

中国农业全要素生产率演进与要素错配*

——基于 2003—2020 年农村固定观察点数据的分析

吴亚玲¹ 杨汝岱² 吴 比³ 鲁国梁¹

摘要：实施乡村振兴战略对提高农业生产要素配置效率，形成生产要素向先进生产力集聚的体制机制提出了更高要求。本文借鉴Ayerst等核算农业生产领域要素错配程度的理论框架，基于2003—2020年农业农村部农村固定观察点数据，对农户层面要素错配问题进行研究。研究发现：从生产率角度看，本文参考两种框架的测算结果均显示，2003年以来农户农业全要素生产率上升并不明显，也不具备持续性；中国农业生产领域内部要素错配程度较高，各要素按照错配程度从高到低依次为劳动力、土地、资本和中间投入，若对要素进行有效重新分配，可以在一定程度上促进农业生产率增长，大致可使农业总产出上升40%~50%；通过反事实分析发现，单纯依靠提升农户全要素生产率或提高要素投入对增加总产出的效果并不理想，改善农业生产要素配置效率应成为下一阶段农业农村改革的重点目标。

关键词：农业全要素生产率 要素错配 反事实分析

中图分类号：F325 **文献标识码：**A

一、引言

习近平总书记在党的十九大报告中提出实施乡村振兴战略，要求“建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系，加快推进农业农村现代化”，“实现小农户和现代农业发展有机衔接”。随后，2017年中央经济工作会议、2018年中央“一号文件”、2018年政府工作报告以及2018年、2019年、2020年中央经济工作会议均对乡村振兴战略、农业增产、农民增收、新型农业经营主体以及脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接有着相应表述，总体呈现如下特点：第一，强调农业可持续发展，农民增产增收的核心在于农业全要素生产率的拉动，这有赖于农业生产要素投入的有效分配；第二，重视城乡关系，强调城乡统筹协调发展，尤其是对贫困落后地区的帮扶；第三，强调无论是精准扶贫、农业供给侧改革，还是乡村振兴战略，最终落脚点都是农民增产增收，切实提高农村居民生活质量和福利水平；第四，理论指导与政策实践相结合，乡村振兴战略涉及社会经济方方面面的方方面面，应系统综合全面地看待。

*本文是国家自然科学基金项目“重大突发公共卫生事件对农业稳产保供、农民就业增收的影响机制及应对策略”（项目编号：72273070）的阶段成果。感谢审稿人的宝贵建议，文责自负。本文通讯作者：吴比。

落实乡村振兴战略，实现农业增产、农民增收，关键和根本还是提高农业生产能力，并且这一提升进程应兼顾长期、高质量和可持续。按照 Foster et al. (2008) 和 Ayerst et al. (2020) 的研究框架，农业生产能力提升可由三种路径实现：一是农业全要素生产率的提高，二是农业投入要素的改善，三是农业生产要素在微观层面错配程度的降低。以往研究从上述三个维度对中国农业微观层面生产能力改善的测度非常少，主要原因还是受限于微观农户或农场层面数据的可得性和数据质量。这三个维度的测度工作对于数据的本质要求具有一致性，均需要获取微观（农户）层面的农业投入产出数据，用于对农业全要素生产率的测度，这样才能在熟知的 Hsieh and Klenow (2009) 框架下测算错配程度以寻求错配改善途径，同时也可用于测算农业要素投入对农业总体产出的贡献。目前已有部分文献采用上述方法对农业微观生产领域要素错配程度进行了测度，但仍在时间跨度等方面存在不足，本文从方法和数据层面进行一系列改进，试图在一定程度上解决现有文献中存在的问题。

本文的边际贡献体现在以下三个方面：研究数据上，针对现有研究缺乏用于测算农业全要素生产率变化的长时间序列数据的现象，本文通过系统清洗农村固定观察点全样本数据，在尽可能降低长时间序列样本变化和问卷调整冲击的情况下，测算中国农业全要素生产率的变化及要素错配程度。研究方法上，通过将反事实检验引入农业生产率和要素错配，从动态视角系统考察中国长时间序列农业要素投入错配和效率改进问题，弥补传统要素错配静态测度方法无法刻画伴随时间推移、除要素分配变化外农户自身资源和生产力变化影响农业产出的不足。研究视角上，现有文献大多对整体时间进行参数估计从而计算全要素生产率，本文以两个重要时间节点为界，考察农业全要素生产率随时间的动态变化，得到更准确、更贴近实际的测算结果，并以此看到农业结构的发展和变迁。

二、文献梳理

农业部门内部生产要素错配是长期探讨的重要话题。Restuccia and Rogerson (2008) 在 Hopenhayn and Rogerson (1993) 一般均衡分析基础上，建立了考虑不同部门生产异质性的生产函数模型，利用美国数据进行的实证分析表明，不同部门生产要素的配置差异可能是解释国家间人均产出不均衡的一个重要因素。朱喜等 (2011) 利用 2003—2007 年全国农村固定观察点数据，实证分析了中国东、中、西部和东北地区农户家庭生产的要素配置扭曲程度及与总量全要素生产率的关系，发现不同地区农户要素配置的扭曲存在显著差异。盖庆恩等 (2017) 在标准两部门模型中，通过引入中国特色的土地制度安排，从理论上说明了土地资源配置不当对中国加总劳动生产率的影响机制，并基于 2004—2013 年全国农村固定观察点数据评价了土地资源误配的影响程度，结果表明，若土地能够有效配置，平均而言在样本期内中国农业部门的全要素生产率将提高 1.36 倍，农业劳动力占比将下降 16.42%，加总的劳动生产率将提高 1.88 倍。赵西亮 (2018) 利用 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据，研究发现农民工进城会提高城市工资且影响具有异质性。朱诗娥等 (2018) 利用农村固定观察点农户调查数据，分析了 1986—2017 年中国农村家庭收入的流动性问题，发现政府补贴、学校教育、劳动力或土地等家庭禀赋均有助于提高农村居民的家庭收入。Adamopoulos et al. (2020) 认为 1993—2002 年中国农业生产率的增长停滞主要缘于土地政策束缚和限制产生的要素错配，并预测一旦农地产权设计能够有所突破，

农业全要素生产率有可能成倍增长。

有两篇文献与本文密切相关,同样可为城乡二元结构下农业生产部门要素错配程度加剧提供解释。第一篇是 Cheng and Chung (2018) 的文章,他们通过一个多期博弈模型阐明土地三权分置改革的核心在于用一个看似次优的产权设计来换取城乡二元结构或者工农业关系的相对稳定。经济是存在周期的,一旦三权分置改革的设计被彻底确权替代,就像墨西哥一样,那么农民在景气周期的时候有可能过度高估城市或工业部门正向技术冲击带来的就业机会,带来的后果就是农民卖掉土地,彻底转移到城市部门。但一旦进入衰退周期,这些“新市民”就可能面临城市失业、农村失地而成为不稳定因素,冲击城乡二元结构。因此,为了保证城乡二元结构的稳定和渐进性,短期内要以农业生产效率的损失作为成本,该文章认为农业生产领域要素错配主要表现在土地资源上。Storesletten et al. (2019) 为上述观点提供了理论和实证的双重支撑,文章发现改革开放以来中国的工业化进程中,失业率的波动远远小于经济增速的波动,给出的解释是中国有一个庞大的第一产业可以承接劳动人口并伴随经济周期进行吸纳和迁移,因此中国的失业率波动常年比较小,但随着刘易斯拐点的来到,波动可能会增加。农业生产部门因为承担了就业稳定器的作用,同样要以农业生产效率损失作为成本,而他们认为农业生产领域要素错配主要表现在劳动力资源的错配上。上述两篇文章虽然视角不同,但都从城乡二元结构动态视角审视了中国农业部门生产要素错配产生的原因和机制,前者认为三权分置的制度设计以效率换取了城乡二元结构的长期稳定,而后者将巨大的农村地区 and 第一产业就业机会视为经济波动的缓冲器,消除了中国长期的就业波动。遗憾的是上述两篇文献虽然关注了中国转型发展这一重要的特征事实,但都将农业部门视作工业部门的替代,并未将农业部门的利益与工业部门等同对待,忽视了中国仍然有近 35% 的人口是农村居民,中国绝大多数的国土面积仍然是农村。

除农业部门内部生产要素错配外,本文也注重审视要素市场化改革对要素分配的影响,例如 2002 年《中华人民共和国农村土地承包法》的出台是否有利于农业全要素生产率的上升以及增加地块层面的要素投入。首先,《中华人民共和国农村土地承包法》实施后,土地自由流转是否促进了农户层面和地块层面的农业要素投入,是本文探讨农业全要素生产率 (Total Factor Productivity, TFP) 测度,以及农业全要素生产率和土地流转行为关系的基础。这一领域的文献基本都认可《中华人民共和国农村土地承包法》的实施促进了地块层面和农户层面各类要素的投入,当然这一效应也叠加了 2003—2007 年一系列农业补贴政策的效应。郜亮亮 (2013) 发现土地使用权稳定性提升将使得土地投资上升,而非农就业机会增加降低了对农户土地的投资激励。黄季焜等 (2012) 研究发现,土地确权提高了土地使用权的稳定性,激发了农户长期投资意愿,提高了有机肥的施用量。其次,2002 年《中华人民共和国农村土地承包法》的出台是否促进了农业生产率的长期提升,同样是一个值得探讨的话题,对于发展中国家开展市场化土地制度改革具有一定的启示。评估土地改革影响的挑战之一是如何将改革的效应与其他同时发生的经济事件或政策效应区分开,因此,诸多实证文献都试图找到政策变异的外生来源。例如不少实证研究聚焦印度,利用土地改革立法的数量 (Ghatak and Roy, 2007) 以及各村庄农场的微观数据 (Baland et al., 2006) 来识别土地改革的政策效应。就改革对农业生产率的影响而言,实证文献发现的结果喜忧参半,部分原因是所研究的改革类型存在差异。

关于中国农业微观生产领域要素错配的测度，受限于微观农户或农场层面数据的可及性和数据质量，目前研究非常少。在 Adamopoulos et al. (2020)、Ayerst et al. (2020) 分别对中国和越南微观调查数据的分析中，由于符合测度要求的微观数据可得性有了很大突破，使得 Foster et al. (2008) 和 Hsieh and Klenow (2009) 构建的研究框架得以被采纳。然而，Adamopoulos et al. (2020) 使用的固定观察点数据的时间跨度只是 1993—2003 年，而本文所关注的重点是 2003 年之后《中华人民共和国农村土地承包法》实施、农村税费改革以及一系列农业补贴、扶持政策使得微观层面上的要素错配状况发生的改变。

针对上述问题，本文从方法和数据层面进行如下改进：第一，针对时间序列、大样本、统一口径的数据集在该类问题研究上几乎“空白”的问题，本文系统清洗了农村固定观察点全样本面板数据，尽可能降低长时间序列中样本变化和问卷调整对实证结果的影响，有效提高了固定观察点数据在此类问题研究中的适用性。第二，针对农业全要素生产率测算的问题，参照 Ayerst et al. (2020) 的修正模型，本文重估了所有参数，虽然不能认为解决了传统农业全要素生产率测算的顽疾，但已是目前较好的处理方法。第三，针对不同作物类别、不同区域要素投入价格、不同地块土地质量等因素可能增大估计偏误的问题，本文严格区分了名义量和实际量，尽力修正样本缺失点，剔除无关变量。第四，针对农业生产中计量方法的限制导致估计结果中内生性难以得到有效解决的问题，一方面农业全要素生产率的正确估计可以部分解决这一问题，另一方面通过变换估算方法、采用多种赋值、区分作物和要素投入也能最大限度地减少内生性对测算结果的影响。第五，本文在 Ayerst et al. (2020) 测算 TFP 框架的基础上，增加参照 Adamopoulos et al. (2022) 的框架测算结果，以此来检验测算结果的稳健性。

三、数据来源、指标构建与农业全要素生产率测度方法

(一) 数据来源与预处理

本文实证分析数据来源于 1986—2020 年农村固定观察点数据。农村固定观察点目前有样本农户 2.3 万户，样本村 370 个，主要数据涉及家庭成员构成、土地情况、家庭全年收支、农业生产经营等，较为全面地反映了中国各地区农户及家庭成员的生产、消费、就业、生活及其他各项活动。本文对农户、家庭成员、村庄三个样本集进行清洗、整理和匹配后，分别形成对应的 1986—2020 年农户面板数据、2003—2020 年家庭成员面板数据、1986—2020 年村庄面板数据。上述三类数据完全匹配后，得到用于测算农业 TFP 变化的 2003—2020 年农业投入产出微观调查数据。本文选择可能影响农业发展的两个重要时间节点，2008 年金融危机后中国政府推出“四万亿”财政刺激计划和 2013 年强调推进农业高质量发展，将面板数据分成不同子时间段进行分析，即 2003—2007 年和 2008—2020 年以及 2003—2012 年和 2013—2020 年。

以中国特征事实为基础，选取农村固定观察点数据研究农业 TFP 和资源错配问题具有四大核心优势：第一，相较于常用的地区层面农业数据，农户层面的数据无疑包含了更多的信息，能够进行更加精细识别 (Adamopoulos and Restuccia, 2014)；第二，作为农业农村领域的专业数据库，农村固定观察点数据收集了农户家庭作物层面的投入产出数据，既可用于作物层面农业 TFP 的测度，也可用于考

察政策冲击下的投资变动；第三，农村固定观察点数据时序长，在系统清洗下，变量基本统一了含义和口径，在农业生产率研究中，能够较好地控制气候、降水、自然环境等带来的内生性问题；第四，农村固定观察点数据很好地提供了实物量和价值量两套作物层面的投入产出数据，便于换算和稳健性检验。

（二）指标构建与测算框架

常见的用于测度要素投入转化为产出效率的指标是 TFP（陈梦根和侯园园，2021）。一般而言，TFP 估算的关键在于如何处理“估计方法”和“要素投入度量”两个问题。对于前者，核心问题是选取合适的生产函数使之能够较为贴近地描述“投入—产出”过程，以及探讨不同生产函数之间的内在联系。目前，主流 TFP 核算主要有增长核算法和参数法两类。增长核算法需要事先估计资本和劳动的份额，然后再计算 TFP 的增长。参数法大致可分为三类：一是 SFA 方法，二是 OLS、FE、GMM 等方法，三是 OP、LP 等半参数方法。半参数方法可以很好地解决 OLS、FE 中存在的选择偏差和同步偏差问题，常用于微观个体的 TFP 测算。为了保证结果的稳健性，本文分别参照 Ayerst et al.（2020）和 Adamopoulos et al.（2022）两种 TFP 测算框架，使用农村固定观察点数据测算中国农户家庭农业 TFP，并以 Ayerst et al.（2020）框架为基础进一步测量农户农业生产要素错配的情况。

1. Ayerst 等的测算框架。参照 Ayerst et al.（2020）对投入产出变量的处理方式，本文构造资本投入、劳动力投入、土地投入和中间投入四个变量（家庭人口数包含在生产函数中，但实际操作中可通过变换消除）。这一处理方式得到的生产函数相较于 Adamopoulos et al.（2020）的生产函数更加可取，对于数据的拟合更加精细，结果也更加稳定。

资本投入：资本存量由三种农业资产构成，包括非耐用资产、耐用品资产、使用相关资产服务的支出。农村固定观察点数据中含有农户家庭的非耐用资产情况（包括小型农用设备等，例如镰刀）、耐用品资产情况（包括家庭拥有的机器和设备，如大中型铁木农具、水泵和拖拉机等）和家庭雇用相关农机服务的支出情况等（例如设备租赁费用和机械作业费用）。

土地投入：土地投入以农户家庭经营的耕地为主，不包括用于其他农业生产活动（例如林业、畜牧业和渔业）的地块，这样处理解决了倪国华和蔡昉（2015）研究中土地投入偏高、异质性过大的问题。农户家庭经营的耕地包括农户承包地和租入的土地。

劳动力投入：农户家庭从事农业生产的劳动力投入主要来源于家庭成员提供的劳动力和雇用的劳动力，是劳动力从事农业生产活动工作天数的总和，固定观察点数据中含有每个作物品种劳动投入天数的数据，因此本文直接使用投工天数（日）来构造劳动力投入。

中间投入：固定观察点数据中含有较为详细的分作物品种的中间投入支出，列出了包括种子、化肥、农膜和农药在内的投入品，本文在价格调整后进行加总。

上述框架下农业 TFP 测度所需变量的描述性统计见表 1。

表 1 农业 TFP 测度所需变量的描述性统计

| 变量 | 样本量 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----------------|--------|---------|---------|--------|----------|
| 土地净转入量 (亩) | 603398 | 0.20 | 0.03 | -28.50 | 60.00 |
| 农作物播种面积 (亩) | 603398 | 9.75 | 2.11 | 2.18 | 80.34 |
| 实际收获面积 (亩) | 603398 | 6.03 | 1.19 | 2.19 | 31.78 |
| 总产量 (公斤) | 603398 | 5951.12 | 2256.87 | 435.44 | 17410.00 |
| 种植业总收入 (元) | 603398 | 3176.26 | 606.83 | 0.00 | 65280.00 |
| 种子种苗费用 (元) | 603398 | 732.73 | 70.08 | 0.00 | 21230.00 |
| 农家肥折价 (元) | 603398 | 60.31 | 12.19 | 0.00 | 250.36 |
| 化肥费用 (元) | 603398 | 596.29 | 73.89 | 0.00 | 8271.39 |
| 农膜费用 (元) | 603398 | 32.25 | 5.77 | 0.00 | 105.38 |
| 农药费用 (元) | 603398 | 120.72 | 6.29 | 0.00 | 970.10 |
| 水电及灌溉费用 (元) | 603398 | 71.94 | 8.66 | 0.00 | 748.95 |
| 其他材料费 (元) | 603398 | 14.24 | 4.27 | 0.00 | 117.13 |
| 畜力费 (元) | 603398 | 71.17 | 4.96 | 0.00 | 613.00 |
| 机械作业费用 (元) | 603398 | 172.48 | 11.45 | 0.00 | 2700.00 |
| 固定资产折旧及修理费 (元) | 603398 | 25.88 | 2.91 | 0.00 | 600.00 |
| 小农具购置修理费 (元) | 603398 | 11.43 | 3.41 | 0.00 | 200.00 |
| 土地租赁费用 (元) | 603398 | 87.09 | 44.99 | 0.00 | 750.00 |
| 其他间接费用 (元) | 603398 | 61.29 | 20.26 | 0.00 | 1290.00 |
| 投工量 (日) | 603398 | 70.05 | 19.75 | 0.00 | 530.00 |
| 雇工费用 (元) | 603398 | 103.01 | 24.86 | 0.00 | 1966.00 |

与 Ayerst et al. (2020) 一致, 本文将下式作为 TFP 核算的基础:

$$Y_t = A_t \left[\left(K_t^\alpha L_t^\beta N_t^{1-\alpha-\beta} \right)^{1-\theta} M_t^\theta \right]^\gamma I_t^{1-\gamma} \quad (1)$$

(1) 式中, Y_t 为 t 时期的农业实际作物总产量, K_t 为 t 时期的农业总资本, L_t 为 t 时期的农业总土地投入, N_t 为 t 时期的农业总劳动力投入, M_t 为 t 时期的农业实际中间投入的总和, I_t 为 t 时期的农户数量, 全要素生产率 A_t 为 t 时期农业产出减去利用生产函数计算出的投入后的贡献。

假定一种农业生产的情况, 在 t 期由固定数量的农户 I_t 组成, 则有:

$$y_{it} = s_{it}^{1-\gamma} \left[\left(k_{it}^\alpha l_{it}^\beta n_{it}^{1-\alpha-\beta} \right)^{1-\theta} m_{it}^\theta \right]^\gamma \quad (2)$$

(2) 式中, y_{it} 、 k_{it} 、 l_{it} 、 n_{it} 和 m_{it} 分别表示实际农业总产出、资本投入、土地投入、劳动力投入和农业生产的中间投入。系数 $\gamma \in (0,1)$ 描述了农户对资源的掌控程度, 决定着农户的管理水平和能力, 生产力更高的农户有能力管理更多的投入资源。 s_{it} 表示农户的生产能力, 而 $s_{it}^{1-\gamma}$ 表示农户层面的农业 TFP。

此生产函数的一个关键特征是将所有资源要素分配给最具生产力的农户, 事实上这并不是最佳选

择, 因为任何给定农户的要素投入回报都是边际报酬递减的。参数 α 、 β 、 $1-\alpha-\beta$ 、 θ 刻画了资本、土地、劳动力和中间产品在生产中的产出弹性。此处要素投入是生产中实际使用的投入量, 而不是农户拥有的要素数量。例如, 在本文分析中, 重要的是农户的实际经营耕地数量, 而不一定是农户承包的土地数量。

在 (2) 式基础上用农户生产的产出和投入的比值来定义农户层面的农业 TFP:

$$s_{it}^{1-\gamma} = \frac{y_{it}}{\left[\left(k_{it}^{\alpha} l_{it}^{\beta} n_{it}^{1-\alpha-\beta} \right)^{1-\theta} m_{it}^{\theta} \right]^{\gamma}} \quad (3)$$

参考 Ayerst et al. (2020) 的参数设定, 不妨取 $\gamma=0.85$ 、资本份额 $\alpha(1-\theta)\gamma=0.05$ 、土地份额 $\beta(1-\theta)\gamma=0.2$ 、劳动力份额 $(1-\alpha-\beta)(1-\theta)\gamma=0.3$ 、中间投入品 $\theta\gamma=0.3$ 。这些设定与中国农户家庭的生产支出结构较为接近, 在 2018—2019 年农业农村部农村经济研究中心开展的一项农户生产成本调查中, 各种作物的生产成本中劳动力和土地的成本平均占总成本的 50%~60%, 肥料、农药等中间品成本占 20%~30%。尽管不同作物的生产成本结构差异较大, 且在不同时间阶段也存在差异 (例如 2000—2010 年与目前土地流转费用的差异等), 但为了结论可比性, 本文不做分作物处理, 总体上这些设定是符合中国现实的。本文也尝试了剔除每年农户 TFP 值最高的 1% 和最低的 3% 的样本以消除异常值带来的偏差, 总体上看对结果并没有显著的影响。

2. Adamopoulos 等的测算框架。参照 Adamopoulos et al. (2022) 的测算框架, 假定在农业生产中, t 期 v 村的农户 i 采用柯布道格拉斯生产函数进行生产:

$$y_{ivt} = \left(A_t s_{ivt} \right)^{1-\gamma} \left(l_{ivt}^{\alpha} k_{ivt}^{1-\alpha} \right)^{\gamma} \quad (4)$$

(4) 式中, y_{ivt} 、 l_{ivt} 、 k_{ivt} 分别表示实际农业产出、土地投入和资本投入。 A_t 为全要素生产率, 系数 $\gamma \in (0,1)$ 描述了农户层面规模报酬的大小, α 刻画生产中土地要素的相对重要程度, s_{ivt} 表示农户的生产能力。不同于 Ayerst et al. (2020) 框架下等式左边表示总产值, 这里的实际产出 y_{ivt} 为总产值减去中间品投入所得到的增加值。关于变量的构造: 通过价格指数调节得到实际农业增加值; 土地投入直接使用原始数据中的年末经营耕地面积, 为实际经营耕地数量而不一定是农户所承包的土地数量; 使用永续盘存法对名义资本值进行处理得到真实资本投入; 劳动力投入通过不同作物的投工量进行加总得到。

同样地, 在 (4) 式基础上用农户生产的产出和投入比值来定义农户层面的农业 TFP:

$$TFP_{ivt} \equiv \left(A_t s_{ivt} \right)^{1-\gamma} = \frac{y_{ivt}}{\left(l_{ivt}^{\alpha} k_{ivt}^{1-\alpha} \right)^{\gamma}} \quad (5)$$

该框架假定农业劳动力投入在农户间是相等的, 这与数据中农户投工天数存在差异的实际并不相符。为了达到模型变量和实际数据的一致, 本文用劳动力投入对农业增加值、土地投入和资本投入进

行标准化处理，再估计出每年每个村庄每个农户的农业 TFP。本文借鉴 Adamopoulos et al. (2022) 估计时所采用的参数设定，即 $\gamma=0.54$ ， $\alpha=2/3$ ，这一设定是基于大量测算中国农业生产中要素弹性的研究，具有适用性和合理性。

为了缓解可能存在的测量误差、短暂投入或产出冲击以及无法观测到的村级层面随时间变化因素对 TFP 的影响，Adamopoulos et al. (2022) 在文章中去掉时间因素和其他村庄特征估计出永久的农户固定的 TFP：

$$\log TFP_{ivt} = \mu_t^{TFP} + \mu_i^{TFP} + e_{ivt}^{TFP} \quad (6)$$

(6) 式首先对农户层面的 TFP 进行分解， μ_t^{TFP} 捕捉可能会影响所有农户的时间冲击， μ_i^{TFP} 表示不随时间变化的农户固定效应， e_{ivt}^{TFP} 表示某一年份部分农户受到的特定冲击。需要注意的是， μ_i^{TFP} 既包含农户固定效应，也包含村庄固定效应，两种效应的共线性导致无法直接从 (6) 式提取出单独的农户固定效应。本文以下式对共线性做进一步处理：

$$\mu_i^{TFP} = \mu_v^{TFP} + \zeta_i^{TFP} \quad (7)$$

(7) 式用农户固定效应 (μ_i^{TFP}) 对村庄虚拟变量 (μ_v^{TFP}) 进行回归， ζ_i^{TFP} 描述了去除村庄层面因素后农户不随时间变化的生产能力，也就是对农户农业 TFP 的最终估计结果。该测算框架下，TFP 不再包含时间的变化和村庄间的差异，且并不存在潜在的测量误差^①。

依据 (5) 式，本文在搭建要素错配的研究框架之前先核算了全样本平均意义上全要素生产率的变化情况 (见表 2)。以 2003 年为基准 (相应的要素投入同样以 2003 年为基准)，可以看到，从 2003 年开始，要素层面的投入表现出明显差异，资本和中间投入的绝对水平上升很快，劳动力投入则明显下降，主要原因可能是城市化进程中农村劳动力的大量迁出导致农业劳动力数量相应减少，而土地投入的上升绝对幅度相较于劳动力投入下降的绝对幅度更小，说明土地投入缓慢上升更多是人口迁移导致的“被动整合”，例如代耕代种等。

表 2 产出、要素投入与农业 TFP 变化 (2003—2020 年)

| 年份 | 土地总产出 | 资本投入 | 劳动力投入 | 土地投入 | 中间投入 | 农业 TFP |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 2003 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 |
| 2004 | 97.37 | 103.08 | 96.29 | 104.54 | 105.52 | 96.32 |
| 2005 | 104.50 | 103.70 | 91.64 | 105.41 | 105.63 | 102.55 |
| 2006 | 116.12 | 99.23 | 88.10 | 104.94 | 110.10 | 112.34 |
| 2007 | 108.26 | 104.61 | 81.86 | 106.95 | 107.92 | 110.06 |
| 2008 | 111.01 | 109.96 | 77.60 | 107.71 | 101.85 | 119.53 |
| 2009 | 112.49 | 114.17 | 74.73 | 106.53 | 109.05 | 123.53 |
| 2010 | 97.16 | 116.42 | 72.17 | 105.88 | 109.36 | 112.41 |

^①已经在 (6) 式估计中被 e_{ivt}^{TFP} 所吸收。

(续表 2)

| | | | | | | |
|------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|
| 2011 | 104.02 | 120.35 | 65.61 | 108.84 | 108.98 | 119.69 |
| 2012 | 114.99 | 127.19 | 60.94 | 111.78 | 116.92 | 135.06 |
| 2013 | 104.35 | 128.66 | 55.89 | 111.29 | 112.10 | 117.07 |
| 2014 | 114.44 | 133.62 | 52.90 | 112.13 | 112.37 | 152.15 |
| 2015 | 123.15 | 90.83 | 49.76 | 110.29 | 112.25 | 152.63 |
| 2016 | 116.01 | 138.49 | 47.27 | 108.87 | 110.23 | 140.96 |
| 2017 | 131.62 | 138.92 | 44.16 | 113.87 | 111.02 | 161.64 |
| 2018 | 100.62 | 138.33 | 40.16 | 110.68 | 100.27 | 139.00 |
| 2019 | 113.21 | 137.74 | 28.15 | 111.36 | 87.21 | 182.64 |
| 2020 | 114.52 | 141.14 | 26.16 | 111.49 | 84.82 | 269.30 |

注：表中最后一列为在 Adamopoulos et al. (2022) 测算框架下，全样本平均意义上的农业 TFP 测算结果。

四、要素错配测算模型构建

本文基于 Ayerst et al. (2020) 的基础工作，搭建衡量中国农业生产要素资源错配的研究框架。基于 TFP 测算的 (2) 式，实际农业总产出可以写为：

$$Y_t = \sum_{i=1}^{I_t} y_{it} \quad (8)$$

在前面的设定中，本文将有效分配定义为最大化农业总产出的分配，则：

$$Y_{it}^e = \max_{\{k_{it}, l_{it}, n_{it}, m_{it}\}_{i=1}^{I_t}} \sum_{i=1}^{I_t} s_{it}^{1-\gamma} \left[(k_{it}^\alpha l_{it}^\beta n_{it}^{1-\alpha-\beta})^{1-\theta} m_{it}^\theta \right] \quad (9)$$

(9) 式中要素资源限制为： $k_t = \sum_{i=1}^{I_t} k_{it}$ ， $L_t = \sum_{i=1}^{I_t} l_{it}$ ， $N_t = \sum_{i=1}^{I_t} n_{it}$ ， $M_t = \sum_{i=1}^{I_t} m_{it}$ 。

此处假定固定的总投入在既定数量的农户间分配，如果要素分配给生产率最高的农户，那么所有生产者的边际产品均等化，总产出最大化。在这种资源分配模式下，要素分配与生产能力 s_{it} 严格挂钩，农户生产力越高，则理应分配到更多要素。即：

$$x_{it}^e = \frac{s_{it}}{\sum_{j=1}^{I_t} s_{jt}} X_t \quad (10)$$

x_{it}^e 为在时点 t 给农户 i 的某种要素有效分配量，进而可以得到农业总产出的表达式：

$$Y_t^e = (\bar{S}_t I_t)^{1-\gamma} \left[(K_t^\alpha L_t^\beta N_t^{1-\alpha-\beta})^{1-\theta} M_t^\theta \right]^\gamma \quad (11)$$

$$\bar{S}_t = \frac{1}{I_t} \sum_{i=1}^{I_t} s_{it} \quad (12)$$

(11) 和 (12) 式中, \bar{S}_i 表示农户的平均生产能力。在现实中, 中国农户的边际产出不会完全相同, 资源要素的分配未与农户的生产能力相匹配, 要素分配或多或少存在扭曲现象, 如果将资源从低边际产出的农户调整到高边际产出的农户, 全社会的产出会相应增加。那么测量这种错配可以从具体的要素市场上进行, 例如农村土地市场、农业生产的中间品投入、资本和劳动力等市场。本文重点关注的是农户家庭层面上上述四种生产要素分配的综合错配程度, 可以用下式表示:

$$TFPR_{it} = \frac{y_{it}}{(k_{it}^\alpha l_{it}^\beta n_{it}^{1-\alpha-\beta})^{1-\theta} m_{it}^\theta} = \left[\left(\frac{MPK_{it}}{\alpha(1-\theta)\gamma} \right)^\alpha \left(\frac{MPL_{it}}{\beta(1-\theta)\gamma} \right)^\beta \left(\frac{MPN_{it}}{(1-\alpha-\beta)(1-\theta)\gamma} \right)^{1-\alpha-\beta} \right]^{1-\theta} \left(\frac{MPM_{it}}{\theta\gamma} \right)^\theta \quad (13)$$

(13) 式中, MPK_{it} 为农户 i 在 t 时期资本要素边际产出, MPL_{it} 为农户 i 在 t 时期土地要素边际产出, MPN_{it} 为农户 i 在 t 时期劳动力要素边际产出, MPM_{it} 为农户 i 在 t 时期中间投入要素边际产出。 $TFPR_{it}$ 为收益全要素生产率, 是基于农户层面生产要素错配程度的综合度量, 在有效的分配体系中这个值对每个农户来说是一致的。从另一方面来说, 这个值在农户层面差异越大, 代表着扭曲程度越高。

表 3 展示了两种测算框架下农户层面农业 TFP 的测算结果的分布状况, 两种测算方法的结果基本保持一致。作为农户层面农业 TFP 离散程度的反映, 按照 Ayerst et al. (2020) 的测算框架, 农业 TFP (对数) 的标准偏差在 2003—2007 年、2003—2012 年分别为 1.03、1.04, 在 2008—2020 年、2013—2020 年分别上升为 1.12 和 1.16, 反映出农户层面农业 TFP 差异随着时间的推移而增加。本文农户层面 TFP 的测算结果与其他微观实证分析中对农业生产力的估计基本一致 (Chari et al., 2021)。

表 3 农户层面农业 TFP 状况描述

| | Ayerst et al. (2020) 测算框架 | | | | Adamopoulos et al. (2022) 测算框架 | | | |
|--------------------------------|---------------------------|------|------|------|--------------------------------|------|------|------|
| | 年份 | 标准偏差 | 99-1 | 95-5 | 年份 | 标准偏差 | 99-1 | 95-5 |
| Ayerst et al. (2020) 测算框架 | 2003—2007 年 | 1.03 | 2.95 | 2.01 | 2003—2012 年 | 1.04 | 3.10 | 2.04 |
| | 2008—2020 年 | 1.12 | 3.65 | 2.17 | 2013—2020 年 | 1.16 | 3.65 | 2.29 |
| Adamopoulos et al. (2022) 测算框架 | 2003—2007 年 | 1.24 | 3.65 | 2.24 | 2003—2012 年 | 1.26 | 3.66 | 2.25 |
| | 2008—2020 年 | 1.34 | 3.72 | 2.32 | 2013—2020 年 | 1.37 | 3.78 | 2.36 |

注: 99-1、95-5 分别为 TFP 值排名的 99 和 1 百分位、95 和 5 百分位的农户 TFP 比率。

五、农业全要素生产率和要素错配分析

(一) 农户层面农业全要素生产率的分布特征及要素错配程度

参照 Hsieh and Klenow (2009) 的研究, 本文对农业 TFP (对数) 与上文提及的 4 个主要农业生产要素投入的关系进行作图展示。使用 Raj and John (2019) 开发的非参数 Binscatter 制图方法, 将农业 TFP 对数值分为 100 段, 观察与各个要素之间的关系。图 1、图 2 展示了两种测算框架下的农业 TFP 的分布, 图 3 展示了参照 Ayerst et al. (2020) 框架的农业 TFP 对数值的分布。在所有图中, 均控制了年份、省份以及年份和省份的交乘项。直观上也可以发现, 两种框架下的估计结果较为一致, 2008—2020 年、2013—2020 年农业 TFP 的分布相较于 2003—2007 年、2003—2012 年的农业 TFP 分布更为

分散，一定程度上反映出要素投入的错配程度可能在加剧。从均值的角度而言，农业 TFP 随着时间的推移有所提高。

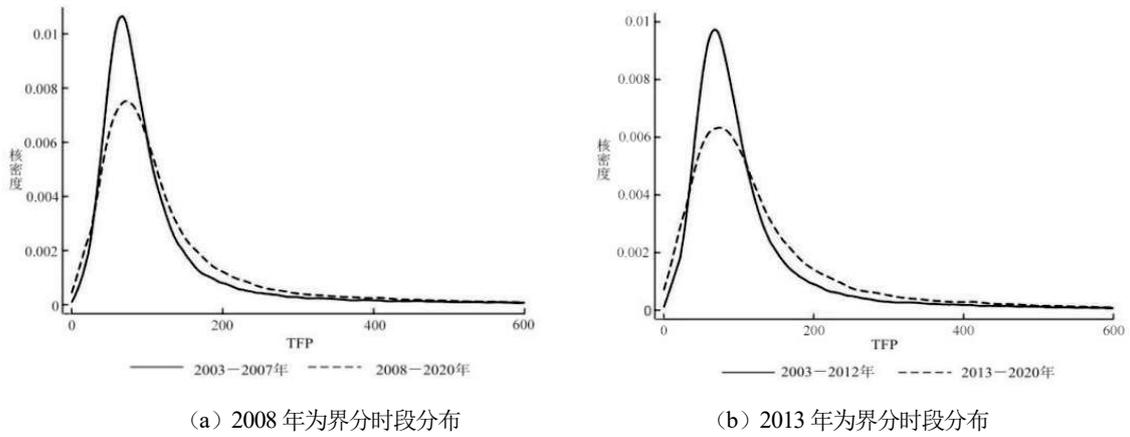


图 1 基于 Ayerst et al. (2020) 测算框架的农业 TFP 分布

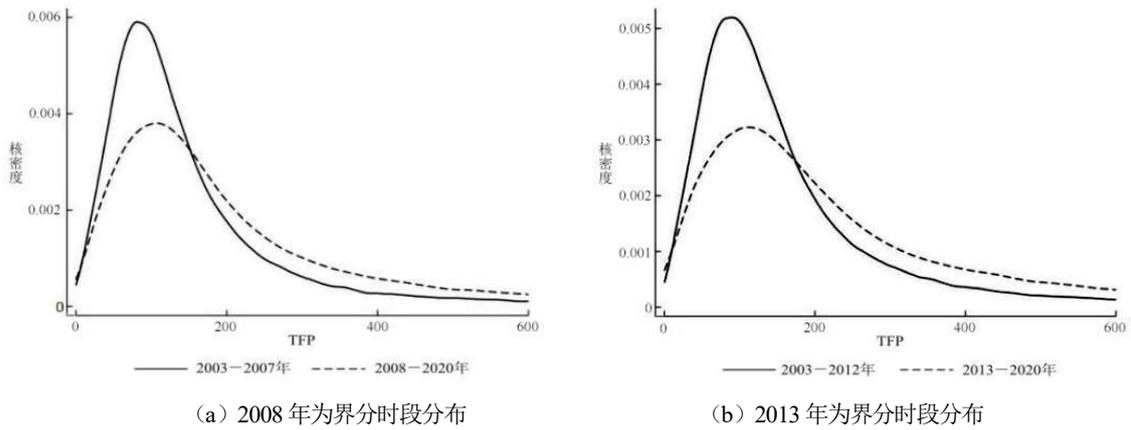


图 2 基于 Adamopoulos et al. (2022) 测算框架的农业 TFP 分布

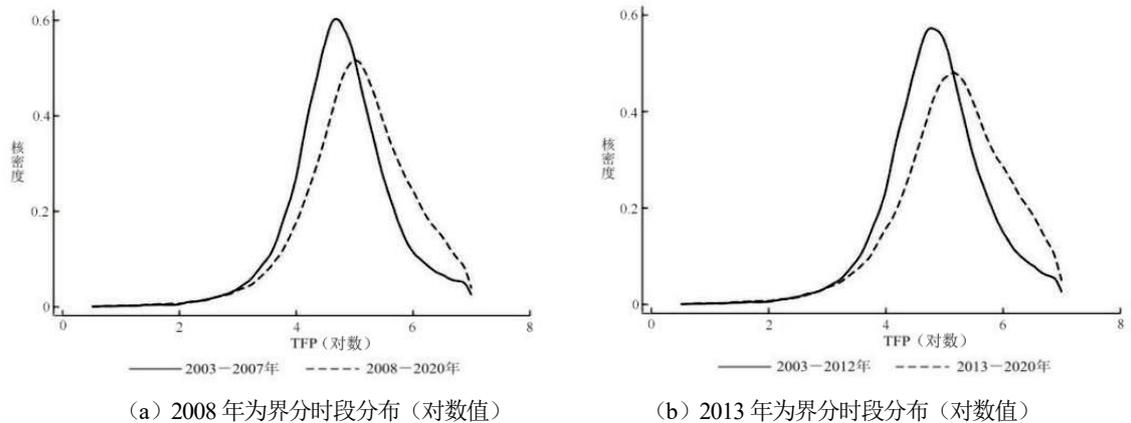


图 3 基于 Ayerst et al. (2020) 测算框架的农业 TFP 对数值分布

根据生产函数的边际最优决策条件，高农业生产率的农户理应投入更大面积的土地来从事农业生产，这样才能实现农业总产量的最大化，这条准则在所有要素投入上都成立。具体地，如图 4（a）所示，从土地经营面积和农业 TFP 的关系可以看出，随着农业 TFP 的提升，土地经营面积总体上变得更大，但是这种上升并非呈现单调线性关系，而是一个三次项为负的三次函数，表明土地要素投入方面的错配较为严重。图 4（b）展示了资本投入与农业 TFP 的关系。总体而言，随着农业 TFP 的提高，农户资本投入更大，但上升的幅度较小，意味着在资本投入方面同样存在着错配。如图 4（c）所示，劳动力投入展现出的错配程度较高，不但表现为随着农业 TFP 的上升，劳动力投入的上升幅度较小，也表现为劳动力投入的分布较为离散。如图 4（d）所示，所有要素投入中错配程度最低的是中间投入，随着农业 TFP 提高，中间投入的提高幅度较大，且比较集中，离散程度很低。

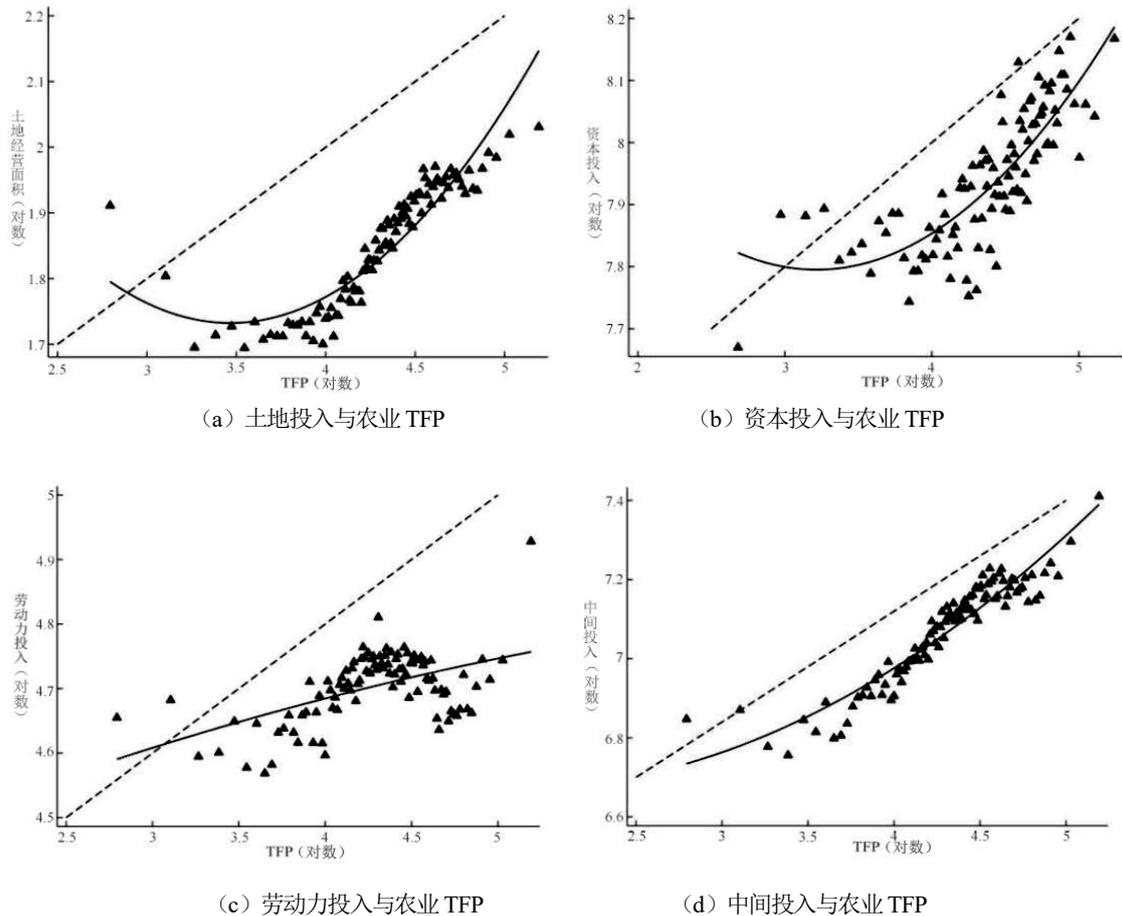


图 4 要素投入（对数值）与农业 TFP（对数值）

综合而言，本文认为劳动力和土地投入的错配程度最高，2002 年《中华人民共和国农村土地承包法》出台标志着建立农村土地流转市场的开端，与此同时中国也开启了大规模人口流动和城市化进程。但回眸审视，依旧发现农村要素市场化的进程并未彻底解决农业部门内部要素配置低下的问题。进一步地，从劳动力角度看，除了农业部门内部高 TFP 农户不能获取相应生产要素的错配情况，还存在严

重的跨部门要素错配问题，高 TFP 的农户可能倾向于向城市和非农部门转移，留在农业部门内部的农户可能并不具备持续改进生产能力的条件。资本投入的错配程度较轻，中间投入的错配程度最低，这一结论在静态框架下也许并不直观，但动态视角下则非常明显。图 5 报告了要素边际产品和农业 TFP 之间的关系，再一次佐证了上述结论，从边际产品的角度而言，土地投入的错配情况较为严重。

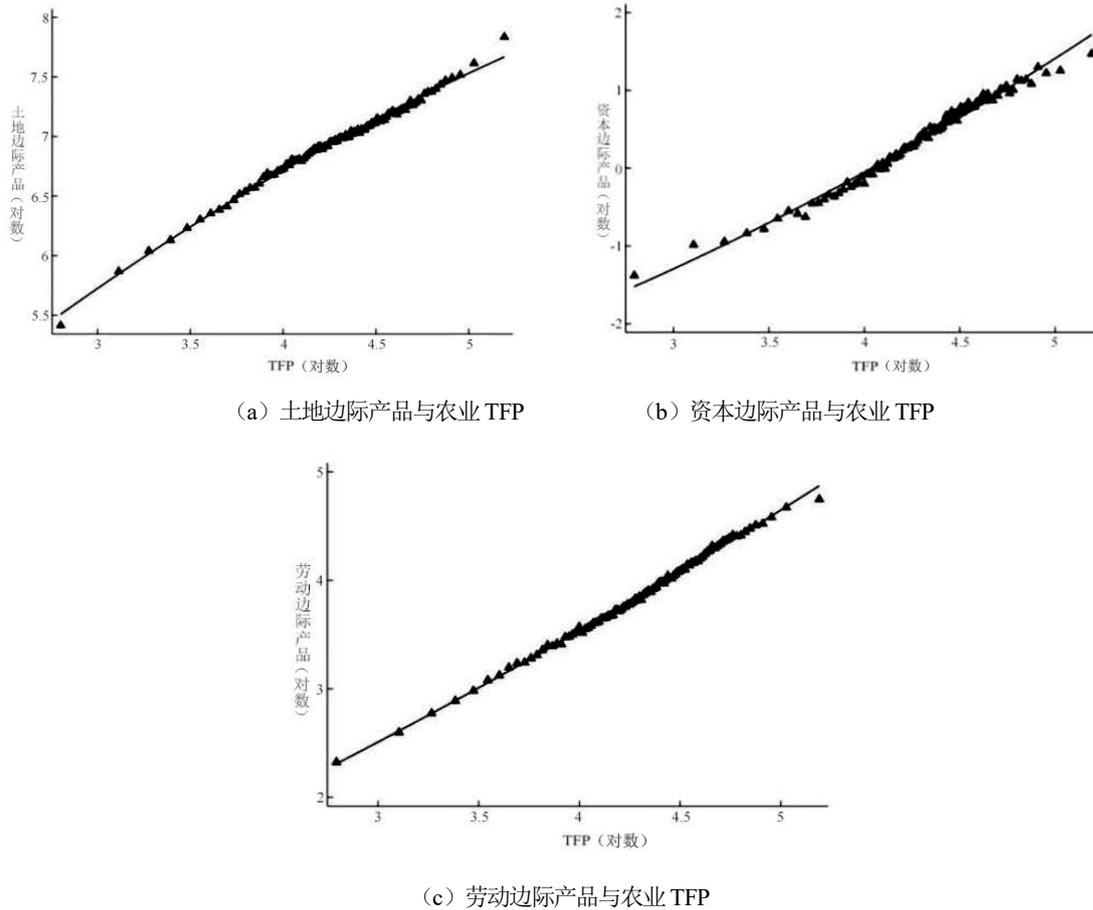
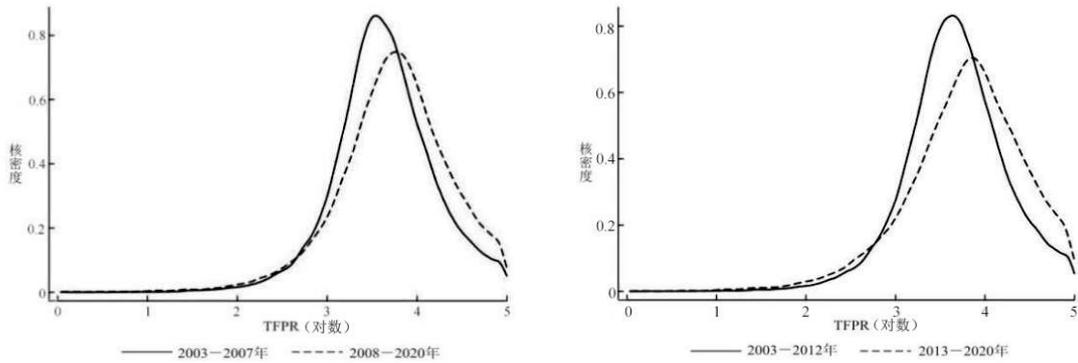


图 5 要素边际产品与农业 TFP

图 6 显示了不同时间段农业收益全要素生产率 (TFPR) 的分布变化。可以看出，相较于 2003—2007 年和 2003—2012 年，2008—2020 年和 2013—2020 年的农业要素投入错配程度有加重的趋势。从图 7 可以看出，农业 TFP 和农业 TFPR 的相关度很高，在 Ayerst et al. (2020) 错配测算框架和参数设定下，拟合程度较为理想。表 4 是取对数的农业 TFPR 具体计算结果。可以看出，相较于 2003—2007 年和 2003—2012 年的状况，2008—2020 年和 2013—2020 年要素错配程度有所加剧。

综合而言，中国农业生产领域内部错配最严重的要素是劳动力和土地，其中，对于劳动力要素的审视必须一分为二地看待。农村劳动力转移与城市化、工业化的进程息息相关，造成了高 TFP 农户从农业部门向非农部门转移；而在农业部门内部，从事农业生产的高 TFP 农户也无法有效获取劳动力和土地。无论是农村土地流转市场还是农业劳动力市场，哪怕经过过去二十多年的发展，仍不足以满足

中国农业转型升级的需求。资本和中间投入品的错配程度较轻，尤其是化肥、农药、农膜等中间投入品几乎未识别出错配，相较劳动力和土地，农村金融约束对普通农户的农业生产而言并不突出，对于农业规模经营主体而言则另当别论。



(a) 2008 年为界分时段分布

(b) 2013 年为界分时段分布

图 6 农业 TFPR 分布 (对数值)

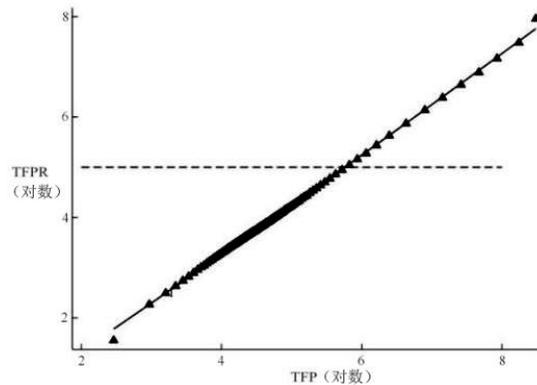


图 7 农业 TFP 和 TFPR 分布

表 4 农业 TFPR 描述性统计

| 年份 | 标准偏差 | 99-1 | 95-5 | 年份 | 标准偏差 | 99-1 | 95-5 |
|-------------|------|------|------|-------------|------|------|------|
| 2003—2007 年 | 1.03 | 3.45 | 2.27 | 2003—2012 年 | 1.04 | 3.48 | 2.29 |
| 2008—2020 年 | 1.10 | 3.81 | 2.41 | 2013—2020 年 | 1.14 | 4.08 | 2.51 |

注：99-1、95-5 分别为 TFPR 值排名的 99 和 1 百分位、95 和 5 百分位的农户 TFPR 比率。

(二) 错配改善对总体产量的改进效应

如果将错配的要 素改进为有效分配，原则上这种要素分配机制的完善能够降低要素成本，可在一定程度上促进农业 TFP 的增长。本文对要素错配成本进行了估算，如表 5 所示，对农户要素投入的有效重新分配将使 2003—2007 年农业 TFP 总体增加 55.05%，2008—2020 年增加 40.51%，2003—2012 年增加 46.29%，2013—2020 年增加 44.26%。

表 5 要素分配改进的生产力提升效应 单位: %

| 年份 | 总体 | 省内 | 年份 | 总体 | 省内 |
|-------------|-------|-------|-------------|-------|-------|
| 2003—2007 年 | 55.05 | 45.76 | 2003—2012 年 | 46.29 | 41.34 |
| 2008—2020 年 | 40.51 | 41.20 | 2013—2020 年 | 44.26 | 45.63 |

(三) 拆解现有错配上各个要素的来源占比

在分析农户农业生产要素投入错配程度的基础上, 还需进一步弄清各类要素投入错配的具体程度, 进而探析错配问题的根源, 以期提出针对性的解决措施。表 6 反映了错配分解到各要素的比例, 可以看出各类要素有效分配对生产效率的提升程度。

表 6 要素错配来源分解结果 单位: %

| | 全国 | 劳动力投入 | 土地投入 | 资本投入 | 中间投入 |
|-------------|-------|-------|------|------|-------|
| 总体改进 | 45.61 | 12.91 | 4.89 | 3.63 | 3.31 |
| 2003—2007 年 | 55.05 | 3.07 | 6.12 | 5.46 | 15.20 |
| 2008—2020 年 | 40.51 | 17.78 | 4.28 | 2.73 | -2.58 |
| 2003—2012 年 | 46.29 | 6.85 | 5.39 | 4.47 | 7.23 |
| 2013—2020 年 | 44.26 | 25.15 | 3.88 | 1.94 | -4.61 |

总体而言, 各要素按照错配程度从高到低依次为劳动力、土地、资本和中间投入。分时间段而言, 2008—2020 年相较 2003—2007 年、2013—2020 年相较 2003—2012 年, 劳动力投入的错配程度快速上升, 在错配总体效应中占比分别上升了 14.71 个和 18.30 个百分点; 相应地, 中间投入错配的程度快速下降, 在错配总体效应中占比下降了超过 10 个百分点。可以说, 2003—2007 年和 2003—2012 年间, 农户农业生产的中间投入是首当其冲需要解决的问题, 到了 2008—2017 年和 2013—2020 年, 解决劳动力的约束成了农户家庭从事农业生产必须面对的问题。此外, 土地投入和资本投入的错配程度均有所下降。

上述农业生产要素的错配特征变化趋势与中国剧烈变动的城乡二元结构和快速城市化进程息息相关, 背后有着非常坚实理论和现实依据。根据国家卫生健康委员会发布的《中国流动人口发展报告 2018》, 中国 2017 年流动人口规模已经超过 2.45 亿, 给城市化率和工业部门生产率带来巨大提升 (Tombe and Zhu, 2019)。第七次全国人口普查数据显示, 2020 年中国流动人口为 3.75 亿人, 人口流动趋势更加明显, 流动人口规模进一步扩大。然而, 农村给城市和非农部门贡献大量劳动力的同时, 农业部门却面临着青壮劳动力流失和生产能力的下降 (周泽宇等, 2019)。改革开放以来, 中国在极短的时间内建立起较为完整的工业体系, 微观农户决策会不可避免地受到影响和冲击。农户微观决策变化主要表现为在巨大城乡差距以及工农业工资溢价下, 农户首先需要决定是否向城市或非农部门转移, 其次为是否兼业, 最后才是农业经营规模。上述逻辑使不同要素错配程度出现了由高到低排序, 即依次为劳动力、土地、资本和中间投入。这一现象既是微观农户分析结果, 也映射出中国城乡二元结构的历史变迁, 以及中国近 20 年来快速城市化的发展历程。

六、反事实检验

借助 Foster et al. (2008) 的反事实框架，本文从动态视角对中国长时间序列下农业要素投入错配、效率改进等问题进行全面审视。Foster et al. (2008) 假定农户家庭的资源禀赋和生产能力一定，通过改进要素分配效率可提升全社会的农业总产出，但随着时间的推移，除了要素分配变化外，农户资源和生产力同样可能发生变化。此外，总产出增加不再等于 TFP 改进。考虑到这一点，可将总产出的增长分解为三个来源：一是来自要素投入增加的收益，二是从农户农业 TFP 增长中获益，三是资源分配效率改进的收益。通过将上述三种收益与总有效产出的收益进行对比，可以分析要素错配成本随时间的变化趋势以及改善农户要素错配如何促进总产出和提高生产力。

本文参考 Ayerst et al. (2020) 的方法，分时段构造样本，计算总产出分解为“三个来源”后的反事实调整总产出：第一，保持要素配置效率不变的情况下，跨时期内反事实调整要素投入总量所产生的反事实总产出；第二，保持总体要素配置效率不变情况下，跨时期调整农业 TFP 水平所导致的反事实总产出；第三，保持农业 TFP 水平和要素投入水平不变情况下，将要素配置效率分别改善为 2008—2020 年和 2013—2020 年水平的反事实总产出。此外，需要强调的是，上述三个来源存在交互影响，总产出的变化也许不能完全体现在上述三个来源，剩余部分归为残差。下文实证结果表明残差的体量很小，反事实检验很好地分解了总产出增长的不同来源。

如表 7 所示，2008—2020 年相较于 2003—2007 年农业总产量增长率为 16%，2013—2020 年相较于 2003—2012 年农业总产量增长率为 17%，要素总投入变化对这一增长产生了正面影响，分别提供 11 个和 22 个百分点的贡献，不同时期农户农业 TFP 的变化贡献分别约为 2 个和 1 个百分点。农户要素错配的变化对总产出增长有负面影响，分别拉低了近 1 个和 5 个百分点（保留两位小数情况下近似 1% 和 5%）。反事实框架解释了几乎全部变化。

为了将反事实测算结果与上文要素错配估计联系起来，本文计算了每个时期的要素配置效率改进后的产出，即在分别保持 2008—2020 年和 2013—2020 年的要素总投入、农户 TFP 不变情况下，得到的 2003—2007 年和 2003—2012 年的反事实效率产出（见表 7）。要素有效重新分配带来的产出增长在 2003—2007 年为 45%，在 2008—2020 年为 29%（ $=1.50/1.16-1$ ），在 2003—2012 年为 46%，在 2013—2020 年为 23%（ $=1.44/1.17-1$ ）。

表 7 反事实检验结果

| | 全国范围 | | 全国范围 |
|-------------|------|-------------|------|
| 真实产出： | | 真实产出： | |
| 2003—2007 年 | 1.00 | 2003—2012 年 | 1.00 |
| 2008—2020 年 | 1.16 | 2013—2020 年 | 1.17 |
| 反事实产出： | | 反事实产出： | |
| 要素总投入 | 1.11 | 要素总投入 | 1.22 |
| 农户 TFP | 1.02 | 农户 TFP | 1.01 |

(续表 7)

| | | | |
|---------------------|------|---------------------|------|
| 要素错配 | 0.99 | 要素错配 | 0.95 |
| 剩余 | 1.00 | 剩余 | 1.00 |
| 反事实效率产出: | | 反事实效率产出: | |
| 2003—2007 年(要素有效分配) | 1.45 | 2003—2012 年(要素有效分配) | 1.46 |
| 且使用 2008—2020 年要素 | 1.19 | 且使用 2013—2020 年要素 | 1.20 |
| 且使用 2008—2020 年 TFP | 1.25 | 且使用 2013—2020 年 TFP | 1.20 |
| 2008—2020 年(要素有效分配) | 1.50 | 2013—2020 年(要素有效分配) | 1.44 |

从反事实分析可以得出：第一，农业要素错配问题在全国普遍存在，改进要素分配效率可显著提高农业总产出；第二，单纯依靠提升农户农业 TFP 带动农业总产出增加的效果并不理想；第三，增加要素投入对产出增加有一定贡献，但边际贡献递减，未来单纯依靠增加要素投入带动农业现代化发展将收效甚微。

七、结论和建议

本文借鉴 Ayerst et al. (2020) 最新核算农业生产领域要素错配的理论框架，采用两种农业全要素生产率的测度方法，基于 2003—2020 年农业农村部固定观察点数据，对农户层面要素错配问题进行研究。研究发现：第一，中国农业生产中要素投入错配广泛存在，在不同口径下对要素有效重新分配，可使中国农业总产出上升 40%~50%。第二，总体而言，各要素按照错配程度从高到低依次为劳动力、土地、资本和中间投入，分时段而言，2008—2020 年和 2013—2020 年相较于 2003—2007 年和 2003—2012 年，要素错配程度有所上升。第三，通过使用 Foster et al. (2008) 的反事实检验发现，改进要素分配效率可显著提高农业总产出，但单纯依靠提升农户 TFP 带动农业总产出增加的效果并不理想。

基于上述结论，本文得出以下三点政策启示：第一，农业生产要素配置优化是实施乡村振兴战略、实现产业兴旺的重要环节之一，在未来一段时期，单纯依靠提升农户家庭的生产效率来带动农业总产量增加的效果可能并不理想。通过优化资源要素配置，让能种地、愿种地的高素质农民掌握更多要素资源，是提升中国农业生产效率的有效途径。第二，农业生产要素错配问题普遍存在，不同类型要素配置扭曲的程度不同，在农业要素投入受到约束以及边际效应递减的情况下，提升农业生产要素资源配置效率，应成为下一阶段农业农村改革的重点，无论对于普通农户还是规模经营主体来讲，都能够显著提高他们的生产经营效率。第三，资本约束一定程度上制约了农业规模经营主体的发展，但对普通农户的农业生产影响不大，而劳动力、土地等要素的配置则对任何类型经营主体都存在重大影响。健全农村劳动力市场，持续提升农业生产机械化程度，加强农业生产社会化服务，一定程度上能够缓解劳动力资源错配问题；健全和规范农村土地流转市场，降低土地流转的交易成本，提升交易效率，让土地流转价格更加“理性”，一定程度上可以降低土地要素配置的扭曲程度。在实施乡村振兴战略的大背景下，只有深化要素市场化改革，使农业生产要素自由流转，才能充分调动有能力的农户积极从事农业生产经营，实现小农户和现代农业的有机衔接，切实促进农业全要素生产率提升。

参考文献

- 1.陈梦根、侯园园, 2021: 《中国行业劳动投入和劳动生产率: 2000—2018》, 《经济研究》第 5 期, 第 109-126 页。
- 2.盖庆恩、朱喜、程名望、史清华, 2017: 《土地资源配置不当与劳动生产率》, 《经济研究》第 5 期, 第 117-130 页。
- 3.邵亮亮、冀县卿、黄季焜, 2013: 《中国农户农地使用权预期对农地长期投资的影响分析》, 《中国农村经济》第 11 期, 第 24-33 页。
- 4.黄季焜、冀县卿, 2012: 《农地使用权确权与农户对农地的长期投资》, 《管理世界》第 9 期, 第 76-81 页、第 99 页、第 187-188 页。
- 5.倪国华、蔡昉, 2015: 《农户究竟需要多大的农地经营规模? ——农地经营规模决策图谱研究》, 《经济研究》第 3 期, 第 159-171 页。
- 6.赵西亮, 2018: 《农民工与城市工资——来自中国内部移民的证据》, 《经济学(季刊)》第 3 期, 第 969-994 页。
- 7.周泽宇、余航、吴比, 2019: 《农业生产率测度、无效流转与土地再配置——基于一个“U 形”关系的识别》, 《经济科学》第 6 期, 第 104-116 页。
- 8.朱诗娥、杨汝岱、吴比, 2018: 《中国农村家庭收入流动: 1986~2017 年》, 《管理世界》第 10 期, 第 63-72 页。
- 9.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, 第 86-98 页。
- 10.Adamopoulos, T., L. Brandt, J. Leight, and D. Restuccia, 2022, “Misallocation, Selection, and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China”, *Econometrica*, 90(3): 1261-1282.
- 11.Adamopoulos, T., and D. Restuccia, 2014, “The Size Distribution of Farms and International Productivity Differences”, *American Economic Review*, 104(6): 1667-1697.
- 12.Ayerst, S., L. Brandt, and D. Restuccia, 2020, “Market Constraints, Misallocation, and Productivity in Vietnam Agriculture”, *Food Policy*, 94: 101840.
- 13.Baland, J. M., P. Bardhan, S. Das, D. Mookherjee, and R. Sarkar, 2006, “Managing the Environmental Consequences of Growth: Forest Degradation in the Indian Mid-Himalayas”, *India Policy Forum*, 3: 215-277.
- 14.Chari, A. V., E. M. Liu, S. Y. Wang, and Y. X. Wang, 2021, “Property Rights, Land Misallocation and Agricultural Efficiency in China”, *The Review of Economic Studies*, 88(4): 1831-1862.
- 15.Cheng, Y. S., and K. S. Chung, 2018, “Designing Property Rights over Land in Rural China”, *The Economic Journal*, 128: 2676-2710.
- 16.Foster, L., J. Haltiwanger, and C. Syverson, 2008, “Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability”, *American Economic Review*, 98: 394-425.
- 17.Ghatak, M., and Roy. S., 2007, “Land Reform and Agricultural Productivity in India: A Review of the Evidence”, *Oxford Review of Economic Policy*, 23(2): 251-269.
- 18.Hopenhayn, H., and R. Rogerson, 1993, “Job Turnover and Policy Evaluation: A General Equilibrium Analysis”, *Journal of Political Economy*, 101(5): 915-938.
- 19.Hsieh, C. T., and P. J. Klenow, 2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4): 1403-1448.

20.Raj, C., and N. F. John, 2019, “A Practical Method to Reduce Privacy Loss When Disclosing Statistics Based on Small Samples”, *Journal of Privacy and Confidentiality*, 109(2): 1-23.

21.Restuccia, D., and R. Rogerson, 2008, “Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Establishments”, *Review of Economic Dynamics*, 11(4): 707-720.

22.Storesletten, K., B. Zhao, and F. Zilibotti, 2019, “Business Cycles During Structural Change: Arthur Lewis Theory from a Neoclassical Perspective”, NBER Working Paper, <https://www.nber.org/papers/w26181>.

23.Tombe, T., and X. Zhu, 2019, “Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China”, *American Economic Review*, 109(5): 1843-1872.

(作者单位: ¹湖北省农业科学院;

²北京大学经济学院;

³农业农村部农村经济研究中心)

(责任编辑: 胡 祎)

The Evolution of China’s Agricultural Total Factor Productivity and Factor Misallocation: An Analysis Based on the Data of National Fixed Observation Points in Rural Areas from 2003 to 2020

WU Yaling YANG Rudai WU Bi LU Guoliang

Abstract: The implementation of the rural revitalization strategy puts forward higher requirements for improving the efficiency of agricultural production factor allocation and forming the system and mechanism of gathering production factors into advanced productive forces. Based on the theoretical framework of Ayerst et al. (2020) to calculate the degree of factor misallocation in agricultural production, this article uses the data from national fixed observation points in rural areas of the Ministry of Agriculture and Rural Affairs from 2003 to 2020 and examines factor misallocation at the farmer household level. The empirical results are as follows. First of all, from the perspective of productivity, the increase of farmers’ agricultural total factor productivity (TFP) since 2003 is not obvious, nor is it sustainable. Secondly, the internal factors of agricultural production in China have a high degree of misallocation. According to the degree of misallocation from high to low, the factors in the field of agricultural production are labor, land, capital and intermediate input. Effective redistribution of factors can roughly increase the total agricultural output by about 40%-50%. Thirdly, through counterfactual analysis, it finds that simply relying on improving farmers’ TFP or increasing factor input is not ideal for increasing total output, and improving the efficiency of resource allocation of agricultural production factors should be the focus of the next stage of reform in agriculture and rural areas.

Key Words: Agricultural TFP; Factor Misallocation; Counterfactual Analysis