

中国农业技术扩散与生产率区域差距^{*}

龚斌磊

内容提要:加快农业技术扩散、缩小农业生产率区域差距是推进乡村振兴、促进区域协调发展的重要内容。中国要素流动日趋自由,但农业生产率区域差距不降反升。为解释这一特征事实,本文以适宜性技术进步理论和诱致性技术创新理论为核心,系统剖析资源禀赋、地理距离和行政管辖三大约束条件对农业技术扩散和生产率赶超的影响,并提出“技术扩散和生产率赶超更有可能发生在资源禀赋相似、地理距离相近以及行政管辖相同地区”的假说。在此基础上,本文构建多维前沿生产率赶超模型,并采用1985—2015年中国县级农业平衡面板数据,从多个维度实证考察中国农业技术扩散和生产率赶超情况及其传导机制。结果表明,随着资源禀赋、地理距离和行政管辖范围的扩大,技术扩散和生产率赶超速度显著下降且衰减速度极快,这加剧了“强者更强、弱者更弱”的分化局面,一定程度上解释了“农业生产率区域差距扩大”之谜。

关键词:农业技术扩散 生产率赶超 诱致性技术创新理论 适宜性技术进步理论

一、引言

党的二十大报告指出,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务,全面推进乡村振兴、促进区域协调发展是其中的重要组成部分。农业是百业之基,在当前农业生产日益面临资源环境约束的情况下,以农业全要素生产率提升作为农业增长主要动能,符合建设农业强国和实现乡村产业振兴的基本导向。从整体经济的维度看,农业生产率的提高是经济发展与结构转型的重要动力(Gollin et al.,2021),其在中国经济增长中的推动作用与非农部门相当(Cao et al.,2013)。在扎实推进共同富裕的背景下,缩小区域间农业生产率差距与提升农业生产率绝对值同等重要,是解决经济发展不平等的有效手段(Gollin et al.,2002;龚斌磊等,2022),也是乡村振兴与区域协调发展的关键耦合点。当前,中国正处于由农业大国向农业强国转型的过程,缩小区域间农业生产率差距一方面有助于实现粮食和主要农产品稳定供给的战略目标,另一方面有助于农民生产经营性收入的提升,是巩固落后地区脱贫攻坚成果、实现共同富裕的重要保障。

改革开放以来,随着城乡要素流动的逐渐畅通,中国农村劳动力转移和农地流转的规模不断扩大:农业部门劳动力占比从1978年的70.5%降至2021年的22.8%,年均降速1.1%;^①2021年中国家庭承包耕地土地经营权流转面积超过5.32亿亩,占家庭承包耕地总面积的34.08%;^②新增家庭农场数量从2010年的465家提高到2021年的33万余家,年均增速81.6%。^③从理论上讲,要素市场化条件下,各地的农业生产率会呈现出收敛态势。然而,改革开放以来,中国农业生产率的区

^{*} 龚斌磊,浙江大学中国农村发展研究院、公共管理学院,邮政编码:310058,电子信箱:gongbinlei@zju.edu.cn。本研究受到国家自然科学基金项目(72173114、72161147001、71903172、72061147002)和国家社会科学基金重大项目(21&ZD092)的资助。作者感谢黄祖辉、史晋川、李实、钱文荣、罗必良、朱晶、史清华、程名望的建设性意见,感谢袁菱苒在论文返修过程中的研究助理工作,感谢匿名审稿专家的宝贵建议,但文责自负。

① 数据来源:国家统计局官方网站,http://www.stats.gov.cn/。

② 数据来源:《农业农村部关于政协第十三届全国委员会第五次会议第01355号(农业水利类116号)提案》。

③ 数据来源:浙江大学卡特-企研中国涉农研究数据库(CCAD)。

域差距却在逐渐扩大:从土地生产率来看,最高省份与最低省份的差距从1990年的3.4倍上升到2000年的4.5倍和2010年的5.0倍,2020年进一步扩大到6.8倍;从劳动生产率来看,最高省份与最低省份的差距从1990年的4.7倍上升到2000年的5.8倍,2010年进一步扩大到6.0倍;从全要素生产率(TFP)来看,最高的东部地区与最低的西部地区的差距从1985年的2.1倍扩大到2015年的2.5倍。^①因此,一方面是随着市场化程度的不断提高、农地产权的逐步加强和户籍制度的渐进放开,生产要素流动日趋自由,另一方面是全国不同区域农业生产率的差距不降反升。为何会出现这样的矛盾?值得进行深入探讨。

学界对于技术扩散与生产率赶超的理论关系不断完善,^②早期的观点认为前沿地区的技术扩散有助于缩小落后地区与前沿地区间的生产率差异并在长期实现收敛(Barro & Sala-i-Martin, 1997)。由斯蒂格利茨提出、巴苏和阿西莫格鲁等人一般化的适宜性技术进步理论认为,技术扩散并不是一个无摩擦的完美过程,前沿地区的技术创新通常是根据自身特征进行的,落后地区在接受技术溢出的过程中会受到诸多约束条件的影响。农业生产的特点是自然再生产和经济再生产相互交织,与工业部门相比,农业技术进步的地域性更强,在区际农业技术扩散中面临的潜在约束条件更多,对落后地区的溢出效应相对有限。1985—2015年,前沿地区的农业全要素生产率年均增速显著高于全国平均水平。^③结合前沿地区农业技术进步稳步提升和区域间农业生产率差距不断扩大的特征事实,本文认为中国县域农业生产率的变迁道路契合适宜性技术进步理论,即农业技术扩散存在一定约束条件,落后地区由前沿地区获得的技术溢出不充分,加之落后地区无法像前沿地区进行自主创新,导致区域间农业生产率差距扩大的现实。

理论框架方面,已有文献主要以诱致性技术创新理论为理论基础,剖析资源禀赋对农业技术扩散与生产率赶超的影响。该理论较好地解释了国与国之间的差异,但很难解释国内资源禀赋相近区域间的巨大差异。在计量模型方面,生产率收敛模型难以嵌入技术扩散因素,生产率赶超模型只考虑单维度生产前沿面,无法全面刻画多维约束条件对扩散与赶超的影响。数据类型方面,农业生产率赶超研究需要考察长期变化,主要利用宏观长面板数据,而技术扩散研究需要在中微观层面细致观察技术扩散的过程与机制,因此主要利用微观农户数据。缺乏长面板的中观或微观数据是制约同时研究农业技术扩散与生产率赶超的关键。

本文试图解决上述问题,从理论框架、计量模型和实证数据三方面进行拓展。理论方面,本文首先以适宜性技术进步理论解释区域间农业生产率收敛趋势不理想的现状,并提出农业技术扩散不充分是导致区域间农业生产率差距扩大的重要原因。其次,为进一步剖析导致区域间农业技术扩散不充分的约束条件,本文选择以诱致性技术创新理论中的资源禀赋差异为核心,结合中国国情,将行政辖区与地理距离作为核心约束条件嵌入,提出“技术扩散和生产率赶超更可能发生在资源禀赋相似、地理距离相近以及行政管辖相同地区”的假说。在新的理论框架下,计量方面创新性地构建多维前沿生产率赶超模型,全面识别多维约束条件对扩散与赶超的影响。实证方面,利用1985—2015年县级面板数据,同时考察中国农业技术扩散和生产率赶超情况。

本文的实证结果表明,随着资源禀赋差异、地理距离和行政管辖范围的扩大,技术扩散和生产率赶超速度均逐渐下降,从而验证了上文提出的假说。同时,地理距离和行政管辖范围的扩大导致技术扩散和生产率赶超速度衰减更快,一定程度上解释了农业生产率区域差距扩大的现象,这也是

① 土地生产率和劳动生产率数据通过国家统计局数据测算得出,其中农林牧渔从业人数只统计到2012年,因此劳动生产率未汇报2020年情况。全要素生产率数据由本文测算得出。

② 生产率赶超也被称为生产率收敛。

③ 由本文测算得出。

以资源禀赋为核心的诱致性技术创新理论无法全面解释的。

本文可能的创新之处在于：(1)以中国为例，将适宜性技术进步理论扩展到农业部门，并结合诱致性技术创新理论，构建了资源禀赋、地理距离、行政管辖对技术扩散与生产率赶超速度影响的理论框架和传导机制；(2)利用生产率赶超模型而非传统的收敛性模型，同时考察农业技术扩散和生产率赶超情况，创新性地将单维前沿模型拓展为多维前沿模型，实现对多维约束条件的识别；(3)利用长面板的中观县级数据进行实证，克服同类文献只利用宏观省级数据和微观农户数据的缺陷，填补了同时研究农业技术扩散和生产率赶超的实证空白；(4)与文献中只研究全国层面赶超不同，本文提出并验证了“技术扩散和生产率赶超更有可能发生在资源禀赋相似、地理距离相近以及行政管辖相同地区”的假说，为农业生产率区域差距扩大提供了一种可能的解释。

二、理论框架、机制分析与研究假设

20世纪90年代以来，关于技术扩散与区域间经济发展差距的理论不断完善。Barro & Sala-i-Martin(1997)认为技术扩散是缩小落后地区与前沿地区之间生产率差异的重要手段。Atkinson & Stiglitz(1969)提出了适宜性技术进步理论，并由 Basu & Weil(1998)和 Acemoglu & Zilibotti(2001)进行了一般化。该理论认为落后地区在吸收前沿地区技术扩散的过程中存在一定的约束。一方面，前沿地区的技术创新通常针对特定地区的资源禀赋条件进行研发，由于区域之间要素禀赋等条件不同，技术需求本身可能存在差异，进而导致所能得到的技术溢出有所不同；另一方面，由于落后地区与前沿地区在技术的理解和运用以及外部环境上有所差异，落后地区在技术引进和转化过程中需要进行适应性投资以适合本地农业生产条件，当要素禀赋差异较大时，所需适应性投资较多、边际回报率较低，导致政府和科技企业投资积极性不高(Evenson & Westphal, 1995)。

为更好地刻画这一过程，本文以 Bernard & Jones(1996)与 Cameron et al. (2005)为基础，构建农业技术扩散与生产率赶超的理论模型：设定一个包含四种生产要素的农业生产函数。 $Y_{it} = TFP_{it} \cdot G(L_{it}, S_{it}, M_{it}, N_{it})$ ，其中 Y_{it} 代表 i 地 t 期的农业总产出， L_{it} 代表 i 地 t 期的劳动力投入， S_{it} 代表 i 地 t 期的土地投入， M_{it} 代表 i 地 t 期的机械投入， N_{it} 代表 i 地 t 期的化肥投入。 TFP_{it} 代表 i 地 t 期全要素生产率。假设生产函数 $G(\cdot)$ 是一阶齐次函数，四种生产要素符合边际产出递减。在每个时期，TFP 水平最高的地区记作 F ，代表生产函数的前沿。一个地区的 TFP 水平主要由两方面决定，一是本地区的科研投入，二是从先进地区得到的技术溢出。参考 Bernard & Jones(1996)与 Cameron et al. (2005)，将全要素生产率增速的表达式设为：

$$\Delta \ln TFP_{it} = \delta \ln(TFP_{F,t-1} / TFP_{i,t-1}) + \beta \Delta \ln TFP_{F,t} + \gamma 1_{it} \quad (1)$$

其中，被解释变量 $\Delta \ln TFP_{it}$ 是 i 地 t 期的生产率增速。 $\Delta \ln TFP_{F,t}$ 是 t 期前沿地区的生产率增速，代表当期前沿地区的技术进步， β 代表前沿地区技术扩散的直接效应。 $\ln(TFP_{F,t-1} / TFP_{i,t-1})$ 代表上期 i 地与前沿地区生产率差距， δ 代表技术扩散的赶超效应。当 $\delta > 0$ 时， $\ln(TFP_{F,t-1} / TFP_{i,t-1})$ 越大，说明落后地区与前沿地区差距越大，从前沿地区技术转移中的获益更大，从而促进了生产率赶超。 $\gamma 1_{it}$ 是 i 地 t 期自主创新。

(一) 适宜性技术进步理论下的农业技术扩散：资源禀赋的视角

根据适宜性技术进步理论的推论，由于技术扩散过程存在一定约束条件，不同地区从前沿地区获得的技术溢出存在较大差异，进而影响区域间农业生产率的赶超。如何结合相关理论和中国国情，甄别并检验主要约束条件，是解释改革开放以来中国农业生产率区域差距扩大的关键。诱致性技术创新理论是农业增长领域最重要的理论之一，该理论很好地解释了改革开放以来中国农业技术进步的两个阶段，在解释中国农业技术变迁和增长中得到广泛运用(郑旭媛和徐志刚, 2017; 孔

祥智等,2018)。本文将其作为甄别技术扩散约束条件的理论起点。根据 Hayami & Ruttan(1970)的观点和 Olmstead & Rhode(1993)的修正,诱致性技术创新理论的核心可以归纳为“地区资源禀赋差异→生产要素相对价格差异→技术进步和采纳的重点领域差异”的影响路径。因此,当其他条件不变,落后地区与前沿地区的资源禀赋越接近,其技术进步与采纳方向将越趋于一致,从前沿地区所获得的技术转移的收益也越大,即(1)式中的 β 和 δ 越大,从而可以更好地实现技术扩散和生产率赶超。假设 Z_{i1} 代表落后地区 i 与前沿地区要素禀赋的相似程度,则 $\beta=f(Z_{i1})$ 和 $\delta=h(Z_{i1})$ 均是关于 Z_{i1} 的方程。由此提出本文第一个假说:在控制其他条件的情况下,当区域间资源禀赋相似性越高时,获得的技术溢出越多,生产率赶超速度越快。

(二)适宜性技术进步理论下的农业技术扩散:基于中国现实的扩展

适宜性技术进步理论强调技术扩散存在约束条件,诱致性技术创新理论启发我们将资源禀赋作为农业技术扩散的首个约束条件。然而,当我们聚焦于中国县域层面的农业技术扩散与生产率赶超时,发现即使是要素禀赋相似的两个县(地区),农业技术扩散与生产率赶超的程度也不尽相同,因此有必要根据中国现实情况拓展农业技术扩散中的其他约束条件。

1. 基于制度约束与政策壁垒的视角

区域间的技术扩散和生产率赶超并不是无摩擦的理想世界,会受到制度和政策壁垒的影响(阿西莫格鲁,2018)。在政策壁垒方面,中国特色的户籍制度和农地流转制度在过去很长一段时间是要素自由流动的主要约束条件,难以通过市场手段实现资源的最优配置。同时,中国的农业科技推广体系以政府为主导,从农业农村部到乡镇的五级农业推广体系分工明确,不同行政辖区根据本辖区内农业发展需求推广相应的技术,很大程度上促进了同一行政辖区内的农业技术扩散和生产率赶超。由此,本文提出“同一行政辖区内相同的市场、政策和技术推广体系直接导致发展模式和路径趋同,技术扩散的损失更少”的猜想。当落后地区与前沿地区处于同一个行政辖区时,从前沿地区获得技术转移的收益更多,即(1)式的 β 和 δ 更大。假设 Z_{i2} 表示落后地区 i 与前沿地区在行政辖区上的关系,则 $\beta=f(Z_{i1}, Z_{i2})$ 和 $\delta=h(Z_{i1}, Z_{i2})$ 均是关于 Z_{i1} 和 Z_{i2} 的方程。由此构建本文第二个假说:在控制其他条件不变的情况下,当落后地区与前沿地区在同一行政辖区内时,获得的技术溢出越多,生产率赶超速度越快。机制方面,该假说一方面源于同一行政辖区内要素相对价格趋近,另一方面源于同一行政辖区内相同的市场、政策和技术推广体系,导致发展模式和路径的趋同。

2. 基于地理距离的视角

在统筹考虑资源禀赋和行政辖区后,仍然存在无法被已有框架解释的情形:考虑中国地域辽阔的国情,当两个要素禀赋相似的落后地区 A 、 B 都处于前沿地区 F 省外时, A 、 B 两县所获得的前沿地区 F 技术扩散有所差异,生产率赶超潜力并不相同。^①根据新地理经济学的理论,本文认为与前沿地区地理距离的差异可能是解释这一情形的关键。尽管都位于前沿地区 F 的省外,对于落后地区 A 、 B 而言,当与前沿地区距离更近时,交通成本更低,区域间的要素流动更密集。同时,Kantor & Whalley(2019)认为各地农业生产率与技术前沿地区具有相当高的空间相关性。由于信息成本和学习成本的不同,技术溢出效应将会随着与前沿地区的距离增加而减弱(Keller,2002)。因此,在小范围内会具有相同的发展模式和路径,出现产业集聚和块状经济等。基于此,本文提出“当落后地区与前沿地区的地理距离越近时,从前沿地区所获得技术转移的收益也越多”的猜想,即(1)式中的 β 和 δ 越大。假设 Z_{i3} 表示落后地区 i 与前沿地区地理距离上的远近,则 $\beta=f(Z_{i1}, Z_{i2}, Z_{i3})$ 和 $\delta=h(Z_{i1}, Z_{i2}, Z_{i3})$ 均是关于 Z_{i1} 、 Z_{i2} 和 Z_{i3} 的方程。由此构建了本文第三个假说:在控制其他条件不变的情况

^① 假设北京是前沿地区,其对河北和西藏的技术扩散效果肯定存在差异。但河北和西藏的1996年人均耕地面积非常接近(2.03亩和2.19亩),无论是资源禀赋还是行政辖区都无法解释该差异,更可能的原因是因为河北离北京近而西藏离北京远。

下,当落后地区与前沿地区的地理距离越近,获得的技术溢出越多,生产率赶超速度越快。机制方面,该假说一方面源于距离较近地区的要素相对价格趋近,另一方面源于距离较近区域间技术转移的信息成本和学习成本较小,直接导致发展模式和路径的趋同。

综上,如图 1 所示,本文从适宜性技术进步理论出发,提出了中国区域间农业生产率差距扩大的主因是存在部分约束条件。基于此,结合诱致性技术创新理论和中国国情,本文提出了“技术扩散和生产率赶超更可能发生在资源禀赋相似、地理距离相近以及行政管辖相同地区”的理论假说。换言之,资源禀赋、地理距离和行政管辖差异的扩大将削弱前沿地区的技术扩散,阻碍区域间农业生产率赶超。全要素生产率增速表达式可改写为:

$$\Delta \ln TFP_{it} = f(Z_{i1}, Z_{i2}, Z_{i3}) \cdot \ln(TFP_{Ft-1} / TFP_{it-1}) + h(Z_{i1}, Z_{i2}, Z_{i3}) \cdot \Delta \ln TFP_{Ft} + \gamma 1_{it} \quad (2)$$

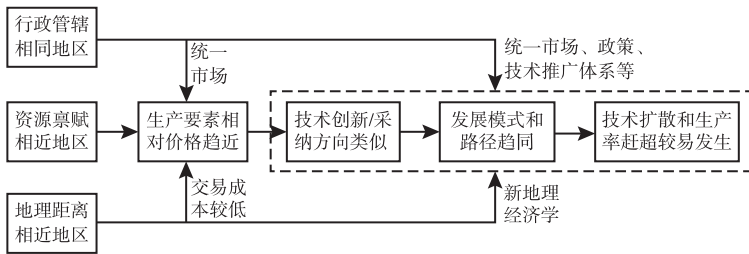


图 1 技术扩散与生产率赶超的传导机制

三、数据来源与描述统计

本文基于原农业部县级农作物数据库,^①构建 1985—2015 年中国大陆 1133 个县的平衡面板数据。该数据库记录了 1985—2015 年各县的农林牧渔产值和主要农业要素投入等,是目前持续时间最长的农业县级数据库之一,也被广泛应用于测算中国农业全要素生产率的研究中(Chen & Gong, 2021)。农业投入产出变量的选取遵照 Gong(2018):在产出方面,本文将 1980 年不变价格计算的县级农林牧渔总产值视作农业产出变量;投入方面,四种农业投入包括劳动、土地、化肥和农机,其中劳动力采用乡村农林牧渔业从业人数,土地采用农作物总播种面积,化肥采用农用化肥施用折纯量,农机变量采用农业机械总动力。本文还收集了可能影响农业全要素生产率的其他变量,包括灌溉面积、农村用电量、财政支出强度、农林牧渔业结构等。其中,财政支出是长期投资,不但影响当年的产出,还能持续影响今后一定时期内的产出,因此本文利用经典的永续盘存法将其转化为存量,其中的折旧率为 5.6%,计算出财政支出存量与年产值的比例,从而更准确地衡量农业财政支出强度(龚斌磊和王硕, 2021)。此外,本文利用耕地面积与农业劳动力比例(劳均耕地面积)以及耕地面积与总人口比例(人均耕地面积)两个变量衡量资源禀赋。最后,要素相对价格是诱致性技术创新理论的核心。改革开放以来的很长一段时间,劳动力流动受户籍约束,土地流转政策也是渐进式放开,因此要素的相对稀缺性无法通过市场价格得到充分反映。传统的做法是利用要素投入量作为要素价格的代理变量,但这一定程度上与诱致性技术创新理论的逻辑相悖。为解决要素相对价格的数据问题,孔祥智等(2018)从机会成本的角度出发,将省级单位面积土地产值和农村居民人均工资性收入作为衡量要素价格的代理变量。然而,产值不只包含土地产生的价值,而是多种要素产生的共同价值。本文借鉴了孔祥智等(2018)利用机会成本思想构建要素相对价格,并

^① 原农业部种植业管理司的中国种植业信息网县级农作物数据库: <http://zzys.agri.gov.cn/nongqingxm.aspx> (该数据库的下载渠道已关闭)。

进一步将单位面积土地价值改为单位面积土地增加值,剥离中间投入品在农业产值中的贡献,从而更好地刻画劳动要素和土地要素的相对价格。

表1是农业投入产出及其他变量的统计表。1985—2015年,各县平均播种面积是4.6万公顷,农业劳动力15.1万人,使用2.2万吨化肥和27.5万千瓦农业机械,创造3.5亿元农业产值(1980年不变价格计算)。此外,各县平均灌溉面积为2.5万公顷,农村用电量为1.3亿千瓦时,农业财政支出存量平均达到年产出的26.1%,劳均耕地面积为0.48公顷,人均耕地面积为0.12公顷,土地劳动力价格比为9.8:1。

表1 1985—2015年县级农业数据统计描述

变量	变量名解释	单位	均值	标准差
农业产出	农林牧渔总产值(以1980年不变价计价)	亿元	3.5	3.7
农业投入				
劳动投入	乡村农林牧渔业从业人数	万人	15.1	11.6
土地投入	农作物总播种面积	万公顷	4.6	3.6
化肥投入	农用化肥施用折纯量	万吨	2.2	3.1
农机投入	农业机械总动力	万千瓦	27.5	35.0
其他因素				
灌溉面积	可灌溉水田和水浇地面积之和	万公顷	2.5	2.3
农村用电量	农村农业、工业和居民生活用电之和	亿千瓦时	1.3	6.1
财政支出占产出比例	农林水务支出存量/当年农林牧渔总产值	%	26.1	27
劳均耕地面积	耕地面积/乡村农林牧渔业从业人数	公顷	0.48	1.44
人均耕地面积	耕地面积/乡村总人口数	公顷	0.12	0.39
土地劳动力价格比	单位面积耕地增加值/乡镇企业人均工资	—	9.8	16.0

注:表中的样本量为35123。农业财政支出占产出比例是利用经典的永续盘存法测算的财政农林水务支出存量与当年农业总产出的比例。土地劳动力价格比是每公顷耕地增加值与乡镇企业人均工资的比例,旨在衡量土地和劳动力两种生产要素的相对价格,增加值数据从1995年后才有统计,因此该变量有部分缺失。

四、中国农业全要素生产率的事实

基于1985—2015年的中国县级平衡面板数据,本文利用生产率模型对农业全要素生产率进行测算,并对该时期全国县域农业全要素生产率的相关特征事实予以介绍。

(一)生产率测算模型

超越对数形式生产函数放松了对要素替代弹性的限制,能够更好地拟合各类投入产出关系,在农业生产率的实证研究中得到了广泛应用。对于本文而言,超越对数形式中可变量要素替代弹性更符合诱致性技术创新理论,也为本文的机制检验提供了可行性,其表达式为:

$$y_{it} = \alpha_t + \sum_{k=1}^p \beta_k x_{it}^k + 0.5 \sum_{k=1}^p \sum_{l=1}^p \beta_{kl} x_{it}^k x_{it}^l + \nu_{it} - u_{it} \quad (3)$$

其中, y_{it} 是农业产出变量, x_{it}^k 是第 k 种农业投入要素,均取对数形式。 β_k 和 β_{kl} 分别是各投入要素及其交互项的系数。 α_t 衡量科技进步导致生产前沿面随时间的变动,常利用时间虚拟变量或时间多次项控制, u_{it} 表示不同地区技术效率缺失, $\alpha_{it} = \alpha_t - u_{it}$ 是农业全要素生产率(对数形式)。 ν_{it} 表示随机扰动项。随机前沿模型根据对 u_{it} 和 α_{it} 的不同假设测算全要素生产率,根据现有文献和数据特征,本文最终选择了固定效应(FE)、Battese-Coelli-88(BC88)、Battese-Coelli-92(BC92)、Cornwell-Schmidt-Sickles(CSS)和Kneip-Sickles-Song(KSS)五种模型(Battese & Coelli,1988; Battese & Coelli,

1992; Cornwell et al.,1990;Kneip et al.,2012)。值得指出的是,KSS 模型假设 $\alpha_{it} = c_{i1}g_{1t} + c_{i2}g_{2t} + \dots + c_{iL}g_{Lt}$,其中, $g_{1t} \dots g_{Lt}$ 是基函数(basis function),其个体效应是一系列关于时间的平滑函数(smooth function)的总和,因此比基于参数方法的 BC 与 CSS 模型更为灵活。与其他非参方法比较,半参 KSS 模型可以更快地收敛,并且结果更容易被经济学解读。综上,本文将 KSS 模型视为主模型,同时利用 FE、RE、BC88、BC92 和 CSS 模型的估计值进行稳健性检验。

(二)农业生产率估计结果

随机前沿模型的回归结果表明,KSS 估计的总弹性系数 0.986,非常接近 1(规模报酬不变),因此计量结果印证了 KSS 是较合适的模型。从全要素生产率估计值看,FE、BC88、BC92 和 CSS 四种模型估计的农业全要素生产率,与主模型 KSS 估计值的相关系数均远高于 0.7,说明不同模型的估计值与主模型高度正相关,结果较稳健。^①进一步地,本文对 KSS 模型测算的农业全要素生产率进行标准化(全部除以 1985 年的均值),得到农业全要素生产率指数。

表 2 汇报了 KSS 模型测算的农业全要素生产率指数。从全国来看,农业全要素生产率指数均值从 1985 年的 1.00 提高到 2015 年的 3.17,年均增长 3.92%。根据朱喜等(2011)在研究要素配置扭曲与农业全要素生产率时的地区分类,本文将全国分为东北地区、东部地区、中部地区和西部地区。从四大区域来看,1985 年东部地区平均农业生产率最高,东北地区平均农业生产率超过了全国平均,中部地区平均农业生产率与全国均值非常接近,西部地区平均农业生产率最低,只有全国平均的三分之二。1985—2015 年间,初始平均农业生产率较高的东部地区和东北地区,其生产率增速也较高,分别为 4.20% 和 4.19%,而初始平均农业生产率较低的中部地区和西部地区,其生产率增速也较低,分别为 3.68% 和 3.66%。由此可见,农业生产率高的地区增速也高,农业生产率低的地区增速也低,反映了中国农业生产率区域差距扩大的特征事实。

表 2 各地区农业全要素生产率指数及其增速

地区	县个数	农业全要素生产率指数			地区	县个数	农业全要素生产率指数		
		1985 年	2015 年	增速			1985 年	2015 年	增速
东部地区	291	1.43	4.91	4.20%	江西	42	0.72	1.83	3.16%
河北	95	0.90	3.21	4.33%	河南	100	1.11	4.09	4.44%
江苏	44	2.27	6.69	3.67%	湖北	30	1.34	2.74	2.41%
福建	44	0.84	3.78	5.14%	湖南	63	1.72	2.92	1.78%
山东	48	1.96	7.81	4.72%	西部地区	434	0.68	2.00	3.66%
浙江	39	1.67	3.21	2.20%	内蒙	33	1.44	1.92	0.96%
广东	16	0.71	7.07	7.96%	广西	54	0.58	2.28	4.67%
东北地区	73	1.17	4.01	4.19%	四川	94	0.58	3.27	5.93%
辽宁	22	1.27	6.49	5.59%	贵州	28	0.41	1.30	3.92%
吉林	20	0.97	3.69	4.55%	云南	74	0.54	1.58	3.60%
黑龙江	31	1.21	2.45	2.38%	陕西	41	0.51	2.06	4.76%
中部地区	335	1.01	2.99	3.68%	甘肃	42	0.43	1.16	3.36%
山西	57	0.38	1.55	4.80%	新疆	42	1.24	1.31	0.18%
安徽	43	1.29	3.71	3.58%	全国平均	1133	1.00	3.17	3.92%

注:样本中 1133 个县分属于 29 个省市区(上海和西藏没有样本)。地区的划分按照省代码划分。考虑到部分省份样本量偏少,其农业生产率指数代表性较差,故只汇报样本量在 15 个县以上的省份的信息。

① 因篇幅限制,本文省略了随机前沿生产函数估计结果的回归表格,感兴趣的读者可向作者索取。

五、中国农业技术扩散与生产率赶超

本部分利用前文测算的农业全要素生产率,分别构建单维前沿和多维前沿农业生产率赶超模型,对1985—2015年中国农业技术扩散和生产率赶超趋势进行分析。在稳健性检验后,本文对农业技术扩散和生产率赶超机制进行检验,进一步验证前文的理论假说。

(一) 基于传统生产率赶超模型的农业技术扩散与生产率赶超

生产率赶超模型(TFP catch-up Model)由 Bernard & Jones(1996)提出,可以同时考察农业技术扩散和生产率赶超。在该模型中,某样本的全要素生产率水平取决于自身上期生产率水平以及生产前沿(frontier)的当期和上期生产率水平。基于此,本文构建如下的农业生产率赶超模型:

$$\ln(TFP_{it}) = \beta_1 \ln TFP_{it-1} + \beta_2 \ln TFP_{Ft} + \beta_3 \ln TFP_{Ft-1} + \tau X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, TFP_{it} 是*i*县*t*期的农业全要素生产率, TFP_{it-1} 是*i*县*t-1*期的农业全要素生产率, TFP_{Ft} 和 TFP_{Ft-1} 分别是*t*期和*t-1*期生产率最高县(生产前沿)的生产率水平。 X_{it} 是其他影响农业全要素生产率的因素,本文中包括灌溉面积(对数形式)、农村用电量(对数形式)、财政支出强度、农林牧渔比重和劳均耕地面积。

根据 Bournakis & Mallick(2018),在长期均衡状态($\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$)下,(4)式可推导出:

$$\Delta \ln TFP_{it} = \delta \ln(TFP_{Ft-1}/TFP_{it-1}) + \beta_2 \Delta \ln TFP_{Ft} + \tau X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $\Delta \ln TFP_{it}$ 是*i*县*t*期的农业全要素生产率增速, $\Delta \ln TFP_{Ft}$ 是*t*期的农业生产前沿面的移动(最高生产率的增速,即技术进步)。(1)式中的自主创新 γ_1 ,在(5)式中除了 X_{it} 外,本文还加入地区固定效应以及时间一次与二次项予以更好控制。综上,实证模型((5)式)和理论模型((1)式)保持一致。此外, $\ln(TFP_{Ft-1}/TFP_{it-1})$ 衡量的是*t-1*期*i*县实际生产率和生产前沿面的差距,可以定义为 Gap_{it-1} ,其取值范围是 $[0, +\infty)$ 。 $Gap_{it-1} = 0$ 表示*i*县在*t-1*期是生产率最高的县, Gap_{it-1} 越大代表*i*县*t-1*期的生产率越低,与生产前沿面的差距越大。因此,(5)式可以表示为:

$$\Delta \ln TFP_{it} = \delta Gap_{it-1} + \beta_2 \Delta \ln TFP_{Ft} + \tau X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, Gap_{it-1} 的系数 δ 、 $\Delta \ln TFP_{Ft}$ 的系数 β_2 是本文关注的重点。系数 δ 刻画了技术扩散的赶超效应。若 $\delta > 0$,代表上一期生产率越低、与生产前沿面差距越大样本的当期生产率增速越快,即实现了生产率赶超,生产率区域差距缩小,且值越大,代表赶超速度越快。系数 β_2 衡量生产前沿面增速(技术进步)对其他县生产率增速的拉动作用,可以度量技术扩散的直接效应(Bournakis & Mallick, 2018)。一般情况下,技术扩散是从生产率高的地方扩散到生产率低的地方,但也存在 TFP_{it} 影响 TFP_{Ft} 的可能性,因此(6)式可能存在互为因果的问题。本文利用滞后项作为工具变量,通过广义矩估计(GMM)解决内生性问题。^①此外,还利用 X_{it} 的滞后项进行稳健性检验。

表3汇报了传统生产率赶超模型的回归结果,其中前三列是最小二乘法(OLS)估计,后三列是GMM估计。考虑到回归模型潜在的内生性问题和自相关问题,本文基于GMM回归结果进行分析。^②表3第(4)列报告了未考虑其他控制变量情况下,中国农业技术扩散与生产率赶超情

① 作者还利用份额移动法(Bartik IV)进行内生性的稳健性检验,具体做法是利用县级各作物的种植比例与各类作物全国每年TFP平均增长率(去一法)的乘积作为工具变量进行回归,也证明了GMM估计结果的稳健性。但各类作物TFP平均增长率测算利用的《全国农产品成本收益资料汇编》数据,未能包括所有农作物,因此选择GMM估计汇报相关结果。

② 首先,Hausman检验显示内生性问题导致OLS估计出现偏误。其次,利用似然比检验得出LR卡方值为10929,相应的p值为0.000,说明存在异方差问题。第三,Wooldridge自相关检验F值为166,相应的p值为0.000,说明存在自相关问题。因此,使用GMM估计更有效,且检验工具变量与解释变量相关性的F统计量为118,远大于10,因此不存在弱工具变量问题。

况。一方面,全国生产前沿的生产率增速(TFP_{Ft})每提高1%,能够拉动其他地区生产率增速平均提高0.01%,技术扩散的直接效应较小。另一方面,生产率差距(Gap)在统计和经济意义上都不显著,代表中国农业生产率未发生非条件收敛。表3第(5)列加入控制变量后,技术扩散的直接效应有所扩大,而生产率差距(Gap_{it-1})的系数变得显著,这和现有研究(李谷成,2009; Wang et al.,2019)利用条件 β 收敛得出的结论一致,说明在条件于控制变量的情况下,中国农业生产率存在赶超和收敛的可能性。表3第(6)列加入地区效应和时间效应,旨在进一步控制自主创新水平。结果表明,技术扩散效应进一步扩大,全国生产前沿(生产率最高的县)生产率增速(TFP_{Ft})每提高1%,能够拉动其他地区生产率增速平均提高0.0336%,同时中国农业生产率存在条件收敛的潜力。显然,上述基于单维前沿生产率赶超模型的结果无法解释中国农业生产率差距的扩大。

表3 农业技术扩散与生产率赶超总体情况

因变量:农业生产率增速	OLS			GMM		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
生产前沿增速 ($\Delta \ln TFP_{Ft}$)	0.0112 *** (0.0004)	0.0155 *** (0.0004)	0.0274 *** (0.0005)	0.0100 *** (0.0007)	0.0171 *** (0.0009)	0.0336 *** (0.0014)
生产率差距 (Gap_{it-1})	-0.0089 (0.0095)	0.142 *** (0.0157)	1.095 *** (0.0276)	-0.0148 (0.0127)	0.136 *** (0.0219)	1.235 *** (0.0473)
灌溉面积	—	0.920 *** (0.112)	1.758 *** (0.262)	—	0.773 *** (0.135)	0.427 (0.397)
农村用电量	—	-1.110 *** (0.0756)	0.448 ** (0.181)	—	-1.235 *** (0.0957)	0.145 (0.231)
财政支出	—	-11.770 *** (0.436)	3.754 ** (0.859)	—	-13.301 *** (0.594)	0.413 (0.942)
林业占比	—	-0.0283 ** (0.0117)	0.0071 (0.0290)	—	-0.0416 *** (0.0116)	-0.0303 (0.0212)
牧业占比	—	-0.0326 *** (0.0070)	-0.0863 *** (0.0150)	—	-0.0177 ** (0.0077)	-0.0071 (0.0128)
渔业占比	—	0.0179 ** (0.0086)	0.0579 (0.0379)	—	0.0210 ** (0.0085)	-0.0156 (0.0248)
人均耕地面积	—	-0.107 * (0.0556)	-0.0349 (0.0889)	—	-0.0556 (0.0578)	0.197 (0.127)
时间效应与地区效应	N	N	Y	N	N	Y
常数项	4.458 *** (0.226)	5.598 *** (1.374)	-28.270 *** (4.208)	4.612 *** (0.273)	7.753 *** (1.579)	-11.062 ** (5.559)
样本数	30139	30139	30139	30139	30139	30139

注:括号内是回归系数的标准误;***、**、* 分别代表在1%、5%、10%的水平上统计显著。以下各表同。由于使用滞后项作为工具变量,GMM回归的样本量为30139,本文用同样的样本进行OLS回归。

(二) 基于多维前沿模型的农业技术扩散与生产率赶超

早期文献均假设整个样本范围内只有一个前沿面(生产率最高的样本),即只存在一个最高层级的生产前沿。在本文可以解释为,假设只存在一个生产率最高的县作为全国层级的生产率前沿,技术扩散在整个全国范围内发生,且只通过全国生产率最高的县向其他所有县的扩散,农业生产率也只能向同一点赶超。Griffith et al. (2009)认为同一地区的企业间收敛会更快,因此在考虑全国生产前沿的同时,加入了地区层面的生产前沿。Klein (2019)则认为同行业企业向外资企业和本土企业的赶超速度不同,从企业性质维度出发构建了额外的生产前沿。可见,近期文献已经开始考虑更小范围内的二级生产前沿,以控制技术扩散和生产率赶超的异质性问题。

然而,上述文献仍然只从单个维度考虑更小范围内的二级生产前沿。以 Griffith et al. (2009)为例,更小范围内更快速的技术扩散,是因为地理距离,还是属于同一辖区,亦或是资源禀赋相似造成的?本文提出的“技术扩散和生产率赶超更有可能发生在资源禀赋相似、地理距离相近以及行政管辖相同地区”的假说,将传统理论模型((1)式)中的技术扩散系数和生产率赶超系数扩展为 $\beta_i = f(Z_{i1}, Z_{i2}, Z_{i3})$ 和 $\delta_i = h(Z_{i1}, Z_{i2}, Z_{i3})$,从而得到新的理论模型((2)式)。基于新的理论模型,本文构建多维前沿农业生产率赶超模型:

$$\Delta \ln TFP_{it} = \delta \text{Gap}_{it-1} + \beta_2 \Delta \ln TFP_{Ft} + \sum_j \delta_j \text{Gap}_{it-1}^j + \sum_j \beta_{2j} \Delta \ln TFP_{Ft}^j + \tau X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

(7)式在更小范围内设置多个维度的二级生产前沿,并构建相应的生产前沿生产率增速(TFP_{Ft}^j)和生产率差距(Gap_{it-1}^j)($j=1,2,3$ 分别代表资源禀赋、地理距离和行政管辖三个维度),旨在检验增长路径类似区域间的技术扩散与生产率赶超情况。更具体地,本文设置如下三个维度的二级生产前沿:(1)资源禀赋($j=1$),按照劳均耕地面积将所有县分成100个资源禀赋不同的小组, i 县 t 期的二级生产前沿是同一资源禀赋小组内生产率最高的县,计算组内的生产前沿生产率增速(TFP_{Ft}^1)与生产率差距(Gap_{it-1}^1);(2)地理距离($j=2$), i 县 t 期的二级生产前沿是以 i 县为中心半径100公里内生产率最高的县,据此计算组内的生产前沿生产率增速(TFP_{Ft}^2)与生产率差距(Gap_{it-1}^2);(3)行政管辖($j=3$), i 县 t 期的二级生产前沿是以 i 县所在地级市内 t 期生产率最高的县,据此计算组内的生产前沿生产率增速(TFP_{Ft}^3)与生产率差距(Gap_{it-1}^3)。若 $\delta_j > \delta$ 且 $\beta_{2j} > \beta_2 \forall j$,则本文理论假说成立。

表4汇报了多维前沿生产率赶超模型的回归结果。第(1)列是基准的传统模型估计结果(同表3第(6)列)。第(2)—(4)列分别加入了资源禀赋、地理距离和行政管辖三方面的二级生产前沿。第(5)列则同时考虑资源禀赋(第(2)列)、地理距离(第(3)列)和行政管辖(第(4)列)三个二级生产前沿的回归结果。第(2)列显示,同资源禀赋小组内生产前沿(生产率最高的县)生产率增速(TFP_{Ft})每提高1%,能够拉动组内其他县的生产率增速平均提高0.383%,远高于全国生产前沿(生产率最高的县)生产率增速的拉动作用(0.0164%),因此技术扩散在资源禀赋相似的县更容易发生。同时,同资源禀赋小组内生产率赶超的速度(3.534)也远大于全国农业生产率的赶超速度(0.699)。类似地,第(3)列和第(4)列显示,地理距离相近、行政管辖相同的地区,技术扩散和生产率赶超更显著。利用人均耕地面积替代劳均耕地面积进行资源禀赋分组的实证结果证明上述结论非常稳健。

表4第(5)列显示,同时控制资源禀赋、地理距离和行政管辖三个二级生产前沿后,全国生产前沿的技术扩散效应和生产率赶超系数尽管在统计意义上显著,但在经济意义上非常小,由此可见,我们期望实现的全国范围内的农业技术扩散效果微乎其微,农业生产率赶超乏力,从而为全国范围内农业生产率无法收敛提供了解释。与全国生产前沿的技术扩散相比,以资源禀赋、地理距离

和行政管辖为代表的三大二级前沿具有更好的技术扩散效果。同一行政管辖(同一地级市)内的生产前沿(生产率最高的县)生产率增速(TFP_{Fi}^3)每提高1%,平均拉动其他地区生产率增速提高0.585%;相近地理距离(100公里)内生产前沿(生产率最高的县)生产率增速(TFP_{Fi}^2)每提高1%,平均拉动其他地区生产率增速提高0.192%;相近资源禀赋(同小组)内生产前沿(生产率最高的县)生产率增速(TFP_{Fi}^1)每提高1%,平均拉动其他地区生产率增速提高0.100%。因此,技术扩散在同一行政管辖范围内、相近地理距离内和相近资源禀赋地区间非常显著,全国范围内较弱,在生产率赶超方面也得出类似结论。

表4 多维前沿面农业技术扩散与生产率赶超情况

因变量:农业生产率增速	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
生产前沿增速_全国 ($\Delta \ln TFP_{Fi}$)	0.0336 *** (0.0014)	0.0164 *** (0.0005)	0.0120 *** (0.0005)	0.0075 *** (0.0004)	0.0034 *** (0.0005)
生产前沿增速_同资源小组内 ($\Delta \ln TFP_{Fi}^1$)	—	0.383 *** (0.0074)	—	—	0.100 *** (0.0066)
生产前沿增速_100公里内 ($\Delta \ln TFP_{Fi}^2$)	—	—	0.588 *** (0.0065)	—	0.192 *** (0.0075)
生产前沿增速_市内 ($\Delta \ln TFP_{Fi}^3$)	—	—	—	0.735 *** (0.0059)	0.585 *** (0.0075)
生产率差距_全国 (Gap_{it-1})	1.235 *** (0.0473)	0.699 *** (0.0332)	0.583 *** (0.0285)	0.268 *** (0.0252)	0.141 *** (0.0296)
生产率差距_同资源小组内 (Gap_{it-1}^1)	—	3.534 *** (0.322)	—	—	1.212 *** (0.275)
生产率差距_100公里内 (Gap_{it-1}^2)	—	—	4.958 *** (0.332)	—	0.906 *** (0.330)
生产率差距_市内 (Gap_{it-1}^3)	—	—	—	11.590 *** (0.366)	10.420 *** (0.401)
其他控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应和地区效应	Y	Y	Y	Y	Y
常数项	-11.062 ** (5.559)	-8.312 ** (4.095)	-14.040 *** (3.786)	2.834 (3.449)	0.552 (3.396)
样本数	30139	30139	30139	30139	30139

注:第(5)列中各自变量的方差膨胀因子依次为1.32、1.36、1.90、1.95、3.82、3.70、1.89、1.96,因此不存在共线性问题。

上述结果表明,各组内部存在较强的技术扩散和生产率赶超,验证了“技术扩散和生产率赶超更可能发生在资源禀赋相似、地理距离相近以及行政管辖相同地区”的假说。同时,相比于低生产率组,高生产率组具有更强的自主创新能力。因此,高生产率组的前沿县比低生产率组的前沿县生

产率增速更快,这使高生产率组的其他县受到更大拉动,加之更多自主创新的叠加效应,其生产率增速将高于低生产率组的其他县,从而导致“强者(组)更强、弱者(组)更弱”,这也是全国范围内农业生产率差距趋于扩大的可能原因。

(三)稳健性检验

本文对上述三个维度分别进行稳健性检验。首先,前文把所有县按劳均耕地面积大小分为100个资源禀赋小组,稳健性检验将每10个小组合并为1个资源禀赋大组,即按劳均耕地面积最小的10个小组合并为第1个大组,劳均耕地面积最小的第11—20小组并为第2个大组,以此类推。若“技术扩散和生产率赶超更有可能发生在资源禀赋相似地区”成立,则技术扩散和生产率赶超应该在同一资源禀赋小组内最显著,在同一资源禀赋大组内次之,在全国层面(即只有1个资源禀赋组)最小。表5给出了稳健性检验结果,其中第(1)列是基准模型,第(2)列和第(3)列分别控制了资源禀赋大组和小组内的技术扩散和生产率赶超,第(4)列同时予以控制。第(2)—(4)列显示,同一资源禀赋小组内的技术扩散效应和生产率赶超速度均大于同一资源禀赋大组内,而全国层面技术扩散的直接效应和生产率赶超速度最小,进一步验证了“技术扩散和生产率赶超更可能发生在资源禀赋相似的地区”。

表5 资源禀赋维度的稳健性检验

因变量:农业生产率增速	(1)	(2)	(3)	(4)
生产前沿增速_全国	0.0336*** (0.0014)	0.0185*** (0.0006)	0.0164*** (0.0005)	0.0129*** (0.0006)
生产前沿增速_同资源禀赋大组内	—	0.202*** (0.0071)	—	0.0961*** (0.0073)
生产前沿增速_同资源禀赋小组内	—	—	0.383*** (0.0074)	0.350*** (0.0078)
生产率差距_全国	1.235*** (0.0473)	0.764*** (0.0373)	0.699*** (0.0332)	0.563*** (0.0382)
生产率差距_同资源禀赋大组内	—	3.026*** (0.320)	—	1.492*** (0.330)
生产率差距_同资源禀赋小组内	—	—	3.534*** (0.322)	3.309*** (0.344)
其他控制变量	Y	Y	Y	Y
时间效应和地区效应	Y	Y	Y	Y
常数项	-11.062** (5.559)	-8.501** (4.224)	-8.312** (4.095)	-7.094* (4.084)
样本数	30139	30139	30139	30139

其次,在前文考虑半径100公里内生产前沿县的基础上,利用每个县半径200公里和400公里范围内历年生产率最高的县作为不同地理距离范围内对应年份的二级生产前沿。若“技术扩散和

生产率赶超更可能发生在地理距离相近地区”成立,则技术扩散和生产率赶超应该在半径 100 公里范围内最显著,随着半径的扩大(半径 200 公里范围内——半径 400 公里范围内——全国范围内),技术扩散和生产率赶超应该逐渐减小。表 6 给出了稳健性检验结果,其中第(1)列是基准模型,第(2)一(4)列分别控制了半径 400 公里、200 公里和 100 公里范围内的技术扩散和生产率赶超,第(5)列则同时予以控制。第(2)一(5)列显示,随着半径的扩大(100 公里范围内——200 公里范围内——400 公里范围内——全国范围内),技术扩散和生产率赶超逐渐减小,进一步验证了“技术扩散和生产率赶超更可能发生在地理距离相近地区”。

表 6 地理距离维度稳健性检验

因变量:农业生产率增速	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
生产前沿增速_全国	0.0336*** (0.0014)	0.0182*** (0.0006)	0.0170*** (0.0005)	0.0120*** (0.0005)	0.0103*** (0.0005)
生产前沿增速_400公里内	—	0.263*** (0.0072)	—	—	0.0512*** (0.0076)
生产前沿增速_200公里内	—	—	0.362*** (0.0072)	—	0.0525*** (0.0084)
生产前沿增速_100公里内	—	—	—	0.588*** (0.0065)	0.544*** (0.0076)
生产率差距_全国	1.235*** (0.0473)	0.935*** (0.0355)	0.876*** (0.0331)	0.583*** (0.0285)	0.627*** (0.0338)
生产率差距_400公里内	—	1.576*** (0.313)	—	—	0.871*** (0.321)
生产率差距_200公里内	—	—	1.733*** (0.316)	—	1.102*** (0.367)
生产率差距_100公里内	—	—	—	4.958*** (0.332)	5.551*** (0.388)
其他控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应与地区效应	Y	Y	Y	Y	Y
常数项	-11.062** (5.559)	-16.100*** (4.187)	-15.520*** (4.108)	-14.040*** (3.786)	-15.040*** (3.779)
样本数	30139	30139	30139	30139	30139

第三,“技术扩散和生产率赶超更有可能发生在行政管辖相同地区”的假设,是建立在行政管辖相同地区具有更多相同政策的基础上的。同省内所有县都受到相同的省级政策的影响,在此基础上,相同地级市内所有县还受到相同的市级政策的影响,因此对*i*县而言,同地级市内技术扩散和生产率赶超应该最大,同省内技术扩散和生产率赶超次之,全国层面技术扩散和生产率赶超应最小。在考虑同地级市内生产前沿县的基础上,本文利用同省内生产率最高的县作为二级生产前沿,构建不同行政管辖内的生产前沿。表 7 给出了稳健性检验结果,其中第(1)列是基准模型,第(2)

列和第(3)列分别控制了省内和市内的技术扩散和生产率赶超,第(4)列则同时予以控制。第(2)一(4)列显示,技术扩散和生产率赶超随着行政管辖的扩大逐渐减小,且趋势非常显著,因此“技术扩散和生产率赶超更可能发生在行政管辖相同地区”成立。

表 7 行政管辖维度的稳健性检验

因变量:农业生产率增速	(1)	(2)	(3)	(4)
生产前沿增速_全国	0.0336*** (0.0014)	0.0171** (0.0005)	0.0075*** (0.0004)	0.0067*** (0.0005)
生产前沿增速_省内	—	0.306*** (0.0065)	—	0.0476*** (0.0059)
生产前沿增速_市内	—	—	0.735*** (0.0059)	0.715*** (0.0064)
生产率差距_全国	1.235*** (0.0473)	0.946*** (0.0318)	0.268*** (0.0252)	0.303*** (0.0278)
生产率差距_省内	—	1.708*** (0.272)	—	0.478** (0.236)
生产率差距_市内	—	—	11.590*** (0.366)	11.660*** (0.380)
其他控制变量	Y	Y	Y	Y
时间效应与地区效应	Y	Y	Y	Y
常数项	-11.062** (5.559)	-13.200*** (4.123)	2.834 (3.449)	2.241 (3.445)
样本数	30139	30139	30139	30139

上述稳健性检验不仅佐证了本文的主要假说,也反映出各个维度下多前沿技术扩散和生产率赶超的衰减速度很快:资源禀赋方面,与资源禀赋小组相比,资源禀赋大组和全国生产前沿技术扩散的直接效应仅为 27% 和 4%;地理距离方面,与半径 100 公里内的生产前沿相比,200 公里内、400 公里内和全国生产前沿技术扩散的直接效应仅为 10%、9% 和 2%;行政辖区方面,与市内生产前沿相比,省内和全国生产前沿技术扩散的直接效应仅为 7% 和 1%。同样地,生产率赶超效应在不同细分维度下的衰减速度较快,几乎只能在本文设置的最小范围内形成有效赶超,综上中国农业技术扩散和生产率赶超的约束条件很强,进一步加剧了“强者(组)更强、弱者(组)更弱”的分化局面,导致全国范围内的农业生产率差距扩大。

(四)机制分析

生产率赶超取决于落后地区与前沿地区技术差异带来的后发优势以及落后地区适应性投资的效果。对于农业发展路径相同的地区,农业技术的结构和内容更相似,所需要的适应性投资较少,从先进地区获得的技术溢出效应更大,更利于生产率赶超。诱致性技术创新理论以要素相对价格为核心,提出了“资源禀赋→要素相对价格→技术进步方向与农业发展路径”的核心观点。在诱致

性技术创新理论上,本文将县域间生产要素价格的相互影响纳入分析框架,考虑区域间地理距离代表的交通成本和因行政辖区不同导致的市场分割,通过构造地理距离和行政辖区的相应空间权重矩阵,利用空间计量方法对资源禀赋、地理距离和行政管辖是否影响生产要素相对价格进行实证检验(即图 1 前半部分),具体的实证模型如下:

$$Priceratio_{it} = \gamma Resource_{it} + \lambda \sum_{j=1}^N \omega_{ij} Priceratio_{jt} + \tau X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, $Priceratio_{it}$ 表示 i 县 t 期的生产要素相对价格(土地劳动力价格比), $Resource_{it}$ 表示 i 县 t 期的资源禀赋(劳均耕地面积)。 X_{it} 是其他可能影响生产要素相对价格的因素,包括灌溉面积(对数形式)、农村用电量(对数形式)、财政支出强度、农林牧渔比重。时间和地区效应设置与(5)式一致。 ω_{ij} 是空间加权矩阵 W 中第 i 行第 j 列的元素,反映 i 县与 j 县间的相关性。空间模型的关键在于构建合理的空间权重矩阵 W , 衡量地区间的空间相关结构。本文从地理距离和行政辖区两个维度构建 W 。在地理距离维度,利用县与县欧氏距离的倒数测算 ω_{ij} , 并构建 W_1 。在行政辖区维度,同市的县与县 ω_{ij} 取值为 2, 同省不同市的县与县 ω_{ij} 取值为 1, 不同省的县与县 ω_{ij} 取值为 0, 并构建 W_2 。按照空间计量的惯例,将上述两个空间加权矩阵的每行进行标准化,使每行加总均为 1, 并将对角线上的元素均赋值为零。本文重点关注 γ 和 λ 两个系数,前者代表资源禀赋对生产要素相对价格的影响,后者从地理距离和行政辖区视角衡量县域间生产要素相对价格的相互影响。

表 8 中资源禀赋的系数(γ)均显著为负,表示劳均耕地面积越大的县(即土地资源越丰富),土地的相对价格越低,这与诱致性技术创新理论的预测一致。当利用地理距离 W_1 时,第(1)—(2)列显示 λ 显著为正,说明地理距离越近的县,生产要素相对价格的正向相互影响越大;当利用行政距离 W_2 时,第(3)—(4)列显示 λ 显著为正,说明行政管辖相同县,生产要素相对价格的正向相互影响越大。综上,表 8 验证了图 1 第一部分,即资源禀赋相似、地理距离相近以及行政管辖相同地区的生产要素相对价格趋同。

表 8 资源禀赋、地理距离、行政管辖对生产要素相对价格的影响

因变量:土地劳力价格比 (生产要素相对价格)	地理距离 W_1		行政管辖 W_2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
劳均耕地面积 (资源禀赋)	-0.500*** (0.0288)	-0.494*** (0.0281)	-0.222*** (0.0026)	-0.250*** (0.0026)
其他控制变量	N	Y	N	Y
时间效应与地区效应	N	Y	N	Y
λ	0.990*** (0.0022)	0.988*** (0.0027)	0.815*** (0.0058)	0.771*** (0.0069)
常数项	0.231*** (0.046)	-0.0094 (0.668)	2.019*** (0.041)	5.133*** (0.613)
样本数	17720	17720	17720	17720

注:如前所述,用于计算生产要素相对价格的农业增加值数据从 1995 年后才有统计,且部分县存在缺失值,因此样本量有所下降。表 9 同。

技术进步是传统农业转向现代农业的关键,农业发展的重要标志是现代要素对传统要素的替代(舒尔茨,1987;Gong,2020)。农业技术进步主要通过两方面影响生产要素使用:一是要素质量提升带来的要素边际生产率提高,改变要素间的替代弹性,从而实现现代要素对传统要素的替代,比如,美国农业发展中的机械化过程;二是新的技术进步需要更高的要素投入水平发挥作用,比如,日本农业发展中高产种子的技术进步需要更多的化肥投入匹配,实现提高土地生产率的目的。不同类型的技术进步在同一地区可以同时存在。以美国1860—1960年的农业技术进步为例,这一阶段美国的农业技术进步以机械为主,但以种子为代表的土地节约型技术也得到了迅速发展(Olmstead & Rhode,1993),主要区别在于两种类型的技术进步速度不同,诱致的要素替代速度也有所差异。本文将两种要素替代类型的相对速度作为地区农业发展路径的代理变量,检验要素相对价格、地理距离和行政区划对于地区农业发展路径的影响(即图1的后半部分):

$$Inputratio_{it} = \theta Priceratio_{it} + \eta \sum_{j=1}^N \omega_{ij} Inputratio_{jt} + \tau X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, $Inputratio_{it}$ 表示对于 i 县 t 期而言,土地节约型替代和劳动节约型替代的相对速度,用亩均化肥与劳均机械动力的比值衡量, $Priceratio_{it}$ 表示 i 县 t 期的生产要素相对价格(土地劳动力价格比),控制变量、时间及地区效应和空间权重矩阵的设定与(8)式一致。

表9中生产要素相对价格的系数(θ)均显著为正,表示土地相对劳动力价格更快的提高使土地节约型技术比劳动节约型技术发展更快,反之亦然,这与诱致性技术创新理论的预测一致。当利用地理距离 W_1 时,第(1)—(2)列显示 η 显著为正,说明地理距离越近的县,要素投入组合替代类型的正向相互影响越大,农业发展路径的相似程度越高;当利用行政距离 W_2 时,第(3)—(4)列显示 η 显著为正,说明行政管辖相同县,要素投入组合替代类型的正向相互影响较大,农业发展路径的相似程度较高。表9第(5)—(8)列将因变量替换为“化肥—土地”与“农机—劳动”的替代弹性之比(由超越对数生产函数估计结果得出),反映技术进步诱致的要素替代相对速度,并得出稳健的结果。综上,表9验证了图1的第二部分,即生产要素价格趋同、地理距离相近以及行政管辖相同地区的发展模式与路径一致,能实现更快的扩散和赶超。

表9 地理距离、行政管辖、生产要素相对价格对发展路径的影响

因变量	化肥土地比/农机劳动比				化肥土地替代弹性/农机劳动替代弹性			
	地理距离 W_1		行政管辖 W_2		地理距离 W_1		行政管辖 W_2	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
生产要素相对价格	0.0411 *** (0.0034)	0.0441 *** (0.0036)	0.0415 *** (0.0034)	0.0443 *** (0.0036)	0.0635 *** (0.0090)	0.0432 *** (0.0113)	0.0519 *** (0.0091)	0.0412 *** (0.0113)
其他控制变量	N	Y	N	Y	N	Y	N	Y
时间效应与地区效应	N	Y	N	Y	N	Y	N	Y
η	0.451 *** (0.0667)	0.404 *** (0.0691)	0.178 *** (0.0240)	0.160 *** (0.0247)	0.749 *** (0.0407)	0.653 *** (0.0521)	0.294 *** (0.0215)	0.273 *** (0.0220)
常数项	-0.143 *** (0.042)	1.033 *** (0.380)	-0.0117 (0.0418)	1.299 *** (0.380)	-0.106 (0.112)	2.361 (2.963)	0.902 *** (0.112)	4.360 (2.958)
样本数	17720	17720	17720	17720	17720	17720	17720	17720

六、结论与启示

本文在适宜性技术进步理论的框架下,提出了农业技术扩散过程中的约束条件是导致改革开放以来农业生产率区域差距扩大的主因。进一步,基于诱致性技术创新理论和中国国情,阐述了资源禀赋、地理距离、行政管辖等对农业技术扩散与生产率赶超的影响机制,并提出“技术扩散和生产率赶超更有可能发生在资源禀赋相似、地理距离相近以及行政管辖相同地区”的理论假说。实证方面,本文创新性地构建多维前沿生产率赶超模型,利用1985—2015年中国县级农业平衡面板数据,从多个维度考察中国农业技术扩散和生产率差距变化情况。结果表明,随着资源禀赋、地理距离和行政管辖范围的扩大,技术扩散和生产率赶超速度显著下降且衰减速度极快,说明中国农业技术扩散的约束条件很强,加剧了“强者更强、弱者更弱”的分化局面,一定程度上解释了“农业生产率区域差距扩大”之谜。

本研究的结论对于中国加快农业现代化进程、夯实粮食安全之基、实现乡村振兴与共同富裕都具有很强的政策涵义。首先,研究结论有助于科学、全面地判断中国农业生产率的变迁特征。改革开放以来,中国农业生产率平均水平的确实现了显著增长,但区域收敛情况不甚理想,这严重阻碍着农业强国的实现,威胁着脱贫攻坚成果的持续巩固。在确保粮食安全的硬约束下,落后地区农业生产率增长乏力,导致其无法从农业释放更多生产要素,减缓其转型步伐,进一步加剧了区域间不平等状况,阻碍共同富裕的实现。同时,研究发现技术扩散的约束条件多、衰减速度快,这会影响新技术的回报率,在长期将阻碍技术进步,从而进一步减缓农业生产率的增速。

其次,要缩小区域间农业生产率差距,必须打破行政辖区对农业技术扩散的约束作用。不同省份的技术前沿地区在农业生产率绝对水平上存在较大差异,考虑到省市内部的技术扩散远比跨省技术扩散的效果好,一方面需要通过转移支付等方式增加落后省份的农业科研投入,提高其技术前沿水平,使其能够充分带动区域内部的农业生产率提高,此举还能进一步释放农业劳动力,促进经济转型;另一方面需要打破行政辖区的藩篱,通过以京津冀一体化、长三角一体化等为代表的区域一体化政策促进不同地区的要素流动和融合发展,实现国内大循环的畅通,提升农业技术的跨区域扩散能力,进而带动落后地区的农业全要素生产率提高。

第三,需要摆脱地理距离对于技术扩散的约束。从实证的结果看,在控制资源禀赋和行政辖区后,地理距离仍然对农业技术扩散具有重要影响,200公里范围的技术扩散效应只有100公里范围内的十分之一。为解决地理距离对于技术扩散的束缚,一方面应该加强交通与通信设施建设,降低区域间运输成本、促进区域间交流;另一方面在构建区域性农业技术中心时,需考虑其辐射范围,实现区域性农业技术中心的空间最优分布。

参考文献

- 达龙·阿西莫格鲁,2018:《现代经济增长导论》,中信出版社。
- 龚斌磊、王硕,2021:《财政支出对我国农业增长的多途径影响》,《农业经济问题》第1期。
- 龚斌磊、张启正、袁菱苒、刘晓光,2022:《革命老区振兴发展的政策创新与效果评估》,《管理世界》第8期。
- 孔祥智、张琛、张效榕,2018:《要素禀赋变化与农业资本有机构成提高——对1978年以来中国农业发展路径的解释》,《管理世界》第10期。
- 李谷成,2009:《中国农业生产率增长的地区差距与收敛性分析》,《产业经济研究》第2期。
- 西奥多·舒尔茨,1987:《改造传统农业》,商务印书馆。
- 朱喜、史清华、盖庆恩,2011:《要素配置扭曲与农业全要素生产率》,《经济研究》第5期。
- 郑旭媛、徐志刚,2017:《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例》,《经济学(季

刊)》第1期。

- Acemoglu, D., and Zilibotti, F., 2001, "Productivity Differences", *Quarterly Journal of Economics*, 116, 563—606.
- Atkinson, A. B., and Stiglitz, J. E., 1969, "A New View of Technological Change", *Economic Journal*, 79(315), 573—578.
- Barro, R. J., and Sala-i-Martin, X., 1997, "Technological Diffusion, Convergence, and Growth", *Journal of Economic Growth*, 2, 1—26.
- Basu, S., and Weil, D. N., 1998, "Appropriate Technology and Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 113(4), 1025—1054.
- Battese, G. E., and Coelli, T. J., 1988, "Prediction of Firm-level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data", *Journal of Econometrics*, 38(3), 387—399.
- Battese, G. E., and Coelli, T. J., 1992, "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India", *Journal of Productivity Analysis*, 3(1—2), 153—169.
- Bernard, A. B., and Jones, C. I., 1996, "Productivity Across Industries and Countries: Time Series Theory and Evidence", *Review of Economics and Statistics*, 78(1), 135—146.
- Bournakis, I., and Mallick, S., 2018, "TFP Estimation at Firm Level: The Fiscal Aspect of Productivity Convergence in the UK", *Economic Modelling*, 70, 579—590.
- Cao, K. H., and Birchenall, J. A., 2013, "Agricultural Productivity, Structural Change, and Economic Growth in Post-reform China", *Journal of Development Economics*, 104, 165—180.
- Cameron, G., Proudman, J., and Redding, S., 2005, "Technological Convergence, R&D, Trade and Productivity Growth", *European Economic Review*, 49(3), 775—807.
- Chen, S., and Gong, B., 2021, "Response and Adaptation of Agriculture to Climate Change: Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 148, 102557.
- Cornwell, C., Schmidt, P., and Sickles, R. C., 1990, "Production Frontiers with Cross-sectional and Time-series Variation in Efficiency Levels", *Journal of Econometrics*, 46(1—2), 185—200.
- Evenson, R. E., and Westphal, L. E., 1995, "Technological Change and Technology Strategy", *Handbook of Development Economics*, 3(05), 2209—2299.
- Gollin, D., Parente, S., and Rogerson, R., 2002, "The Role of Agriculture in Development", *American Economic Review*, 92(2), 160—164.
- Gollin, D., Hansen, C. W., and Wingender, A. M., 2021, "Two Blades of Grass: the Impact of the Green Revolution", *Journal of Political Economy*, 129(8), 2344—2384.
- Gong, B., 2018, "Agricultural Reforms and Production in China: Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978—2015", *Journal of Development Economics*, 132, 18—31.
- Gong, B., 2020, "New Growth Accounting", *American Journal of Agricultural Economics*, 102(2), 641—661.
- Griffith, R., Redding, S., and Simpson, H., 2009, "Technological Catch-up and Geographic Proximity", *Journal of Regional Science*, 49(4), 689—720.
- Hayami, Y., and Ruttan, V. W., 1970, "Factor Prices and Technical Change in Agricultural Development: The United States and Japan, 1880—1960", *Journal of Political Economy*, 78(5), 1115—1141.
- Kantor, S. and Whalley, A., 2019, "Research Proximity and Productivity: Long-term Evidence from Agriculture", *Journal of Political Economy*, 127(2), 819—854.
- Keller, W., 2002, "Geographic Localization of International Technology Diffusion", *American Economic Review*, 92(1), 120—142.
- Klein, M. A., 2019, "Establishment Productivity Convergence and the Effect of Foreign Ownership at the Frontier", *World Development*, 122, 245—260.
- Kneip, A., Sickles, R. C., and Song, W., 2012, "A New Panel Data Treatment for Heterogeneity in Time Trends", *Econometric Theory*, 28(3), 590—628.
- Olmstead, A., and Rhode, P., 1993, "Induced Innovation in American Agriculture: A Reconsideration", *Journal of Political Economy*, 101(1), 100—118.
- Wang, S. L., Huang, J., Wang, X., and Tuan, F., 2019, "Are China's Regional Agricultural Productivities Converging: How and Why", *Food Policy*, 86, 101727.

Technology Diffusion and Regional Productivity Gaps in China's Agricultural Sector

GONG Binlei

(China Academy for Rural Development/School of Public Affairs, Zhejiang University)

Summary: Accelerating diffusion of agricultural technology and narrowing agricultural productivity gap across regions are important for promoting rural revitalization and coordinated regional development. China's urban-rural factor mobility is becoming increasingly free, but the regional agricultural productivity gap is widening over time. To explain this contradiction, this paper adds to existing literature from three perspectives, namely, theoretical framework, empirical method and research data.

On the theoretical part, based on the appropriate innovation theory and induced innovation theory, we systematically analyze the effects of three major constraints, namely, resource endowment, geographical proximity and administrative jurisdiction, on diffusion of agricultural technology and productivity catch-up. In terms of methodology, this paper establishes a multidimensional frontier productivity catch-up model, which provides an econometric tool to test the hypothesis that "technology diffusion and productivity catch-up are more likely to occur in areas with similar resource endowment, areas in closer distance, and areas within the same administrative jurisdiction." Regarding data source, this paper uses county-level balanced panel data for China from 1985 to 2015 to empirically investigate diffusion of agricultural technology and productivity catch-up at the same time.

The empirical results show that widening of differences in resource endowment, geographical distance and administrative jurisdiction will weaken technology diffusion from frontier regions, decelerate the interregional agricultural productivity catch-up and lead to enlarged regional productivity gap. The speed of technology diffusion and productivity catch-up gradually slows down in the following cases: (1) when the resource endowment across counties are more different from each other (within the same resource endowment sub-group-within the same resource endowment group-nationwide); (2) when the geographical proximity across counties are larger (within the radius of 100 kilometers-within the radius of 200 kilometers-within the radius of 400 kilometers-nationwide); and (3) when the research scope of administrative jurisdiction expands (within the same city-within the same provincial region-nationwide). In terms of mechanism analysis, this paper finds evidence that resource endowment, geographical proximity and administrative jurisdiction all significantly affect the relative price of land and labor. Moreover, these three factors also have significant impacts on substitution rate and substitution elasticity across inputs when the relative price of land and labor is controlled.

This paper makes the following innovations. (1) Taking China as an example, we extend the appropriate innovation theory to agriculture and combine with the induced innovation theory to establish a new analytical framework that investigates the channels through which resource endowment, geographical proximity and administrative jurisdiction affect the speed of technology diffusion and productivity catch-up. (2) This paper uses the productivity catch-up model rather than the traditional convergence model to jointly investigate diffusion of agricultural technology and productivity catch-up, and extend the classic single-dimensional frontier model to a multidimensional one so that multiple constraints can be considered simultaneously. (3) In this paper, we conduct the empirical analysis using long panel data at county level to overcome the shortcomings of using macro data at provincial level and micro data at rural household level in existing literature. (4) Different from existing studies that focus on convergence at national level, this paper proposes and tests the hypothesis that "technology diffusion and productivity catch-up are more likely to occur in areas with similar resources endowment, areas in closer distance, and areas within the same administrative jurisdiction", which provides a potential explanation of the widening agricultural productivity gap across regions in China.

This paper offers the following policy implications. (1) The findings comprehensively reflect the changes in China's agricultural productivity. Specifically, China's agricultural productivity has achieved remarkable growth but the regional gap has enlarged. (2) To narrow the agricultural productivity gap, Chinese government should relax the regional administrative constraints on the diffusion of agricultural technology by increasing agricultural R&D investment in disadvantaged provincial regions through transfer payments and promoting the flow and integrated development of factors in different regions through regional integration policies. (3) Chinese government should eliminate the constraints of geographical distance to technology diffusion. On the one hand, it can strengthen the construction of transportation and communication facilities, to reduce interregional transportation cost, and promote communication across regions. On the other hand, it needs to consider the sphere of influence of regional agricultural technology centers to optimize their spatial distribution.

Keywords: Diffusion of Agricultural Technology; Agricultural Productivity Catch-Up; Induced Innovation Theory; Appropriate Innovation Theory

JEL Classification: Q18, D24, O40

(责任编辑:王利娜)(校对:王红梅)