

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524期

2022年4月

基于新闻大数据与机器学习的中国银行业系统性风险研究

政策不连续性、非金融企业影子银行化与企业创新

跨境资本涌入与非金融企业杠杆率

寡头市场结构下中国进口汽车税费改革的福利效应分析

第三方信息、税收遵从与国际税收竞争

融资需求、信贷约束与经济诈骗

社交网络平台中的社会资本积累：一个微信群实地实验

政府协调下的市场整合与企业创新伙伴选择

电话会议中高管语言风格与投资者市场反应

世界经济

2022年第4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

国外发行: 中国国际图书贸易集团有限公司
(北京399信箱)

国外代号: M131

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: ¥50元



微信公众号二维码

ISSN 1002-9621



9 771002 962221



04>

编辑委员会

顾问: 王洛林 仇启华
滕 滕

主 编: 姚枝仲

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
张宇燕 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

本刊不以任何形式收取版面费

全国社科工作办举报电话:

010-63098272

世界经济

1978 年创刊 月刊(每月 10 日出版) 2022 年第 4 期 (总第 524 期)

3. 范小云 王业东 王道平 基于新闻大数据与机器学习的中国银行业系统性风险研究

31. 韩 珣 李建军 彭俞超 政策不连续性、非金融企业影子银行化与企业创新

54. 苟 琴 耿亚莹 谭小芬 跨境资本涌入与非金融企业杠杆率

80. 冯 笑 王楚男 寡头市场结构下中国进口汽车税费改革的福利效应分析

107. 樊 勇 朱沁瑶 李昊楠 第三方信息、税收遵从与国际税收竞争

134. 高 楠 马媛媛 何 青 融资需求、信贷约束与经济诈骗

162. 李 彬 翁慧敏 社交网络平台中的社会资本积累: 一个微信群实地实验

187. 李建成 程 玲 吴明琴 政府协调下的市场整合与企业创新伙伴选择

217. 张光利 梁 婷 高 皓 薛慧丽 电话会议中高管语言风格与投资者市场反应

政府协调下的市场整合与企业创新伙伴选择

李建成 程 玲 吴明琴*

内容提要 本文选取长三角城市经济协调会这一地方政府主导的区域间市场整合干预事件,利用不同城市、不同企业间专利共同研发的数据,探讨长三角城市经济协调会如何影响企业在被整合城市间对合作创新伙伴选择行为的总体偏好特征与创新绩效。研究发现,同在长三角城市经济协调会中的城市合作效果提升显著,而仅有一方是协调会成员的城市间合作效果则显著下降,市场整合的创造效应和分流(转移)效应显著。本文为市场整合对微观经济主体创新合作行为的影响提供了证据,为创新水平存在空间差异提供了供给侧解释。

关键词 市场整合 创新行为 伙伴选择 合作绩效

一 引言

市场整合是对不同地区间差异化的生产要素市场、商品市场乃至政治资源的整合,但鲜有学者研究其如何影响创新资源的空间整合和市场对创新资源的统一及有效调配。统一的市场制度和不断扩大的市场规模,可能有利于本就存在合作的企业间降低合作成本、提高合作效率,也有利于企业在统一市场中诞生新的更加优质的创新合

* 李建成:广东外语外贸大学经济贸易学院 中山大学管理学院;程玲(通讯作者):上海财经大学城市与区域科学学院 上海市国定路777号 200433;吴明琴:华南师范大学华南市场经济研究中心、区域经济研究中心、经济与管理学院。电子信箱:lijch53@mail2.sysu.edu.cn(李建成);chengling931121@sina.com(程玲);mingqinwu@163.com(吴明琴)。

作者感谢国家自然科学基金面上项目(71874214、72073093)和广东省哲学社会科学规划项目(GD18CLJ01)的资助,感谢匿名评审专家的宝贵意见。当然,文责自负。

政府协调下的市场整合与企业创新伙伴选择

李建成 程 玲 吴明琴*

内容提要 本文选取长三角城市经济协调会这一地方政府主导的区域间市场整合干预事件,利用不同城市、不同企业间专利共同研发的数据,探讨长三角城市经济协调会如何影响企业在被整合城市间对合作创新伙伴选择行为的总体偏好特征与创新绩效。研究发现,同在长三角城市经济协调会中的城市合作效果提升显著,而仅有一方是协调会成员的城市间合作效果则显著下降,市场整合的创造效应和分流(转移)效应显著。本文为市场整合对微观经济主体创新合作行为的影响提供了证据,为创新水平存在空间差异提供了供给侧解释。

关键词 市场整合 创新行为 伙伴选择 合作绩效

一 引言

市场整合是对不同地区间差异化的生产要素市场、商品市场乃至政治资源的整合,但鲜有学者研究其如何影响创新资源的空间整合和市场对创新资源的统一及有效调配。统一的市场制度和不断扩大的市场规模,可能有利于本就存在合作的企业间降低合作成本、提高合作效率,也有利于企业在统一市场中诞生新的更加优质的创新合

* 李建成:广东外语外贸大学经济贸易学院 中山大学管理学院;程玲(通讯作者):上海财经大学城市与区域科学学院 上海市国定路777号 200433;吴明琴:华南师范大学华南市场经济研究中心、区域经济研究中心、经济与管理学院。电子信箱:lijch53@mail2.sysu.edu.cn(李建成);chengling931121@sina.com(程玲);mingqinwu@163.com(吴明琴)。

作者感谢国家自然科学基金面上项目(71874214、72073093)和广东省哲学社会科学规划项目(GD18CLJ01)的资助,感谢匿名评审专家的宝贵意见。当然,文责自负。

作关系。而企业间的创新合作关系对企业创新异质性来源和创新空间分布差异有着极大的解释力(Bernard *et al.*,2019a)。在当前创新驱动高质量发展和地区一体化(长三角一体化、粤港澳大湾区建设)等国家战略背景下,这些问题极具研究意义。本文聚焦地方政府为区域经济协调而推动的具有政府干预性质的地区市场整合,研究其是否真正有效推动了企业对创新合作伙伴的选择偏好与合作效率,及其影响机制。

长期以来,中国的地方财政分权与政治晋升博弈深刻影响着国内的市场分布格局(银温泉和才婉茹,2001;周黎安,2004;陆铭和陈钊,2006)。自改革开放之后,在财政分权与晋升博弈体制框架下,由地方政府间税收竞争和升迁竞争造成的市场分割问题愈加明显,而由其引致的市场竞争效果却在逐渐消失(郑毓盛和李崇高,2003),即在获得国际市场快速增长的同时,国内市场间的贸易水平在下降、举步维艰(Poncet,2003),这逐渐凸显的资源配置扭曲问题也被称为中国渐进式改革陷阱(Young,2000)。由于我国正对内面临有效需求不足与经济结构深度调整,对外面临贸易争端,因此国内市场整合和统一已成为实现从出口导向型增长向内需增长转换的必然前提(Xu and Fan,2012),是实现中国经济高质量发展的基本逻辑。

以往研究多探讨地方政府因政治竞争加剧了市场分割,而忽略了地方政府同样为推动市场一体化做出的努力。皮建才(2008)认为是加剧分割还是推进整合,取决于官员晋升机制和分割或整合后利益的权衡取舍。地方政府既可以通过行政手段强制性使本地市场变成封闭或半封闭,以此对外形成分割,也可以通过自愿协调主动推进市场的统一。

现阶段针对市场一体化经济效果的研究尚不充分,大多工作仍停留在宏观层面,缺乏一体化市场对微观企业行为逻辑与偏好特征影响的考察。多数观点认为企业的成功与其合作伙伴(上下游供应商、共同研发企业等)至关重要,但缺乏对企业网络的结构性剖析,更加鲜有研究讨论地理、贸易成本、制度体系如何影响企业对合作伙伴的选择行为变化(Bernard *et al.*,2019b),尤其是对创新合作伙伴的搜寻匹配。创新是大国制胜和赶超战略实现的关键,也是长期经济增长与持续繁荣的必备要素(Aghion and Howitt,1990;Acemoglu *et al.*,2016)。企业对创新伙伴的搜寻匹配是一个企业自主寻求合适且稳定的创新合作关系的过程,那么一个有效的匹配关系在于合作企业双方能持续形成良好创新产出,同时提高双方生产率和研发水平。因此,企业的创新合作伙伴是否合适且优质不仅关系到企业自身的市场竞争能力和生产效率,更关系到社会加总层面的国家创新能力。根据区位选择理论,企业对创新伙伴搜寻匹配的总体偏好表现为更多企业倾向选择某一区位(城市)的企业群体进行合作。

综上,本文论证了地方政府为推动区域经济协调进行地区市场整合对企业创新合作伙伴的选择偏好及其合作效率的影响。我们构造了长三角地区江苏、安徽、浙江和上海三省一市 27 552 组城市间配对关系,以城市经济协调会建立及其扩容为加快市场整合的干预事件,利用三省一市不同城市企业间专利合作刻画微观企业对合作伙伴选择的行为逻辑,以考察地方政府推动的自主性市场一体化过程的微观经济效应。此外,我们同时比较市场整合与分割的效果,从而发现了创造与分流(转移)效应。

二 文献综述

早期大量文献认为地方分权与地方政府竞争加剧了市场分割,是追求地方财政税收和政治晋升机会最大化的结果(银温泉和才婉茹,2001;周黎安,2004;Poncet,2005;陆铭和陈钊,2006),从而导致以邻为壑的经济格局,形成中国特色的“诸侯经济”(沈立人和戴园晨,1990)。除了制度性的地方政府行为,也存在非制度性原因导致的市场整合困难,如早期市场分割的形成也部分来源于文化差异、基础设施尤其是交通基础设施的落后(刘生龙和胡鞍钢,2011;Herrmann-Pillath *et al.*,2014;范欣等,2017;丁从明等,2018)。市场分割对整体经济效率负面作用有多大?郑毓盛和李崇高(2003)将技术效率分解,量化了市场分割引致的资源配置扭曲而导致的效率损失,发现改革开放之后的地方市场分割造成的经济效率损失占到总体经济效率的 20%。市场分割和地方保护主义限制了产业和生产要素的集聚,使地区专业化水平低下(Bai *et al.*,2004);而在出口部门中,其也限制了国内需求和规模经济,造成出口部门的扭曲(朱希伟等,2005)。市场分割也在限制国企部门的异地子公司分设行为上表现出了“掠夺之手”的特征(曹春方等,2015)。

统一的市场不仅对地区生产效率和经济增长有着显著促进作用(毛其淋和盛斌,2012),也能有效促进内外需求扩张的转换(盛斌和毛其淋,2011),在当前国内国际双循环战略背景下,这对如何转换经济增长动能格外重要(Xu and Fan,2012)。

虽然地方政府竞争和割据行为加剧了市场分割,但也同时存在推进市场整合的积极一面,现有文献对此关注不多。地方政府存在通过合作等办法积极地推进市场一体化的倾向,而这一趋势在近年来愈发明显。皮建才(2008)创新性地认为市场分割与整合同时内生于地方政府竞争的制度框架,在政府竞合过程中,中央政府对地方官员的考核机制决定了地方官员选择市场分割还是整合。从制度性角度看,通过合作等办法,地方政府主导的制度性行为作为推进市场整合的重要力量,有显著的正面经济效应。

长三角城市经济协调会正是地方各市政府为协调合作、促进整合做出的一大努力,在全国具有代表性。徐现祥和李郁(2005)首次论证了长三角城市经济协调会使市场分割对区域协调发展发展的阻碍下降 50%。刘乃全和吴友(2017)利用合成控制法,发现基于长三角城市经济协调会议的长三角城市群扩容提升了整体城市群经济效益,通过提升城市间的经济联系、产业分工和市场统一等机制发挥作用。张学良等(2017)则利用双重差分法研究发现,长三角城市经济协调会显著降低了地区间市场分割,城市群经济绩效提高了 8.9%。宋冬林和姚常成(2019)通过构建空间面板模型,发现当城市加入长三角城市经济协调会后,通过推动地区间的交流与合作来打破制度性市场分割,但该效应仅限于相邻城市。然而,以上文献都是从单个城市着手分析是否加入协调会的宏观经济后果,这样处理的缺陷体现在两点:第一,没有关注拥有协调会成员身份的城市分别与成员城市、非成员城市间的微观经济互动。第二,基于目前文献的计量识别方式,只能分析加入协调会的整合或分割某一单方面结果,而不能同时看到两者影响。本文则创新性地以双边城市同时加入或仅一方加入协调会两个变量为基础,构造城市双边双重差分模型。这不仅可以直接观察城市间企业互动行为,更能同时量化市场整合与分割的经济效应。另外,现有文献对长三角经济协调会的作用机制解释仍然以降低市场分割、促进整合、加强城市间交流合作和经济联系为主,但为何存在如此作用仍不够明晰,本文则从信任、知识结构相似和产业结构相似等 3 个角度进行了相应补充。其中,产业结构相似与刘乃全和吴友(2017)的分析较为类似。

本文基于长三角协调会如何影响城市间经济互动表现视角,从企业专利合作这一微观行为切入来分析协调会带来的市场整合与分割效应,这样分析的原因如下:

第一,企业专利合作数据能够直接刻画不同城市企业间的互动关系,估计结果更具有可靠性。而对中国企业间专利合作行为的经济学分析,仅 Wang and Cai(2020)和 Hanley *et al.* (2022) 的研究。但其讨论的是中国高铁如何影响企业的专利合作行为,强调通勤成本变化机制带来的影响。而现有关于企业创新合作(非专利衡量、以问卷为主)行为的研究(Faria *et al.*,2010;周开国等,2017),大多限制于诸如融资约束等企业内部因素的影响。可见,他们普遍忽视了来自市场整合这一宏观因素的作用。

第二,企业跨地区的微观合作关系向来是经济学的研究重点。其对理解行业内企业异质性和生产率差异的来源至关重要(Bernard *et al.*,2019a,2019b)。企业的创新合作行为具有重要的实际价值,不仅能拓展知识溢出的空间范围,削弱企业和区域边界的阻碍(Singh,2005),更能帮助企业完善技术结构,提高企业生产率和创新风险韧性(Brod and Shivakumar,1997;Faria *et al.*,2010;König *et al.*,2019)。

综上所述,本文边际贡献在于:(1)相比于早期研究强调地方政府竞争将导致市场分割等问题,我们则强调了地方政府在推进市场整合进程中的积极实践及其微观经济效果,并在同一实证框架下同时比较了整合与分割的影响。(2)丰富了地方市场整合效果,尤其是以长三角城市经济协调会为标志性事件的长三角一体化进程影响的相关文献,将宏观层面的影响分析拓展到微观企业层面。相比于对宏观经济绩效的影响,市场一体化如何影响微观主体行为变化更具有现实意义。(3)我们使用企业专利合作大数据衡量企业间创新伙伴选择行为,并基于该数据分解得出双边城市企业合作互动的总量水平、合作企业对数以及每对企业平均合作专利数,丰富了企业创新的研究,为创新水平的空间差异提供了供给侧解释,为市场整合如何提高创新驱动高质量发展的效率、如何为经济增长注入新活力,提供了政策启示。

三 制度背景、数据与特征事实

(一)中国市场整合进程与长三角一体化实践

2001年国务院发布《国务院关于禁止在市场经济活动中实行地区封锁的规定》,首次明确强调“禁止市场经济活动中的地区封锁行为,破除地方保护”以及“建立和完善全国统一、公平竞争、规范有序的市场体系”。之后又在2013、2015、2016及2018年相关文件中明确提及打破地区分割,推动市场整合的要求和目标^①。然而,市场整合不仅是名义上的融合,更要在各项制度体制、文化和社会经济发展条件上进行磨合、达成共识。

具体来看,在长三角区域一体化进程中,存在着两个层面的推进力量,一个是国家层面的统筹安排,另一个则是地方政府间渐进式的协调合作。

在国家层面上,2010年国务院批准《长江三角洲地区区域规划》,要求形成以上海为中心、沿沪宁和沪杭甬线、沿江、沿湾、沿海、沿宁湖杭线、沿湖、沿东陇海线、沿运河、沿温丽金衢线为发展带的“一核九带”空间格局。2014年,在《国务院关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》中正式将安徽省纳入长江三角洲,提出提升南京、杭州、合肥都市区的国际化水平,优化沪宁合(上海、南京、合肥)、沪杭(上海、杭州)的主轴带功能。2016年国务院批准《长江三角洲城市群发展规划》,提出要发挥上海中心城市作用,推进南京、杭州、合肥、苏锡常、宁波等都市圈同城化发展的战略目

^① 具体文件可在中华人民共和国中央人民政府网(www.gov.cn)检索得到。

标,培育高水平增长极。

在地方政府层面上,长三角城市群整合和一体化的地方实践向来走在全国前列,但仍是一个漫长而又反复的过程。1982年上海经济区成立,标志着长三角地区市场整合的开始。但在迅速扩张至沪苏浙皖赣后,便开始衰退,最终整合进程停滞。1992年,由上海市牵头、长三角地区14个地级市政府自发成立长三角经协委(办)主任联席会,1997年正式更名为长三角城市经济协调会,并接纳泰州加入,到2013年先后扩容至30个城市^①。截至2019年10月,在第十九次联席会议进行第五次扩容后,三省一市的41个城市都已全部加入。从1992年开始,每年定期召开一次全体会议以商讨协调会城市经济合作等各项事宜,从1997年改为召开市长联席会议,由各市市长或分管市长参加,议程更加规范化,且通过常设专题以指导城市间各领域的协调运作。2004年更是成立议事制度,标志着务虚议事向务实议事制度的成功转型,协调会的成立和运行也真正起到了缓解市场分割的作用(徐现祥和李郇,2005)。

长三角城市经济协调会从成立到现在,除固定时间召开市长联席会议以讨论交流明年的经济合作发展主题和方向外,也在地方发展中落实具体措施^②。在交通建设方面,于2004年编制完成长三角综合交通规划,推进区域同城化发展;在物流一体化方面,推进南通市建成港口电子数据交换系统示范工程,与上海港实现互通;在产权市场方面,建成区域统一的交易信息发布与统计平台,制定了统一的产权交易规则,并在各地交易机构试点实施;在教育方面,建立长三角教育高级师资库,实现继续教育师资共享。与本文主题相关的是2012年4月批准设立《长三角地区专利运用合作体系建设》课题,在2013年进一步明晰长三角城市企业的产学研合作机制,并联合签署了《长三角城市实施创新驱动推进产学研合作(合肥)宣言》,在战略层面加快推进跨区域的合作^③。另有各省市科技主管部门共同负责长三角区域科技创新体系的建设与合作,如相互开放国家级和省级重点实验室、大型仪器设备,外地研发机构、高新技术企业同样享有本地优惠政策等具体措施,都为城市间企业开展科技合作和交流提供了便利。

本文认为,相比国家层面的统筹安排,地方政府协调对经济微观主体行为的影响会更加直接,其原因一方面在于地方政府间的协调合作不仅能使政策更加细化、容易落实到具体行动上,另一方面也在于各市地方政府对各自辖区的经济情况和辖区间的优劣互补等更加熟悉,从而更能因地制宜地制定政策措施。因此,本文基于长三角地

① 详细介绍请参见刘乃全和吴友(2017)的研究。

② 资料来源于 http://www.gov.cn/jrzq/2007-11/12/content_803127.htm。

③ 资料来源于 <http://sh.people.com.cn/n/2013/0415/c134768-18466318.html>。

方政府间渐进式的协调合作,以长三角城市经济协调会的设立、扩容及议事制度为准自然实验进行研究设计是合理的^①。此外,用长三角城市经济协调会进行研究还能同时观测到市场整合和市场分割的不同效果,便于比较。

(二)数据与特征事实描述

由于需要讨论企业对创新伙伴的搜寻匹配行为,本文使用企业间的合作发明专利授权量作为主要指标。而发明专利比非发明专利更注重专利在质量上的体现(黎文靖和郑曼妮,2016),相对而言“水分”较少,也能切实反映企业在合作创新过程中的真实参与度。

专利数据来源于国家知识产权局的企业专利数据库,该数据包含大量专利的具体细节,样本期为2000–2015年。与专利数据库匹配的是2008年全国第二次经济普查数据库,普查标准时点为2008年12月31日,时期资料为2008年度。普查对象是在中国境内从事第二、三产业的全部法人单位、产业活动单位和个体经营户。把经济普查数据与专利数据相匹配,同时通过企业地址对匹配结果进行验证(He *et al.*, 2013; Holmes *et al.*, 2015),最终可以得到每家企业每年的专利数量和内容。经济普查和专利数据合并以后最重要的信息是专利分别为哪些企业持有,以及每家企业的具体信息,这样就可以按照企业所在行业 and 所有制等微观信息在异质性和机制方面作更详细讨论。数据清洗过程同 He *et al.* (2018) 与寇宗来和刘学悦(2020)的方法类似^②。

根据本文研究目的,我们将企业和专利信息按以下步骤进行分别统计,共取得3项城市加总层面的关键数据指标:第一,将多个企业共同持有的每项专利按持有企业归属到其所在城市,得到两两城市间共同研发专利的总量和参与共同研发专利的企业对数,分别作为城市间企业间合作创新总量与合作创新匹配关系数目的代理变量;第二,在多个企业共同持有的专利中,提取出专利持有企业在同一城市的样本,计算城市内部不同企业间共同研发专利的总量和参与共同研发专利的企业对数,分别作为城市内企业间合作创新总量与合作创新匹配关系数目的代理变量;第三,根据所在行业、企业属性等信息,得到在城市–行业(属性)层面的合作信息,支撑本文拓展分析。

进一步,我们借鉴 Easton *et al.* (2011) 与 Ramondo *et al.* (2015) 的二元边际分解方法,将每个城市间企业有效创新匹配的总关系数(*Extensive*)作为拓展边际,再根据城市间所有企业的创新合作关系(*Total*),得到每个城市间每对有效匹配企业的平均合

① 关于历次长三角城市经济协调会扩容时间点和扩容城市可到本刊网站下载附件。

② 限于篇幅,具体数据匹配和处理过程未报告,有需要可到本刊网站下载附件。

作专利量(*Intensive*),即广延边际。最终将 *Total*、*Extensive*、*Intensive* 依次作为各城市间企业的创新合作总量、创新伙伴有效匹配总数量以及企业与创新伙伴匹配效率等 3 个可分析变量。

下面分析市场整合和企业创新伙伴选择与合作的典型事实。从 2000 年 1 月到 2010 年 3 月,长三角城市经济协调会仅在 2003 年 8 月发生过成员变动,即台州市的加入。这为特征事实的描述提供了一个良好案例,我们把窗口期限定在 2000–2010 年,观测台州市企业对外合作创新总水平增长的时间趋势(见图 1)。在 2000–2010 年间,所有城市中仅台州发生干预事件,因此本文以台州为实验组,其他城市为对照组,发现台州在 2005 年或更晚的年份前后存在显著的结构变化^①,加入协调会事件发生节点对台州市对外合作总量变化有显著影响。反观对照组,除台州外的所有城市在 2000–2010 年间总体平均增长趋势都不明显。而在 2005 年之前,两组样本增长趋势基本保持平稳。以上结果也论证了以长三角城市经济协调会为准自然实验,其效果真实有效;实验组和对照组基本满足前期共同趋势,而对照组总体微弱的增长趋势除时间趋势外,也有可能受到经济和制度因素方面的影响,但这些将会在后文的实证框架中加以考虑。更为严谨的平行趋势分析也将在后文讨论。此外,根据图 1 也可以发现台州加入协调会的效果存在 1–3 年的滞后效应,这也为本文解释变量的滞后提供了基本依据。

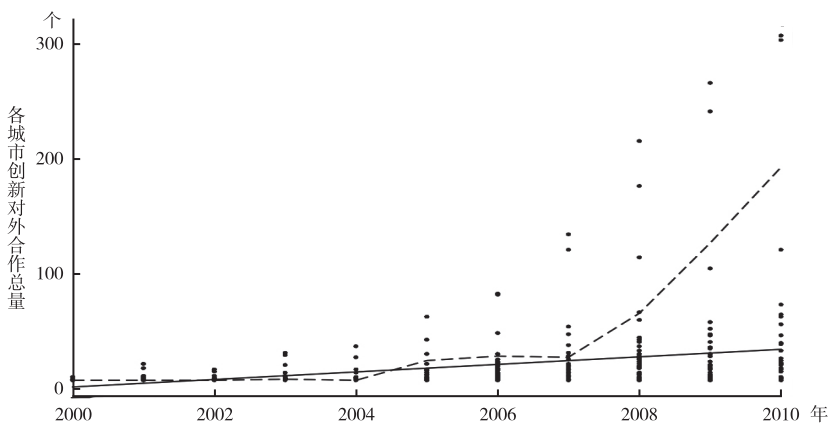


图 1 2000–2010 年台州与其他各城市对外合作创新总量的增长趋势比较

说明:虚线为台州市历年对外合作总量;散点为所有城市历年对外合作创新总量;实线为除台州以外的所有对照组城市历年对外合作创新总量的总体回归拟合线。

① 专利从申请到授权需要 1–3 年不等,本文认为市场整合与分割的作用对专利产出的影响有时滞,故自变量取滞后两期,后文同。

四 模型设定与变量说明

(一) 模型设定与核心变量

本文主要考察的目标是长三角市场一体化是否提高了不同城市不同企业间的创新伙伴匹配数量和匹配效率,以判别它们之间是否存在因果效应。我们使用江苏、浙江、安徽和上海三省一市是否加入长三角城市经济协调会这一干预事件作为市场整合的代理变量,并以此构造多期双重差分模型。因此,本文核心解释变量为2个城市是否已同时加入长三角城市经济协调会($Cohe-Both_{ijt}$)和是否仅有1个加入协调会($Cohe-One_{ijt}$)。分别定义城市间是否市场一体化的代理变量衡量方式如下:

$$Cohe-Both_{ijt} = I[Cohesion_{it} = 1 \cap Cohesion_{jt} = 1] \quad (1)$$

$$Cohe-One_{ijt} = I[(Cohesion_{it} = 1 \cap Cohesion_{jt} = 0) \cup (Cohesion_{it} = 0 \cap Cohesion_{jt} = 1)] \quad (2)$$

其中, $Cohesion_{it}$ 为城市*i*在*t*年是否加入或已加入长三角城市经济协调会,是为1;否则为0。 $I(\cdot)$ 为指示函数,满足指示条件, $I(\cdot) = 1$;否则为0。

由于各城市加入长三角城市经济协调会的时间不一致,本文借鉴 Bernard *et al.* (2017),设置如下基准计量回归方程:

$$\ln Co-Innovation_{ijt} = \alpha Cohe-Both_{ijt-2} + \beta Cohe-One_{ijt-2} + \gamma^a X_{it}^a + \gamma^b X_{jt}^b + \gamma^c X_{ijt}^c + \xi_i + \xi_j + T_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中, $Co-Innovation_{ijt}$ 为城市*i*和*j*在*t*年所有企业间的创新伙伴匹配关系,分为Total、Extensive和Intensive3类,均在加1后取对数。 $Cohe-Both_{ijt}$ 和 $Cohe-One_{ijt}$ 为本文核心解释变量,考虑到加入长三角城市经济协调会到发挥真实作用存在一定时间滞后,我们分别将它们滞后2期。 $Cohe-Both_{ijt}$ 、 $Cohe-One_{ijt}$ 不仅表示了直观计量逻辑,也反映了市场整合与分割各自的经济效果,更揭示了在市场整合下的创造效应和分流(转移)效应,如果 $\beta < 0$,则存在分流效应;如果 $\alpha > 0$,则存在创造效应;如果 $|\alpha| - |\beta| > 0$,则存在净创造效应(Yang and Martinez-Zarzoso, 2014)。

X_{it}^a 、 X_{jt}^b 分别为一组城市*i*和*j*的特征变量,包括公路客运量和是否建有机场。 X_{ijt}^c 为城市*i*和*j*配对组控制变量,包括加总人均GDP水平、加总人口、加总教育支出水平、加总FDI及加总固定资产投资量等。以上变量除虚拟变量外,均作对数化处理。考虑到解释变量的非双边共同决定属性以及整体数据结构的对称性,本文借鉴 Martinez-Zarzoso *et al.* (2009)、Yang and Martinez-Zarzoso (2014)以及 Bernard *et al.*

(2015)关于模型固定效应的设置,分别控制城市 i 和 j 的固定效应 ξ_i 和 ξ_j 以及时间固定效应 T_t 。 ξ_i 和 ξ_j 也反映了城市 i 和 j 整体对外创新搜寻匹配的倾向(Duranton *et al.*, 2014; Bernard *et al.*, 2019b)。 ε_{ijt} 为误差项。

为考虑不同城市间的差异化时间趋势,本文在报告基准回归结果的同时,也报告了同时控制城市 i 和 j 固定效应与时间虚拟变量的交互固定效应结果。另外,由于 $Total$ 和 $Extensive$ 为非0离散正整数变量,故也将其直接作为被解释变量,采用计数模型进行估计。在模型选择上,我们发现 $Total$ 和 $Extensive$ 的期望均要小于方差,不符合泊松模型设置条件,故利用负二项面板固定效应模型和极大似然法对其进行非线性拟合。

(二)控制变量

1. 交通基础设施。公路基础设施和机场建设均被大量文献证实对经济活动分布有显著的空间配置效应。公路建设不仅会加厚劳动力市场密度、提升当地就业水平(Duranton and Turner, 2012; Gibbons *et al.*, 2019),也会促进地区一体化和贸易往来(Duranton *et al.*, 2014; Faber, 2014);Campante and Yanagizawa-Drott (2017)对机场的研究发现,机场选址对当地经济有正向带动作用,机场航班的连接关系通过促进人员和资本流动增加了两地间的商贸往来,这对高收入和中等收入国家效果更加明显。Gibbons and Wu (2020)在中国也发现类似证据,通过机场建设提高市场接近性对县域GDP增长弹性在0.25左右。因此,鉴于公路系统与机场建设的广泛外部性,本文分别控制了两个城市各自的历年公路客运量和是否建设机场的虚拟变量。另外,现有研究发现,高铁的开通促进了地区间的要素流动和分工专业化(Lin, 2017),对跨地区科研人员学术合作(Dong *et al.*, 2020)、企业间的上下游匹配关系(Bernard *et al.*, 2015、2019a)均存在显著影响,因此有必要将高铁虚拟变量作为主要控制变量放入回归方程,否则会高估市场一体化的影响。故定义如果城市 i 和 j 在 t 年可通过高铁线路直达, $HSR_{ijt} = 1$,否则为0。

2. 城市经济特征。根据Combes *et al.* (2012)的研究,大城市集聚了更多高生产率企业,故在企业根据所在区位选择创新合作对象时,城市规模和GDP因素会被重点考虑,因此本文同时控制城市年末总人口和人均GDP。控制的其他城市经济特征变量还包括了:FDI、固定资产投资及政府财政教育支出等。另外,为排除总体创新规模异质性造成的选择干扰,本文还控制了城市历年的专利授权总量(从中扣除了各城市合作专利数量)。

各城市历年交通和经济特征数据均来自《中国城市统计年鉴》,其中机场和高铁数据则由作者手动整理,各城市历年专利规模总量来自国家统计局。

(三)变量统计描述

核心变量含义和统计性描述见表1。在总体样本中,同时加入长三角城市经济协

调会的城市对数占总城市配对组样本的 23%, 而只有 1 个加入的城市配对数占到总城市配对组样本的 70%。控制变量含义和统计性描述见表 2。可以发现, 同在长三角城市经济协调会中的城市配对组样本, 建有机场的样本占 66%。不同在长三角城市经济协调会中的城市配对组样本, 建有机场的样本占 48%。

表 1 核心变量含义及描述性统计

变量	变量含义	观测值	平均数	方差
被解释变量				
$\ln Total$	两个城市间所有企业专利合作总量, 加 1 取对数	27 552	0.1135	0.4598
$\ln Extensive$	两个城市间合作企业对数, 加 1 取对数	27 552	0.0890	0.3504
$\ln Intensive$	城市平均每对合作企业发明专利数, 加 1 取对数	27 552	0.0737	0.2740
解释变量				
$Cohes-Both$	两个城市是否同时加入长三角城市经济协调会	27 552	0.2289	0.4201
$Cohes-One$	两个城市是否有一个加入长三角城市经济协调会	27 552	0.7027	0.4571

表 2 其他变量描述

变量	变量含义	$Cohes-Both = 1$		$Cohes-Both \neq 1$	
		平均数	方差	平均数	方差
$\ln Rgdp$	人均国内生产总值	11.2512	0.5176	10.6311	0.7303
$\ln Popu$	年末总人口	6.8912	0.3574	6.7529	0.4249
$\ln GovernExp$	政府经费教育支出部分	13.7503	1.1470	12.4885	1.3747
$\ln FDI$	外商直接投资	12.5991	0.9265	10.9935	1.5535
$\ln FixI$	固定资产投资	7.9921	0.8533	6.7685	1.1236
$\ln Patent$	年末总专利申请量	7.4211	1.8776	4.5301	2.8795
$\ln Roadrider$	年末公路客运量	9.2968	0.7002	8.8381	0.8236
$Airports$	是否建有机场	0.6556	0.4752	0.4770	0.4995
$\ln Geodist$	城市间地理距离	5.2853	0.6332	5.6553	0.5459

说明: $\ln Rgdp$ 、 $\ln Popu$ 、 $\ln GovernExp$ 、 $\ln FDI$ 、 $\ln FixI$ 、 $\ln Patent$ 均为两个城市指标加和取对数。 $\ln Roadrider$ 和 $Airports$ 在各城市层面分别控制。

五 经验结果分析

(一) 基准回归结果

本文基准回归结果见表 3。根据表 3 第(1)和(3)列结果可知, 在控制城市和年份

政府协调下的市场整合与企业创新伙伴选择

表 3 自主性市场整合对城市-城市合作专利量的影响

变量	最小二乘回归				负二项面板回归
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A: $Y = \ln Total$					
<i>Cohes-Both</i>	0.2014 *** (0.0213)	0.3742 *** (0.0333)	0.1304 *** (0.0210)	0.1433 *** (0.0314)	0.7503 *** (0.1327)
<i>Cohes-One</i>	-0.1930 *** (0.0206)		-0.0640 *** (0.0157)		-1.4416 *** (0.2415)
调整后的 R^2	0.3351	0.3817	0.4098	0.4483	
伪 R^2					0.2827
Panel B: $Y = \ln Extensive$					
<i>Cohes-Both</i>	0.1591 *** (0.0151)	0.2994 *** (0.0257)	0.1023 *** (0.0143)	0.1097 *** (0.0220)	0.6009 *** (0.1040)
<i>Cohes-One</i>	-0.1532 *** (0.0158)		-0.0519 *** (0.0114)		-1.4805 *** (0.2010)
调整后的 R^2	0.3546	0.4020	0.4351	0.4776	
伪 R^2					0.3594
Panel C: $Y = \ln Intensive$					
<i>Cohes-Both</i>	0.1117 *** (0.0120)	0.1868 *** (0.0157)	0.0760 *** (0.0124)	0.0811 *** (0.0166)	
<i>Cohes-One</i>	-0.0849 *** (0.0105)		-0.0256 *** (0.0097)		
调整后的 R^2	0.2854	0.3102	0.3259	0.3432	
伪 R^2					
控制变量	未控制	未控制	控制	控制	控制
ξ_i	控制	未控制	控制	未控制	控制
ξ_j	控制	未控制	控制	未控制	控制
T_i	控制	未控制	控制	未控制	控制
$\xi_i \times T_i$	未控制	控制	未控制	控制	未控制
$\xi_j \times T_i$	未控制	控制	未控制	控制	未控制
观测值	23 698	23 698	23 698	23 698	23 698

说明: *、** 及 *** 分别表示在 10%、5% 及 1% 水平下显著,括号内的值为在城市配对组层面聚类稳健标准误。后表同。

固定效应后,同时在长三角城市经济协调会中的城市组在加入前后,比均不在的城市组,企业间合作专利总量显著增加。当加入各项控制变量后,系数有所下降,企业间合作专利总量显著增加 14% ($e^{0.1304} - 1$, 后同),有效匹配的合作企业对数增加 11%,平均每对合作企业成功合作专利量增加 8%。由于不同城市可能存在不同的时间发展趋势,我们在控制城市与时间的交互固定效应后发现 *Coke-Both* 系数仍然稳健,且只有小幅度上升,表明城市不可观测因素及其特定时间发展趋势对估计结果的影响比较微弱。

以上结果表明,加入城市经济协调会对城市与同在协调会其他城市企业间的创新合作关系和合作效率均有显著增长效应。控制 *Coke-Both* 变量后,继续考察当配对组中仅有 1 个城市加入协调会时对该配对组城市间企业创新合作的变化,我们发现该城市在加入前后,该配对组比均不在协调会的城市配对组,企业间合作专利总量下降 13%,有效匹配的合作企业对数减少 5%,平均每对合作企业成功合作专利量减少 3%。此外,采用非线性负二项回归时,本文结果依然显著。

根据系数符号可以发现,加入协调会城市存在显著的合作关系创造与分流效应。当一个城市加入长三角城市经济协调会后,增加了该城市与已在协调会中或同时加入协调会城市的创新合作关系和合作效率,但减少了与未在协调会城市企业间的创新合作关系和合作效率。本文认为,创造效应与分流效应显著的原因主要是由长三角城市经济协调会内外壁垒所决定的。协调会城市之间能在产业结构与知识结构差异化、信任环境依赖等方面形成加快创新资源互动的助力,而协调会城市与非协调会城市之间则未能实现。这可能使城市在加入协调会后的创新资源配置策略出现变化,我们在下文进一步验证。

(二)内生性问题与政策选择非随机性干扰

1. 工具变量估计。本文虽不存在反向因果问题,但仍可能存在遗漏变量等内生性问题造成估计偏误,对此我们采用工具变量(IV)估计进行识别。工具变量采用 1934 年长三角地区城市间历史铁路连通数据和地理距离的乘积再乘以各年份虚拟变量。历史铁路连通数据设置如下:如果两个城市在 1934 年均开通铁路,则设 $HisBoth_{ij}$ 为 1,否则为 0,对应 *Coke-Both* 的 IV。如果仅有一个城市开通,则设 $HisOne_{ij}$ 为 1,否则为 0,对应 *Coke-One* 的 IV。

本文所选工具变量有效性在于:首先,在与被解释变量的外生性方面,1934 年的历史铁路数据很难对当前企业合作行为产生影响,而且不存在地理距离远近影响合作

政府协调下的市场整合与企业创新伙伴选择

行为的显著趋势^①,由此可以认为本文使用工具变量满足外生性条件。其次,在与内生变量的相关性方面,在历史上连通铁路的城市间商贸往来、要素流动更加频繁,在当前相较其他城市也更具整合的优势条件和倾向。而且长三角城市经济协调会的扩容是依据城市地理布局依次向外扩容,从而距离上海或协调会城市越近的城市,其加入协调会概率越高。因此可以认为本文工具变量满足强相关性条件。

表 4 工具变量估计结果

变量	分别识别 (1)	共同识别 (2)	共同识别 (3)
工具变量第二阶段估计			
Panel A: $Y = \ln Total$			
<i>Cohes-Both</i>	1.3007 *** (0.1534)		0.4961 *** (0.0839)
<i>Cohes-One</i>		-0.1561 *** (0.0549)	-0.1841 ** (0.0921)
Panel B: $Y = \ln Extensive$			
<i>Cohes-Both</i>	1.0161 *** (0.1216)		0.3621 *** (0.0599)
<i>Cohes-One</i>		-0.1561 *** (0.0549)	-0.1808 *** (0.0684)
Panel C: $Y = \ln Intensive$			
<i>Cohes-Both</i>	0.8168 *** (0.0807)		0.3099 *** (0.0558)
<i>Cohes-One</i>		-0.1049 *** (0.0301)	-0.1379 ** (0.0567)
工具变量第一阶段检验			
Kleibergen-Paap rk Wald LM 统计量	260.0880	469.2430	219.9670
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	42.9390	49.2910	12.4560
Hansen J 统计量	29.1890	154.1780	170.0640
观测值	23 698	23 698	23 698

说明:所有回归都控制了相关控制变量 ξ_i 、 ξ_j 和 T_i ,后文同。在工具变量的分别识别中,由于另一变量系数仍是内生,故有偏,未报告,但不影响结论。

① 具体趋势散点图可到本刊网站下载附件。

工具变量回归结果见表4,第(1)和(2)列为分别对 *Cohe-Both* 和 *Cohe-One* 进行工具变量识别,第(3)列为同时对 *Cohe-Both* 和 *Cohe-One* 进行工具变量识别。工具变量第一阶段检验结果,均满足恰好识别条件,且不存在弱工具变量问题。根据分别识别和共同识别的估计结果,Hansen J 统计量不显著,可以认为所有乘以年份虚拟变量的工具变量均是外生的(Agrawal *et al.*,2017),不存在过度识别问题,这进一步证明工具变量满足外生性条件。工具变量第二阶段估计结果显示,各项系数仍然显著且与基准回归结果作用方向一致。从回归结果可知:同时在长三角城市经济协调会中的城市组比均不在的城市组在加入前后,企业间合作专利总量增加 64.23%,有效匹配的合作企业对数增加 43.63%,平均每对合作企业成功合作专利量增加 36.32%;当仅有 1 个城市加入协调会时,该配对组比均不在协调会的城市配对组,企业间合作专利总量下降 18.41%,有效匹配的合作企业对数减少 19.82%,平均每对合作企业成功合作专利量减少 14.79%。

工具变量回归的各项估计系数比最小二乘回归均有不同程度的提升,可能的原因是:第一,外部冲击造成创新下行,使市场整合效果与创新合作表现出非因果效应的负相关关系。如 2008 年全球金融危机,企业为应对危机可能纷纷削减研发费用支出等,从而减少创新。第二,遗漏变量偏误。核心解释变量加入长三角协调会与否与误差项之间负相关,也会导致最小二乘回归结果向下偏误。那些新加入协调会的相比已经在位的城市,都是经济发展相对落后的城市,其文娱、教育和医疗等各项公共服务设施可能都不完善,但这些变量是正向影响创新,同样会使市场整合效果与误差项表现出负相关关系。第三,新企业进入与在位企业退出。新成立企业与在位企业的行为偏好存在显著不同(刘冲等,2019),新成立企业更倾向于选择那些已加入协调会的城市建厂,因此新企进入导致最小二乘回归结果存在偏差。另外在位企业退出也是造成 OLS 下偏的原因,因为退出市场也意味着创新能力的消失。

2. 重置对照组样本。是否接纳某个城市进入长三角城市经济协调会这一事件可能不是随机的,而是具有某种选择倾向,被选择的原因存在不可观测因素可能导致估计失效。在这一方面,由于截至 2019 年年底,所有长三角地级市均已加入协调会,大大降低了非随机干扰。但本文样本期到 2015 年,仍有部分城市未加入协调会,故我们参照 Lin(2017)的研究,重置了对照组样本,将其控制在 2015 年之前最终都加入长三角城市经济协调会的所有城市样本。结果表明,将加入长三角城市经济协调会的事件干预效应控制在时间顺序差异后,*Cohe-Both* 和 *Cohe-One* 的符号和统计显著性仍然与

基准回归一致,表明政策对象选择偏差不影响本文结论^①。

3. 安慰剂检验。针对随机性问题产生的结果非真实性,我们借鉴 Chetty *et al.* (2009) 与 La Ferrara *et al.* (2012) 的方法,采用对实验组受干预事件随机抽样分配的方式进行安慰剂检验。为简化分析和抽样准确度,我们去除了时间维度,使用 2000 和 2015 年的样本构成经典双重差分模型的数据架构,进行重复抽样 500 次的抽样估计,并对 *Cohe-One* 和 *Cohe-Both* 两个变量分别抽样,即控制 *Cohe-One* 对 *Cohe-Both* 抽样估计和控制 *Cohe-Both* 对 *Cohe-One* 抽样估计。如果城市经济协调会对创新伙伴的创造与分流效应真实有效,那么随机抽样的创造与分流影响应趋近于 0,显著不同于真实干预,核密度图符合正态分布。各 500 次抽样估计结果表明,两个变量的随机抽样估计结果均符合预期,均基本呈以 0 为中心的正态分布。此外,抽样 *Cohe-Both* 和 *Cohe-One* 的均值分别为 -0.0010 和 0.0011,均与上文估计系数存在较大差异^②。

(三)其他稳健性检验

1. 前期趋势检验。前期平行趋势是双重差分设计需要满足的基本条件,本文对此进行检验,模型设置如下:

$$\begin{aligned} \ln Co-Innovation_{ijt} = & \alpha_{-4} Cohe-Both_{ij}^{-4} + \cdots + \alpha_{-1} Cohe-Both_{ij}^{-1} + \alpha_1 Cohe-Both_{ij}^1 \\ & + \cdots + \alpha_4 Cohe-Both_{ij}^4 + \beta Cohe-One_{ij,t-2} + \gamma^a X_{it}^a + \gamma^b X_{jt}^b \\ & + \gamma^c X_{ijt}^c + \xi_i + \xi_j + T_t + \varepsilon_{ij,t} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \ln Co-Innovation_{ijt} = & \alpha_{-4} Cohe-One_{ij}^{-4} + \cdots + \alpha_{-1} Cohe-One_{ij}^{-1} + \alpha_1 Cohe-One_{ij}^1 \\ & + \cdots + \alpha_4 Cohe-One_{ij}^4 + \beta Cohe-Both_{ij,t-2} + \gamma^a X_{it}^a \\ & + \gamma^b X_{jt}^b + \gamma^c X_{ijt}^c + \xi_i + \xi_j + T_t + \varepsilon_{ij,t} \end{aligned} \quad (5)$$

其中, $Cohe-Both_{ij}^N$ 为城市 i 和 j 在均加入协调会之后或之前的第 N 年虚拟变量, $Cohe-One_{ij}^N$ 城市 i 和 j 在仅有 1 个加入协调会之后或之前的第 N 年虚拟变量。 $Cohe-Both_{ij}^{-4}$ 包括了干预前 4 年及 4 年以上样本, $Cohe-Both_{ij}^4$ 包括了干预后 4 年及 4 年以上样本。 $Cohe-One_{ij}^{-4}$ 和 $Cohe-One_{ij}^4$ 采取同样设置。各虚拟变量系数均与加入当年相比较。前期趋势检验结果如图 2 所示。其中,图 2a 为控制了 *Cohe-One* 后 *Cohe-Both* 的动态效应检验,图 2b 为控制了 *Cohe-Both* 后 *Cohe-One* 的动态效应检验。结果显示在被整合前,前期各项系数不显著,且明显没有一个稳定的上升或下降趋势,说明了前期平行

① 限于篇幅,具体结果未报告,有需要可到本刊网站下载附件。

② 限于篇幅,未报告具体的核密度图,有需要可到本刊网站下载附件。

趋势检验结果是正确的。另外, *Cohe-Both* 的动态效应呈现逐年正向上升趋势, *Cohe-One* 的动态效应则呈现逐年下降趋势, 并于第 3 年之后出现负向作用, 体现出了分流效应^①。

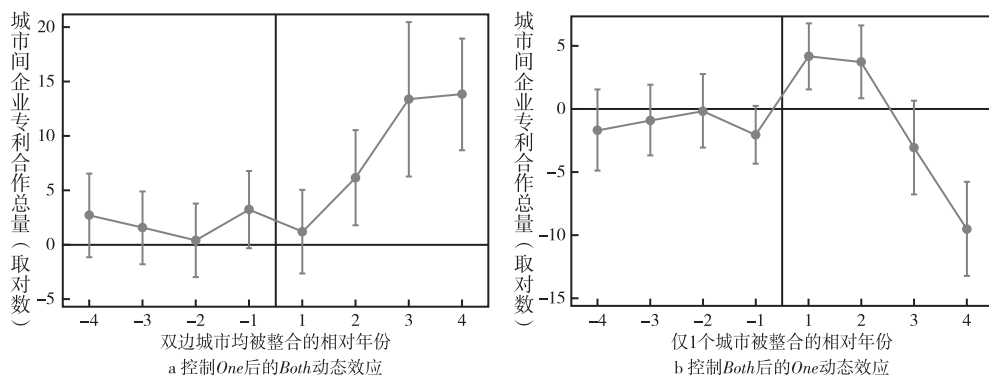


图2 动态效应检验

2. 行业固定效应与行业时间趋势。以上论证都限于城市配对组内平均处理效应的讨论, 而没有区分不同行业模式间可能存在的差异, 对此本文将样本按照制造业、服务业和其他行业划分, 得到城市间、行业间配对的 6 种合作模式: 制造业 - 制造业、制造业 - 服务业、制造业 - 其他行业、服务业 - 服务业、服务业 - 其他行业、其他行业 - 其他行业。在(3)式的基础上进一步控制行业合作模式固定效应, 发现本文结论依然稳健。另外, 不同的行业间合作在实验组和对照组间仍可能存在不同时间趋势。因此, 我们进一步控制 6 种行业合作模式的时间趋势, 所得结论也是稳健的^②。

3. 空间邻近的溢出效应。与协调会城市接壤的非协调会城市, 可能受到邻近协调会城市市场整合的正面影响, 较少受到分割的负面作用。对此, 本文将样本分为配对城市是否边界相邻两组分别回归, 结果可知, 无论在边界相邻还是不相邻城市间, *Cohe-Both* 和 *Cohe-One* 对创新合作总量和创新合作企业对数的影响均稳健显著。但只有边界不相邻的城市均加入长三角城市经济协调会时对创新匹配效率的影响才起到显著正向作用, 而 *Cohe-One* 不再显著。在边界相邻组的回归中, *Cohe-Both* 和 *Cohe-One* 对城市间平均每对合作企业创新匹配效率的作用方向符合预期, 但同样不显著^③。

① 控制 *Cohe-Both* 后 *Cohe-One* 动态效应在第 1 年和第 2 年呈明显正向影响, 可能原因在于: 合作伙伴中一方在协调会成员身份获得后对双方的短期积极作用。但当另一方长期不能成为成员, 则由一方加入带来的福利变化逐渐消失。图 2b 说明了消失的时间是仅一方加入后的第 3 年。且对于总体平均效应而言, 不加入的负面作用要大于第 1 和 2 年伙伴加入的积极作用。

② 限于篇幅, 具体回归结果未报告, 有需要可到本刊网站下载附件。

③ 限于篇幅, 具体回归结果未报告, 有需要可到本刊网站下载附件。

4. 子样本检验^①。加入长三角城市经济协调会这一干预事件对企业微观行为影响是否确实有效,其中最大的干扰便是与上海的合作问题。由于上海在长三角中地位特殊,其经济体量和辐射能力也远超其他城市,从而各城市与上海间的合作都会表现得比其他城市间的合作更有效率,增长趋势更明显,而这一结果则可能覆盖了由加入长三角城市协调会这一事件引起的作用,从而使加入长三角协调会的平均处理效应估计结果有较强的局部异质性和伪显著,并非全局有效。虽然控制了城市经济和人口体量,我们仍继续构造两组子样本再次检验。第一组子样本假设不存在上海市,剔除上海城市样本及其与其他城市的配对组,对(3)式重新估计,此时如果核心变量仍然显著,则证明加入长三角协调会的作用是全局效应而非局部效应。第二组子样本假设所有城市只与上海存在合作,此时如果加入长三角协调会变量仍然显著,即可证明干预事件确实有效,即使仅与上海合作,加入协调会后仍提升了微观合作效益。

从回归结果可知,在剔除上海及其配对组样本后,3组不同被解释变量回归方程中的 *Cohe-Both* 和 *Cohe-One* 回归系数仍然显著,但系数值与基准回归相比有所缩小。而在仅保留上海及其配对组样本后,3组不同被解释变量回归方程中的 *Cohe-Both* 仍显著,且系数值有所扩大^②。以上检验表明,加入长三角协调会对城市间企业的创新合作行为起到了有效的促进作用,且该作用在不同配对组之间存在异质性。

2008–2009年爆发的全球金融危机影响覆盖了全球。那些未加入长三角协调会的城市可能面临更大冲击,从而造成创新大幅减少,干扰了长三角协调会的处理效应。故本文将2008和2009年两个年份删除,再对(3)式进行回归,结果表明在剔除2008和2009年样本后本文结论依然稳健。

六 机制解释

为什么市场整合影响了企业间的创新合作关系建立和创新合作效率?本文初步尝试从城市产业分工效率演进、知识创新结构互补及地区信任环境等3个方面予以解释。

(一) 市场规模与分工细化

改革开放以来,在政府干预和保护下的市场分割一直限制了区域的分工专业化水平和城市的空间功能(Bai *et al.*, 2004)。而市场整合作用的本质则是将不同区域间的

^① 限于篇幅,子样本的具体回归结果未报告,有需要可到本刊网站下载附件。

^② 由于 *Cohe-One* 始终为1,故 *Cohe-One* 的系数被平均了。

分割市场统一成一个大市场、打破地方贸易保护,从而扩大原先各分割市场的规模,甚至形成 $1+1>2$ 的效果。根据斯密-杨恪 (Smith-Young) 定理,分工水平受限于市场规模,当市场规模扩大,分工将细化 (Young, 1928)。因此,长三角城市经济协调会推进市场整合影响企业间创新匹配的一个基本机制是促进分工细化,使分工更有效率且各领域内企业因竞争而更加专业和优质,从而相对在原分割市场中,企业无论在领域内还是跨领域都能迅速寻找到更适合、更优质的合作伙伴。当地方保护严重、空间分工效率低下时,地区间面临产业同构化趋势。那么,市场整合促进空间分工效率演进,地区比较优势得以发挥,那么地区间产业结构将会显著趋异 (胡向婷和张璐, 2005)。刘乃全和吴友 (2017) 还指出市场整合也会通过优化区域产业布局和顺应产业生命周期的梯度转移影响产业分工。

为检验加入长三角城市经济协调会能否提高协调会城市的空间功能分工水平、促使企业以更低成本在城市间寻找更加匹配和专业的创新合作伙伴。本文首先采用 T 均值检验观察是否产业间合作要多于产业内合作,具体结果见表 5。从中可知,无论是将数据整合在年份-产业层面,还是年份-产业-城市层面,产业间合作均值都要大于产业内合作均值,且 T 检验显示存在显著差异。这表明企业间创新合作更多是发生在差异化的产业间,因此城市间产业结构差异化发展将更加有利于企业间的创新合作。

表 5 产业内与产业间合作总量的 T 检验

产业分类	样本量	平均数	标准差	T 值
整合到年份 - 产业层面				
产业内	17	131.1200	29.7420	4.1708 ***
产业间	17	994.8800	204.9510	
整合到年份 - 产业 - 城市层面				
产业内	2243	52.8500	3.5316	5.8973 ***
产业间	17 017	83.2200	1.8049	

此外,我们将城市间产业分工结构差异作为被解释变量带入 (3) 式回归^①,预期协调会城市间产业结构将会异质化、非协调会城市间将会同质化,回归结果见表 6 第

① 城市间产业分工结构差异计算方法见陈国亮和唐根年 (2016) 与刘乃全和吴友 (2017) 的研究。由于本文研究主题在创新,故只采用了 17 个行业从业人数计算,剔除了农林牧渔。下文城市间知识创新结构差异使用同样方法,采用 17 个行业专利数计算。由于 2002 年前后《中国城市统计年鉴》行业的划分标准不同,故此处检验采用 2003-2015 年样本。

(1)列。从中可知,同在长三角协调会的城市在加入协调会前后相比均未在协调会城市产业结构异质化趋势更明显,分工效率提升更快。而仅有一个在协调会的城市间产业结构异质性下降更多、同质化倾向更显著。表6第(2)列结果表明,在控制产业结构差异变量后,*Cohes-Both* 的正向影响减小,*Cohes-One* 负向影响提高,证明上文论述的分工机制正确。

表6 市场整合与产业分工结构差异化、知识创新结构差异化

变量	产业分工结构差异化检验		知识创新结构差异化检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Y = 产业结构差异	Y = ln Total	Y = 创新结构差异	Y = ln Total
<i>Cohes-Both</i>	0.0224 *** (0.0058)	0.1109 *** (0.0205)	0.0310 ** (0.0128)	0.1168 *** (0.0204)
<i>Cohes-One</i>	-0.0116 ** (0.0056)	-0.0854 *** (0.0170)	-0.0768 *** (0.0133)	-0.0837 *** (0.0166)
产业分工		0.3756 *** (0.0631)		
知识互补				0.0783 *** (0.0142)
调整的 R ²	0.0635	0.4152	0.4311	0.4047
观测值	21 976	21 976	21 976	21 976

(二)知识创新结构差异化

市场整合不仅促进了产业功能分工,形成生产职能专业化空间布局,也促进城市间的技术和知识创新形成比较优势,以使各领域生产技能和知识更加专业化、水平知识差异格局更加集中,达成知识互补结构,而这同样对企业间的创新合作有重要影响。根据 Berliant *et al.* (2006)、Fujita(2007)及 Berliant and Fujita(2007,2008)对知识交互与匹配微观过程的讨论,他们认为企业初始是更加偏好与其知识互补、存在知识水平差异的企业进行合作,且合作效率更高。随着合作加深,地区间的知识创新结构会发生进一步演化,扩大创新知识结构差异性。根据以上论述,本文将城市间知识创新结构差异作为被解释变量带(3)式回归,检验市场整合是否促进了生产技能和知识差异化格局以提升企业间创新合作效率。预期协调会城市间知识创新结构将会异质化、呈互补趋势,而非协调会城市间将会趋向同质化,回归结果见表6第(3)列。从中可

知,同在长三角协调会的城市间在加入协调会前后,相比均未在协调会的城市间的知识创新结构异质化趋势更加明显,知识互补结构有助于加强匹配程度,提高合作效率。而仅有一个在协调会的城市间知识创新结构互补性不足,降低了优质的匹配关系结节概率和合作效率。从表6第(4)列可知,在控制了创新结构差异化后,*Coke-Both*的正向影响减小、*Coke-One*负向影响提高,表明知识创新结构差异化机制成立。

(三)地区间信任环境依赖

地方财政分权和税收保护促使地方官员更加偏好于限制本地生产要素和禀赋资源外流(Young,2000),从而造成区域间信息不对称。而如果存在显性的信任次序认知,则可以减轻此类问题。信任环境在发展初期也可以弥补正式制度缺陷,加强契约结构有效性(贾凡胜等,2017),降低组织和交易成本,对地区间的企业异地投资行为有显著推动作用(曹春方等,2019)。而市场整合可以打破贸易和经济合作壁垒,相对越信任的地区间,越好地维持企业间创新合作关系的法律有效性,避免冲突,从而使合作更加稳定,更为重要的是对异地企业的认同更加强烈(Bloom *et al.*,2012)。可见,如果市场整合效果确实依赖于信任环境这一机制发挥作用,那么作用效果理应更加依赖于信任水平的高低,即在信任水平更高的地区间对企业间创新伙伴匹配和创新合作效率作用更加明显。故本文将地区间信任水平与长三角城市经济协调会干预变量的交互项加入(3)式中再次回归:

$$\begin{aligned} \ln Co-Innovation_{ijt} = & \alpha Cohe-Both_{ijt} + \beta Cohe-One_{ijt} + \delta (Trust - \overline{Trust}) \\ & + \alpha' Cohe-Both_{ijt} \times (\overline{Trust} - Trust) + \beta' Cohe-One_{ijt} \times (\overline{Trust} - Trust) \\ & + \gamma X_{ijt} + \xi_i + \xi_j + T_t + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (6)$$

其中,*Trust*为地区间信任环境指标, \overline{Trust} 为信任的样本均值。信任数据来源于2001年中国企业家调查数据,且是目前衡量中国地区间信任水平的唯一数据来源(林建浩等,2018)。该数据通过向企业和企业家(包括董事长、经理、厂长等)发放问卷,调查其对各地区企业守信程度的评价。我们根据收集到的问卷信息整合计算得到地区加总信任水平的数据,该份加总整合后的数据在张维迎和柯荣住(2002)的研究中采用矩阵格式具体陈列。采用 $Trust - \overline{Trust}$ 可确保主项系数显示为信任水平在均值处的边际效应,从而具有实际经济意义(Balli and Sørensen,2013)。其他各项同(3)式,具体估计结果见表7。

根据表7的回归结果可知,变量*Coke-Both*、*Coke-One*受地区间信任环境的交互影响为正且显著,表明市场整合效果在初始信任水平更高的地区间对企业创新伙伴搜寻更加有效。另外,信任环境并未造成协调会城市与非协调会城市之间合作量的显著变

化。在信任水平等于均值处, *Coke-Both* 和 *Coke-One* 仍显著, 保证了基准回归结果的稳健性。

上述机制不能完全覆盖长三角城市协调会的所有作用, 其他证据有待后续研究。

表 7 市场整合效果与地区信任环境

变量	ln <i>Total</i> (1)	ln <i>Extensive</i> (2)	ln <i>Intensive</i> (3)
<i>Coke-Both</i>	0.0573 *** (0.0210)	0.0413 *** (0.0142)	0.0436 *** (0.0126)
<i>Coke-One</i>	-0.0314 ** (0.0156)	-0.0243 ** (0.0013)	-0.0086 (0.0098)
(<i>Trust</i> - \overline{Trust})	0.0018 ** (0.0009)	0.0013 ** (0.0006)	0.0018 ** (0.0126)
<i>Coke-Both</i> × (<i>Trust</i> - \overline{Trust})	0.0153 *** (0.0017)	0.0118 *** (0.0013)	0.0059 *** (0.0008)
<i>Coke-One</i> × (<i>Trust</i> - \overline{Trust})	0.0008 (0.0012)	0.0009 (0.0009)	0.0005 (0.0009)
调整的 R ²	0.4461	0.4766	0.3467
观测值	20 487	20 487	20 487

七 进一步讨论

(一) 异质性分析

1. “市长联席会议”主题对市场整合的异质性效应。长三角城市经济协调会每年的工作方向和任务部署都是在成员市市长参加的一年一度市长联席会议上讨论决定。会议主题涉及旅游商贸、物流体系、新型城镇化、城市联动发展、应对金融危机及提升长三角国际竞争力等各项议题。特别地, 于 2012 年 4 月在台州市举行的市长联席会议, 批准设立《长三角地区专利运用合作体系建设》等十项新课题, 其中《长三角地区专利运用合作体系建设》课题建设与本研究主题直接相关。为考察长三角市长联席会议讨论主题的异质性效应, 是否也在一定程度上影响了企业微观行为, 本文以 2012 年为时间节点, 对 2012 年前后的专利合作变化趋势进行检验。具体估计模型如下:

$$\begin{aligned} \ln Co-Innovation_{ijt} = & \alpha Cohe-Both_{ijt} + \beta Cohe-One_{ijt} \\ & + \alpha' Cohe-Both_{ijt} \times Post_{2012} + \beta' Cohe-One_{ijt} \times Post_{2012} \\ & + \gamma X_{ijt} + \xi_i + \xi_j + T_t + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (7)$$

其中,当在 2012 年之后, $Post_{2012} = 1$, 否则为 0。系数 α' 和 β' 则为长三角市长联席会议讨论主题的异质性强度,预期 $\alpha' > 0$ 和 $\beta' < 0$ 。其他变量定义同(3)式,具体估计结果见表 8。从中可知,无论是创新合作总量、创新合作企业对数还是每对合作企业平均合作专利数,2012 年之后同在协调会的城市间合作比均不在协调会的城市效果不显著,而协调会城市与非协调会城市之间的合作却在 2012 年之后下降得更明显。表明长三角市长联席会议讨论主题有明显的信号作用,存在显著的经济效果。

表 8 长三角市长联席会议主题的经济效应

变量	$\ln Total$ (1)	$\ln Extensive$ (2)	$\ln Intensive$ (3)
<i>Cohe-Both</i>	0.1390 *** (0.0248)	0.1154 *** (0.0181)	0.0743 *** (0.0141)
<i>Cohe-One</i>	-0.0458 *** (0.0168)	-0.0353 *** (0.0119)	-0.0153 (0.0105)
<i>Cohe-Both</i> \times $Post_{2012}$	-0.0072 (0.0230)	-0.0201 (0.0169)	0.0126 (0.0146)
<i>Cohe-One</i> \times $Post_{2012}$	-0.0699 *** (0.0158)	-0.0575 *** (0.0113)	-0.0472 *** (0.0113)
调整的 R^2	0.4102	0.4357	0.3264
观测值	23 698	23 698	23 698

2. 企业所有制差异对市场整合的异质性效应:国有偏向。市场整合的难度在于地方政府对国有企业的税收保护(Bai *et al.*, 2004)。对国有企业“松绑”的效果更加明显,因此市场整合的创造效应可能存在更加强烈的国有偏向,同时分割对国有部门参与创新行为的阻碍作用也应比其他所有制企业间合作更加明显。

本文首先将企业分为国有、外资和其他 3 类,那么不同所有制间的企业合作就分成 6 种模式:国有-国有、外资-外资、其他-其他、国有-外资、国有-其他、外资-其他,我们对比进行异质性检验,结果见表 9。从中可知,市场分割的影响对外资企业间、其他企业间、外资和其他企业间的创新合作行为没有显著阻碍效果,而在具有国有企业

政府协调下的市场整合与企业创新伙伴选择

参与的合作模式间有显著负面影响。市场整合的作用对除外资和国有企业间的合作无明显影响外,对其他 5 种模式均有统计意义的正向作用。而在国有部门参与创新合作行为的市场整合效果比其他几种模式都要大。这一结果,对企业间创新合作总量、创新合作企业对数及平均每对合作企业创新效率 3 类被解释变量的不同估计均表现出一致性,符合预期。

表 9 市场分割和整合效应的国有偏向

变量	国有-国有 (1)	外资-外资 (2)	其他-其他 (3)	国有-外资 (4)	国有-其他 (5)	外资-其他 (6)
Panel A: $Y = \ln Total$						
<i>Coe-Both</i>	0.0103 *** (0.0039)	0.0042 ** (0.0018)	0.0234 *** (0.0057)	0.0040 (0.0030)	0.0686 *** (0.0116)	0.0114 *** (0.0030)
<i>Coe-One</i>	-0.0088 ** (0.0042)	-0.0001 (0.0008)	-0.0051 (0.0052)	-0.0180 *** (0.0036)	-0.0336 *** (0.0078)	0.0017 (0.0024)
调整的 R^2	0.1608	0.0277	0.1093	0.1355	0.2466	0.0890
Panel B: $Y = \ln Extensive$						
<i>Coe-Both</i>	0.0099 *** (0.0036)	0.0035 ** (0.0015)	0.0161 *** (0.0045)	0.0049 * (0.0026)	0.0585 *** (0.0098)	0.0110 *** (0.0028)
<i>Coe-One</i>	-0.0073 * (0.0038)	-0.0003 (0.0006)	-0.0028 (0.0037)	-0.0168 *** (0.0031)	-0.0293 *** (0.0065)	0.0016 (0.0020)
调整的 R^2	0.1682	0.0280	0.1241	0.1394	0.2524	0.0938
Panel C: $Y = \ln Intensive$						
<i>Coe-Both</i>	0.0099 *** (0.0032)	0.0043 ** (0.0018)	0.0141 *** (0.0043)	0.0022 (0.0025)	0.0431 *** (0.0068)	0.0110 *** (0.0028)
<i>Coe-One</i>	-0.0043 (0.0032)	-0.0001 (0.0008)	-0.0067 (0.0041)	-0.0153 *** (0.0027)	-0.0206 *** (0.0055)	0.0008 (0.0020)
调整的 R^2	0.1436	0.0277	0.0995	0.1336	0.2277	0.0818
观测值	23 698	23 698	23 698	23 698	23 698	23 698

(二)配置效应:市场整合对企业在城市内外合作关系的调整

在城市-城市配对组层面,本文讨论了城市间具体匹配的方向、数量及效率。但我们还想知道在市场中整合效应的影响下,当一个城市外部合作关系变多后,城市内部企业间的合作关系将存在何种变化?外部合作关系是否会让极具竞争力的企业向

外配置资源,从而给内部市场腾出发展空间、以激励内部合作创新?还是呈挤压效应,使内部市场萎缩?抑或不存在影响?据此,本文进一步在城市层面设置如下回归方程:

$$\ln Outer-Innovation_{it} = \alpha Cohesion_{i,t-2} + \beta X_{it} + \xi_i + T_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\ln Inner-Innovation_{it} = \alpha Cohesion_{i,t-2} + \beta X_{it} + \xi_i + T_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, $Inner-Innovation_{it}$ 为城市*i*在*t*年城市内部所有企业间的创新匹配关系加总, $Outer-Innovation_{it}$ 为城市*i*的所有企业在*t*年与其他城市所有企业间的创新匹配关系加总,均加1后取对数。 $Cohesion_{it}$ 为城市*i*在*t*年是否加入长三角城市经济协调会。从表10结果可知,加入协调会城市只增加了更多的外部合作总量和外部合作关系对数,对内部合作总量和内部合作关系对数的作用不显著。由此证明外部创新合作行为的增加并没有对内部企业创新行为起到激励或挤压作用。

表 10 市场整合对城市内外合作的替代与互补关系检验

变量	<i>Outer-Innovation</i>		<i>Inner-Innovation</i>	
	城市间合作总量	城市间合作企业数	城市内合作总量	城市内合作企业数
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Cohesion_{i,t-2}$	0.4726 *	0.3936 **	-0.1011	-0.0931
	(0.2383)	(0.1502)	(0.3493)	(0.2227)
调整的 R^2	0.8768	0.8913	0.8518	0.8792
观测值	583	583	583	583

八 结论性评述

本文基于加入长三角城市经济协调会这一政府协调干预事件,将市场整合与分割两个维度的影响同时纳入分析框架,研究其对企业创新伙伴选择与合作绩效的作用以及影响机制,得到以下结论:

首先,市场整合对不同城市间的企业创新伙伴搜寻与合作有显著正面作用,提升了整合城市间的创新合作资源有效匹配量,即存在创造效应。量化上表现为同时加入协调会的两个城市间,无论是对企业合作创新总水平、企业合作关系数,还是平均每对合作企业创新水平,都表现出显著的正向影响,作用效果分别在14%、11%和8%。

其次,市场分割对不同城市间的企业创新伙伴搜寻与合作有显著阻碍作用,将创新

合作资源从未整合城市间转向整合城市间,即存在分流效应。量化上表现为仅有一个加入协调会的两个城市间,无论是对企业合作创新总水平、企业合作关系数,还是平均每对合作企业创新水平,都表现出显著的负向影响,下降作用效果分别在13%、5%和3%。

最后,本文发现更多的合作发生在产业间,因此市场整合的作用通过整合城市间产业结构趋异、知识创新结构互补等渠道影响城市间的高质量创新合作,同时较强依赖于双边信任环境。另外,这一影响同时受到市场整合方式(市长联席会议的讨论主题)和企业所有制的异质性影响,尤其是市场分割的负面作用对国企与其他企业间的合作影响更大。此外,并未观察到城市间创新合作行为对城市内部的企业创新合作机会起带动或挤压作用,加入协调会对城市内部创新伙伴合作机会无显著影响。

本文揭示了地方政府对统一市场进行协调干预正面效果的真实性,也为创新水平的空间差异提供了一个解释,更为地区一体化战略如何具体推动经济高质量发展提供了直接证据。本文的政策启示还在于,一方面,不仅需要继续贯彻执行一体化的国家发展战略,以打破地方贸易壁垒,还要持续避免政治零和博弈造成的渐进式改革困境,因此需要进一步优化官员选拔体制,并将区域间合作与协调内容具象化,以使市场整合的福利惠及全局。另一方面,高质量发展阶段应更加注重创新的高质量,而市场整合存在推动创新合作行为的正向效果,这一整合背景下的市场调节机制更加温和且正面,胜于“抢人大战”。因此,要鼓励合作式创新的参与方式,加强创新质量,更要避免研发操纵等低效率行为。另外,亟需构建信任交流平台,推动区域间互信互认,营造双边良好的商业环境。

参考文献:

- 曹春方、周大伟、吴澄澄、张婷婷(2015):《市场分割与异地子公司分布》,《管理世界》第9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。
- 陈国亮、唐根年(2016):《基于互联网视角的二三产业空间非一体化研究——来自长三角城市群的经验证据》,《中国工业经济》第8期。
- 丁从明、吉振霖、雷雨、梁甄桥(2018):《方言多样性与市场一体化:基于城市圈的视角》,《经济研究》,第11期。
- 范欣、宋冬林、赵新宇(2017):《基础设施建设打破了国内市场分割吗?》,《经济研究》第2期。
- 胡向婷、张璐(2005):《地方保护主义对地区产业结构的影响——理论与实证分析》,《经济研究》第2期。
- 贾凡胜、张一林、李广众(2017):《非正式制度的有限激励作用:基于地区信任环境对高管薪酬激励影响的实证研究》,《南开管理评论》第6期。

- 寇宗来、刘学悦(2020):《中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响》,《经济研究》第3期。
- 林建浩、辛自强、范佳琳、周先波(2018):《中国省际双边信任模式及其形成机制》,《经济学(季刊)》第3期。
- 刘冲、刘晨冉、孙腾(2019):《交通基础设施、金融约束与县域产业发展——基于‘国道主干线系统’自然实验的证据》,《管理世界》第7期。
- 刘乃全、吴友(2017):《长三角扩容能促进区域经济共同增长吗》,《中国工业经济》第6期。
- 刘生龙、胡鞍钢(2011):《交通基础设施与中国区域经济一体化》,《经济研究》第3期。
- 陆铭、陈钊(2006):《中国区域经济发展中的市场整合与工业集聚》,上海:上海人民出版社。
- 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。
- 皮建才(2008):《中国地方政府间竞争下的区域市场整合》,《经济研究》第3期。
- 宋冬林、姚常成(2019):《高铁运营与经济协调会合作机制是否打破了城市群市场分割——来自长三角城市群的证据》,《经济理论与经济管理》第2期。
- 沈立人、戴园晨(1990):《我国‘诸侯经济’的形成及其弊端和根源》,《经济研究》第3期。
- 盛斌、毛其淋(2011):《贸易开放、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。
- 徐现祥、李郇(2005):《市场一体化与区域协调发展》,《经济研究》第12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。
- 张维迎、柯荣住(2002):《信任及其解释:来自中国的跨省调查分析》,《经济研究》第10期。
- 张学良、李培鑫、李丽霞(2017):《政府合作、市场整合与城市群经济绩效——基于长三角城市经济协调会的实证检验》,《经济学(季刊)》第4期。
- 郑毓盛、李崇高(2003):《中国地方分割的效率损失》,《中国社会科学》第1期。
- 周开国、卢允之、杨海生(2017):《融资约束、创新能力与企业协同创新》,《经济研究》第7期。
- 周黎安(2004):《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》第6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。
- 黎文靖、郑曼妮(2016):《实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响》,《经济研究》第4期。
- Acemoglu, D.; Akcigit, U. and Kerr, W. R. “Innovation Network.” *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2016, 113(41), pp. 11483-11488.
- Aghion, P. and Howitt, P. “A Model of Growth through Creative Destruction.” *Econometrica*, 1990, 60(2), pp. 323-351.
- Agrawal, A.; Galasso, A. and Oettl, A. “Roads and Innovation.” *Review of Economics and Statistics*, 2017, 99(3), pp. 417-434.
- Bai, C.; Du, Y.; Tao, Z. and Tao, S. Y. “Local Protectionism and Regional Specialization: Evidence from China’s Industries.” *Journal of International Economics*, 2004, 63(2), pp. 397-417.
- Balli, H. O. and Sørensen, B. E. “Interaction Effects in Econometrics.” *Empirical Economics*, 2013, 45(1), pp. 583-603.

- Berliant, M. ; Reed III, R. R. and Wang, P. "Knowledge Exchange, Matching, and Agglomeration." *Journal of Urban Economics*, 2006, 60(1), pp. 69–95.
- Berliant, M. and Fujita, M. "Dynamics of Knowledge Creation and Transfer: The Two Person Case." MPRA working paper, No. 4973, 2007.
- Berliant, M. and Fujita, M. "Knowledge Creation as a Square Dance on the Hilbert Cube." *International Economic Review*, 2008, 49(4), pp. 1251–1295.
- Bernard, A. B. ; Moxnes, A. and Saito, Y. U. "Production Networks, Geography, and Firm Performance." *NBER Working Papers*, No. 21082, 2015.
- Bernard, A. B. ; Dhyne, E. ; Magerman, G. ; Manova, K. and Moxnes, A. "The Origins of Firm Heterogeneity: A Production Network Approach." ECARES working papers, 2019a.
- Bernard, A. B. ; Moxnes, A. and Saito, Y. U. "Production Networks, Geography, and Firm Performance." *Journal of Political Economy*, 2019b, 127(2), pp. 639–688.
- Bloom, N. ; Sadun, R. and Van Reenen, J. "The Organization of Firms across Countries." *Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(4), pp. 1663–1705.
- Brod, A. and Shivakumar, R. "R&D Cooperation and the Joint Exploitation of R&D." *Canadian Journal of Economics*, 1997, 30(3), pp. 673–684.
- Campante, F. and Yanagizawa-Drott, D. "Long-range Growth: Economic Development in the Global Network of Air Links." *The Quarterly Journal of Economics*, 2017, 133(3), pp. 1395–1458.
- Chetty, R. ; Looney, A. and Kroft, K. "Salience and Taxation: Theory and Evidence." *American Economic Review*, 2009, 99(4), pp. 1145–1177.
- Combes, P. P. ; Duranton, G. ; Gobillon, L. ; Puga, D. and Roux, S. "The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection." *Econometrica*, 2012, 80(6), pp. 2543–2594.
- 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.
- 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.
- Duranton, G. and Turner, M. A. "Urban Growth and Transportation." *Review of Economic Studies*, 2012, 79(4), pp. 1407–1440.
- Easton, J. ; Kortum, S. and Kramarz, F. "An Anatomy of International Trade: Evidence from French Firms." *Econometrica*, 2011, 79(5), pp. 1453–1498.
- Faber, B. "Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System." *Review of Economic Studies*, 2014, 81(3), pp. 1046–1070.
- Faria, D. P. ; Lima, F. and Santos, R. "Cooperation in Innovation Activities: The Importance of Partners." *Research Policy*, 2010, 39(8), pp. 1082–1092.
- Fujita, M. "Towards the New Economic Geography in the Brain Power Society." *Regional Science and Urban Economics*, 2007, 37(4), pp. 482–490.

- Gibbons, S. ; Lyytikäinen, T. ; Overman, H. G. and Sanchis-Guarner, Rosa. “New Road Infrastructure: The Effects on Firms.” *Journal of Urban Economics*, 2019, 110, pp. 35–50.
- Gibbons, S. and Wu, W. “Airports, Market Access and Local Economic Performance: Evidence from China.” *Journal of Economic Geography*, 2020, 20(4), pp. 903–937.
- Hanley, D. ; Li, J. and Wu, M. “High-speed Railways and Collaborative Innovation.” *Regional Science and Urban Economics*, 2022, 93, 103717.
- He, Z. ; Tong, T. W. ; He, W. ; Zhang, Y. and Lu, J. “Chinese Patent Database User Documentation: Matching Sipo patents to Chinese Publicly-listed Companies and Subsidiaries, User Documentation.” Chinese Patent Data Project September, 2013.
- Herrmann-Pillath, C. ; Libman, A. and Yu, X. “Economic Integration in China: Politics and Culture.” *Journal of Comparative Economics*, 2014, 42(2), pp. 470–492.
- Holmes, T. J. ; McGrattan, E. R. and Prescott, E. C. “Quid pro quo: Technology Capital Transfers for Market Access in China.” *The Review of Economic Studies*, 2015, 82(3), pp. 1154–1193.
- Kornai, J. ; Maskin, E. and Roland, G. “Understanding the Soft Budget Constraint.” *Journal of Economic Literature*, 2003, 41(4), pp. 1095–1136.
- König, M. D. ; Liu, X. and Zenou, Y. “R&D Networks: Theory, Empirics, and Policy Implications.” *Review of Economics and Statistics*, 2019, 101(3), pp. 476–491.
- La Ferrara, E. ; Chong, A. and Duryea, S. “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil.” *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4), pp. 1–31.
- Lin, Y. “Travel Costs and Urban Specialization Patterns: Evidence from China’s High Speed Railway System.” *Journal of Urban Economics*, 2017, 98, pp. 98–123.
- Martinez-Zarzoso, I. ; D. Felicitas, N. L. and Horsewood, N. “Are Regional Trading Agreements Beneficial? Static and Dynamic Panel Gravity Models.” *The North American Journal of Economics and Finance*, 2009, 20(1), pp. 46–65.
- Poncet, S. “Measuring Chinese Domestic and International Integration.” *China Economic Review*, 2003, 14(1), pp. 1–21.
- Poncet, S. “A Fragmented China. Measure and Determinants of Chinese Domestic Market Disintegration.” *Review of International Economics*, 2005, 13(3), pp. 409–430.
- Ramondo, N. ; Rodríguez-Clare, A. and Tintelnot, F. “Multinational Production: Data and Stylized Facts.” *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 2015, 105(5), pp. 530–536.
- Singh, J. “Collaborative Networks as Determinants of Knowledge Diffusion Patterns.” *Management Science*, 2005, 51(5), pp. 756–770.
- Wang, J. and Cai, S. “The Construction of High-Speed Railway and Urban Innovation Capacity: Based on the Perspective of Knowledge Spillover.” *China Economic Review*, 2020, 63, 101539.
- Xu, Z. and Fan, J. “China’s Regional Trade and Domestic Market Integrations.” *Review of International Economics*, 2012, 20(5), pp. 1052–1069.
- Yang, S. and Martinez-Zarzoso, I. “A Panel Data Analysis of Trade Creation and Trade Diversion Effects: The Case

of ASEAN-China Free Trade Area.” *China Economic Review*, 2014, 29, pp. 138–151.

Young, A. “Increasing Returns and Economic Progress.” *The Economic Journal*, 1928, 38(152), pp. 527–542.

Young, A. “The Razor’s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People’s Republic of China.” *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(4), pp. 1091–1136.

Government Collaboration, Market Integration and Matching of Firm Innovation Partners

Li Jiancheng; Cheng Ling; Wu Mingqin

Abstract: How market integration promoted by local government coordination affects the cross-regional innovative cooperation of micro-enterprises is an issue that has not yet been verified. Based on the inter-regional market integration led by the Coordination Committee for the Urban Economy of the Yangtze River Delta (CCUE-YRD) and patent joint research and development data for enterprises in different cities, this paper explores how government coordination affects the overall preference characteristics and innovative performance of enterprises in the selection behaviour of cooperative innovative partners among the integrated cities. The innovative cooperation effect between CCUE-YRD member cities is found to have improved significantly, while that of single-member cities has decreased significantly. The reason for this is that the market integration effect of the CCUE-YRD promotes the spatial functional division of labour among cities and the structural differentiation of industrial knowledge innovation, and it relies more on interregional trust. This paper also finds that the economic effect of innovation cooperation varies based on the theme of conferences and high-speed railway connection, and there is a bias towards state-owned enterprises.

Key words: market integration, innovative behaviour, partner selection, cooperation performance

JEL codes: O18, O33, R11

(截稿:2021年3月 责任编辑:王 徽)