地方保护带来的制度性贸易成本对于区域贸易的影响,我们假设冰山

① P_j 也表示 j 地区的多边阻力项(multilateral resistance terms),因为它取决于与所有区域的贸易成本。

交易成本和地方保护分别具有以下形式,即:

$$\tau_{ij} = Geodis_{ij}^{\delta_T} \exp(\varphi_I A_{ij} + \delta_I \ln Geodis_{ij} - \phi_I adjac_{ij} - \alpha_I SH_{ij}) \quad (3)$$

$$u_{ij} = \exp(\varpi_{ij} - \rho_u SH_{ij}) \quad (4)$$

这里, $Geodis_{ij}$ 表示 i 地与 j 地的地理距离; SH_{ij} 为 i 地区在 j 地区是否设立异地商会的二元虚拟变量。具体地, 如果 i 在 j 地区设立异地商会, 取值为 1, 反之取 0; $adjac_{ij}$ 为 i, j 地是否邻近的二值虚拟变量, 当 i 与 j 地为相邻省份时, $adjac_{ij}$ 取值为 1, 反之取 0。假设参数 $\delta_T, \delta_I > 0, \varphi_I, \phi_I > 0$, 表明省际贸易的交通和信息成本随地理距离递增, 而省际贸易的信息成本高于省内贸易, 邻省信息成本低于非邻省。参数 $\alpha_I > 0, \rho_u > 0$ 说明 i 在 j 地设立异地商会降低了 i 在 j 地销售的信息搜寻成本和地方保护水平。 ϖ_{ij} 表示 i 与 j 地之间地方保护水平的随机扰动项。

另外, 假设企业是同质的, 边际成本均为 c 。因而, 基于垄断竞争市场结构的特有性质, 我们可以得到 $p_i = c\varepsilon/(\varepsilon - 1)$ 。结合 (2) (3) 和 (4) 式, 可得从 i 到 j 地的贸易流出的对数:

$$\begin{aligned} \ln q_{ij} = & E_0 + E_i + E_j + (\varepsilon - 1) \phi_I adjac_{ij} + (1 - \varepsilon) (\varphi_a + \varphi_I) A_{ij} \\ & + (1 - \varepsilon) (\delta_T \ln Geodis_{ij} + \delta_I \ln Geodis_{ij} - e_{ij} + \varpi_{ij}) \\ & + (\varepsilon - 1) (\alpha_I + \rho_u) SH_{ij} \end{aligned} \quad (5)$$

这里, $E_0 = -\frac{\varepsilon^2}{\varepsilon - 1} - \varepsilon \ln c$ 。因而, i 对 j 地区的贸易取决于目的地特征 ($E_j \equiv \ln y_j + (\varepsilon - 1) P_j$)、来源地特征 ($E_i \equiv \ln n_i$)、来源地与目的地的配对特征 ($adjac_{ij}, Geodis_{ij}, e_{ij}, \varpi_{ij}, A_{ij}$) 以及本文关键的自变量 (SH_{ij})。 $(\varepsilon - 1) \alpha_I$ 和 $(\varepsilon - 1) \rho_u$ 分别刻画了 i 在 j 地区设立异地商会, 通过降低 i 地企业在 j 地销售面临的信息搜寻成本和地方保护水平, 进而促进 i 对 j 地区的贸易流出。由此可得:

命题: 异地商会同时通过降低区域贸易的信息成本和弱化市场分割, 促进从原籍地到其所在地的贸易流出。

由于地方政府间竞争引致的地方保护主义、国内市场分割更多体现在地方政府通过增加本地行业壁垒、进入障碍等阻止外地商品流入, 而非阻止本地商品流出 (银温泉和才婉茹, 2001), 所以我们合理假设地方保护主义产生的区域贸易成本具有非对称性, 具体可表现为: $u_{ji} = \exp[\varpi_{ij} - (\rho_u + \chi_u) SH_{ij}]$ 。这里参数 $\chi_u > 0$ 表示地方政府通过促进 i 地企业在 j 地设立异地商会, 继而降低了从 j 到 i 地区的贸易流入的地方保护主义所产生的贸易成本。参数 $\chi_u > 0$ 体现了作为当地政府工商联下属团体的异地商会一定程度上承担的职能, 当地政府可通过异地商会影响两地贸易。类似地, 从 j 地

到 i 地的贸易流入的对数为:

$$\begin{aligned} \ln q_{ji} = & E_0 + E_i + E_j + (\varepsilon - 1) \phi_l \text{adjac}_{ij} + (1 - \varepsilon) (\varphi_a + \varphi_l) A_{ij} \\ & + (1 - \varepsilon) (\delta_r \ln \text{Geodis}_{ij} + \delta_l \ln \text{Geodis}_{ij} - e_{ij} + \varpi_{ij}) \\ & + (\varepsilon - 1) (\alpha_l + \rho_u + \chi_u) SH_{ij} \end{aligned} \quad (6)$$

相比(5)式,(6)式增加了 $(\varepsilon - 1)\chi_u SH_{ij}$ 一项,它刻画了 j 地政府通过促进 i 在 j 地区设立异地商会,继而通过降低 j 地企业在 i 地销售面临的地方保护水平,进而促进了从 j 到 i 地的贸易流入。

总的来说,异地商会通过降低信息成本和地方保护主义产生的成本同时促进其原籍地与当地的贸易流出和流入。由于与当地政府的关系,异地商会承担了一部分政府职能,可能更倾向于帮助当地企业向原籍地销售商品。但到底是更加促进贸易流出还是贸易流入还有待检验。

推论:相对从原籍地到其所在地的贸易流出,异地商会更可能促进从当地到原籍地贸易流入的增加。

三 数据与变量

(一) 数据来源

本文使用了两个数据集《中国交通年鉴》和“天眼查”企业收录网站。中国省际铁路货运量来源于历年《中国交通年鉴》,异地商会数据来源于笔者基于“天眼查”的搜索结果,手工整理而得。

1. 省际双边贸易。目前无法通过公开渠道获得完整口径的真实的中国省际贸易数据,为此,学者们通常借助于各种估计方法或替代指标度量省际双边贸易,如投入产出表(张少军,2013;Tombe and Zhu,2019)、增值税专用发票(行伟波和李善同,2009)、铁路货运量(徐现祥和李郇,2012)等方法。与前两者相比,我们可以通过中国省际双边铁路货运量的直接贸易数据获得省际的贸易往来;中国省际双边铁路货运量不仅可以从历年《中国交通年鉴》中公开获得,且样本存续期较长,最新的数据更新至2016年。因而,考虑到数据可得性,本文采用样本期较长且连续的铁路货运量作为省际贸易的代理变量。

为了缓解不完美代理变量的代表性问题,本文进行了如下处理:(1)参照牛婧和魏修建(2020)、Jiang and Mei(2020)的研究,通过控制来源地与年份的交互固定效应、目的地与年份的交互固定效应以及省份配对特征来尽可能地控制影响省际铁路货运

的随时间变化的来源地因素、目的地因素以及双边因素。(2) 考虑到煤炭和铁矿石的运输占据中国铁路货运的较大部分,在稳健性检验部分我们尽可能地排除这两种商品的铁路货运量变化对本文主要结论的影响。与现有文献类似,本文删除了铁路运输不发达的西藏自治区和海南省,获得 1998–2016 年中国 29 个省(自治区、直辖市)的双边铁路货运数据。

2. 异地商会。根据《关于异地商会登记有关问题的意见》,异地商会的登记工作秉持“登记在省”的政策。虽然部分省份有所松动,如广西、广东分别从 2008、2009 年开始允许成立地市籍异地商会。2013 年后,各地陆续放开市县籍异地商会的登记。据此,本文仅选取了省、自治区、直辖市层面的异地商会作为研究样本。

异地商会数据来源于“天眼查”,笔者通过手动整理获取,整理步骤为:在检索条目“查公司”一栏中通过省份名称组合查询,如“广东北京商会”(即在广东活动的北京企业商会),检索后可得该商会成立日期等具体信息,由此获取全国各省份间是否存在商会设立及设立时间。各年新成立商会数量趋势见图 1。新设立商会 2007 年之前逐年增加,在 2007–2009 年达到高峰,随后下降。

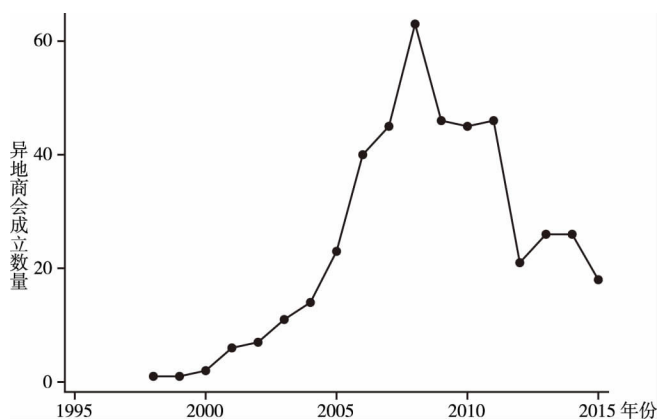


图 1 各年份商会成立数量

(二) 计量模型设定

为了验证基于异地商会形成的商业网络是否促进原籍地与当地的省际贸易,本文基于(5)式设定了以下贸易引力模型方程:

$$\ln Trade_{ij,t} = \beta_0 + \beta_1 SH_{ij,t-1} + \delta_1 adjac_{ij} + \delta_2 \ln Geodis_{ij} + \delta_3 \ln Rgdp_{ij,t} + \delta_4 Remot_{i,t} + \delta_5 Remot_{j,t} + \delta_6 Fisc_{i,t} + \delta_7 Fisc_{j,t} + \mu_i + \eta_j + \lambda_t + \zeta_{ij,t} \quad (7)$$

这里, $\ln Trade_{ij,t}$ 表示省份 i 流向省份 j 的贸易量对数形式^①。 $SH_{ij,t-1}$ 为异地商会是否成立的二元虚拟变量, 如果 i 省在 j 省在 $t-1$ 年已设立异地商会, 取值为 1; 反之取 0^②。考虑到大多异地商会建立时间多为一年中的下半年(即 6 月份之后), 且两地企业通过异地商会建立销售联系需要时间, 并为了缓解内生性问题, 我们将异地商会进行滞后一期处理。参数 $\beta_1 = (\varepsilon - 1)(\alpha_i + \rho_u)$ 刻画了异地商会建立的商业网络同时通过降低信息成本和地方保护对于 i 省与 j 省贸易往来的影响。 $adjac_{ij}$ 为二值虚拟变量, 当省份 i 与 j 相邻时取 1, 反之取 0; 参数 $\delta_1 = (\varepsilon - 1)\phi_l$ 刻画了邻省贸易相对非邻省贸易的倍数。 $\ln Geodis_{ij}$ 表示省份 i 到 j 的地理距离, 用两省份省会城市的地理距离取对数表示; 我们加入两地地理距离以控制交通成本对双边贸易的影响; 参数 $\delta_2 = (1 - \varepsilon)\delta$ 反映了省际贸易与两地地理距离成反比。 $\zeta_{ij,t}$ 为随机扰动项。本文采用异方差稳健标准误, 在稳健性检验中还采用各种异方差聚类标准误, 如聚类在来源地和目的地的配对层面。

由于本文着重考察异地商会对于省际贸易的影响, 本文忽略省内贸易, 进而贸易的本地偏好项 $(1 - \varepsilon)(\varphi_a + \varphi_l)A_{ij}$ 被忽略。此外, 参照 Rauch and Trindade(2002) 等的贸易引力模型, 本文还加入两省份人均 GDP 差异 ($\ln Rgdp_{ij,t}$)、偏远度 ($Remot_{i,t}$ 、 $Remot_{j,t}$)、财政支出占 GDP 比重 ($Fisc_{i,t}$ 、 $Fisc_{j,t}$) 等来源地和目的地特征的影响。其中, 省份 i 、 j 的偏远度分别由该省份到其余 29 个省份地理距离的 GDP 加权之和表示, 其计算公式为: $Remot_i = \sum_{k=1, k \neq j}^{29} \frac{Geodis_{ik}}{gdp_k}$, $Remot_j = \sum_{k=1, k \neq i}^{29} \frac{Geodis_{jk}}{gdp_k}$ 。

参照 Combes *et al.* (2005)、Duranton *et al.* (2014) 等的做法, 本文通过加入来源地固定效应 (μ_i)、目的地效应 (η_j), 控制来源地和目的地的省份特征, 并加入时间固定效应 (λ_t) 控制时间趋势。另外, 本文还扩大至控制来源地-时间固定效应 ($\mu_{i,t}$) 和目的地-时间固定效应 ($\eta_{j,t}$), 这不仅可以控制随地区变化的来源地(目的地)特征, 如经济规模等, 还能控制仅随时间变化的因素, 如原材料价格上涨。如牛婧和魏修建(2020)、Jiang and Mei(2020) 所说, 此种设置方式充分考虑到影响地区间贸易的来源地因素、目的地因素以及双边因素, 可以有效缓解铁路货运数据潜在代表性偏误问题。即:

$$\ln Trade_{ij,t} = \beta_0 + \beta_1 SH_{ij,t-1} + \delta_1 adjac_{ij} + \delta_2 \ln Geodis_{ij} + \delta_3 \ln Rgdp_{ij,t} + \mu_{i,t} + \eta_{j,t} + \zeta_{ij,t} \quad (7)$$

① 本文的因变量为对数化形式的省份 i 流向 j 的贸易量, 这意味着每省份配对有两个观测值, 即 $\ln Trade_{ij}$ 与 $\ln Trade_{ji}$, 而非一个。

② 此时, 相当于 $Treatment \times Post$, 且由于各异地商会的成立年份不一致, 构建的 DID 模型为多期 DID 模型。

(三) 描述性统计

变量初步描述性统计见表 1。其中 Panel A 为变量全样本统计性描述, Panel B 为根据是否互设商会的分组样本描述性统计。根据 Panel A 结果, 相比异地商会样本, 省际铁路货运数据有 154 个缺失值, 各变量样本最低稳定在 15 206 个。另外, 设立异地商会样本占 21.5%, 相邻省份样本占 15.5%。根据 Panel B, 未设立异地商会的样本比设立商会的样本数量多出三倍左右; 而设立异地商会的省份之间贸易均值高于未设立异地商会之间, 初步表明设立异地商会存在一个显著的贸易创造效应(trade creation effects)。

表 1		变量描述性统计							
变量	名称	定义							
$\ln Trade_{ij}$	贸易量	i 省流向 j 省的贸易量的对数							
SH_{ij}	是否有异地商会	i 省在 j 省有异地商会,取值为 1, 否则为 0							
$\ln Geodist$	地理距离	i 与 j 省省会城市地理距离的对数							
$adjac$	是否相邻	相邻省份取值为 1, 否则为 0							
$\ln Rgdp_{ij}$	人均 GDP 差异	i 与 j 省人均 GDP 的取对数后的差值							
$Remot_i$	来源省偏远度	i 省到其余 29 个省级地区地理距离的 GDP 加权之和							
$Remot_j$	目的省偏远度	j 省到其余 29 个省级地区地理距离的 GDP 加权之和							
$Fisc_i$	来源省财政支出	i 省财政支出占 GDP 的比重							
$Fisc_j$	目的省财政支出	j 省财政支出占 GDP 的比重							
Panel A: 全样本检验				Panel B: 分组检验					
变量				$SH_{ij} = 1$			$SH_{ij} = 0$		
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
$\ln Trade_{ij}$	15 864	3. 871	1. 542	3435	4. 062	1. 633	12 429	3. 818	1. 512
SH_{ij}	16 018	0. 215	0. 411						
$\ln Geodist$	15 206	7. 016	0. 611	3441	6. 92	0. 606	11 765	7. 044	0. 609
$adjac$	16 018	0. 155	0. 362	3442	0. 182	0. 386	12 576	0. 147	0. 354
$\ln Rgdp_{ij}$	15 206	0. 544	0. 428	3441	0. 491	0. 358	11 765	0. 56	0. 445
$Remot_i$	16 018	10. 25	7. 638	3442	6. 39	2. 966	12 576	11. 31	8. 167
$Remot_j$	16 018	10. 25	7. 638	3442	6. 312	2. 804	12 576	11. 33	8. 17
$Fisc_i$	15 206	0. 202	0. 143	3441	0. 186	0. 074	11 765	0. 207	0. 157
$Fisc_j$	15 206	0. 202	0. 143	3441	0. 22	0. 097	11 765	0. 197	0. 153

四 回归分析结果

(一) 基本 DID 回归

表 2(1)(2) 列为双重差分基准回归结果。其中第(1)列分开控制来源地、目的地和年份固定效应,第(2)列控制来源地-年份、目的地-年份交互固定效应。估计结果显示,在控制来源地、目的地和年份固定效应后,设立异地商会使得原籍地到当地的贸易流出增加 5.22%。而改为控制交互固定效应后,增量差异上升到 9.92%。这表明,异地商会具有较强的贸易创造效应。另外,地理距离对区域贸易量具有负向作用,表明贸易量存在随空间距离增加的衰减;而地理相邻的系数显著为正,亦显示出了较强的贸易邻近效应。

表 2 OLS 和 PPML 估计结果

因变量: $\ln Trade_{ij,t}$	OLS 估计		PPML 估计	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$SH_{ij,t-1}$	0.0522 ** (0.0243)	0.0992 *** (0.0267)	0.0118 * (0.0062)	0.0213 *** (0.0068)
$\ln Geodist$	-1.4459 *** (0.0240)	-1.4373 *** (0.0243)	-0.3615 *** (0.0057)	-0.3591 *** (0.0056)
$adjac$	0.3852 *** (0.0360)	0.3870 *** (0.0366)	0.0457 *** (0.0082)	0.0463 *** (0.0081)
$\ln Rgdp_{ij}$	0.6304 *** (0.0249)	0.5914 *** (0.0260)	0.1597 *** (0.0067)	0.1490 *** (0.0067)
来源地特征变量	控制	未控制	控制	未控制
目的地特征变量	控制	未控制	控制	未控制
来源地固定效应	控制	未控制	控制	未控制
目的地固定效应	控制	未控制	控制	未控制
年份固定效应	控制	未控制	控制	未控制
来源地 × 年份	未控制	控制	未控制	控制
目的地 × 年份	未控制	控制	未控制	控制
观测值	14 983	14 983	14 983	14 983
调整后的 R^2	0.689	0.700		
伪 R^2			0.1145	0.1204

说明: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。括号中为异方差稳健标准误。后表同。

铁路货运量大多数观测值为大于 0 的正整数,但也存在 110 个等于 0 的观测值,采用对数形式的 OLS 估计,会得到非一致估计(Silva and Tenreyro, 2006; Parsons and Vézina, 2018)。因此,本文采用 PPML(poisson pseudo-likelihood regression) 进行补充估计。估计结果见(3)(4)列,异地商会系数仍然显著为正。

(二) 工具变量回归

两个方面的原因可能会导致本文结果存在内生性偏误:第一个是反向因果关系,现有得到的异地商会设立与省际贸易之间的正相关关系,很可能是双边贸易规模较大的省对更倾向建立异地商会;第二个是遗漏变量偏误,比如原籍地通过老乡关系等渠道介绍与目的地建立商业联系,并通过企业并购、生产活动转移等方式在目的地进行生产销售,这也会同时影响商会活动与区域贸易的关系。为缓解上述疑虑,尤其是反向因果关系引致的偏误,本文进一步采用工具变量法予以解决。正如前文历史背景中介绍到的异地商会最早可追溯到明清时期的异地会馆,明清异地会馆是影响当今异地商会建立的一个重要因素。明清异地会馆与当今异地商会相关,而与当今区域贸易相关性较低,因而可以作为当今异地商会有一个良好工具变量。明清异地会馆数据来源于东亚同文馆书院调查资料以及何炳棣(1966)的《中国会馆史论》。其中,明清时期共有 274 个省籍异地会馆。

考虑到在本文样本期间明清异地会馆不随时间变化,本文参考现有文献在包括历史、地形数据等时不变工具变量的处理方法(Duranton and Turner, 2012),将其与时间趋势的乘积作为工具变量,检验结果见表 3 第(2)(3)列。另外,我们还参照 Dong *et al.* (2020) 的处理方法,以不随时间变化的明清异地会馆作为当今异地商会的工具变量进行差分估计,检验结果见第(4)(5)列。自 2007 年后铁路运输占比逐年下降,而水运和公路运输占比逐年上升。2008 年次贷危机对全球经济产生广泛的影响,各省级政府逐渐放宽对市县设立异地商会的限制,为避免商品运输结构性调整、金融危机和非省籍异地商会可能带来的估计偏误,本文采用 1998–2007 年子样本进行工具变量估计和差分估计。这里,在差分估计的 IV 回归中, SH_{ij98_07} 为 1998–2007 年 i 省是否在 j 省成立异地商会,如是取值为 1,反之取 0; 因变量 $\ln Trade_{ij}$ 为 1998–2007 年省际铁路货运量对数的变化。

检验结果展示在表 3 中。其中,第(2)(4)列为 IV 估计第二阶段结果,第(3)(5)列为 IV 估计第一阶段结果。另外,为对比 OLS 与 IV 的回归结果,我们还在第(1)列中给出了 OLS 回归的估计结果。如第(3)(5)列所示,第一阶段估计明清会馆与当今异地商会设立具有一个显著的正相关关系,且弱工具变量检验统计量均大于 10。根

据第(2)(4)列,第二阶段回归结果中 $SH_{ij,t-1}$ 和 SH_{ij98_07} 均具有一个显著为正的系数。这表明,上文得到的异地商会显著促进省际贸易的基本结论仍保持稳健。

表 3 工具变量法估计结果

因变量	ln Trade _{ij,t}				
	OLS		d ln Trade _{ij}		
	(1)	IV: 明清会馆 × 时间趋势 (2) 第二阶段 (3) 第一阶段 (4) 第二阶段 (5) 第一阶段	IV: 明清会馆		
$SH_{ij,t-1}$	0.3433 *** (0.0551)	4.1217 ** (1.6709)			
SH_{ij98_07}				0.0534 * (0.0314)	
明清会馆 × 时间趋势		0.0046 *** (0.0015)			
明清会馆				0.2717 *** (0.0463)	
Kleibergen-Paaprk LM 统计量			41.653 ***		36.91 ***
Cragg-Donald Wald F 统计量			17.197 ***		34.54 ***
Anderson-Rubin Wald 统计量			14.02 ***		3.36 *
省对双边特征变量		控制	控制	控制	控制
来源地 × 年份		控制	控制	控制	控制
目的地 × 年份		控制	控制	控制	控制
观测值	7308	7308	7308	6496	6496

(三) 稳健性检验^①

1. 前期趋势与动态效应检验。稳健性检验方面,首先需要考虑关于 DID 设计的前期趋势与动态效应检验,这也是关乎 DID 设计真实有效的基本前提。本文设立如下动态检验方程:

$$\ln Trade_{ij,t} = \alpha_{-5}SH_{ij}^{-5} + \alpha_{-4}SH_{ij}^{-4} + \cdots + \alpha_0SH_{ij}^{-0} + \alpha_9SH_{ij}^{+8} + \delta_1adjac_{ij} + \delta_2\ln Geodis_{ij} + \delta_3\ln Rgdp_{ij,t} + \mu_{i,t} + \eta_{j,t} + \varepsilon_{ij,t} \quad (8)$$

其中,虚拟变量 SH_{ij}^N 表示商会设立的第 N 年,其他各项同式(7)。检验窗口期到 2013 年为止。这是因为 2013 年以后铁路货运占比迅速下降,且 2013 年之后对市县

① 我们还将标准误差聚类在不同层面,结果仍然稳健。

籍异地商会的限制放开,这种外生因素可能会影响商会的动态趋势检验效果。

检验结果见图2。在各实验组别,异地商会设立之前各期均未表现出显著的一致变化趋势,表明实验组和对照组的差异化贸易增长趋势在异地商会设立干预前并未表现出来,符合前期共同趋势判断。而在异地商会建立之后的年份中,异地商会均具有一个显著为正的系数(除第3年有一个不显著的系数外),并随着时间的增长其作用日益增加。这表明异地商会对区域贸易的作用存在一个长期且日益重要的影响,并非一个即时短暂的干预效应。以上论述表明,本文 DID 模型估计下的异地商会对区域贸易的干预效应真实且有效。

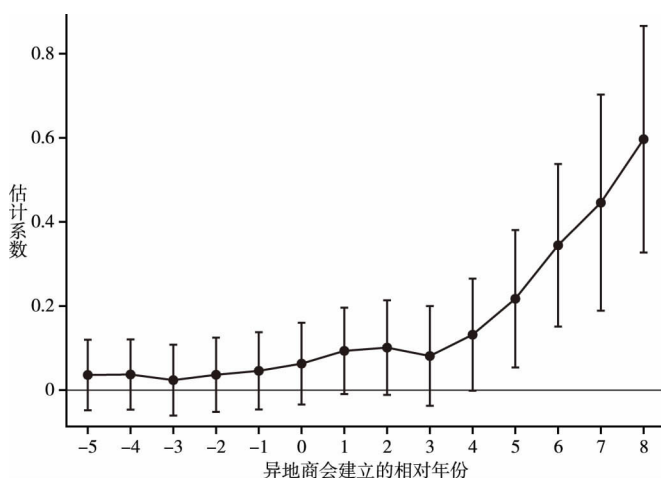


图2 前期趋势与动态检验结果

数据来源:1998-2012年省份双边贸易数据。

2. 替换因变量与子样本检验。表2中的因变量只反映了来源地到目的地的货运量,是各省之间的一个绝对比较。本文进一步将其换成*i*省到*j*省的省际贸易占来源地*i*到其他所有省份贸易总量的比率,更换因变量后估计结果见表4第(1)列。结果显示,异地商会的系数仍显著为正,进一步表明异地商会可以增加原籍地对当地省际贸易的基本结论是稳健的。

除了替换因变量,本文还做了子样本检验。首先,由于直辖市有着不同于其他省份的特殊经济政治地位,这可能会高估异地商会对区域贸易的作用。因而,我们分别剔除来源地为直辖市样本或目的地为直辖市、同时剔除来源和目的地为直辖市样本,估计结果见表4后第(2)至(4)列。根据估计结果,异地商会系数仍然显著,表明本文

基本结论是稳健的。其次,为考虑金融危机外生冲击造成的干扰,剔除 2008 年样本,估计结果见表 4 第(5)列^①。剔除金融危机样本之后,商会的系数仍显著为正。最后,由于本文样本存在 i 省和 j 省互设异地商会的情形,为排除本文的 i 省在 j 省设立异地商会可以增加 i 省对 j 省贸易流出的基本结论可能是由 j 省在 i 省设立异地商会引起的,我们参照曹春方和贾凡胜(2020)的方法,剔除了 j 省在 i 省建立异地商会的样本重新对(7')式进行回归,检验结果见表 4 第(6)列。结果表明,异地商会的系数仍显著为正,这意味着本文的基本结论并非由 j 省在 i 省建立商会引起的。

表 4 替换因变量与子样本检验

因变量	替换关键变量				子样本	
	(1) 省际贸易比率	(2) 剔除来源地直辖市	(3) 剔除目的地直辖市	(4) 剔除直辖市	(5) 剔除危机年份	(6) 剔除互设商会
$SH_{ij,t-1}$	0.0063 *** (0.0012)	0.0893 *** (0.0289)	0.0876 *** (0.0290)	0.0753 ** (0.0316)	0.0903 *** (0.0279)	0.1420 *** (0.0325)
观测值	14 983	12 943	12 952	11 128	14 171	11 974
调整后的 R^2	0.442	0.700	0.704	0.703	0.702	0.702

说明:回归控制了双边特征变量、来源地与年份的交互固定效应和目的地与年份的交互固定效应,表格中省略未标出(下同)。

3. 铁路货运量的稳健性检验。考虑到煤炭和铁矿石的运输占据中国铁路货运的较大部分,接下来我们采取三种办法尽可能地排除仅由这两种商品引致的铁路贸易量增加,对本文主要结论产生的影响。一是我们删除了 9 个煤炭生产大省(内蒙古、山西、贵州、河南、安徽、山东、新疆、云南及河北)作为贸易流出地的样本。检验结果如表 5 第(1)列所示,异地商会的估计系数仍然为正显著,且其估计系数与表 2 第(2)列中相差无几。二是我们还参照 Jiang and Mei(2020)的研究,将铁路货运总量与煤炭运量的差值的对数作为因变量,重新对(7')式回归。检验结果如表 5 第(2)列所示,异地商会仍具有一个显著为正的系数,但其系数绝对值并无显著下降。第(1)(2)列的结果表明,本文得到的异地商会可以增加原籍地对当地省际贸易的基本结论是稳健的。三是我们删除了 3 个铁矿石开采大省(河北、辽宁、四川)作为贸易流出地的样

^① 为消除 2008 年金融危机年份对本文结论带来的偏误,我们还将样本划分为 2008 年之前和之后的两个子样本,结果仍然稳健。

本。检验结果如表 5 第 (3) 列所示,异地商会仍具有一个显著为正的系数,且系数绝对值并无显著变化。这说明异地商会引致的从原籍地到当地的铁路货运量流出增加并不仅仅是由于铁矿石运量上升导致的。

表 5 铁路货运量的稳健性检验			
因变量: $\ln Trade_{ij,t}$	(1)	(2)	(3)
$SH_{ij,t-1}$	0.090 *** (0.030)	0.078 *** (0.024)	0.100 *** (0.029)
观测值	10 377	14 846	13 450
调整后的 R^2	0.689	0.693	0.694

4. 控制其他变量。基因距离、交通、移民和信任等因素对贸易的影响由来已久,在经典引力模型中多有论及^①。本文采用地区间基因距离、近代铁路联通、移民和地区间信任等变量控制基因、交通、移民和信任对区域贸易的影响。本文采用的地区间基因距离数据来自 Chiang *et al.* (2018) 的研究。通过对各地区汉族人群进行抽样调查,测算其等位基因分布,计算出各地区汉族群体间两两的遗传分化指数,分化指数越大,则两地区族群间基因差异越大。历史铁路连接数据为 1934 年“民国”二十三年铁路网布局数据,由作者整理,如果地区间有城市被历史铁路连接则为 1,否则为 0。移民则采用 1982–1987 年中国省际双边移民数衡量,数据来源于 1987 年中国 1% 人口抽样调查。省际双边信任数据来源于 2000 年“中国企业家调查数据”,该数据库提供了省际双边信任的测度,这是目前涉及中国省际双边信任的唯一数据来源。

控制地区间基因距离、历史铁路、移民以及地区间信任等因素后的估计结果见表 6。表 6 显示,在分别控制了基因距离(*Genedis*)、历史上是否通铁路(*HistoryRail*)、省际移民($\ln Migration$) 以及地区间信任($\ln trust$) 之后,异地商会的系数仍然显著为正,表明本文结果的可靠性。此外,基因距离的系数显著为负,历史铁路、移民、地区间信任的系数均显著为正,表明基因距离越远、历史上通铁路、移民数量越多以及地区间信任水平越高,两地贸易量越大。

^① Giuliano *et al.* (2014) 利用跨国数据发现基因距离对双边国家贸易有影响。高超等(2019) 也证明了方言地理格局的形成是历史上大规模人口迁移的结果,并进而对区域间贸易产生影响。Guiso *et al.* (2009) 基于欧洲国家之间的双边信任数据考察了双边信任程度对双边贸易和投资的影响,并发现双边信任程度高能显著促进双边贸易和投资。

表 6	控制其他变量			
因变量: $\ln Trade_{ij,t}$	(1) 基因距离	(2) 历史铁路	(3) 省际移民	(4) 地区间信任
$SH_{ij,t-1}$	0.0468 (0.0332)	0.1107*** (0.0267)	0.0580** (0.0285)	0.0946** (0.0373)
$GeneDis$	-0.0277*** (0.0021)			
$HistoryRail$		0.0382*** (0.0050)		
$\ln Migration$			0.2680*** (0.0083)	
$\ln trust$				0.1671*** (0.0346)
观测值	8313	14 785	13 771	7841
调整后的 R^2	0.723	0.696	0.705	0.681

五 机制分析与进一步讨论

(一) 机制分析

1. 信息成本。为了检验是否存在信息成本优势,本文构建异地商会与信息成本的交互项模型。关于目的地市场信息获取成本,采用双边省会城市的地理距离和目的地互联网连入程度进行刻画。首先,双边地理距离不仅代表了冰山贸易成本,也意味着目的地市场信息壁垒的高低;地理距离越远,企业获取目的地市场的信息成本越高(曹春方和贾凡胜,2020)。预计异地商会在远距离贸易中发挥的贸易促进作用更大,即异地商会与双边地理距离($\ln Geodist$)的交互项与区域贸易正相关。双边地理距离以各省会城市之间的球面距离表示。其次,如果互联网发展水平越高,那么以市场化方式获取目的地信息成本越低,信息获取越容易;而互联网发展水平较低,通过市场化方式获取信息困难,那么异地商会的正式网络作用就会体现(曹春方和贾凡胜,2020),预计异地商会与目的地互联网连入程度($InternetDes$)的交互项与区域贸易负相关。目的地互联网发展水平采用目的地互联网用户数量占总人口比率衡量,数据来源于《中国统计年鉴》。在基准回归模型(7)中加入商会与双边省会城市地理距离、目的地互联网发展水平的交互项,估计结果见表7(1)(2)列。结果显示,异地商会和

地理距离的交互项显著为正,而其与目的地互联网发展水平的交互项显著为负。这表明,异地商会的确存在通过降低信息成本继而促进双边贸易的机制。

表 7	影响机制		
因变量: $\ln Trade_{ij,t}$	(1) 地理距离	(2) 互联网发展水平	(3) 市场分割程度
$SH_{ij,t-1}$	-0.5206* (0.2784)	0.4196*** (0.0557)	-0.0831 (0.0541)
$SH_{ij,t-1} \times \ln Geodist$	0.0893** (0.0393)		
$SH_{ij,t-1} \times InternetDes$		-0.8409*** (0.1431)	
$SH_{ij,t-1} \times Goodsegm$			0.1455*** (0.0363)
观测值	14 983	12 547	11 537
调整后的 R ²	0.700	0.696	0.686

2. 市场分割。下面我们通过交互项模型检验异地商会是否通过弱化市场分割促进了从原籍地到当地的贸易流出。根据现有文献(陆铭和陈钊,2009;盛斌和毛其淋,2011;毛其淋和盛斌,2012),我们构建了两两省份配对的市场分割指数(*Goodsegm*)。具体计算过程参照毛其淋和盛斌(2012)等文献,选取食品、烟酒、家用设备、医疗保健、交通通信、娱乐教育、衣着和居住等八类商品价格指数为计算基础。如果省份间价格的变异系数越大,则表明两省份间市场分割程度越高。估计结果见表7第(3)列。异地商会与市场分割指数交互项为正,表明市场分割越严重的省份间,异地商会带来的贸易创造效应越大。这符合本文预期,说明异地商会确实通过降低原籍地与当地的市场分割程度促进了两地贸易。

(二) 进一步讨论 I: 差异化市场化水平与空间溢出效应

1. 不同市场化水平。不同的市场化水平下,异地商会提供作用的重要程度是不同的。一方面,商会在不同的市场化水平下向原籍地企业提供当地销售市场的信息优势是不一样的。在当地市场化水平较高的情况下,信息可以自由流动,企业在跨地区销售时面临的信息障碍较低;而在当地市场化水平较低时,尤其是要素和产品市场发展程度不高的地区,异地企业较难通过市场化方式获取该地的各类信息,此时商会的存在对缓解信息不对称的作用就显得尤为重要。另一方面,异地商会作为一种正式社

会网络,存在对契约结构与合同执行等市场化制度的补充和替代作用。如果目的地市场化程度较高,合同执行就会较为完善;而当目的地市场化程度较低时,异地商会形成的正式社会网络能够部分替代不完善的市场机制,为成员企业提供隐形的合同执行保障,进而促进区域贸易。基于以上判断,本文认为目的地市场化程度越低,异地商会对区域贸易的作用越大。

为此,本文在基准模型(7)中加入异地商会与市场化水平的交互项。其中,采用目的地省份市场化总指数和各分项指数作为目的地市场化程度的代理变量,数据来源于王小鲁等(2019),其中5个分项指数分别为政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度以及市场中介组织发育和法律制度环境。这些指数的取值越高,代表市场化水平越高,估计结果见表8。表8(1)-(6)列分别加入异地商会与目的地省份市场化总指数与5个分项指数的交互项。异地商会与上述各项交互系数均显著为负,表明目的地市场化程度越低,异地商会引致的贸易创造效应越大,符合预期。

表 8 异地商会与市场化的替代作用

因变量: $\ln Trade_{ij,t}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$SH_{ij,t-1}$	0.7752 *** (0.0924)	0.6439 *** (0.0976)	0.6110 *** (0.0687)	0.4423 *** (0.1475)	0.6350 *** (0.0644)	0.2968 *** (0.0471)
× 市场化总指数	-0.1061 *** (0.0146)					
× 政府与市场		-0.0811 *** (0.0144)				
× 非国有经济发展			-0.0753 *** (0.0100)			
× 产品市场发育				-0.0422 ** (0.0190)		
× 要素市场发育					-0.1027 *** (0.0122)	
× 市场中介组织发育和法律制度						-0.0344 *** (0.0076)
观测值	14 106	14 106	14 106	14 106	14 106	14 106
调整后的 R^2	0.703	0.702	0.703	0.702	0.704	0.702

2. 空间溢出效应。如果贸易流出地在贸易流入地并无商会,但贸易流出地的邻省在贸易流入地却有商会设立,这是否会增加来源地企业对目的地的贸易?即异地商会的经济纽带作用可能并非局限于原籍地和当地之间,很有可能会惠及邻省。Fernandes and Tang(2014) 基于中国企业数据发现,企业存在邻居出口学习效应。Chaney (2014)、Defever *et al.* (2015) 的研究表明,企业更有可能出口到与其以往出口目的地地理距离相近的市场,Morales *et al.* (2019) 的研究认为,出口到与以往出口目的地地理位置相似的地区可以降低 25% ~ 38% 的出口成本。

为刻画是否存在惠及邻省的溢出效应,本文参照 Defever *et al.* (2015)、Burchardi *et al.* (2019) 的思路,构建了贸易来源地相邻省份是否在该来源地的目的地设有商会 (Adj_SH_{ij}) 以及所有邻省的商会设立数量 ($NAdj_SH_{ij}$) 两个变量。采用拓展引力模型对方程(7')重新做回归,回归结果见表9的(1)(2)列。结果显示,如果一个地区只要有一个邻省在其贸易流入地设立有商会,那么同样有利于该地区到目的地的省际贸易;设有商会的邻省数量越多,该地区与目的地的贸易量越大。此外,异地商会的系数仍显著为正。上述结论意味着,设立异地商会不仅会增加自身省际贸易,还会通过“邻里溢出效应”增加与邻省的省际贸易。

表9 空间溢出效应与双向作用

因变量	空间溢出效应			双向作用	
	(1) $\ln Trade_{ij,t}$	(2) $\ln Trade_{ij,t}$	(3) $\ln Trade_{ij,t}$	(4) $\ln Trade_{ji,t}$	(5) $\ln Trade_{ij,t}$
$SH_{ij,t-1}$	0.0912 *** (0.0270)	0.0875 *** (0.0270)	0.0992 *** (0.0267)	0.1267 *** (0.0256)	0.0959 *** (0.0267)
$Adj_SH_{ij,t-1}$	0.0836 *** (0.0240)				
$NAdj_SH_{ij,t-1}$		0.0543 *** (0.0134)			
$SH_{ji,t-1}$					0.1240 *** (0.0256)
观测值	14 983	14 983	14 983	14 983	14 983
调整后的 R^2	0.700	0.700	0.700	0.700	0.701

(三) 进一步讨论 II: 异地商会的双向贸易促进作用

上文检验了设立异地商会对于从原籍地到当地贸易流出的单向作用,下面我们进

一步考察商会对原籍地与当地贸易是否具有双向作用。借鉴 Combes *et al.* (2005)、Garmendia *et al.* (2012) 的研究,我们将异地商会设立行为分解为原籍地是否在当地设立商会(SH_{ij})和当地是否在原籍地设立商会(SH_{ji})两个变量,这两个变量可以反映更加细分的贸易流出和贸易流入创造效应。具体模型为:

$$\ln Trade_{ij,t} = \kappa_0 + \kappa_1 SH_{ij,t-1} + \kappa_2 SH_{ji,t-1} + X\beta + \mu_i + \eta_j + \lambda_t + \zeta_{ij,t} \quad (9)$$

其中,如果省份 i 在省份 j 的 $t-1$ 年设立异地商会, $SH_{ij,t-1}$ 则取值为 1,反之取 0;类似地,如果 j 省在 i 省的 $t-1$ 年设立异地商会, $SH_{ji,t-1}$ 取值为 1,反之取 0。参数 $\kappa_1 \equiv (\varepsilon - 1)(\alpha_a + \alpha_l)$ 、 $\kappa_2 \equiv (\varepsilon - 1)\chi_l$ 分别刻画了异地商会对于原籍地的贸易流出和贸易流入创造效应。估计结果见表 9 后 3 列。

表 9 后 3 列结果显示,异地商会使得从原籍地到当地的贸易流出增加 9.92%,而从当地到原籍地的贸易流入增加 12.67%。进一步地,在同时考虑商会互设情形下,贸易流出地在目的地设立商会、贸易流入地在来源地设立商会的变量系数均显著且符合预期。根据第(5)列结果,前者小于后者,表明异地商会对于原籍地的贸易流出创造效应小于贸易流入创造效应。即异地商会能增加原籍地与当地的贸易往来,尤其是促进当地向原籍地的贸易流入,证实了推论的预测。这一结论也与曹春方和贾凡胜(2020)相辅相成,他们的研究发现异地商会可以促进原籍地企业向当地的投资,而本文证实商会的设立,除可以促进原籍地企业向当地投资以外,还可以增进当地商品向原籍地的流动,推动两个地区的经济交流。设立异地商会通过促进投资与贸易行为,加强了两个关联地区的经济内循环。

牛婧和魏修建(2020)、Jiang and Mei(2020)发现官员流动构建的地区间关联显著促进了从官员当前任职地到其原任职地的贸易流出,但对于其当前任职地的贸易流入没有显著影响。Head and Ries(1998)、Combes *et al.* (2005)、姜鸿(2008)等文献发现,由于移民对于移出地产品的偏好以及降低交易成本的优势,移民网络产生的出口创造效应大于进口创造效应。结合本文的主要结论,我们认为对于区域贸易流动的影响,异地商会有着不同于移民网络、政府官员的作用机制。对此,基于异地商会与地方政府的关系,我们综合考虑其对于区域贸易往来产生的影响。由于异地商会必须在当地民政部门登记注册,且作为当地工商联会的下属团体,其对投资、贸易的促进作用会受到当地政府的影响。相对于引进外地产品,地方政府更有激励推动本地产品打入外地市场。因而,作为当地政府的帮手,相比从原籍地到当地的贸易流出,异地商会更可能促进当地到原籍地的贸易流入。即异地商会对于从原籍地到当地的贸易流出增进效应小于贸易流入增进效应。

接下来,我们利用官员异地交流的准自然实验,通过估计下式检验地方政府与异地商会及区域贸易往来的关系。

$$SH_{ij,t}(\ln Trade_{ij,t}) = \rho_0 + \rho_1 Secretary_{ij,t} + \rho_2 Secretary_{ji,t} + \mu_{ij} + \eta_{i,t} + \lambda_{j,t} + \zeta_{ij,t} \quad (10)$$

其中, $Secretary_{ij,t}$ 为省委书记是否跨省交流的二元虚拟变量,具体地,如果 t 年任职 j 省的省委书记曾在 i 省当过省长或省委书记,取值为 1; 反之取 0。类似地,如果在 t 年任职 i 省委书记具有在 j 省当过省长或省委书记的经历, $Secretary_{ji,t}$ 取值为 1; 反之取 0。考虑到内生性问题,我们还包括了省委书记跨地区流动变量的滞后 1 期。其中,省委书记异地交流数据来源于中国地方政府官员数据库。

回归结果见表 10。其中,因变量分别为异地商会和两省贸易。表 10 第(1)列回归中仅 $Secretary_{ij,t-1}$ 的系数显著为正,这表明省委书记跨省交流确实会提高上一任职地(异地商会原籍地)在当前任职地(异地商会当地)建立异地商会的概率,但没有显著提高当前任职地在上一任职地建立异地商会的概率。第(2)列回归中 $Secretary_{ji,t-1}$ 的系数显著为正,表明省委书记跨省交流显著促进了从当前任职地(异地商会当地)到上一任职地(异地商会原籍地)的贸易流入,而对于其上一任职地的贸易流出没有显著影响。

上述结果表明,对于区域贸易双边流动,异地商会有着不同于政府官员的作用。政府官员跨地区流动仅对从当前任职地到原任职地的贸易流入产生单向影响,但商会均会增加原籍地与当地的双边省际贸易往来。由于承担政府的部分服务职能,商会对当地向原籍地的贸易流入的促进作用更大。

表 10 官员异地交流、异地商会与区域贸易

因变量	(1) $SH_{ij,t}$	(2) $\ln Trade_{ij,t}$
$Secretary_{ij,t-1}$	0.080*** (0.034)	-0.038 (0.045)
$Secretary_{ji,t}$	-0.035 (0.034)	0.028 (0.043)
$Secretary_{ji,t-1}$	-0.017 (0.032)	0.114* (0.060)
$Secretary_{ji,t}$	0.001 (0.031)	0.029 (0.058)
观测值	14036	13970
调整后的 R^2	0.694	0.936

六 结论与政策启示

本文的主要目的是验证异地商会构建的正式社会网络能否对原籍地向当地的贸易流出产生正向影响。本文通过构建一个纳入社会网络的贸易模型,采用1998–2016年中国省籍异地商会和29个省级区域的双边铁路货运交流数据构建了DID计量模型。研究发现,异地商会确实促进了从原籍地到当地的贸易流出,设立异地商会的地区间相比无商会地区间,省际贸易增加10%。这一基准结论在工具变量回归、事件分析、子样本检验、更换因变量测度和控制基因距离、交通等变量后依然稳健。

究其机制,本文着重对异地商会形成的信息成本优势和降低两地市场分割水平两个渠道进行判别。我们发现异地商会在信息获取成本越高和市场分割越严重的地区所起的积极作用越大。进一步发现,当地市场化程度越低,异地商会引致的贸易创造效应越大;异地商会不仅会增加原籍地与当地的省际贸易,还会通过“邻里溢出效应”增加邻省与当地的省际贸易。另外,本文还发现相比从原籍地到当地的贸易流出,异地商会更能促进当地到原籍地的贸易流入。

基于以上研究,我们认为异地商会对地区间经济活动再配置具有显著作用。本文的政策启示如下:政府发展当地经济的同时,应注重民间商业组织的力量。首先,应当有序引导民间商会,积极推动《商会法》以及《异地商会管理办法》的制定,对异地商会设立条件、功能作用、组织结构、内部治理以及监督管理等进行专门的规范;其次,充分发挥商会作用,给予商会运行足够的自主空间,并合理引导商会对不同产业的多样化帮扶;最后,不仅需要注重民间组织的经济运行作用,还要注重其文化宣传作用,通过商会,充分向其他地区塑造展示本地文化名片,打造软实力,以促进经济活动。

参考文献:

- 曹春方、贾凡胜(2020):《异地商会与企业跨地区发展》,《经济研究》第4期。
- 曹春方、夏常源、钱先航(2019):《地区间信任与集团异地发展——基于企业边界理论的实证检验》,《管理世界》第1期。
- 曹春方、张婷婷、范子英(2017):《地区偏袒下的市场整合》,《经济研究》第12期。
- 蔡洪滨、周黎安、吴意云(2008):《宗族制度、商人信仰与商帮治理:关于明清时期徽商与晋商的比较研究》,《管理世界》第8期。
- 冯巨章(2006):《企业合作网络的边界——以商会为例》,《中国工业经济》第1期。

- 高超、黄玖立、李坤望(2019):《方言、移民史与区域间贸易》,《管理世界》第2期。
- 何炳棣(1966):《中国会馆史论》,中国台湾:台湾学生书局有限公司。
- 姜鸿(2008):《日本华人的贸易创造效应测定》,《管理世界》第7期。
- 陆铭、陈钊(2009):《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护》,《经济研究》第3期。
- 刘生龙、胡鞍钢(2008):《交通基础设施与中国区域经济一体化》,《经济研究》第3期。
- 蒙英华、蔡宏波、黄建忠(2015):《移民网络对中国企业出口绩效的影响研究》,《管理世界》第10期。
- 毛其淋、盛斌(2012):《对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率》,《经济学(季刊)》第1期。
- 牛婧、魏修建(2020):《官员流动、地区间关联与省际贸易往来》,《财贸经济》第6期。
- 孙继亮(2012):《试论“宁波商帮”的崛起及其发展》,《经济研究参考》第4期。
- 盛斌、毛其淋(2011):《贸易开放、国内国内市场一体化与中国省际经济增长:1985~2008年》,《世界经济》第11期。
- 魏文享(2015):《市场中的乡籍网络:异地商会的兴起要因分析》,《河北学刊》第6期。
- 王小鲁、樊纲、胡李鹏(2019):《中国分省份市场化指数报告(2018)》,北京:社会科学文献出版社。
- 吴琦、周黎安、刘蓝予(2019):《地方宗族与明清商帮的兴起》,《中国经济史研究》第5期。
- 行伟波、李善同(2009):《本地偏好、边界效应与市场一体化——基于中国地区间增值税流动数据的实证研究》,《经济学(季刊)》第4期。
- 徐现祥、李郇(2012):《中国省际贸易模式:基于铁路货运的研究》,《世界经济》第9期。
- 银温泉、才婉茹(2001):《我国地方市场分割的成因和治理》,《经济研究》第6期。
- 叶宁华、张伯伟(2017):《地方保护、所有制差异与企业市场扩张选择》,《世界经济》第6期。
- 张少军(2013):《贸易的本地偏好之谜:中国悖论与实证分析》,《管理世界》第11期。
- 朱希伟、金祥荣、罗德明(2005):《国内市场分割与中国的出口贸易扩张》,《经济研究》第12期。
- 赵永亮、张捷(2009):《商会服务功能研究——公共品还是俱乐部品供给》,《管理世界》第12期。
- Burchardi, K. B.; Chaney, T. and Hassan, T. A. “Migrants, Ancestors, and Foreign Investments.” *The Review of Economic Studies*, 2019, 86(4), pp. 1448–1486.
- Chaney, T. “The Network Structure of International Trade.” *The American Economic Review*, 2014, 104(11), pp. 3600–3634.
- Cai, J. and Szeidl, A. “Interfirm Relationships and Business Performance.” *The Quarterly Journal of Economics*, 2018, 133(3), pp. 1229–1282.
- Combes, P. P.; Lafourcade, M. and Mayer, T. “The Trade-Creating Effects of Business and Social Networks: Evidence from France.” *Journal of International Economics*, 2005, 66(1), pp. 1–29.
- Chiang, C. W.; Mangul, S.; Robles, C. and Sankararaman, S. “A Comprehensive Map of Genetic Variation in the World’s Largest Ethnic Group—Han Chinese.” *Molecular Biology and Evolution*, 2018, 35(11), pp. 2736–2750.
- Donaldson, D. “Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure.” *The American Economic Review*, 2018, 108(4–5), pp. 899–934.
- Defever, F.; Heid, B. and Larch, M. “Spatial Exporters.” *Journal of International Economics*, 2015, 95(1), pp. 145–156.

- Duranton, G. and Turner, M. A. "Urban Growth and Transportation." *Review of Economic Studies*, 2012, 79(4), pp. 1407–1440.
- Duranton, G.; Morrow, P. M. and Turner, M. A. "Roads and Trade: Evidence from the US." *Review of Economic Studies*, 2014, 81(2), pp. 681–724.
- Dong, X.; Zheng, S. and Kahn, M. E. "The Role of Transportation Speed in Facilitating High Skilled Teamwork across Cities." *Journal of Urban Economics*, 2020, 115(103212).
- Fernandes, A. P. and Tang, H. "Learning to Export from Neighbors." *Journal of International Economics*, 2014, 94(1), pp. 67–84.
- Gould, D. M. "Immigrant Links to the Home Country: Empirical Implications for US Bilateral Trade Flows." *The Review of Economics and Statistics*, 1994, pp. 302–316.
- Garmendia, A.; Llano, C.; Minondo, A. and Requena, F. "Networks and the Disappearance of the Intranational Home Bias." *Economics Letters*, 2012, 116(2), pp. 178–182.
- Giuliano, P.; Spilimbergo, A. and Tonon, G. "Genetic Distance, Transportation Costs, and Trade." *Journal of Economic Geography*, 2014, 14(1), pp. 179–198.
- Guiso, L.; Sapienza, P. and Zingales, L. "Cultural Biases in Economic Exchange?" *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(3), pp. 1095–1131.
- Head, K. and Ries, J. "Immigration and Trade Creation: Econometric Evidence from Canada." *Canadian Journal of Economics*, 1998, pp. 47–62.
- Jiang, J. and Mei, Y. "Mandarins Make Markets: Leadership Rotations and Inter-Provincial Trade in China." *Journal of Development Economics*, 2020, 147(102524).
- Krugman, P. "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade." *The American Economic Review*, 1980, 70(5), pp. 950–959.
- Morales, E.; Sheu, G. and Zahler, A. "Extended Gravity." *The Review of Economic Studies*, 2019, 86(6), pp. 2668–2712.
- Poncet, S. "Measuring Chinese Domestic and International Integration." *China Economic Review*, 2003, 14(1), pp. 1–21.
- Parsons, C. and Vézina, P. L. "Migrant Networks and Trade: The Vietnamese Boat People as a Natural Experiment." *The Economic Journal*, 2018, 128(612), pp. F210–F234.
- Peri, G. and Requena-Silvente, F. "The Trade Creation Effect of Immigrants: Evidence from the Remarkable Case of Spain." *Canadian Journal of Economics*, 2010, 43(4), pp. 1433–1459.
- Rauch, J. E. and Trindade, V. "Ethnic Chinese Networks in International Trade." *Review of Economics and Statistics*, 2002, 84(1), pp. 116–130.
- Silva, J. S. and Tenreyro, S. "The Log of Gravity." *The Review of Economics and Statistics*, 2006, 88(4), pp. 641–658.
- Tombe, T. and Zhu, X. "Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China." *The American Economic Review*, 2019, 109(5), pp. 1843–1872.

Xing, W. and Zhou, L. A. "Bilateral Trust and Trade: Evidence from China." *The World Economy*, 2018, 41(8), pp. 1918–1940.

Non-Local Chambers of Commerce and Cross-Regional Trade

Cheng Ling; Li Jiancheng; Liu Qing

Abstract: Do formal social networks formed by non-local chambers of commerce affect regional trade and in what way? The answer to this question is of utmost importance for the construction of a new development pattern in which large amounts of domestic circulation is a fundamental pillar and dual national and international circulation are promoted in a mutualway. To obtain this, the paper first constructs an extended new trade model from Krugman(1980) in order to guide the empirical analysis, predicting that non-local chambers of commerce promote trade between the two regions by reducing information costs and weakening market segmentation. Then, based on data collected from non-local chambers of commerce in different provinces of China and the exchange of railway goods in China's inter-provincial administrative divisions from between 1998 and 2016, the following conclusions are drawn. (1) Non-local chambers of commerce increase the outflow of trade from their home provinces to their location provinces by 10%. This conclusion remains valid after performing a series of robustness tests such as the instrumental variable method, event analysis, sub-sample test, etc. (2) The increase in inter-provincial trade is mainly due to the advantage of information costs formed by non-local chambers of commerce and the weakening of market segmentation between the two regions. (3) Further discussion also indicates that, compared to trade outflows, non-local chambers of commerce increase trade inflows more significantly (13%). Non-local chambers of commerce can further promote regional trade between their home and location provinces in the destination provinces with a lower level of marketisation, as well as increasing inter-provincial trade between neighbouring provinces and their location provinces through the "neighbourhood spillover effect". Based on the conclusions reached, this paper argues that the active promotion, support and standardisation of the construction of non-local chambers of commerce leads to increased inter-provincial trade, thereby improving unbalanced and inadequate regional development in China and promoting large amounts of domestic circulation.

Key words: non-local chambers of commerce, social networks, cross-regional trade, regional integration

JEL codes: R11, R12, R13

(截稿: 2021 年 2 月 责任编辑: 宋志刚)