

# 种植结构与短半径合作\*

## ——来自合伙制企业的经验证据

黄玖立<sup>1</sup> 张玉书<sup>2</sup> 吴敏<sup>3</sup> 冼国明<sup>1</sup>

**摘要：**中国南方水稻种植区在长期的生产耕作方式中形成的互助协作传统和熟人关系网络，能够提供合作所需的信任、降低合作成本并遏制机会主义行为，从而促进地区内农户个体间短半径合作关系的建立。合伙制企业作为一种具有人格化特征的企业组织形式，往往在具备深厚信任基础的熟人社会关系之间缔结，且高度依赖个体间的紧密合作。基于这一特点，本文选取远离城市中心、市场发育相对滞后的县域作为观测单元，通过合伙制企业的盛行程度考察水稻种植传统对个体间短半径合作行为的影响。研究表明：水稻种植比例越高的县，合伙制企业在民营企业中的占比也越高；合伙制企业的运营受益于短距离的本地社会网络，因此这一关系在本地交易占比较高的行业中更加明显。本研究为种植结构影响个体经济合作行为提供了经验证据。

**关键词：**种植结构 短半径合作 合伙制企业

**中图分类号：**F129.9 **文献标识码：**A

### 一、引言

中国经济脱胎于农耕经济，除了少数沿海地区和内河港口之外，许多地区在新中国成立前并没有经历市场经济的充分发育，仍处于自然半自然经济状态。中华人民共和国成立后，中国建立起高度集中的计划经济体制，农村地区经历短暂的农民土地所有制后走上了合作化与集体化道路。之后历经多次变革，传统的社会关系受到冲击，但耕作方式并未根本改变。受户籍制度的约束，农村地区与城市及周边地区处于相对割裂状态，从而使得与耕作方式有关的非正式制度“基因”得以部分保存。改革开放以后，随着市场取向的体制转型逐次展开，这些非正式制度通过各种方式替代或嵌入市场机制

---

\*本文为国家自然科学基金面上项目“深度贸易开放与国内价值链重塑”（编号：71973072）、南开大学文科发展基金“制造企业高质量发展路径选择研究”（编号：ZB22BZ0208）的阶段性成果。感谢国家自然科学基金面上项目“中国县级政府的税收分成：事实、决定与影响”（编号：72273024）的资助。感谢匿名审稿专家的建设性意见，文责自负。本文通讯作者：吴敏。

重新发挥作用并延续至今（Knack and Keefer, 1997；张爽等，2007）。在现有研究的基础上，本文进一步考察农耕文明对当代个体经济行为的持续性影响，以管窥传统农业生产方式的长期经济后果。

中国地域辽阔，南北方地区由于不同的气候和地理条件有着不同的核心作物种植结构，基于种植结构的生产协作方式衍生出迥异的地区文化特征。由于气候条件与耕作方式不同，相比小麦种植，水稻种植需要更多的劳动投入，在灌溉、播种、收割等各个环节均需要家庭、社区（村庄）内部的分工、互助与协作（黄宗智，2000；费孝通，2012），这有利于不断强化社区（村庄）和亲族内部的熟人社会关系，促进彼此之间的相互信任（丁从明等，2018）。这种起源于耕作方式的互助协作传统及其衍生的熟人信任关系仿佛一个文化基因在家庭教育等代际传递过程中不断自我复制、绵延至今。

已有文献从不同角度讨论了麦稻种植传统及其文化特征差异的长期性影响，主要可分为两支。第一支文献发现，中国水稻种植区的个体具有更强的集体主义倾向，小麦种植区的个体则具有更强的个人主义特征（Tahelm et al., 2014）。Zhu et al.（2019）发现，较高的集体主义水平抑制了水稻种植区的技术研发和创新。Fan et al.（2022）则发现，来自水稻种植区且集体主义文化意识较强的企业创始人会让更多的家庭成员成为公司的所有者或管理者，进而降低公司治理的成本。第二支文献强调稻作传统及其熟人社会网络所能发挥的作用。丁从明等（2018）发现，中国南方水稻种植区具有更高的对于熟人（亲友近邻）的受限制信任（有限信任），而北方小麦种植区容易发展出对于陌生人（跨越血缘与地缘）的一般性信任。张博和孙涛（2023）的研究进而发现，水稻种植区基于传统耕作方式形成的熟人社会关系及其治理机制能够缓解信息不对称和保障契约执行，从而促进民间金融组织的发展。显然，两支文献的视角虽然不同，但基本逻辑是相通的，即集体主义行为离不开个体间的合作与信任，熟人与陌生人只是空间范围不同而已。在现有文献的基础上，本文试图回答水稻种植区长期以来的集体协调和互助协作传统是否能够促进当代个体间的经济合作行为。

选取合适的指标度量个体间的合作是经验研究的前提和难点。现实中，基于草根社会关系的个体间合作行为虽然十分频繁，但由于缺乏系统规范的记录，往往很难准确地度量。部分研究从民间借贷、工作搜寻等方面考察基于熟人社会网络的合作行为。例如：杨汝岱等（2011）、马光荣和杨恩艳（2011）发现亲友间的社交网络能够拓宽农民的民间借贷渠道；陈斌开和陈思宇（2018）发现宗族网络可以通过降低社会交易成本和促进交流合作来提升外来移民获得工作的概率。与现有文献相比，本文选取一种以个体间合作为基础的企业组织形式即合伙制企业作为考察对象。不同于有限责任、权责分明的现代公司制度，合伙人之间“共同出资、合伙经营、共享收益、共担风险”的特征体现在合伙制企业创立、出资、负债、经营和收入分配等各个环节（宋永新，2001；王利明，2013）。这些制度设定体现了合伙制企业的“人合”性质，即合伙制企业是基于合伙人之间的个人信任关系而设立的企业组织（王利明，2019）。这也意味着，合伙制企业往往建立在亲戚或朋友等相互信任的熟人对象之间<sup>①</sup>。本文

<sup>①</sup>来自司法案例的资料也体现了合伙制企业的这一特征（资料来源：《打造优良营商环境——盐城中院召开个人合伙纠纷审判情况新闻发布会》，[https://www.thepaper.cn/newsDetail\\_forward\\_5104768](https://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_5104768)；《个人合伙纠纷为何难以胜诉？》，<http://cddcfy.hunancourt.gov.cn/article/detail/2014/10/id/1477836.shtml>）。

将这种合作关系定义为“短半径合作”，这里的“短半径”既指代社交关系的亲疏，也描述空间距离的远近<sup>①</sup>。在水稻种植区，长期的互助协作传统及其衍生的熟人社会关系可以提供合作所需的信任、降低个体间的合作成本，同时防止合作成员的机会主义行为，从而为合伙制企业这种短半径合作关系提供生存土壤。

基于合伙制企业的这一特点，本文集中考察合伙制企业这种企业组织形式在种植传统迥异的南北方非城市地区<sup>②</sup>之间是否存在显著差异。与现有文献相比，本文的边际贡献体现在两个方面：第一，本文用一种基于个体合作的合伙制企业来刻画基于熟人社会网络的短半径合作关系，这一视角有更为独特的优势，也拓展了现有文献对合作行为的度量方式；第二，本文从种植结构的角度探索地区间个体经济合作行为差异的历史根源，不仅在已有研究的基础上进一步提供种植文化影响长期经济发展的经验证据，同时有助于深入理解农业耕作传统、社会关系网络与非城市地区民营经济发展之间的关系。

## 二、理论分析与研究假说

### （一）耕作方式与互助协作传统

以秦岭—淮河一线即 800 毫米等降水量线为界，中国大陆的农耕地区分为两个部分：北方属于干旱少雨的温带，拥有平原等纵深开阔地带，适宜种植小麦；南方属于气候湿润的亚热带，降雨量较大且地形起伏明显、河流湖泊众多，适宜种植水稻（韩茂莉，2012）。除了生活习俗和地理风貌的迥异之外，水稻种植区与小麦种植区的农户在劳动协作上也存在显著差别。这种差别部分起源于农业生产组织方式的必要性，部分起源于作物特定的劳动投入强度差异。

首先，相比小麦种植区，水稻种植区的生产组织需要熟人家户之间的协同作业。以灌溉为例，在北方平原地区，自然降雨往往即可满足小麦根系需要，即使在少雨季节需要人工补水（例如在立春后补充“返青水”，在植株开花抽穗后补充“灌浆水”），对水的消耗量也远低于水稻，这使得小麦适合在“旱地”生长。水稻则完全不同，除了收获环节之外，育秧、插播和生长等各个环节均需消耗大量的水，作物的根系需要长时期“浸泡”在稻田之中，从而对人工灌溉和水源调度提出了很高要求：一方面，由于水分随着日晒蒸发流失，除了自然降雨之外，稻田往往还需要水利系统进行人工引流灌溉；另一方面，在高强度降雨之后（例如梅雨季节），稻田也需要及时排水，以防止秧苗无法吸收光照或沾染病菌而减产<sup>③</sup>。灌溉过程中，家户之间协调行动尤为重要（费孝通，2012）。特别地，如果稻田距离水源较远，播种前后的引水灌溉需要水源地和流经地之间所有农户的信任与通力协作。

其次，水稻种植的单位劳动强度明显高于小麦（韩茂莉，2012），这也使得水稻种植区内熟人家户间的协作与互助更加重要。例如，在作物收获过程中，虽然小麦与水稻的收割均存在抓住时间窗口

<sup>①</sup> Greif and Tabellini（2010）将个体对熟人社交对象的信任关系定义为“受限制信任”，将对陌生人（跨越血缘与地缘）的信任关系定义为“普通信任”。本文将“受限制”改为了更为贴切的“短半径”。

<sup>②</sup> 本文中的非城市地区指不包括市辖区的县域。

<sup>③</sup> 故而“没有充足的水分供应，没有对水分的精心管理，水稻是无法种植的，这是一般的常识问题”（冀朝鼎，2014）。

的问题，但水稻种植区的这种矛盾更加突出。稻谷成熟时，南方水稻种植区还处在多雨季节。为了争取天时，熟人家户之间多进行联合行动、序贯收割<sup>①</sup>。在种植双季稻的地区，农户在七月早稻收获之后需要迅速利用耕牛和犁等农具将土壤翻开再引水灌溉，并赶在立秋之前插上晚稻秧苗，为禾苗争取充分的生长时长——这就是所谓的“抢收抢种”或“双抢”。这一时间窗口一般只有十几天的时间，因而需要相熟家户间的联合行动。

最后，南方水稻种植区河流纵横、湖泊众多，稻田灌溉所需水源得以储存和调剂，但塘堰湖泊的疏浚治理远超出一家一户之力，需要地区内所有家户间的集体协调与共同行动。对于堤坝、灌渠等水利工程，除了需要政府提供财政支持外，也需要广泛动员相关社区（村庄）、家族成员参与其中。这种起源于耕作方式的集体协调和互助协作传统不断强化着社区（村庄）和家族内部成员之间的互惠互利与相互信任，从而建立起基于熟人关系的社会网络。

## （二）稻作传统与短半径合作

中国南方水稻种植区在长期耕作方式中形成的互助协作关系与熟人社会网络，能够在城市化程度较低、市场交易寡淡、法律体制尚不健全的城乡结合地区提供治理机制，降低熟人个体间的交易与合作成本，并在一定程度上遏制机会主义行为（Acemoglu and Wolitzky, 2020）。水稻种植区的熟人社会关系并非抽象意义上的存在，而是与宗族网络互为表里<sup>②</sup>。与宗族成员（家庭成员、近亲、远亲）的交往合作构成了“熟人社交”的基础，也是“熟人社交”最重要的表现形式；以宗族成员为核心，又逐步延伸到对同学、朋友、同乡等熟人对象的社交关系（费孝通，2013）。紧密的社交关系一方面拉近了彼此之间的心理距离，建立起互信合作的情感基础，另一方面也形成了针对道德风险行为的声誉约束机制，这种机制能够通过“社区惩罚”发挥自动纠偏作用（Kandori, 1992; Ellison, 1994）。例如，在社区内部的交易中，一旦个别农户采取机会主义行为，则有可能被同一社区网络中其他所有成员孤立甚至抛弃。换句话说，熟人社会中的自然人声誉与现代经济中的社会信用体系有相似之处：一旦被拉入黑名单，就仿佛“社会性死亡”般寸步难行（Rauch, 1999; Rauch and Trindade, 2002; Greif and Tabellini, 2010, 2017）。水稻种植地区长期以来高度依赖家户间互助协作与集体协调的生产方式，不断地强化着熟人个体间互惠互利的正向反馈与“社区惩罚”的约束机制。

那么，如何衡量这种源自互助协作传统的个体合作关系呢？现实中，尽管个体间交易行为（如商品交换与民间借贷）也很频繁，但获取一手统计数据较为困难，而基于个体间信任合作关系缔结的企业组织形式具有明显的数据优势。合伙制企业为非独立法人，且基于个人的信任关系不仅是合伙制企业缔结的基础，也贯穿于企业的出资、负债、营业、收益分配等运营的全过程（宋永新，2001；王利明，2019）。一方面，合伙人对执行合伙事务享有同等权利，每一个合伙人均需对企业的经营活动负责，并平等地约定经营收益的分配规则；另一方面，每一个合伙人均对企业债务承担无限连带责任<sup>③</sup>。

<sup>①</sup>即赶在下雨之前多家联合起来为家户甲收割，等到天气再次放晴之时再联合起来为家户乙收割，如此等等。

<sup>②</sup>众多研究发现，中国南方的宗族网络密度显著高于中国北方（Zhang, 2020; Dinuccio and Wang, 2021; Cao et al., 2022）。

<sup>③</sup>当然，特殊规定的情形除外。

从合作收益的角度看，每一个合伙人的行为都会影响其他合伙人能获得的收益；从合作风险的角度看，每一个合伙人都以自身的个人财产为其他合伙人进行无限担保。这意味着，合伙人彼此之间保持的是一种“熟人社会”中高度信任、紧密合作的关系。理性的合伙人不会与没有共同信任基础的人成立或经营合伙制企业。在具有互助协作传统的水稻种植地区，共同的互助互信基础可以降低企业内个体间的合作成本，社交关系形成的声誉约束机制可以防止合作成员做出不利于集体利益的机会主义行为，这有助于提高合伙制企业的合作经营效率，使具有短半径合作特点的企业组织形式在这些地区盛行。

稻作传统不仅作用于企业内部合伙关系的缔结，也在一定程度上影响合伙制企业的外部合作与交易范围。由于合伙制企业本身不具备独立法人资格，与合伙制企业打交道在很大程度上仍是与合伙人打交道，这也使得合伙人背后的社会关联因素仍然占据相当地位（宋永新，2001）。在本地交易占比较高的行业内，企业面对的大多是本地的客户和供应商，合伙制企业能够通过熟人社会网络与客户或供应商之间建立联系，起到促进交易的作用，因此合伙制的企业组织形式有较高的适用性。在水稻种植区，由于长期形成的互助协作传统以及较强的熟人社会网络，合伙制企业的这种适用性又会得到稻作传统的进一步强化，最终使得在本地交易占比较高的行业中稻作传统对短半径合作的影响更为明显。而在大量进行长距离异地交易的行业中，与企业进行交易的往往是外地的个人或企业，此时交易双方没有共同的社会关系和信任基础，合伙制企业基于“人合”特征的优势也就不复存在。

综上所述，本文提出如下核心研究假说。

H1：稻作传统有助于促进非城市地区的短半径合作，使合伙制企业在水稻种植地区更加盛行。

H2：稻作传统对短半径合作的影响程度受到行业区域性交易特征的调节作用，这一影响在本地交易占比较高的行业中会更为明显。

### 三、变量、模型与数据

#### （一）变量说明

1.被解释变量：合伙制企业比例。基于合伙制企业的“短半径合作”特征，本文使用县域合伙制企业的盛行程度来刻画地区内的短半径合作水平。合伙制企业盛行程度通过一个县之中合伙制企业数量占有所有民营企业数量的比例衡量，这一计算方式可以较好地控制地区内民营经济规模、企业家创业活跃程度等因素的影响。在稳健性检验中，考虑到采用企业数量衡量合作制企业比例可能在一定程度上忽略企业规模等信息，本文也使用企业的就业规模、营业收入和资产进行相应计算，即将县域合伙制企业的就业规模、营业收入和资产合计分别占县域所有民营企业就业规模、资产和营业收入合计的比例作为被解释变量。此外，本文还使用县域新成立合伙制企业数量占有所有新成立民营企业数量的比例作为新的被解释变量进行稳健性检验。

2.核心解释变量：水稻种植比例。水稻在中国有着悠久的种植历史，是中国最主要的粮食作物之一。由于对水分、土壤、光照等自然条件的要求，水稻适合种植在中国南方地区，种植边界大致位于北纬 $32^{\circ} \sim 35^{\circ}$ ，在地理上则与秦岭—淮河一线高度重合，这一条分界线也被认为是中国的“南北分界线”。对于稻作传统，本文使用水稻种植比例变量代理，以1957年县域水稻播种面积占粮食作物

总播种面积的比例衡量。

3.控制变量。为了尽可能控制影响地区内短半径合作的其他因素，本文选取的控制变量包括市场发育程度、地理区位和县域经济三大类。

市场发育程度是影响本文核心解释变量和被解释变量之间相互关系的关键因素。在城市化程度高、市场发育充分的地区，交易活动往往由市场规则和法律制度所规范，传统农业文化对经济活动所能产生的影响有限。首先，本文使用年末总人口减去农村人口数量再除以年末总人口所得的比重来衡量城市化率。其次，因为部分县在1957年后被设为市辖区或县级市，有研究认为“撤县设区”会对地区的经济结构和人口集聚产生重要影响（唐为和王媛，2015），因而本文根据当年时点上的行政区划信息构造是否市辖区和是否县级市两个虚拟变量。最后，本文使用各县所在省份的市场化指数作为衡量市场环境发育程度的代理变量。市场化指数是综合考虑政府与市场关系、非国有经济发展、产品市场发育、要素市场发育、市场中介组织发育和法律制度环境五个方面得到的总体评价，也是文献中刻画市场环境的常用指标。

地理区位层面的控制变量包括到省会的距离、到市中心的距离、到海岸线的距离、高速公路路网密度、平均坡度，分别控制地区的经济区位、对国际市场的接近程度、交通基础设施便利程度和经济活动的地理条件。

县域经济层面的控制变量主要包括地区生产总值、第二产业比重、第三产业比重、财政收入、贷款余额、居民储蓄、固定资产投资，分别用于控制县域的经济发展水平、产业结构、宏观税负、信贷宽松程度、民间资本规模和投资活跃程度对地区内企业组织形式的影响。

在稳健性部分的讨论中，本文还构造了小麦种植比例、方言种类、宗族网络强度、合作社发展、洪涝灾害频次、干旱灾害频次、是否曾经为通商口岸等变量，以进一步排除这些变量的影响。

4.工具变量。为了解决可能存在的内生性问题，本文选取两个工具变量。第一个工具变量是水稻适宜性，采用水稻的农业生态适宜性指数衡量。该指数是根据温度、湿度、蒸发量、土壤质量等自然条件进行综合计算得到的衡量土地是否适宜种植水稻的指数，数值越高代表越适宜。第二个工具变量是水稻发源地距离，根据经纬度计算各县到水稻发源地河姆渡遗址的球面距离。

5.其他变量。为了分析稻作传统的作用范围，本文构造三个行业本地交易特征变量。第一个是本地需求依赖变量，先计算单个企业的产品在本地销售的比例，然后再对行业内所有企业该比例取均值。第二个是交通运输投入变量，采用各行业总中间投入中来自交通运输部门的中间投入占比衡量。给定供应商和消费者的地理分布，来自本地的投入和需求能够更加有效地节省交通投入依赖产业的运输成本。第三个是运输费用占比变量，采用美国与加拿大、墨西哥的国际贸易中各行业的运费占到岸价格的比例衡量。美、加、墨三国在地理上临近，贸易货物运输以陆运为主，非常接近国内区域间贸易的特征。在美国经济分析局提供的进口数据中有着各产品的详细运费占比。本文先将各类产品的海关码对应到国民经济各行业中，以产品的到岸价格作为权重，计算各行业下产品的平均运费占比。运费占比越高的行业，其产品越不适合长距离运输和交易。上述三个变量均整理对应到国民经济二分之一行业上，本地需求依赖变量仅包括制造业数据，交通运输投入、运输费用占比两个变量包括第二产业

下各行业的数据。以上三个变量的值越大，意味着行业的本地交易占比越高。

除了考虑行业特征外，本文还进一步将行业本地交易特征加总到县域层面，构建县域层面的本地交易特征变量。由于各县产业结构不同，本文使用县域各行业的营业收入占比作为权重，对县域层面各行业的本地交易特征指标进行加权平均，进而得到县域本地交易特征变量。假设*i*县中有*j*个行业，则*i*县的本地交易特征变量的计算公式为： $local_i = \sum_1^j \frac{inc_{ij}}{inc_i} local_j$ 。其中， $local_i$ 为县域本地交易特征变量， $local_j$ 为行业本地交易特征变量， $inc_{ij}$ 为*i*县*j*行业的营业收入合计， $inc_i$ 为*i*县中所有行业的营业收入合计。这一指标越大，意味着在县域层面具有本地交易特征的行业所占比重越大，因此县域本地交易占比也相应较高<sup>①</sup>。

在分析行业本地交易特征与稻作传统的交互效应时，本文在估计中纳入县一行业层面的控制变量，包括区位熵、国有企业占比、外资企业占比和港澳台资企业占比。本文采用县一行业层面的民营企业数量计算区位熵，用于控制县一行业层面的民营企业集聚程度，计算公式为： $lq_{ij} = \frac{q_{ij} / q_i}{q_j / q}$ 。其中， $lq_{ij}$ 为区位熵， $q_{ij}$ 为*i*县*j*行业的民营企业数量， $q_i$ 为*i*县的民营企业数量， $q_j$ 为全国*j*行业的民营企业数量， $q$ 为全国的民营企业数量。同时，本文采用县一行业层面国有企业、外资企业和港澳台资企业数量分别占县所有企业数量的比例衡量国有企业占比、外资企业占比和港澳台资企业占比，用于控制国有经济和外资进入的影响。

## （二）模型构建

1.基准估计模型。为了验证H1，本文采用线性模型估计水稻种植比例对合伙制企业比例的影响。由于各地区的作物种植结构是农业地理历史演进的结果，其中蕴涵的非正式制度在城市化程度较低、市场制度并未充分发育的地区更能发挥作用，本文将观测对象限制为城市化程度较低、市场制度相对不完善的县域，同时控制其市场发育特征。进一步地，为了得到变量之间的无偏估计结果，本文还将控制同时影响合伙制企业比例的一系列变量。基准估计模型设定如下：

$$par\_ratio_i = \beta_0 + \beta_1 rice\_ratio_i + \beta_2 cv_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1)式中，被解释变量 $par\_ratio_i$ 为合伙制企业比例。核心解释变量 $rice\_ratio_i$ 为水稻种植比例。 $cv_i$ 为县域层面的控制变量。 $\beta_0$ 为截距项， $\beta_1$ 和 $\beta_2$ 为待估计参数， $\varepsilon_i$ 为随机扰动项。

2.进一步分析中使用的估计模型。为了进一步验证H2，本文通过计算各县二分位国民经济行业下民营企业和合伙制企业的数量，构造县一行业结构的数据集，并设置如下估计模型：

$$par\_ratio_{ij} = \gamma_0 + \gamma_1 rice\_ratio_i \times local_j + \gamma_2 cv_{ij} + \delta_i + \delta_j + \mu_{ij} \quad (2)$$

(2)式中， $par\_ratio_{ij}$ 为*i*县*j*行业的合伙制企业比例， $rice\_ratio_i$ 为*i*县水稻种植比例，

<sup>①</sup>本地需求依赖变量对于多个重要工业行业是缺失的，在加总到县域层面时会自动忽略这些行业，从而造成计算偏误。因此，本文未对这一指标进行县域层面的加总，仅对交通运输投入、运输费用占比两个变量进行计算。

$local_j$  为行业本地交易特征变量,  $cv_{ij}$  为县—行业层面的控制变量。 $\gamma_0$  为截距项,  $\gamma_1$  和  $\gamma_2$  为待估计参数,  $\mu_i$  为随机扰动项,  $\delta_i$  和  $\delta_j$  分别为县固定效应和行业固定效应。

### (三) 数据来源与描述性统计

合伙制企业数据来自第一次、第二次全国经济普查的微观数据和 2016 年工商注册数据。全国经济普查数据对存续微观企业的统计具有较好的准确性和全面性, 工商注册数据则可以进一步反映新进入企业的情况<sup>①</sup>。本文在实证分析中主要使用 2008 年第二次全国经济普查的数据进行估计, 其他数据用于稳健性检验。根据行政区划调整的历史信息, 本文将 1957 年与 2008 年的行政区划情况进行了匹配。本文仅使用 1957 年非市辖区的县级行政单位的农业数据, 剔除了所有市辖区样本<sup>②</sup>。

计算水稻种植比例所使用的水稻播种面积和粮食作物总播种面积数据来自《1957 年各省(市、区)农作物面积及产量分县统计资料汇编》。在 1957 年这一统计时间点上, 中国的农业机械化进程尚处于起步阶段。由于农业的现代机械化可以突破自然条件对于农作物种植的限制, 拓展农作物种植的地理边界并改变传统的耕作形式, 与后续年份的统计资料相比, 这一数据可以基本排除农业现代机械化的影响, 更好地还原各县在历史上的麦稻种植传统。

基准估计中, 控制变量所使用数据的来源包括: 市场化指数来自中国市场化指数数据库; 地理距离和平均坡度通过 ArcGIS 软件计算得到, 原始数据来自密歇根大学中国数据中心; 高速公路数据来自 ACASIAN 数据中心; 年末总人口和农村人口、地区生产总值、第二产业和第三产业增加值、地方财政预算收入、金融机构贷款余额、居民储蓄余额、固定资产投资完成额等数据主要来自《中国县域统计年鉴 2009》《中国区域经济统计年鉴 2009》, 并通过各省、市、县的统计年鉴对缺失的数据进行一定程度的补充。以上数据中, 除地理距离、平均坡度等非时变变量外, 所有数据年份均为 2008 年。稳健性检验中, 其他控制变量所使用数据的来源包括: 小麦播种数据来自《1957 年各省(市、区)农作物面积及产量分县统计资料汇编》; 方言种类数据来自 CSMAR 数据库; 计算宗族网络强度所使用的宗族族谱数量来自 Dinuccio and Wang (2021); 各县农民专业合作社成立数据来自工商注册数据库, 取 2008 年数据<sup>③</sup>; 洪涝和干旱灾害频次数据来自《中国近五百年旱涝分布地图集》<sup>④</sup>; 通商口岸数据来自姜涛(2006)。

工具变量的数据来源包括: 水稻适宜性指数取自国际应用系统分析研究所(IIASA)和粮食及农业组织(FAO)共同开发的全球农业生态区(GAEZ)数据库。该数据库以栅格数据的形式提供了全球范围内各种作物的种植适宜性指数。本文使用的县域水稻适宜性指数是使用 ArcGIS 软件计算的每个县内网格单元的平均像素值衡量。

<sup>①</sup>全国经济普查数据记录了所有企业的总体情况, 而工商注册数据中仅记录当年新成立企业的情况, 代表性有所不足。

<sup>②</sup>西藏自治区的农业种植数据缺失, 因此本文的分析中剔除了西藏自治区样本。

<sup>③</sup>本文使用“专业合作社”“合作联合社”“供销合作社”等字段来识别农民专业合作社。

<sup>④</sup>中央气象局科学研究院, 1981:《中国近五百年旱涝分布地图集》, 北京: 地图出版社, 第 321-332 页。



在进一步分析行业本地交易特征与稻作传统的交互效应时，县一行业层面的企业数量来自 2008 年第二次全国经济普查。构造行业本地交易特征变量时，受限于数据可得性，本地需求依赖变量相关数据来自 2005 年世界银行企业调查<sup>①</sup>；交通运输投入数据来自 2007 年全国投入产出表；美加墨三国运费数据来自 Schott (2008) 提供的 2004 年贸易数据。计算区位熵和各类型企业占比的数据均来自第二次全国经济普查。表 1 汇报了主要变量的描述性统计特征。

表 1 主要变量定义及描述性统计

变量名称	变量定义或赋值	观测值	平均值	标准差
合伙制企业比例	县合伙制企业数量占民营企业数量的比例	1857	0.114	0.101
水稻种植比例	县水稻播种面积占粮食作物总播种面积的比例	1857	0.294	0.308
城市化率	县总人口减去农村人口再除以总人口所得到的比例	1755	0.192	0.124
是否县级市	是否县级市：是=1，否=0	1857	0.173	0.379
是否市辖区	是否市辖区：是=1，否=0	1857	0.084	0.277
市场化指数	县所在省份的市场化指数总评分	1857	5.497	1.174
到省会的距离	县到本省省会的球面距离（千米）	1857	255.266	188.361
到市中心的距离	县到本市市中心的球面距离（千米）	1857	72.241	93.885
到海岸线的距离	县到海岸线的最短距离（千米）	1857	582.548	616.356
高速公路路网密度	县内高速公路长度与县域面积之比（千米/平方千米）	1857	0.016	0.022
平均坡度	县内平均坡度（度）	1857	4.554	3.978
地区生产总值	县地区生产总值（亿元）	1817	94.282	159.144
第二产业比重	县第二产业增加值与地区生产总值之比	1812	0.434	0.158
第三产业比重	县第三产业增加值与地区生产总值之比	1812	0.324	0.089
财政收入	县地方财政预算收入与地区生产总值之比	1796	0.043	0.027
贷款余额	县年末金融机构贷款余额与地区生产总值之比	1767	0.405	0.247
居民储蓄	县年末居民储蓄余额与地区生产总值之比	1755	0.609	0.277
固定资产投资	县固定资产投资完成额与地区生产总值之比	1792	0.442	0.274
水稻适宜性	县的水稻适宜性指数平均值	1857	0.371	0.499
水稻发源地距离	县距河姆渡遗址的球面距离（千米）	1857	1259.663	727.828
本地需求依赖	行业内企业在本地区产品销售比例的平均值	30	0.207	0.110
交通运输投入	各行业总中间投入中来自交通运输部门的中间投入占比	36	0.039	0.024
运输费用占比	各行业下产品运输费用与到岸价格之比的平均值	35	0.033	0.054

注：①篇幅所限，此处仅汇报了 2008 年被解释变量、核心解释变量和控制变量的描述性统计结果（行业本地交易特征变量除外），稳健性检验中使用的 2004 年、2016 年相关变量的描述性统计结果留存备案；②到省会、市中心、海岸线、水稻发源地的球面距离和平均坡度在估计时取自然对数；③由于县层面的地区生产总值数值过大，在下文的估计中进行缩小 100 倍处理。

<sup>①</sup>该调查仅针对制造业企业。

## 四、实证分析

### （一）基准估计结果

表2汇报了基准估计结果。表2（1）列为对（1）式采用OLS估计的回归结果。由于被解释变量合伙制企业比例属于受限被解释变量，其取值范围限制在0到1，因此表2（2）列使用Fractional Logit模型对（1）式进行估计。所有估计结果均显示水稻种植比例在1%的显著性水平上显著且系数为正。估计结果表明，在控制了县域的市场发育程度、地理区位、经济发展水平等一系列因素之后，水稻种植比例对合伙制企业比例产生了显著的正向影响。结合前文所述的合伙制企业的“人合”特征，这是水稻种植传统有利于增进短半径合作的直接经验证据：由于水稻种植地区长期以来的互助协作传统及其衍生的熟人社会关系，人们参与经济活动的形式更多地采用短半径合作特点明显的合伙制企业形式。这一结果直接验证了H1，与丁从明等（2018）关于水稻种植传统和受限制信任关系的结论也是一致的。这表明，种植结构和生产方式所形成的互助协作传统与熟人社会网络相互嵌入、彼此支持、互为表里，具有很强的惯性，通过代际传递自我复制从而绵延不绝，对当今个体的经济合作行为产生了持久深远的影响。

表2 基准回归结果

变量	被解释变量：合伙制企业比例			
	（1） OLS		（2） Fractional Logit	
	系数	稳健标准误	平均边际效应	稳健标准误
水稻种植比例	0.135***	0.032	0.121***	0.025
城市化率	-0.131***	0.038	-0.157***	0.042
是否县级市	-0.016**	0.007	-0.010	0.008
是否市辖区	-0.012	0.010	-0.009	0.010
市场化指数	-0.010*	0.006	-0.009*	0.006
到省会的距离	-0.001	0.007	-0.003	0.006
到市中心的距离	0.002	0.002	0.002	0.002
到海岸线的距离	-0.003	0.005	-0.004	0.004
高速公路路网密度	-0.526***	0.147	-0.516***	0.142
平均坡度	0.007	0.005	0.009*	0.005
地区生产总值	-0.007**	0.003	-0.015***	0.004
第二产业比重	0.052	0.033	0.062*	0.034
第三产业比重	0.112***	0.040	0.107**	0.042
财政收入	-0.055	0.123	-0.081	0.148
贷款余额	-0.047**	0.019	-0.049***	0.019
居民储蓄	0.034**	0.016	0.035**	0.015
固定资产投资	0.004	0.012	0.002	0.010

表2 (续)

常数项	0.124	0.075	
观测值		1734	1734
R <sup>2</sup>		0.275	
伪R <sup>2</sup>			0.041

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②标准误为在省份层面聚类的稳健标准误差；③后文中估计结果均使用 OLS 模型进行估计，使用 Fractional Logit 模型进行估计的结果也是稳健的，篇幅所限，留存备索。

那么，估计系数的经济学含义究竟有多强？以表 2（1）列为例，若水稻种植比例增加 1 个百分点，合伙制企业比例平均增加 0.135 个百分点；若以标准差衡量，水稻种植比例增加 1 个标准差，合伙制企业比例平均增加约 0.412 个标准差<sup>①</sup>。Fractional Logit 估计的结果与 OLS 的结果相近，这也表明，使用不同的估计方法没有对本文的核心结论产生影响。

## （二）稳健性检验

1.其他影响因素的分析。在基准估计中，本文控制了可能影响地区内合伙制企业比例的主要经济因素和区位因素，但是还有一些其他因素（例如文化、社会和历史等因素）可能会对核心解释变量和被解释变量之间的因果关系造成影响，需要在模型中做进一步的控制和讨论。

一是小麦种植传统的影响。前述分析中提到，小麦种植与水稻种植有着不同的协作方式，且小麦种植与水稻种植存在明显的地理分布差异，那么小麦种植传统是否也会影响地区间的短半径合作水平呢？表 3（1）列同时加入水稻种植比例和小麦种植比例两个变量，结果显示在控制各地区水稻种植传统的差异之后，小麦种植比例并没有对合伙制企业比例产生显著影响。而核心解释变量的估计结果在加入小麦种植比例后并没有发生明显变化。

二是方言的影响。合伙制企业的成立和运营高度依赖区域内人际关系中的相互信任，而地区间的方言差异和文化冲突对于人际交往中的沟通和信任往往有负面的影响（徐现祥等，2015）。表 3（2）列引入了各县方言种类来控制区域内的方言复杂程度。

三是宗族网络的影响。本文采用县域宗族族谱数量除以第五次人口普查的总人口的比例（取自然对数）衡量宗族网络强度。从表 3（3）列的结果可以看到，控制宗族网络对核心解释变量的估计系数大小和显著性几乎没有影响<sup>②</sup>。

四是自然灾害的影响。自然灾害频发的地区常常需要通过本地居民的集体协调、共同合作来抵抗灾害的影响，共同对抗灾害的经历有助于信任与合作关系的形成。考虑到在传统农耕社会中洪涝和干旱是对农业生产活动威胁最大且最常见的自然灾害，本文将洪涝和干旱灾害频次作为控制变量加入模

<sup>①</sup>水稻种植比例的标准差为 0.308，合伙制企业比例的标准差为 0.101，则水稻种植比例增加 1 个标准差，合伙制企业比例平均将增加 0.412 个标准差（ $0.308 \times 0.135 = 0.042$ ）。

<sup>②</sup>为了排除新中国成立后各地区重修族谱的影响，此处仅计算了 1950 年以前的族谱数据。由于部分县的族谱数据缺失，参与估计的样本量小于基准估计的样本量。

型估计，估计结果如表 3（4）列所示。

五是通商口岸的影响。近代的通商口岸开放历史使得地区内传统的农耕社会向近代商业社会发展，孕育了近现代的商业经营理念。这可能影响了人们的创业合作行为，从而产生更为活跃的小微企业群体。本文在估计中进一步加入是否属于通商口岸的虚拟变量，估计结果如表 3（5）列所示。

六是合作社发展的影响。《中华人民共和国农民专业合作社法》确立后，农民专业合作社在法律保障和政策激励下快速发展，作为农村地区合作的重要形式，有利于促进合作关系的形成。本文采用各县农民专业合作社的成立数量衡量合作社发展。表 3（6）列报告了控制合作社发展变量的估计结果。

表 3（7）列将以上所有因素全部加入进行估计，所得到核心解释变量的系数与基准估计的结果相比仅有小幅度的变化，但仍在 1%水平上显著。在考虑了众多的文化、社会和历史因素后，本文构建的模型仍能很好地捕捉水稻种植传统对县域短半径合作水平的正向影响。

表 3 排除其他影响因素的估计结果

变量	被解释变量：合伙制企业比例						
	控制小麦 种植比例 (1)	控制 方言种类 (2)	控制 宗族网络 (3)	控制自然 灾害次数 (4)	控制 通商口岸 (5)	控制 合作社发展 (6)	加入全部 控制因素 (7)
水稻种植比例	0.131*** (0.032)	0.133*** (0.033)	0.147*** (0.029)	0.142*** (0.027)	0.135*** (0.031)	0.134*** (0.033)	0.130*** (0.035)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1734	1732	845	1734	1732	1734	845
R <sup>2</sup>	0.278	0.276	0.384	0.285	0.279	0.275	0.395

注：①\*\*\*表示 1%的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；③篇幅所限，表 3 中进一步控制的各项变量的估计系数未进行汇报，留存备索，其余控制变量同表 2，估计结果略。

2.考虑其他企业指标。前文中，本文使用合伙制企业数量占民营企业数量的比例来反映各地区合伙制企业的活跃程度。然而，这种计算方式在一定程度上忽略了企业规模的影响，有必要使用更多的企业指标进行稳健性检验。本文计算县域合伙制企业的就业规模、营业收入和资产合计分别占该县所有民营企业就业规模、营业收入和资产合计的比例作为被解释变量，估计结果如表 4（1）~（3）列所示。表 4 表明，即使使用企业规模计算的对应指标替换被解释变量，依然能捕捉到稻作传统和短半径合作之间的稳定关系。

表 4 替换被解释变量的估计结果

	(1)	(2)	(3)
	就业规模占比	营业收入占比	资产占比
水稻种植比例	0.096*** (0.023)	0.062*** (0.021)	0.066*** (0.022)
控制变量	已控制	已控制	已控制

表4 (续)

观测值	1711	1711	1711
R <sup>2</sup>	0.200	0.129	0.145

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；③控制变量同表2，估计结果略。

3.考虑部分特殊地区。本文进一步从历史、地理的角度出发对不同地区的样本进行分类和讨论。部分地区由于特殊的历史或自然因素并不属于传统的水稻种植区或小麦种植区，或者种植历史出现一定中断。一是东北地区。清朝统一全国后，自1688年起实行“封禁东北”政策，该地区的农耕历史出现一段时间的中断<sup>①</sup>。二是牧区和半牧区。由于自然条件限制，历史上以畜牧业为主要生产活动的地区不进行水稻或小麦的种植，因此这些地区也不受水稻种植文化传统的影响。三是民族地区。民族聚居地区在文化传统上与汉族地区有着较大差异，且在不同程度上受到宗教信仰的影响。因此，有必要对这些地区进行讨论。表5(1)~(3)列分别对以上三个地区的样本进行剔除，(4)列同时剔除以上地区的样本。剔除后核心解释变量的估计系数大小与基准估计结果没有明显变化，且依旧在1%水平上显著为正。

表5 剔除部分特殊地区的估计结果

变量	被解释变量：合伙制企业比例			
	剔除东北地区 (1)	剔除牧区和半牧区 (2)	剔除民族地区 (3)	剔除以上地区 (4)
水稻种植比例	0.129*** (0.032)	0.135*** (0.031)	0.144*** (0.030)	0.135*** (0.030)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1576	1600	1320	1192
R <sup>2</sup>	0.254	0.271	0.327	0.311

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；③控制变量同表2，估计结果略。

4.不同行业的检验。合伙制企业也因其灵活的组织形式而高度适用于部分特殊行业的商业活动。在这些行业中，合伙制企业的成立与行业性质关联密切而与地区因素关系较小。表6(1)列对这些行业所属的样本进行剔除，重新计算合伙制企业比例<sup>②</sup>，估计结果显示，剔除这些样本对估计结果的影响很小。此外，考虑到第二产业和第三产业在产业特性上的较大差异，本文在仅保留第二产业或第三产业的情况下重新计算合伙制企业比例后再进行估计<sup>③</sup>。表6(2)和(3)列结果表明，无论是使用第二产业还是第三产业的样本，核心解释变量的系数均显著为正。

<sup>①</sup>此处所指的东北地区包括黑龙江、吉林、辽宁三省，还包括内蒙古自治区东部五盟市，即呼伦贝尔市、通辽市、赤峰市、兴安盟、锡林郭勒盟。

<sup>②</sup>剔除的行业包括：律师及相关的法律服务行业，会计、审计及税务服务行业，社会经济咨询行业，其他专业咨询行业和广告业。

<sup>③</sup>绝大部分县第一产业中的合伙制企业数量为0，因此，此处未对第一产业的样本进行单独估计。

表6 考虑行业差异性的检验结果

变量	被解释变量：合伙制企业比例		
	剔除特殊行业 (1)	第二产业 (2)	第三产业 (3)
水稻种植比例	0.136*** (0.031)	0.158*** (0.035)	0.099*** (0.029)
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	1734	1734	1734
R <sup>2</sup>	0.278	0.268	0.158

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；③控制变量同表2，估计结果略。

5.不同年份数据的检验。考虑到单一年份的调查情况可能存在一定的误差，本文进一步使用其他年份的数据进行检验。由于稻作传统是在历史上形成的，使用不同年份的数据进行考察不应存在明显的差异。表7（1）列的估计使用了第一次全国经济普查数据，并将控制变量均调整为2004年数据，所得到的估计系数与基准估计结果相比没有大的变化。表7（2）列使用2004年和2008年县级层面的平衡面板数据进行估计，被解释变量仍为合伙制企业比例，并同时控制年份固定效应，估计结果仍呈现良好的稳健性。表7（3）列使用2016年工商注册数据，将各县新成立合伙制企业数量占新成立民营企业数量的比例作为新的被解释变量进行估计，控制变量<sup>①</sup>亦调整为对应年份，所得到的估计结果与前文分析是一致的。

表7 使用不同年份数据进行检验的估计结果

变量	被解释变量：合伙制企业比例		
	2004年数据 (1)	2004年、2008年面板数据 (2)	2016年工商注册数据 (3)
水稻种植比例	0.128*** (0.036)	0.129*** (0.034)	0.015*** (0.004)
年份固定效应		已控制	
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	1518	3030	1616
R <sup>2</sup>	0.181	0.225	0.101

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；③控制变量同表2，估计结果略。

### （三）工具变量估计

前文详细讨论了可能影响本文核心结论的因素，并尽可能地控制这些变量。但是，由于影响短半径合作和合伙制企业比例关系的因素众多，仍有可能因为遗漏变量问题而产生估计偏误。本文通过工具变量估计来解决潜在的遗漏变量问题。本文选择的第一个工具变量是水稻适宜性指数。适宜性指标是根据温度、湿度、蒸发量、土壤质量和其他影响农业生产的自然条件进行综合计算所得，外生于各

<sup>①</sup>2016年各类统计年鉴中的农村人口和总人口数据缺失较多。对于有缺失数据的县级样本，本文使用地级市数据补充。

地区的社会和经济因素 (Nunn and Qian, 2011; Ang and Fredriksson, 2017)。而越适宜种植该种作物的地区, 历史上的种植比例必然会越高。此外, 参考 Chen and Kung (2016) 和丁从明等 (2018), 本文所选择的第二个工具变量是水稻发源地距离。历史上中国的水稻种植以长江下游河姆渡文化为中心逐级向外传播, 离水稻发源地越远, 种植水稻的可能性就越小。

表 8 (1) 列和 (2) 列汇报了以水稻适宜性指数作为工具变量的估计结果, (3) 列和 (4) 列汇报了以水稻发源地距离作为工具变量的估计结果。弱工具变量检验结果显示, Wald F 统计量远高于临界值, 拒绝了弱工具变量假设。第一阶段的估计结果显示, 水稻适宜性对水稻种植比例的影响显著为正, 而距水稻发源地距离对水稻种植比例的影响则显著为负。第二阶段的估计结果显示, 在消除了内生性问题后, 核心解释变量的系数有所增大, 但依然在 1% 的水平上显著为正。工具变量的估计结果再次表明, 本文的基准估计结果是稳健可信的。

表 8 内生性讨论: 工具变量估计结果

变量	IV: 水稻适宜性指数		IV: 水稻发源地距离	
	第一阶段 (1)	第二阶段 (2)	第一阶段 (3)	第二阶段 (4)
水稻种植比例		0.203*** (0.029)		0.327*** (0.043)
工具变量	0.348*** (0.050)		-0.103*** (0.027)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1734	1734	1734	1734
R <sup>2</sup>		0.248		0.050
Wald F 统计量	45.554		75.396	

注: ①\*\*\*表示 1% 的显著性水平; ②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差; ③控制变量同表 2, 估计结果略; ④水稻适宜性指数由于数值过大, 在估计时进行了缩小 1000 倍处理。

## 五、进一步分析

### (一) 稻作传统与本地交易

为验证 H2, 本文利用 (2) 式模型对水稻种植比例与行业本地交易特征的交互效应进行估计。表 9 汇报了行业本地交易特征对合伙制企业比例影响的估计结果, 该结果同时控制了县固定效应以及县一行业层面的控制变量。行业本地交易特征的估计系数显著为正, 表明在控制地区特征之后, 本地交易占比较高的行业有更高的合伙制企业比例。这一结果验证了合伙制企业对本地交易行业的适用性。

表 10 (1) 列结果显示, 水稻种植比例和本地需求依赖的交乘项显著为正, 表明在本地需求依赖程度越高的行业中, 本地区稻作传统对短半径合作的影响越明显。表 10 (3) 列和 (5) 列结果显示, 在依赖交通投入或者运费占比较高、不适合长距离运输和交易的行业中, 本地区稻作传统对短半径合作的影响更强。表 10 (2) 列、(4) 列、(6) 列汇报了不加入县固定效应和行业固定效应的结果,

估计结果显示，核心解释变量的系数与上述估计的结果非常相近。

表9 行业本地交易特征对合伙制企业比例影响的估计结果

变量	被解释变量：县—行业层面合伙制企业比例		
	本地需求依赖	交通运输投入	运输费用占比
	(1)	(2)	(3)
行业本地交易特征	0.072*** (0.014)	1.180*** (0.199)	0.364*** (0.054)
区位熵	-0.002 (0.009)	-0.002 (0.002)	0.007 (0.006)
国有企业占比	-0.006 (0.024)	0.005 (0.022)	0.015 (0.020)
外资企业占比	-0.045** (0.022)	-0.043** (0.019)	-0.047** (0.018)
港澳台资企业占比	-0.049*** (0.012)	-0.054*** (0.017)	-0.069*** (0.017)
县固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	35461	39264	39025
R <sup>2</sup>	0.223	0.238	0.233

注：①\*\*\*、\*\*分别表示 1%、5%的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差。

表10 稻作传统、行业本地交易特征对合伙制企业比例影响的估计结果

变量	被解释变量：县—行业层面合伙制企业比例					
	本地需求依赖		交通运输投入		运输费用占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
水稻种植比例×行业本地交易特征	0.136*** (0.041)	0.139*** (0.049)	2.119*** (0.532)	2.259*** (0.555)	0.589*** (0.157)	0.675*** (0.171)
水稻种植比例		0.066*** (0.012)		0.028** (0.013)		0.088*** (0.016)
行业本地交易特征		0.037** (0.014)		0.509*** (0.132)		0.156*** (0.034)
区位熵	-0.009 (0.009)	-0.012 (0.011)	0.004* (0.002)	-0.001 (0.003)	0.003 (0.002)	0.007 (0.007)
国有企业占比	0.005 (0.024)	0.041 (0.028)	0.004 (0.024)	0.042 (0.026)	0.003 (0.023)	0.053** (0.024)
外资企业占比	-0.030 (0.019)	-0.076*** (0.022)	-0.015 (0.016)	-0.073*** (0.019)	-0.019 (0.016)	-0.080*** (0.019)
港澳台资企业占比	-0.034** (0.014)	-0.050 (0.045)	-0.025 (0.018)	-0.049 (0.042)	-0.037** (0.016)	-0.071* (0.039)



表 10 (续)

控制变量	已控制		已控制		已控制	
行业固定效应	已控制		已控制		已控制	
县固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值	35461	32378	39264	35970	39025	35747
R <sup>2</sup>	0.232	0.048	0.250	0.075	0.248	0.067

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；③控制变量同表 2，估计结果略。

表 11 汇报了县域层面本地交易特征与水稻种植比例对合伙制企业比例交互效应的估计结果。交乘项显著为正，表明本地交易占比越高的地区，稻作传统对短半径合作的促进作用越强<sup>①</sup>。以上结果均验证了 H2，合伙制企业因其“人合”性质而呈现明显的社会关联特征，合伙制的企业组织形式对本地交易的适用性会得到地区内稻作传统的进一步强化。因此，在本地交易占比更高的行业和地区，稻作传统对短半径合作的影响会更为明显。

表 11 稻作传统、县域本地交易特征对合伙制企业比例影响的估计结果

变量	被解释变量：合伙制企业比例	
	交通运输投入 (1)	运输费用占比 (2)
水稻种植比例	0.027 (0.049)	0.085*** (0.028)
县域本地交易特征	0.960** (0.362)	0.002 (0.141)
水稻种植比例×县域本地交易特征	2.982** (1.406)	1.410** (0.653)
控制变量	已控制	已控制
观测值	1734	1734
R <sup>2</sup>	0.252	0.228

注：①\*\*\*、\*\*分别表示 1%、5%的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；③控制变量同表 2，估计结果略。

## (二) 稻作传统与现代企业形式

前文分析表明，合伙制企业不是独立法人，体现较强的“人合”性质，合伙人内部和外部的社会关联与信任关系不仅影响合伙制企业的缔结，也影响企业的运营方式。相比之下，有限公司具备法人资格，公司股东之间以股权和契约划分权利和责任的边界。在“有限责任”、明文章程和独立法人的

<sup>①</sup>由于数据的可得性，本文在构造行业本地交易特征变量时仅能使用工业部门的样本，因此这一估计中被解释变量也相应调整为只包含工业部门数据的计算结果。

框架下，有限公司遵循市场化的运作规则。在企业内部，即使股东之间互不相熟也不影响企业的正常运转；在企业外部，公司以法人身份行使权利、履行义务与承担责任。因此，相对而言，以有限公司为代表的现代企业形式受地区内稻作传统的影响应当是较小的。表 12（1）列和（2）列分别以 2008 年普查数据、2016 年工商注册数据中的有限公司数量在所有民营企业数量中的占比作为被解释变量重复了基准估计。结果表明，稻作传统没有对地区内有限公司占比造成显著影响<sup>①</sup>。

表 12（3）～（5）列进一步以县—行业层面的有限公司比例作为被解释变量重复表 10 的估计，结果同样表明，有限公司的企业组织形式既不受稻作传统的约束，也不受行业本地交易特征的限制。这些结果在一定程度上表明，合伙制企业既受益于稻作传统和熟人社会网络，又受限于稻作传统和熟人社会网络。合伙制企业之所以在水稻种植地区和本地交易特征明显的行业高度适用，是因为个人层面的社会交往关系既能有效降低合伙人之间的协作成本，又能促进合伙制企业与本地客户或供应商之间的交易；但同时这种适用性也有其局限性，在短半径的熟人社会关系无法发挥作用的领域，合伙制企业也失去了其独特的优势。这种特性决定了合伙制企业只能在有限的范围内发挥其作用。而相比之下，有限公司的制度形式对社会关系的依赖程度明显降低，也不受其作用范围的约束，从而高度适用于现代化的市场交易。

表 12 稻作传统对有限公司比例影响的估计结果

变量	被解释变量：有限公司比例				
	县层面（2008年）	县层面（2016年）	县—行业层面		
			本地需求依赖	交通运输投入	运输费用占比
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
水稻种植比例	-0.022 (0.043)	-0.093 (0.081)			
水稻种植比例×行业本地交易特征			-0.070 (0.055)	-0.519 (0.388)	-0.006 (0.105)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应			已控制	已控制	已控制
县固定效应			已控制	已控制	已控制
观测值	1734	1616	35461	39264	39025
R <sup>2</sup>	0.266	0.058	0.398	0.386	0.387

注：①括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；②（1）列、（2）列控制变量同表 2，（3）～（5）列控制变量同表 10（1）列，估计结果略。

<sup>①</sup>为了分析的便利，此处本文将有限责任公司和股份有限公司统一归入有限公司样本。分开两个样本进行估计的结果与表 11 中汇报的结果是高度一致的，限于篇幅未进行汇报。

## 六、结论与政策启示

本文旨在从农业种植结构的角度探索中国地区间个体合作行为差异的历史根源。与北方小麦种植区相比，南方水稻种植区因其在长期耕作方式中形成的互助协作传统和熟人社会网络，在现代依然具有迥异于北方小麦种植区的短半径合作关系。本文选取远离城市中心、市场经济发育不完全的县域作为观测单元，用合伙制企业这种依赖个体间契约关系的企业组织形式刻画短半径合作关系的强弱，分析稻作传统对个体间短半径合作行为的影响。本文研究结果表明：第一，稻作传统能够促进非城市地区的短半径合作；第二，合伙制企业的运营受益于短距离的本地社会网络，因此稻作传统对短半径合作的促进作用在本地交易占比更高的行业中更加明显。

本文研究不仅提供了一个理解地区间差异的文化经济学视角，研究结论也具有明确的政策含义。

第一，在市场制度发育尚不完全的城乡融合地区，根植于农耕文化的互助协作传统与熟人社会网络能够促进个体间的经济合作并协助治理机会主义行为，为民营企业、小微企业的创立提供了有利条件。对于长期以来经济落后、市场制度发育滞后的城乡结合地区，可以利用和引导稻作文化与社会网络的积极作用，鼓励支持家庭、熟人、社区内部的经济合作行为，加强对合作企业的培育与支持，这有助于充分促发企业家精神、活跃民营经济，更好地服务于县域城镇化和乡村振兴战略的实施。

第二，稻作文化的局限性也是明显的，它不能脱离短半径的熟人社交网络来发挥作用，从而建设非人格化的现代市场经济仍需要法治化、规范化的制度支持。稻作传统能够有效促成短半径合作，但对于保证长距离的合作和交易行为则力有不逮。这表明，基于稻作传统形成的社会网络无法替代市场制度的角色，当经济发展到一定程度时，正式市场制度环境的缺失可能会导致区域经济走向“本地化”“封闭化”。因此，地方政府的制度建设必须跟上经济发展的阶段和速度；应尽力消除地区间人口流动和贸易的阻碍，打破落后地区封闭的社会结构；支撑合伙企业做大做强，转型为多元持股、权责明晰的现代化大企业，并鼓励本地企业与外地企业之间的合作与贸易，促成统一的国内大市场。市场制度建设的推进亦有助于消除南北方地区因自然条件和农业文化传统而产生的个体合作行为差异，实现区域经济的均衡发展。

### 参考文献

- 1.陈斌开、陈思宇，2018：《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业》，《经济研究》第3期，第35-49页。
- 2.丁从明、周颖、梁甄桥，2018：《南稻北麦、协作与信任的经验研究》，《经济学（季刊）》第2期，第579-608页。
- 3.费孝通，2012：《江村经济》，北京：北京大学出版社，第140-153页。
- 4.费孝通，2013：《乡土中国》，上海：三联书店，第39-53页。
- 5.韩茂莉，2012：《中国历史农业地理》，北京：北京大学出版社，第409-510页。
- 6.黄宗智，2000：《华北的小农经济与社会变迁》，北京：中华书局，第229-258页。
- 7.冀朝鼎，2014：《中国历史上的基本经济区》，上海：商务印书馆，第15-30页。

- 8.姜涛, 2006: 《通商口岸体系的形成与中国近代城市体系的变动——基于人口史的考察》, 《四川大学学报(哲学社会科学版)》第5期, 第16-24页。
- 9.马光荣、杨恩艳, 2011: 《社会网络、非正规金融与创业》, 《经济研究》第3期, 第83-94页。
- 10.宋永新, 2001: 《关于我国合伙法律制度的若干问题》, 《中国法学》第4期, 第105-118页。
- 11.唐为、王媛, 2015: 《行政区划调整与人口城市化: 来自撤县设区的经验证据》, 《经济研究》第9期, 第72-85页。
- 12.王利明, 2013: 《论合伙协议与合伙组织体的相互关系》, 《当代法学》第4期, 第59-68页。
- 13.王利明, 2019: 《论民法典对合伙协议与合伙组织体的规范》, 《甘肃社会科学》第3期, 第27-35页。
- 14.徐现祥、刘毓芸、肖泽凯, 2015: 《方言与经济增长》, 《经济学报》第2期, 第1-32页。
- 15.杨汝岱、陈斌开、朱诗娥, 2011: 《基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究》, 《经济研究》第11期, 第116-129页。
- 16.张博、孙涛, 2023: 《稻麦人所食 南北竟谁分: 金融组织区域发展差异的历史起源》, 《经济学(季刊)》第1期, 第353-370页。
- 17.张爽、陆铭、章元, 2007: 《社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强? ——来自中国农村贫困的实证研究》, 《经济学(季刊)》第2期, 第539-560页。
- 18.Acemoglu, D., and A. Wölitzky, 2020, "Sustaining Cooperation: Community Enforcement Versus Specialized Enforcement", *Journal of the European Economic Association*, 18(2): 1078-1122.
- 19.Ang, J. B., and P. G. Fredriksson, 2017, "Wheat Agriculture and Family Ties", *European Economic Review*, Vol.100: 236-256.
- 20.Cao, J., Y. Xu, and C. Zhang, 2022, "Clans and Calamity: How Social Capital Saved Lives During China's Great Famine", *Journal of Development Economics*, 157, 102865, <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2022.102865>.
- 21.Chen, S., and J. Kung, 2016, "Of Maize and The Effect of a New World Crop on Population and Economic Growth in China", *Journal of Economic Growth*, 21(1): 71-99.
- 22.Dincecco, M., and Y. Wang, 2021, "Internal Conflict and State Development: Evidence from Imperial China", SSRN Working Paper 3209556, <https://ssrn.com/abstract=3209556>.
- 23.Ellison, G., 1994, "Cooperation in the Prisoner's Dilemma with Anonymous Random Matching", *Review of Economic Studies*, 61(3): 567-588.
- 24.Fan, J. P. H., Q. Gu, and X. Yu, 2022, "Collectivist Cultures and the Emergence of Family Firms", *Journal of Law and Economics*, 65(S1): 293-325.
- 25.Greif, A., and G. Tabellini, 2010, "Cultural and Institutional Bifurcation: China and Europe Compared", *American Economic Review*, 100(2): 135-140.
- 26.Greif, A., and G. Tabellini, 2017, "The Clan and the Corporation: Sustaining Cooperation in China and Europe", *Journal of Comparative Economics*, 45(1): 1-35.
- 27.Kandori, M., 1992, "Social Norms and Community Enforcement", *Review of Economic Studies*, 59(1): 63-80.
- 28.Knack, S., and P. Keefer, 1997, "Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation", *Quarterly Journal of Economics*, 112(4): 1251-1288.

- 29.Nunn, N., and N. Qian, 2011, “The Potato’s Contribution to Population and Urbanization: Evidence from A Historical Experiment”, *Quarterly Journal of Economics*, 126(2): 593-650.
- 30.Rauch, J. E., 1999, “Networks Versus Markets in International Trade”, *Journal of International Economics*, 48(1): 7-35.
- 31.Rauch, J. E., and V. Trindade, 2002, “Ethnic Chinese Networks in International Trade”, *Review of Economics and Statistics*, 84(1): 116-130.
- 32.Schott, P. K., 2008, “The Relative Sophistication of Chinese Exports”, *Economic Policy*, 23(53): 5-49.
- 33.Talhelm, T., X. Zhang, S. Oishi, C. Shimin, D. Duan, X. Lan, and S. Kitayama, 2014, “Large-Scale Psychological Differences Within China Explained by Rice Versus Wheat Agriculture”, *Science*, 344(6184): 603-608.
- 34.Zhang, C., 2020, “Clan, Entrepreneurship, and Development of the Private Sector in China”, *Journal of Comparative Economics*, 48(1): 100-123.
- 35.Zhu, J., J. B. Ang, and P. G. Fredriksson, 2019, “The Agricultural Roots of Chinese Innovation Performance”, *European Economic Review*, Vol. 118: 126-147.

(作者单位: <sup>1</sup>南开大学跨国公司研究中心;

<sup>2</sup>南开大学国际经济研究所;

<sup>3</sup>对外经济贸易大学国际经济贸易学院)

(责任编辑: 黄 易)

## **Crop Structure and Short-Radius Cooperation: Empirical Evidence from Partnership Enterprises**

HUANG Jiuli ZHANG Yushu WU Min XIAN Guoming

**Abstract:** The tradition of mutual assistance and collaboration and the acquaintance network formed in the long-term production and farming methods in the rice-growing areas of southern China can provide the trust required for cooperation, reduce cooperation costs and curb opportunistic behavior, thus promoting short-radius cooperation among households in the region. As a form of enterprise with personification characteristics, partnership enterprises are often established upon acquaintances with a deep foundation of trust and are highly dependent on close cooperation between individuals. In this paper, we examine the impact of crop structure, mainly with respect to rice, on the short-radius cooperation between individuals measured by the ratio of partnership enterprises. The observations chosen are counties that are far from city centers and with relatively lagging market development. We find that rice cultivation do help to shape the firm organization in China. We find that counties with a higher proportion of rice cultivation have a higher proportion of partnership enterprises. The operation of partnership enterprises benefits from local short-distance social networks, so this relationship is more obvious in industries with a higher proportion of local transactions. This study provides empirical evidence that crop structure affects individual economic cooperative behavior.

**Keywords:** Crop Structure; Short-Radius Cooperation; Partnership Enterprises